

# Propiedades psicométricas preliminares del Índice de Comportamiento Proambiental (ICP) en una muestra colombiana<sup>1</sup>

**Willian Sierra-Barón**

Magíster en Educación  
Universidad Surcolombiana, Neiva, Colombia  
Correo electrónico: willian.sierra@gmail.com

**Alex Felipe Saza Quintero**

Magíster en Educación  
Universidad Surcolombiana, Neiva, Colombia  
Correo electrónico: felipesaza@gmail.com

Recibido: 25/08/2021  
Evaluado: 22/09/2021  
Aceptado: 08/11/2021

## Resumen

Se han desarrollado algunos instrumentos psicométricos para medir el Índice de Comportamiento Proambiental (ICP), pero aún se identifican pocos en Latinoamérica, y menos en el modelo de Teoría de Acción Razonada (TAR). A partir de un estudio psicométrico, con novecientos ochenta participantes, se realizó una validación convergente y divergente con una escala de conocimientos ambientales, un análisis factorial exploratorio y un análisis de consistencia interna con  $\omega$  de McDonald. Como resultados, se evidencia que el instrumento completo explica el 52,83% de la varianza, la saturación supera el .40, excepto para un ítem; y los ítems se agrupan en cinco categorías. Se evidencian correlaciones positivas entre los ítems proambientales y los conocimientos, y correlaciones negativas con los ítems antiambientales. Entonces, se obtiene un instrumento que mide el ICP con niveles adecuados de validez y confiabilidad; no obstante, se sugiere la revisión de algunos ítems y su extensión, buscando mayor concordancia conceptual, conforme a los procedimientos psicométricos.

## Palabras clave

Comportamiento proambiental, Psicometría, Población universitaria.

<sup>1</sup> Para citar este artículo: Sierra-Barón, W., y Saza-Quintero, A-F. (2023). Propiedades psicométricas preliminares del Índice de Comportamiento Proambiental (ICP) en una muestra colombiana. *Informes Psicológicos*, 23(1), pp. 125-141 <http://dx.doi.org/10.18566/infpsic.v23n1a08>

# Propriedades psicométricas preliminares do Índice de Comportamento Pró-Ambiental (ICP) em uma amostra colombiana

## Resumo

**Introdução:** Alguns instrumentos psicométricos foram desenvolvidos para medir o Índice de Comportamento Pró-Ambiental (ICP), mas poucos ainda são identificados na América Latina, e menos ainda no modelo da Teoria da Ação Racional (TAR). **Método:** estudo psicométrico, com 980 participantes; uma validação convergente e divergente foi realizada com uma escala de conhecimento ambiental, uma análise fatorial exploratória e uma análise de consistência interna com  $\omega$  de McDonald. **Resultados:** O instrumento completo explica 52,83% da variância, a saturação excede 0,40 com exceção de um item, e os itens são agrupados em cinco categorias. Existem correlações positivas entre itens pró-ambientais e conhecimento, e correlações negativas com itens antiambientais. **Discussão:** Obtém-se um instrumento que mede o ICP com níveis adequados de validade e fiabilidade; entretanto, sugere-se a revisão de alguns itens e a extensão, buscando maior concordância conceitual, e de acordo com os procedimentos psicométricos.

---

### Palavras-chave

Comportamento pró-ambiental, Psicometria, População universitária.

---

# Preliminary psychometric properties of the ICP Pro-Environmental Behavior Index in a Colombian sample

## Abstract

*Introduction:* Some psychometric instruments have been developed to measure the PEBI Pro-Environmental Behavior Index, but few are still identified in Latin America, and less in the TRA Theory of Reasoned Action model. *Method:* psychometric study, with 980 participants. A convergent and divergent validation was performed with an environmental knowledge scale, followed by an exploratory factor analysis and an internal consistency analysis with McDonald's  $\omega$ . *Results:* The complete instrument explains 52.83% of the variance, the saturation exceeds .40 except for one item, and the items are grouped into five categories. There are positive correlations between pro-environmental items and knowledge, and negative correlations with anti-environmental items. *Discussion:* An instrument that measures the PEBI with adequate levels of validity and reliability is obtained; however, the review of some items and the extension is suggested, seeking greater conceptual agreement, in accordance with psychometric procedures.

---

## Keywords

Pro-environmental behavior, Psychometry, College population.

---

# Introducción

Diversos cambios históricos como las revoluciones industrial y científica, así como las grandes guerras del siglo XX, han presionado a que la humanidad potencie un mayor dominio del entorno y se adapte con rapidez a diferentes condiciones que, a su vez, han posibilitado una forma de relación sin precedentes con el entorno. Infortunadamente, este *progreso* ha acelerado una explotación indiscriminada de los recursos, con repercusiones actuales y futuras en el clima, la biodiversidad, la seguridad alimentaria y otros aspectos que comprometen la sostenibilidad del planeta en su conjunto y la supervivencia de las especies, incluida la especie humana (Intergovernmental Panel of Climate Change [IPCC], 2021).

Para lograr revertir esta situación, se necesita el compromiso de todos los ciudadanos por medio de un cambio comportamental proambiental sostenido en el tiempo; ello implica, en principio, plantear modelos explicativos de los factores que anteceden a dichas conductas, así como contar con instrumentos idóneos para su identificación y evaluación. En esta línea de estudio, autores como Fishbein y Ajzen (1975-2009) y Ajzen (1991) proyectaron su propuesta de Teoría de Acción Razonada - Acción Planeada [TAR-TAP] que, si bien se orientó a la explicación de la adopción de prácticas saludables (Caputo, 2020), ha demostrado un gran potencial en la explicación de los comportamientos en áreas como la organizacional y la educativa (Bosnjak, Ajzen & Schmidt, 2020) y en el área proambiental (Mainchum, Parichatnon & Peng, 2017).

Este modelo resalta que el comportamiento atiende a consideraciones como las creencias (relacionadas con las consecuencias de las acciones), que determinan las actitudes hacia una conducta esperada; y las creencias normativas (asociadas con las normas sociales establecidas por consenso), que predicen la posibilidad de incorporar la norma que se adscribe al comportamiento (norma subjetiva). Tanto las actitudes como la norma subjetiva predicen la intención que subyace al comportamiento esperado; pero, además, se advierte que las actitudes no necesariamente correlacionan con dicha familia de conductas (Sandoval-Escobar et al., 2019). No obstante, esta propuesta conceptual se ha venido implementando con relativo éxito en la explicación de comportamientos proambientales, conforme a los componentes del modelo.

Existen algunos instrumentos en el contexto mundial para la medición del comportamiento proambiental (Antil & Bennet, 1979; Arnold, Kibbe, Hartig, & Kaiser, 2018; Blaikie, 1992; Bohlen, Schlegelmilch, & Diamantopoulos, 1993; Clayton, 1993; Dunlap, Van Liere, Mertig, & Jones, 2000; Fernández-Manzanal, Rodríguez-Barreiro, & Carrasquer, 2007; Kuhn & Jackson, 1989; La Trobe & Acott, 2000; Lounsbury & Tornatzky, 1977; Maloney, Ward, & Braucht, 1975; Milfont & Duckitt, 2010; Pelletier, Legault, & Tuson, 1996; Schultz, 2001; Stern, Dietz, & Kalof, 1993; Thompson & Barton, 1994; Weigel & Weigel, 1978; Zhu & Lu, 2017). No obstante, se evidencia que: a) son pocos los instrumentos que dan cuenta simultáneamente de los factores predictores (normas subjetivas y creencias) y de los comportamientos señalados, en consecuencia con el modelo de Ajzen y Fishbein; y b) son prácticamente inexistentes en el contexto latinoamericano.

En relación con este último punto, se registran algunas propuestas relativamente recientes: en México, Vanegas-Rico, Corral-Verdugo, Ortega-Andeane y Bustos-Aguayo (2018) desarrollaron la Escala Expectativa de Comportamiento Ambiental de Otros, con adultos jóvenes mexicanos, en una muestra de 218 personas, con una consistencia interna que oscila entre .77 y .79, y una varianza explicada de 57.65, que ahonda en las dimensiones del comportamiento, tanto proambiental como antiambiental, percibidas en las personas observadas por el participante en su cotidianidad.

Para el caso colombiano, Herrera, Ramírez, De la Hoz y Acuña (2018) diseñaron la Escala para la Medición de las Prácticas Ambientales (EMPA), soportada en la Teoría de la Conducta Planeada y aplicada en una muestra de 63 trabajadores de una empresa, con la que obtuvieron un Alfa de Cronbach Global de .875 y una subescala de .653 para la norma subjetiva, .754 para la actitud y .539 para el control conductual. Además, Sandoval y Barreto (2014) realizaron una primera versión de ICP que incorporó ítems de la escala propuesta por González-López (2002) y Paternina (2007), el cual obtuvo un  $\alpha$  de .88. No obstante, se destaca la importancia de evidenciar si los ítems se agrupan conforme a la propuesta conceptual original o si hay variaciones en dicha configuración de los factores, así como la necesidad de llevar a cabo un análisis de consistencia interna que supere las limitaciones planteadas por el  $\alpha$  de Cronbach (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). De acuerdo con lo anterior, la presente investigación pretende dar una respuesta a las situaciones explicitadas.

## Método

Esta investigación corresponde a un diseño de tipo instrumental-psicométrico donde se incluyen aquellos estudios interesados en analizar las propiedades psicométricas de instrumentos de medida psicológicos, bien se trate de la adaptación de los ya existentes o sean estos nuevos (Ato, López & Benavente, 2013).

## Participantes

Se utilizó un muestreo por conglomerados; las unidades primarias para el cálculo del universo estuvieron constituidas por las diferentes facultades y las unidades elementales por los programas académicos adscritos a cada una de ellas. Así, se estimó que la población de estudiantes matriculados en pregrado en el periodo 2019-2, en las tres sedes de la Universidad Surcolombiana, correspondió con 12.029 personas. Se utilizó la fórmula de cálculo de tamaño de muestra finita, con un error máximo de 3%, nivel de confianza de 95% y una heterogeneidad de 50% para la muestra  $p = .5$ , la cual determinó una muestra de novecientos ochenta estudiantes. Al final, se acopió el registro de novecientos noventa y un participantes, con una media de edad de 20 años (D.E. = 2.69), los cuales cumplieron con las características descritas en la tabla 1.

*Tabla 1*  
Descripción de los participantes

<b>Sexo</b>	<b>f</b>	<b>%</b>	<b>Semestre</b>	<b>f</b>	<b>%</b>
Masculino	542	54,7	Primero	197	19,9
Femenino	449	45,3	Segundo	108	10,9
			Tercero	187	18,9
			Cuarto	122	12,3
			Quinto	102	10,3
			Sexto	106	10,7
			Séptimo	86	8,7
			Octavo	43	4,3
			Noveno	25	2,5
			Décimo	15	1,5
<b>Facultad</b>			<b>Estrato Socioeconómico</b>		
Ciencias Naturales	24	2,4	Bajo	309	31,2
Ciencias Sociales y Humanas	245	24,8	Medio bajo	468	47,2
Ciencias Económicas	136	13,7	Medio	177	17,9
Ciencias de la Educación	246	24,7	Medio alto	33	3,3
Ingenierías	249	25	Alto	4	.4
Ciencias de la Salud	45	4,5			
<b>Pertenece a un colectivo ambiental</b>			<b>Sede</b>		
Sí	58	5,9	Neiva	873	88,1
No	933	94,1	Pitalito	113	11,4
			Garzón	2	.2
			La Plata	3	.3
<b>Estado civil</b>					
Soltero	917	92,5			
Unión libre	62	6,3			
Casado	12	1,2			
<b>Procedencia</b>					
Urbano	777	78,4			
Rural	214	21,6			

Fuente: Elaboración propia.

## Instrumentos

*Escala de Comportamiento Proambiental.* Este cuestionario desarrollado por González-López (2002), y revisado para un estudio posterior por Sandoval y Barreto (2014) para la medición del comportamiento proambiental en población colombiana obteniendo un  $\alpha$  de Cronbach de .88, está compuesto por sesenta y siete (67) ítems distribuidos en seis subescalas con aspectos pro y antiambientales, a saber: a) creencias proambientales (11 ítems) y antiambientales (4 ítems); b) normas subjetivas proambientales (18 ítems) y antiambientales

(7 ítems); y c) intención de comportamiento proambiental (15 ítems) y antiambiental (12 ítems). Los ítems correspondientes a las creencias fueron evaluados mediante una escala de acuerdo tipo Likert de 6 puntos, que oscilaron entre “Total desacuerdo” a “Total acuerdo”; las normas subjetivas fueron evaluadas mediante una escala de importancia tipo Likert de 6 categorías cuya respuesta estuvo entre “Sin importancia” a “Totalmente importante”; por último, las acciones proambientales (intención de conducta) fueron evaluadas mediante una escala de frecuencia de 5 aspectos, que osciló entre “Nunca” a “Siempre”.

*Escala diagnóstica de conocimientos ambientales para Latinoamérica (ECLA)*. Para evaluar la validez convergente y divergente, se utilizó el ECLA, entendiendo que el conocimiento ambiental es precursor tanto de actitudes como de comportamientos proambientales (Kaiser & Frick, 2002; Kollmus & Agyeman, 2002). En el diseño de este instrumento se combinaron los enfoques sustentados en los modelos teóricos propuestos por Kaiser y Frick (2002), autores que distinguen tres tipos de conocimiento: a) conocimiento del sistema (funcionamiento del ecosistema); b) conocimiento de las acciones (disponibilidad de las intervenciones); y c) conocimiento sobre la efectividad (impacto de las acciones realizadas). Asimismo, se integró la propuesta teórica de Schahn (1996), quien propone distintos dominios de problemas como el cambio climático, el consumo energético, el agua, la gestión de residuos, la alimentación y bienes de consumo, la contaminación industrial y los problemas públicos de salud y generales, incluyendo 6 ítems de este cuestionario. Este instrumento combina dos dimensiones, tipos y dominios, conformando la escala compuesta por 36 ítems; de los cuales, se aplicaron 35 en Colombia.<sup>2</sup> El instrumento cuenta con un formato de respuesta de selección múltiple de cinco opciones con el objetivo de mantener en un 20% las respuestas al azar, puntuando uno para la respuesta correcta y cero para las incorrectas, con la posibilidad de obtener un puntaje entre 0 y 35.

Geiger, Otto y Diaz-Martin (2014) utilizaron el modelo logístico de un parámetro o modelo Rasch (Rasch, 1960) para determinar el índice de dificultad de los

ítems y la prevalencia de conocimientos específicos; la fiabilidad de separación para la escala Rasch para la población colombiana fue de .57, que representa la proporción entre la varianza real y la varianza estimada del conocimiento de los participantes. Con puntuación media de conocimiento de -.93 Logits.<sup>3</sup> La validación se realizó mediante correlación entre conocimientos y el comportamiento,  $r = .37$ , y comparación de las submuestras ( $F(2,297) = 28.0, p < .001$ ).

Las variables sociodemográficas fueron evaluadas a través de un cuestionario *Ad Hoc* diseñado específicamente para el estudio.

## Procedimiento

Se realizó un oficio dirigido a los jefes de programa de cada una de las carreras participantes, solicitando la autorización y permiso para realizar la aplicación en un tiempo de aproximadamente 20 minutos durante una clase determinada. Los instrumentos fueron administrados en físico (cuestionarios impresos) y en línea, a través de Google Forms ®. Los datos fueron recolectados durante el segundo semestre lectivo del año 2019, antes de la declaración de pandemia por COVID-19. Todos los participantes que aceptaron participar firmaron el consentimiento respectivo, en el cual se informó acerca de la finalidad de la investigación y el nivel de riesgo conforme a la resolución 8430 expedida por el Ministerio de Salud de Colombia que, para este caso, fue ninguno. Además, se garantizó la confidencialidad y el anonimato respectivos,

2 Para la población colombiana se retiró el ítem de "frutas de temporada" al no ser relevante en un país tropical.

3 Logaritmo natural de la proporción verdadero o falso, donde, entre más alto sea el valor, mayor grado de conocimiento representará.

en cumplimiento de las consideraciones éticas señaladas en la Ley 1090 proferida por el Congreso de Colombia para el desarrollo de estudios psicológicos con sujetos humanos en este país.

## Análisis de datos

Se realizaron estadísticos de frecuencias y porcentajes para la descripción de la muestra, de mínimo, máximo, media y desviación estándar por cada factor. Posteriormente, se realizó el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con rotación oblicua Promax, asumiendo que pueden existir relaciones entre los factores discriminados, de acuerdo con las recomendaciones de Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco (2014). Para evaluar la validez convergente y divergente, se estableció un procedimiento de correlación Rho de Spearman. Estos cálculos fueron desarrollados con el uso del paquete estadístico SPSS V26 ®. Por último, para identificar la consistencia interna, se realizó el computo de la  $\omega$  de McDonald para los factores obtenidos, así como las correlaciones ítem-prueba mediante el *software* JAPS 0.14.1 ®.

# R

## Resultados

El análisis Kaiser-Meyer-Olkin refirió que la muestra elegida es adecuada para el AFE (.947) con una significación estadística de  $<.05$ . Acto seguido, se ejecutó el AFE con rotación Promax, con el correspondiente reporte de comunalidades y consistencia interna. El instrumento completo explica el 52,83% de la varianza total; y la saturación de los ítems respecto de cada factor supera el .40, excepto para el ítem 12 (.399). No obstante, terminan agrupados en cinco factores, y no en seis como la escala original, porque los ítems de norma subjetiva proambiental se suscriben en la misma categoría que los de creencias proambientales.

Las correlaciones ítem-prueba son superiores a .30 para los casos de comportamiento proambiental (excepto los ítems 45, 48 y 55), y menores a dicho valor (excepto los ítems 56, 57 y 59) para lo relacionado con lo antiambiental. Además, los indicadores de consistencia si falta el elemento Omega de McDonald son superiores a .75, en todos los casos. Los resultados detallados son presentados en la tabla 2.



Tabla 2

Matriz de carga factorial de cada reactivo, extracción, omega de McDonald y correlaciones ítem-prueba si se suprime el elemento del ICP

Ítem	Media	D.E.	F1	F2	F3	F4	F5	Comunalidades	C.I. si se suprime elemento ( $\omega$ de McDonald)	Correlación ítem-test
Ítem 1	5.06	1.157	.654					.468	.765	.412
Ítem 2	4.79	1.241	.598					.444	.767	.370
Ítem 3	4.87	1.211	.72					.579	.762	.443
Ítem 4	5.08	1.201	.686					.573	.764	.397
Ítem 5	4.61	1.208	.64					.485	.765	.429
Ítem 6	4.42	1.174	.607					.526	.767	.427
Ítem 7	4.27	1.335	.486					.277	.771	.337
Ítem 8	4.69	1.152	.717					.539	.763	.454
Ítem 9	4.84	1.214	.767					.618	.760	.449
Ítem 10	4.94	1.158	.69					.541	.764	.420
Ítem 11	4.36	1.228	.598					.421	.768	.405
Ítem 12	4.3	1.354	.399					.262	.774	.298
Ítem 13	2.48	1.655		.714				.543	.804	.041
Ítem 14	2.91	1.576		.62				.45	.798	.123
Ítem 15	2.9	1.595		.6				.46	.798	.140
Ítem 16	4.4	1.272	.61					.434	.766	.403
Ítem 17	4.43	1.254	.692					.558	.762	.476
Ítem 18	4.82	1.207	.761					.603	.759	.470
Ítem 19	4.87	1.245	.783					.681	.757	.473
Ítem 20	4.7	1.204	.796					.649	.757	.502
Ítem 21	4.83	1.249	.786					.664	.756	.496
Ítem 22	4.43	1.224	.742					.588	.759	.516
Ítem 23	4.61	1.271	.687					.481	.762	.446
Ítem 24	4.87	1.221	.798					.671	.756	.485
Ítem 25	4.84	1.22	.744					.567	.760	.461
Ítem 26	4.85	1.182	.806					.67	.757	.492
Ítem 27	4.95	1.213	.789					.707	.758	.463
Ítem 28	4.46	1.242	.675					.54	.763	.454
Ítem 29	4.87	1.229	.788					.667	.758	.470
Ítem 30	4.71	1.196	.777					.615	.759	.479
Ítem 31	4.67	1.207	.761					.6	.758	.514
Ítem 32	4.45	1.261	.615					.417	.765	.441
Ítem 33	4.17	1.369	.504					.339	.770	.414
Ítem 34	3.14	1.622				.422		.279	.793	.259
Ítem 35	2.61	1.52				.621		.56	.800	.240
Ítem 36	2.7	1.566				.61		.576	.802	.238
Ítem 37	2.93	1.414				.744		.658	.798	.262
Ítem 38	2.53	1.58				.687		.693	.804	.184
Ítem 39	2.73	1.486				.713		.665	.803	.175

Ítem	Media	D.E.	F1	F2	F3	F4	F5	Comunalidades	C.I. si se suprime elemento ( $\omega$ de McDonald)	Correlación ítem-test
Ítem 40	3.28	1.395				.738		.551	.791	.293
Ítem 41	3.85	.964			.457			.312	.777	.359
Ítem 42	3.3	1.433				.448		.355	.787	.286
Ítem 43	3.66	.944			.489			.447	.778	.301
Ítem 44	3.96	.894			.527			.504	.772	.454
Ítem 45	3.23	1.233			.467			.419	.787	.161
Ítem 46	3.94	.881			.585			.454	.774	.409
Ítem 47	4.42	.925	.651					.598	.767	.423
Ítem 48	3.57	.965			.618			.453	.782	.244
Ítem 49	4.01	.809			.707			.53	.773	.415
Ítem 50	3.63	.969			.691			.537	.781	.267
Ítem 51	4.47	.913	.659					.605	.767	.443
Ítem 52	3.64	.964			.705			.563	.781	.273
Ítem 53	4.03	.807			.689			.497	.774	.398
Ítem 54	4.03	.83			.702			.529	.774	.393
Ítem 55	3.38	1.27			.566			.489	.788	.138
Ítem 56	3.32	1.169					.545	.457	.789	.296
Ítem 57	2.93	1.272					.679	.54	.795	.269
Ítem 58	2.63	1.3					.806	.678	.801	.224
Ítem 59	2.93	1.325					.702	.537	.795	.261
Ítem 60	2.94	1.268					.72	.615	.794	.257
Ítem 61	2.17	1.345					.808	.741	.806	.138
Ítem 62	2.12	1.365					.792	.766	.808	.113
Ítem 63	2.26	1.344					.799	.687	.806	.101
Ítem 64	2.24	1.37					.769	.646	.804	.142
Ítem 65	2.78	1.344					.608	.412	.795	.192
Ítem 66	2.4	1.297					.738	.569	.800	.175
Ítem 67	2.3	1.312					.739	.586	.803	.108
Varianza explicada			28.96	2.34	6.20	2.68	11.69			
$\omega$ de McDonald (IC 95%)			.96 (.96- .96)	.75 (.72- .77)	.86 (.84- .87)	.87 (.86- .88)	.92(.91- .92)			

Nota: C.I. = Consistencia Interna; F1 = creencias proambientales; F2 = creencias antiambientales; F3 = norma subjetiva proambiental; F4 = norma subjetiva antiambiental; F5 = comportamiento proambiental; F6 = comportamiento antiambiental.

Fuente: Elaboración propia.

En la tabla 3 se presenta la comparación entre la estructura presentada por Saavedra y Barreto (2014) con la obtenida en este proceso de descripción de propiedades psicométricas. Si bien hay una similitud importante, se mues-

tra cuáles de los ítems específicos de la dimensión “norma subjetiva proambiental” se alinean con los de la dimensión de “creencias proambientales”. Los ítems 12, 47 y 51 migran al factor 1, y el ítem 42 al factor 4.

*Tabla 3*

Contraste entre la agrupación de ítems de la versión de Sandoval y Barreto (2014) y la obtenida en el AFE

Dimensión	Versión de Saavedra y Barreto (2014)	Versión AFE (2021)
Factor 1 (F1)	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11	1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 47, 51
Factor 2 (F2)	12, 13, 14, 15	13, 14, 15
Factor 3 (F3)	16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33	-
Factor 4 (F4)	34, 35, 36, 37, 38, 39, 40	34, 35, 36, 37, 38, 39, 40, 42
Factor 5 (F5)	41, 42, 43, 44, 45, 46, 47, 48, 49, 50, 51, 52, 53, 54, 55	41, 43, 44, 45, 46, 48, 49, 50, 52, 53, 54, 55
Factor 6 (F6)	56, 57, 58, 59, 60, 61, 62, 63, 64, 65, 66, 67	56, 57, 58, 59, 60, 61, 62, 63, 64, 65, 66, 67

Nota: C.I. = Consistencia Interna; F1 = creencias proambientales; F2 = creencias antiambientales; F3 = norma subjetiva proambiental; F4 = norma subjetiva antiambiental; F5 = comportamiento proambiental; F6 = comportamiento antiambiental.

Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la validez convergente, se identificaron correlaciones positivas significativas entre las dimensiones del conocimiento ambiental y las creencias-normas y comportamientos proambientales, así como correlaciones

negativas significativas con las creencias-normas y comportamientos antiambientales, conforme a lo esperado. No obstante, las magnitudes evidenciadas son bajas.

Tabla 4  
Validez convergente y divergente

	Conocimiento del ecosistema	Conocimiento de las acciones	Conocimiento del impacto de las acciones
Validez convergente			
<i>Creencias-normas Proambientales</i>	.192**	.137**	.105**
<i>Comportamiento proambiental</i>	.165**	.142**	.022
Validez divergente			
<i>Creencias antiambientales</i>	-.189**	-.227**	-.201**
<i>Normas antiambientales</i>	-.124**	-.127**	-.144**
<i>Comportamiento antiambiental</i>	-.173**	-.157**	-.204**

Nota: \*La correlación es significativa en el nivel .05 (bilateral). \*\*La correlación es significativa en el nivel .01 (bilateral).

Fuente: Elaboración propia.

## Discusión

Si bien no hubo una superposición entre la propuesta evaluada por Sandoval y Barreto y el AF expuesto en este trabajo, de acuerdo con lo establecido por Cruz y Manata (2020), esto no quiere decir que la primera versión no tenga un comportamiento psicométrico adecuado; de hecho, ambas aplicaciones y análisis pueden ser notablemente consistentes (Dunlap & Jones, 2002). Sin embargo, también se advierte que algunos ítems, que clasificaban en la versión original en categorías antiambientales (12, 47 y 51), saturaron mejor en categorías proambientales, mientras que con el ítem 42 sucedió lo contrario. También se evidenció que buena parte de los ítems mostraron una correlación con la prueba total baja, particularmente, los que evaluaron rasgos antiambientales. Estos hallazgos llaman la atención sobre realizar una nueva investigación que, en primera instancia, revise la redacción, pertinencia y ubicación de cada

ítem, a fin de que responda tanto a un mayor refinamiento conceptual, como a una operacionalización más ajustada a las situaciones cotidianas percibidas por las personas, particularmente entre las categorías de creencias proambientales y norma subjetiva proambiental, y las categorías globales proambiental o antiambiental.

Otro aspecto a discutir es la extensión del instrumento para la medición del ICP; si bien este análisis presenta unas propiedades psicométricas adecuadas para el uso del instrumento, en circunstancias particulares puede parecer redundante o inducir fatiga en algunos participantes, por lo que se recomienda una nueva aplicación en donde se prioricen los ítems que más varianza aportan, los que menos comunalidad demuestran con la escala y los que mayor correlación ítem-prueba demuestran, de forma tal que se ajusten a los constructos definidos y se pueda obtener una versión reducida igualmente válida y confiable (Lloret-Segura et al., 2014), más allá de elaborar escalas

*Ad Hoc* para estudios puntuales, conforme lo sugerido por Cruz y Manata (2020).

La validez convergente y divergente que se estableció respecto al nivel de conocimientos de las personas es coherente con la distinción entre las categorías proambiental y antiambiental; no obstante, el hecho de que las correlaciones obtenidas hayan sido bajas puede explicarse en las distinciones entre las categorías conocimiento, creencias, normas subjetivas y comportamientos, teniendo presente que no necesariamente el conocer implica que todas las personas se identifiquen con algo consecuente con la evidencia y se comporten en función al conocimiento que tienen (Saza-Quintero, Sierra-Barón & Acosta, 2021; Sandoval-Escobar et al., 2019; Sierra-Barón, Medina-Arbolada, & Aguilera, 2018). Por tal motivo, conviene, a futuro, una validación que contraste con otros instrumentos lo específicamente orientado a las categorías ambientalistas, por un lado; y, por otro, lo relacionado con las antiambientales.

El análisis brinda unos indicadores de consistencia interna adecuados, representados en los índices  $\omega$  de McDonald, que si bien no se distancia de lo ya referido por Sandoval y Barreto (2014) a través de  $\alpha$  de Cronbach, sí muestran un indicador más robusto que no depende del tamaño de la muestra ni de la cantidad de opciones de respuesta (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017).

Como limitaciones de la investigación se relacionan las siguientes: a pesar de

que se logró una cantidad importante de participantes, el muestreo fue a conveniencia con estudiantes de una única institución universitaria, lo cual reduce la capacidad de generalización de resultados, y probablemente mantenga un sesgo en la valoración de las situaciones referidas en los ítems; aunque se intentó compensar con la convocatoria de perfiles de múltiples programas. Por otro lado, la información fue obtenida a través de autorreporte, por lo que no se descarta que algunas respuestas relacionadas estuvieran sesgadas por deseabilidad social (Olivos-Jara et al., 2014). De igual forma, habría sido preferible el uso de una escala de contraste que tuviera una estructura similar (en términos de tendencias ambientalistas y antiambientalistas), para verificar la validez convergente y divergente del instrumento evaluado; aunque con el ECLA se obtuvieron resultados consistentes, este último instrumento está dirigido a la medición de conocimientos.

Finalmente, se invita a los investigadores a continuar con ejercicios de corte psicométrico, que permitan encontrar la mejor forma de medir los comportamientos proambientales (y sus factores asociados), así como a la formulación de estudios que evalúen intervenciones promotoras de dichos comportamientos a gran escala, teniendo en cuenta su potencial impacto en el posible reestablecimiento paulatino de las condiciones de vida planetarias (IPCC, 2021); e, incluso, en las repercusiones psicológicas positivas en quienes contribuyen con sus acciones a la sustentabilidad (Corral-Verdugo et al., 2012).

# R

## Referencias

- Antil, J. A. & Bennett, P. D. (1979). Construction and Validation of a Scale to Measure Socially Responsible Consumption Behavior. En K. E. Henion & T. C. and Kinnear (Eds.), *The Conserver Society* (pp. 51-68). American Marketing Association.
- 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)
- Arnold, O., Kibbe, A., Hartig, T., & Kaiser, F. G. (2018). Capturing the environmental impact of individual lifestyles: evidence of the criterion validity of the general ecological behavior scale. *Environmet Behavior*, 50, 350-372. <https://doi.org/10.1177/0013916517701796>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Blaikie, N. W. H. (1992). The nature and origins of ecological world views: an Australian study. *Social Sciences Quartely* 73(1), 144-165. <https://eric.ed.gov/?id=EJ456463>
- Bohlen, G., Schlegelmilch, B. B. & Diamantopoulos, A. (1993). Measuring ecological concern: a multi-construct perspective. *Journal of Marketing Management*, 9, 415-430. <https://doi.org/10.1080/0267257X.1993.9964250>
- Bosnjak, M., Ajzen, I. & Schmidt, P. (2020). The Theory of Planned Behavior: Selected Recent Advances and Applications. *Europe's Journal of Psychology*, 16(3), 352-356. <https://doi.org/10.5964/ejop.v16i3.3107>
- Caputo A. (2020). Comparing theoretical models for the understanding of health-risk behaviour: Towards an integrative model of adolescent alcohol consumption. *Europe's Journal of Psychology*, 16(3), 418-436. <https://doi.org/10.5964/ejop.v16i3.2213>
- Chao, Y.-L. & Lam, S.-P. (2011). Measuring Responsible Environmental Behavior: Self-Reported and Other-Reported Measures and Their Differences in Testing a Behavioral Model. *Environment and Behavior*, 43(1), 53-71. <https://doi.org/10.1177/0013916509350849>
- Clayton, S. (1993). Environmental identity: a conceptual and operational definition. En S. Clayton & S. Opatow (Eds.), *Identity and the Natural Environment: The Psychological Significance of Nature* (pp. 45-65). MIT Press Cambridge.
- Corral-Verdugo, V., Tapia, C., García, F., Varela, C., Cuen, A., & Barrón, M. (2012). Validation of a scale assessing psychological restoration associated with sustainable behaviours. *Psyecology*, 3, 87-100. <https://doi.org/10.1174/217119712799240242>
- Cruz, S. M. & Manata, B. (2020). Measurement of Environmental Concern: A Review and Analysis. *Frontiers in Psychology*, 11, 363. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00363>
- Dunlap, R. E. & Jones, R. E. (2002). Environmental concern: conceptual and measurement issues. En R. E. Dunlap & W. Michelson (Eds.), *Handbook of Environmental Sociology* (pp. 482-524). Greenwood Press.
- Dunlap, R. E., Van Liere, K. D., Mertig, A. G., & Jones, R. E. (2000). Measuring endorsement of the new ecological paradigm: a revised NEP scale. *Journal of Social Issues*, 56, 425-442. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00176>

- Fernández-Manzanal, R., Rodríguez-Barreiro, L. & Carrasquer, J. (2007). Evaluation of environmental attitudes: analysis and results of a scale applied to university students. *Science Education*, 91, 988-1009. <https://doi.org/10.1002/sce.20218>
- Fishbein, M. & Ajzen, I. (2009). *Predicting and changing behavior: The reasoned action approach*. Taylor & Francis. <https://doi.org/10.4324/9780203838020>
- Fishbein, M. & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Addison-Wesley. <https://philarchive.org/archive/FISBAI>
- Geiger, S. M., Otto, S., & Diaz-Martin, J. S. (2014). A diagnostic environmental knowledge scale for Latin America: Escala diagnóstica de conocimientos ambientales para Latinoamérica. *Psycology* 5(1) 1-36. <https://doi.org/10.1080/21711976.2014.881664>
- González-López, A. (2002). *La preocupación por la calidad del medio ambiente: un modelo cognitivo sobre la conducta ecológica*. [Tesis doctoral, Universidad Complutense, Madrid]. <http://biblioteca.ucm.es/tesis/psi/ucm-t26479.pdf>
- Herrera, K. M., Ramírez, M. J., De La Hoz, M. D. C., & Acuña, M. P. (2018). Predicción de la realización de prácticas ambientales, en trabajadores de una empresa de insumos químicos, a partir del modelo de la conducta planeada. *GCG: revista de globalización, competitividad y gobernabilidad*, 12(3), 97-110. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7007393>
- Intergovernmental Panel of Climate Change [IPCC] (2021). *Climate Change 2021: The Physical Science Basis. Contribution of Working Group I to the Sixth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change*. [https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg1/downloads/report/IPCC\\_AR6\\_WGI\\_Full\\_Report.pdf](https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg1/downloads/report/IPCC_AR6_WGI_Full_Report.pdf)
- Kaiser, F. G. & Frick, J. (2002). Entwicklung eines Messinstrumentes zur Erfassung von Umweltwissen auf der Basis des MRCML-Modells. *Diagnostica*, 48, 181-189. <https://doi.org/10.1026/0012-1924.48.4.181>
- Kollmus, A. & Agyeman, J. (2002). Mind the gap: why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behaviour? *Environmental Education Research*, 8(3), 239-260. <https://doi.org/10.1080/13504620220145401>
- Kuhn, R. G. & Jackson, E. L. (1989). Stability of factor structures in the measurement of public environmental attitudes. *Journal of Environmental Education*, 20, 27-32. <https://doi.org/10.1080/00958964.1989.9942786>
- La Trobe, H. L. & Acott, T. G. (2000). A modified NEP/DSP environmental attitudes scale. *Journal of Environmental Education*, 32, 12-20. <https://doi.org/10.1080/00958960009598667>
- 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>
- Lounsbury, J. W. & Tornatzky, L. G. (1977). A scale for assessing attitudes toward environmental quality. *Journal of Social Psychology*, 101, 299-305. <https://doi.org/10.1080/00224545.1977.9924020>
- Mainchum, K., Parichatnon, S. & Peng, K. C. (2017). The Influence of Attitude, Knowledge and Quality on Purchase Intention towards Halal Food: A Case Study of Young Non-Muslim Consumers in Thailand. *IRA-International. Journal of Magement & Social Sciences*, 6(3), 354-364. <http://dx.doi.org/10.21013/jmss.v6.n3.p3>
- Maloney, M. P., Ward, M. P. & Braucht, G. N. (1975). A revised scale for the measurement of ecological attitudes and knowledge. *American Psychology*, 30, 787-790. <https://doi.org/10.1037/h0084394>

- Milfont, T. L. & Duckitt, J. (2010). The environmental attitudes inventory: a valid and reliable measure to assess the structure of environmental attitudes. *Journal of Environmental Psychology, 30*, 80-94. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.09.001>
- Olivos-Jara, P. O., Talayero, F., Aragonés, J. I., & Moyano-Díaz, E. (2014). Dimensiones del comportamiento proambiental y su relación con la conectividad e identidad ambientales. *PSICO, 45*(3), 369-376. <https://doi.org/10.15448/1980-8623.2014.3.17309>
- Paternina, L. (2007). *Correlación entre las variables cognitivas: conciencia de las consecuencias ambientales, creencias ecológicas, negación de la obligación, norma personal, control ambiental y valores, y la conducta ecológica en habitantes de la ciudad de Barranquilla mayores de 18 años*. [Tesis de maestría, Universidad del Norte, Colombia]. <https://manglar.uninorte.edu.co/handle/10584/5779>
- Pelletier, L. G., Legault, L. R. & Tuson, K. M. (1996). The environmental satisfaction scale: a measure of satisfaction with local environmental conditions and government environmental policies. *Environmental Behavior, 28*, 5-26. <https://doi.org/10.1177/0013916596281001>
- Rasch, G. (1960). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*. Danish Institute for Educational Research.
- Sandoval, M. & Barreto, I. (2014). *Inventario de Comportamiento Proambiental (ICP)*. Proyecto COL-CIENCIAS. *Análisis longitudinal de los factores determinantes de la efectividad de un programa de comportamiento sustentable (CS) en el desarrollo de patrones de compra, uso y disposición de bienes de consumo y servicios públicos en hogares bogotanos- Convenio 492*. Fundación Universitaria Konrad Lorenz
- Sandoval-Escobar, M., Páramo, P., Orejuela, J., González, I., Cortés, O. F., Mendoza, K. H., Garzón, C., & Erazo, C. (2019). Paradojas del comportamiento proambiental de los estudiantes universitarios en diferentes disciplinas académicas. *Interdisciplinaria, 36*(2), 165-184. <https://doi.org/10.16888/interd.2019.36.2.11>
- Saza-Quintero, A. F., Sierra-Barón, W. & Acosta, C. A. (2021). Comportamiento proambiental y conocimiento ambiental en universitarios: ¿el área de conocimiento hace la diferencia? *CES Psicología, 14*(1), 64-84. <https://doi.org/10.21615/cesp.14.1.6>
- Schahn, J. (1996). *Die Erfassung und Veränderung des Umweltbewusstseins*. Europäischer Verlag der Wissenschaften.
- Schultz, P.W. (2001). The structure of environmental concern: concern for self, other people, and the biosphere. *Journal of Environmental Psychology, 21*, 327-339. <https://doi.org/10.1006/jevp.2001.0227>
- Sierra-Barón, W., Medina-Arboleda, I. F. & Aguilera, H. E. (2018). Ambientalización del currículo en Educación Superior y consumo de agua en los hogares de estudiantes universitarios. *Gestión y Ambiente, 21*(2), 263-275. <https://doi.org/10.15446/ga.v21n2.75490>
- Stern, P. C., Dietz, T. & Kalof, L. (1993). Value orientations, gender, and environmental concern. *Environment and Behavior, 25*(5), 322-348. <https://doi.org/10.1177/0013916593255002>
- Stern, P. C. & Dietz, T. (1994). The value basis of environmental concern. *Journal of Social Issues, 50*, 65-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1994.tb02420.x>
- Thompson, S. C. G. & Barton, M. A. (1994). Ecocentric and anthropocentric attitudes toward the environment. *Journal of Environmental Psychology, 14*, 149-157. [https://doi.org/10.1016/s0272-4944\(05\)80168-9](https://doi.org/10.1016/s0272-4944(05)80168-9)



- Vanegas-Rico, M. C., Corral-Verdugo, V., Ortega-Andeane, P., & Bustos-Aguayo, J. M. (2018). Desarrollo de la escala Expectativa de Comportamiento Ambiental de Otros, con una muestra de adultos jóvenes mexicanos. *Universitas Psychologica*, *17*(2), 1-10.  
<https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy17-2.deec>
- Ventura-León, J. & Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, *15*(1), 625-627. <https://www.redalyc.org/pdf/773/77349627039.pdf>
- Weigel, R., & Weigel, J. (1978). Environmental concern: the development of a measure. *Environmental Behavior*, *10*, 3-15. <https://doi.org/10.1177/0013916578101001>
- Zhu, X. & Lu, C. (2017). Re-evaluation of the new ecological paradigm scale using item response theory. *Journal of Environmental Psychology*, *54*, 79-90. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2017.10.005>