

Estudios Sociales

Revista de Alimentación Contemporánea y Desarrollo Regional

Volumen 33, Número 62. Julio – Diciembre 2023
Revista Electrónica. ISSN: 2395-9169

Artículo

Validez y fiabilidad de un instrumento de medición
de tipos de residentes desde el enfoque de las representaciones sociales

Validity and reliability of an instrument for measuring
types of residents from the perspective of social representations

DOI: <https://doi.org/10.24836/es.v33i62.1351>
e231351

Paola Miriam Arango-Ramírez*
<https://orcid.org/0000-0001-5983-4008>

Virginia Margarita González-Rosales*
<https://orcid.org/0000-0002-9070-0048>

Sandra Nelly Leyva-Hernández*
<https://orcid.org/0000-0002-5687-9945>

Oscar Galván-Mendoza*
<https://orcid.org/0000-0001-6136-2214>

Fecha de recepción: 21 de marzo de 2023.

Fecha de aceptación: 19 de julio de 2023.

*Universidad Autónoma de Baja California, México.
Autora para correspondencia: Sandra Nelly Leyva-Hernández.
Facultad de Ingeniería y Negocios San Quintín.
Carretera Transpeninsular Km. 180.2, Ejido Padre Kino
San Quintín, Baja California.
Dirección electrónica: leyva.sandra@uabc.edu.mx

Centro de Investigación en Alimentación y Desarrollo, A. C.
Hermosillo, Sonora, México.



Resumen

Objetivo: validar y garantizar la fiabilidad de una escala diseñada para medir los diferentes tipos de residentes, empleando el enfoque de las representaciones sociales. **Metodología:** revisión exhaustiva de la literatura como base para diseñar el instrumento de medición de los tipos de residentes. Posteriormente, este instrumento fue sometido a validación por parte de expertos, utilizando el coeficiente de validez de contenido, la validez de Aiken y el análisis de contenido mediante el coeficiente de concordancia de W de Kendall. La validación del contenido del constructo se llevó a cabo a través de análisis factorial exploratorio y análisis de compuestos confirmatorio mediante PLS-SEM. **Resultado:** se presenta una escala coherente, clara, relevante y suficiente para evaluar los tipos de residentes, identificando cuatro tipos de residentes que pueden manifestarse, participar e involucrarse en una comunidad. **Limitaciones:** es importante destacar que esta investigación se vio limitada por la falta de una definición clara y precisa del constructo en la literatura, lo cual en algún momento podría haber dificultado su medición precisa y haber dado lugar a resultados inconsistentes. **Conclusiones:** la validación de un constructo no solo orienta el presente, sino que también abre camino hacia futuras investigaciones bien fundamentadas. Proporciona una base sólida para exploraciones posteriores, revelando áreas que demandan mayor atención y enriqueciendo la metodología y el análisis en futuros estudios.

Palabras clave: desarrollo regional, validez, fiabilidad, instrumento de medición, tipos de residentes y representaciones sociales.

Abstract

Objective: To validate and ensure the reliability of a scale designed to measure different types of residents, employing the approach of social representations. **Methodology:** An exhaustive literature review served as the basis to construct the measurement instrument for resident types. Subsequently, this instrument underwent expert validation using the coefficient of content validity, Aiken's validity, and content analysis through the Kendall's W concordance coefficient. Validation of the construct's content was conducted through exploratory factor analysis and confirmatory compound analysis using PLS-SEM. **Results:** A coherent, clear, relevant, and sufficient scale is presented to assess resident types, identifying four distinct resident types that can manifest, participate, and engage within a community. **Limitations:** It is important to emphasize that this research was constrained by the lack of a clear and precise definition of the construct in the literature, which at times could have hindered its precise measurement and led to inconsistent results. **Conclusions:** The validation of a construct not only guides the present, but also paves the way for well-grounded future investigations. It provides a robust foundation for subsequent explorations, revealing areas that warrant greater attention and enriching the methodology and analysis in future studies.

Keywords: regional development, validity, reliability, measurement instrument, types of residents and social representations

Introducción

Según Arocena (2001, citado por Cacciutto et al. en 2013), un residente es un actor y un posible agente de desarrollo, ya que puede aportar propuestas políticas, económicas, sociales y culturales que impactan positivamente en su comunidad. Lo anterior puede categorizar los efectos positivos del desarrollo económico y social, así como los efectos negativos del desarrollo ambiental (Jurowski et al., 1997). Ellos participan activamente en sus comunidades y obtienen recompensas o enfrentan rechazo (Ribes y Pulido, 2015). La negación o compensación se manifiesta en un contexto social, es decir, como pertenencia y adhesión al grupo social o entorno en el que se desarrolla la relación.

Así, las representaciones sociales son formas de pensamiento práctico basadas en la experiencia y conocimiento adquirido a través de la tradición, educación y comunicación social. El conocimiento se elabora y comparte (Jodelet, 2018). Las representaciones sociales combinan conceptos, creencias y significados construidos socialmente para estructurar y actuar en la realidad. Se transmiten entre generaciones a través de diferentes medios e interacciones (Moscovici, 1986; Jodelet, 1986).

Las representaciones sociales emergen en un grupo que las comparte en un contexto socio-histórico-cultural (Castorina, 2016). Estos individuos poseen la capacidad de influir en su realidad social mediante el uso del lenguaje como práctica social (Torres, 2017). Atribuyen, además, significado a los comportamientos y relaciones sociales, definiendo así las interacciones entre grupos (Jodelet, 2018). Los valores, modelos mentales y normas grupales también influyen en la generación y transmisión de las representaciones sociales (González, 2021). Según Hoijer (2011), las representaciones sociales abarcan diversas formas de conocimiento colectivo y se vinculan con objetos sociales, culturales o simbólicos.

En la búsqueda por comprender y analizar las actitudes de los residentes, varios autores han contribuido al proceso al clasificar y segmentar a los residentes en distintos tipos dentro de una comunidad, específicamente en cinco categorías: partidarios del desarrollo, proteccionistas, desarrolladores prudentes, desarrolladores alternativos y ambivalentes cautelosos. Entre esos autores se encuentran Fredline y Faulkner (2000), Pérez y Nadal (2005), Andriotis y Vaughan (2003), Davis, Allen y Cosenza (1988), Evans (1993), Madrigal (1995), Ryan y Montgomery (1994), Weaver y Lawton (2001), Williams y Lawson (2001), Jackson y Inbakaran (2006) y Sharpley (2014). Marreiro et al. (2019). El objetivo del presente estudio fue validar y garantizar la fiabilidad de una escala diseñada para medir los diferentes tipos de residentes, empleando el enfoque de las representaciones sociales.

Metodología

El estudio se enmarca en un enfoque de investigación cuantitativa con un diseño no experimental de corte transversal. El análisis de la validez del instrumento se basó en el coeficiente de validez de contenido de Hernández-Nieto (2003), la validez de Aiken y el análisis de contenido de coeficiente de concordancia de W de Kendall. En ellos se consideraron criterios de suficiencia, claridad, coherencia y relevancia. La validación de la escala se realizó mediante el análisis factorial en SPSS (versión 26) y el análisis de compuestos confirmatorio PLS-SEM. El proceso de investigación se dividió en tres etapas: (i) elaboración de un cuestionario basado en la revisión de la literatura, (ii) determinación del índice de validez de contenido mediante juicio de expertos y (iii) validación de escalas de la medición del contenido del constructo mediante análisis factorial exploratorio y análisis de compuestos confirmatorio a través de PLS-SEM.

La validez del constructo implica evaluar la medición de un concepto teórico (Hernández-Sampieri y Mendoza-Torres, 2018) y permite juzgar la calidad de la medición

(Gómez-Benito et al., 2015). Además, da la posibilidad de relacionar y evaluar dicho constructo con otros (Prieto y Delgado, 2020), es un paso fundamental para poner a prueba una teoría. El análisis de validez de contenido involucró el juicio de expertos, quienes validaron los ítems del cuestionario. En el proceso de validación, el cuestionario fue enviado a jueces expertos y se les proporcionó el objetivo, tema e intención de la investigación, así como la operacionalización de las variables. Los jueces calificaron la suficiencia, claridad, coherencia y relevancia del constructo en una escala desde 1 (no cumple el criterio) a 4 (alto nivel).

El análisis confirmatorio ha sido utilizado recientemente para evaluar la validez de constructos, tanto reflectivos como formativos (Hair et al., 2020). Al emplear este análisis, es fundamental distinguir entre los modelos de medición reflectivos y formativos. En los modelos de medición reflectivos, los indicadores (variables medidas) son influenciados por la variable latente (constructos latentes compuestos), mientras que en los modelos de medición formativos, los indicadores causan la variable latente (Hair et al., 2020; Sarstedt et al., 2016). En el contexto de este estudio, se utilizó un modelo de medición reflectivo, dado que los indicadores son causados por sus respectivas variables latentes. Para llevar a cabo el análisis de compuestos confirmatorio del modelo de medición reflectivo, se siguieron los siete pasos propuestos por Hair et al. (2020). Los pasos consistieron en: 1) evaluar la significancia de las cargas factoriales, 2) evaluar la fiabilidad del indicador, 3) evaluar la fiabilidad del constructo, 4) evaluar la validez convergente, 5) evaluar la validez discriminante, 6) evaluar la validez nomológica y 7) evaluar la validez predictiva.

Desarrollo del instrumento

El cuestionario se destaca como una herramienta ampliamente utilizada para recopilar datos sobre fenómenos sociales (Sampieri, 2018). Sin embargo, tras revisar la literatura, no se

encontró ninguno que midiera la dimensión pretendida, lo que llevó a diseñar uno específico para esta investigación. Las preguntas fueron estructuradas en ítems que representaban las dimensiones propuestas de las variables, evitando redundancias. Se usó una escala tipo Likert de 5 puntos, desde 1 (nunca) hasta 5 (siempre). La versión inicial del cuestionario incluyó 116 ítems para la variable tipos de residentes donde los partidarios del desarrollo tenían 16 ítems, los proteccionistas 12 ítems, los desarrolladores prudentes 15 ítems, los desarrolladores alterativos 8 ítems y los ambivalentes y cautelosos 11 ítems. Además, con el fin de caracterizar la muestra, se añadieron datos descriptivos sobre las variables en estudio.

Participantes

En el juicio de expertos participaron diez investigadores del área de ciencias sociales, quienes poseen experiencia en la realización de juicios y valoraciones. Todos son docentes e investigadores a nivel superior, con formación académica que abarca licenciatura, maestría y doctorado y poseen experiencia docente que va desde cinco hasta cuarenta años. De acuerdo con la importancia de validar un constructo, se propusieron diversos criterios para la selección de jueces, tal como mencionan Escobar y Cuervo (2008). Los criterios incluyeron una sólida reputación dentro de la comunidad, disponibilidad y motivación para participar, así como imparcialidad. Los mismos criterios se consideraron en la selección de los expertos que conformaron el grupo.

Análisis de resultados

Después de finalizar la recopilación de datos, se llevó a cabo un proceso de depuración y validación de los ítems utilizando el Coeficiente de Validez de Contenido de Hernández-Nieto (2002). El método permitió evaluar el grado de concordancia entre los expertos en relación con cada uno de los ítems individuales y el conjunto del instrumento. Para lograrlo,

se aplicó una escala tipo Likert de cuatro puntos a cada ítem y se le calculó su respectiva media. A partir de estos valores, se determinó el correspondiente Coeficiente de Validez de Contenido (CVC) correspondiente para cada elemento. El coeficiente se obtuvo mediante el uso de la siguiente fórmula.

$$CVC_i = \frac{M_x}{V_{m\acute{a}x}}$$

Donde M_x representa la media del elemento en la puntuación proporcionada por los expertos y $V_{m\acute{a}x}$ la puntuación máxima que el ítem podría alcanzar. Además, se calculó el error asignado a cada ítem (Pe_i) para reducir el posible sesgo introducido por alguno de los jueces, siendo j el número de expertos participantes.

$$Pe_i = \left(\frac{1}{j}\right)$$

Finalmente, se calculó el CVC aplicando la fórmula $CVC = CVC_i - Pe_i$. En cuanto a su interpretación, Hernández-Nieto (2002) sugiere mantener únicamente aquellos ítems con un CVC igual o superior a 0.80, aunque algunos criterios menos rigurosos consideran valores superiores a 0.70 (Balbinotti, 2004). Los resultados de la validación se muestran en tabla 1.

Tabla 1.
Coefficiente de Validez de Contenido

ÍTEMS	JUECES										Mx	CVC _i	Pe _i	CVC _{tc}	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10					
1D	16	15	16	16	15	16	16	16	11	16	153	9.56	0.96	0.00	0.96
2D	16	12	14	16	15	16	16	16	10	14	145	9.06	0.91	0.00	0.91
3D	15	12	14	16	15	16	16	16	10	14	144	9.00	0.90	0.00	0.90
4D	16	15	16	16	16	16	15	16	10	16	152	9.50	0.95	0.00	0.95
5D	16	15	16	16	15	16	15	16	12	16	153	9.56	0.96	0.00	0.96
6D	14	15	16	16	16	16	16	15	12	16	152	9.50	0.95	0.00	0.95
7D	16	15	16	16	16	16	16	16	12	16	155	9.69	0.97	0.00	0.97
8D	7	10	14	7	14	15	16	16	9	14	122	7.63	0.76	0.00	0.76
9D	16	15	16	16	16	16	16	16	12	16	155	9.69	0.97	0.00	0.97
10D	13	15	16	16	15	16	16	13	11	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
11D	14	15	16	16	15	16	16	15	11	16	150	9.38	0.94	0.00	0.94
12D	15	15	16	16	15	16	16	15	8	16	148	9.25	0.93	0.00	0.92
13D	16	14	16	16	16	16	16	15	11	16	152	9.50	0.95	0.00	0.95
14D	14	12	16	11	15	16	14	16	6	16	136	8.50	0.85	0.00	0.85
15D	13	13	16	11	14	16	14	16	6	16	135	8.44	0.84	0.00	0.84
16D	13	12	14	16	16	16	10	16	6	14	133	8.31	0.83	0.00	0.83
17P	16	15	16	11	14	15	10	15	12	16	140	8.75	0.88	0.00	0.87
18P	16	16	16	16	14	15	16	16	12	16	153	9.56	0.96	0.00	0.96
19P	16	16	16	16	15	15	16	16	12	16	154	9.63	0.96	0.00	0.96
20P	16	16	16	16	15	15	16	16	12	16	154	9.63	0.96	0.00	0.96
21P	16	16	16	16	16	13	16	16	12	16	153	9.56	0.96	0.00	0.96
22P	16	16	16	16	16	15	16	16	12	16	155	9.69	0.97	0.00	0.97
23P	16	16	16	16	16	15	16	16	6	16	149	9.31	0.93	0.00	0.93
24P	10	16	16	16	15	15	16	15	6	16	141	8.81	0.88	0.00	0.88
25P	16	16	16	16	16	15	16	16	12	16	155	9.69	0.97	0.00	0.97
26P	15	16	16	16	16	15	16	15	9	16	150	9.38	0.94	0.00	0.94
27P	15	16	16	16	16	15	16	16	12	16	154	9.63	0.96	0.00	0.96
28P	16	16	16	16	15	15	16	16	12	16	154	9.63	0.96	0.00	0.96
29PD	15	16	16	16	16	15	16	15	12	16	153	9.56	0.96	0.00	0.96
30PD	16	16	16	16	15	16	16	16	12	16	155	9.69	0.97	0.00	0.97
31PD	16	16	16	16	16	16	16	16	12	16	156	9.75	0.98	0.00	0.97
32PD	16	16	16	16	16	16	16	16	9	16	153	9.56	0.96	0.00	0.96
33PD	16	15	16	16	16	12	16	16	12	16	151	9.44	0.94	0.00	0.94
34PD	15	16	16	16	16	14	16	15	12	16	152	9.50	0.95	0.00	0.95
35PD	16	16	16	16	16	16	16	15	9	16	152	9.50	0.95	0.00	0.95
36PD	15	16	16	16	16	16	16	15	12	16	154	9.63	0.96	0.00	0.96
37PD	16	16	16	7	15	16	16	16	12	16	146	9.13	0.91	0.00	0.91
38PD	16	16	16	16	15	16	16	15	9	16	151	9.44	0.94	0.00	0.94
39PD	16	16	16	16	16	16	16	16	9	16	153	9.56	0.96	0.00	0.96
40PD	16	16	16	16	16	16	16	16	12	16	156	9.75	0.98	0.00	0.97
41PD	7	15	16	16	15	16	16	15	10	16	142	8.88	0.89	0.00	0.89
42PD	15	14	16	16	14	13	16	16	11	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
43PD	14	16	16	10	14	14	12	16	11	16	139	8.69	0.87	0.00	0.87
44AD	16	16	16	16	14	13	12	16	12	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
45AD	16	16	16	11	16	15	12	14	11	16	143	8.94	0.89	0.00	0.89
46AD	16	16	16	16	16	15	12	13	11	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
47AD	16	16	16	16	16	15	12	15	9	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
48AD	14	14	16	16	14	15	12	15	9	16	141	8.81	0.88	0.00	0.88
49AD	16	16	16	16	16	15	12	15	11	16	149	9.31	0.93	0.00	0.93
50AD	14	16	16	16	14	15	12	15	11	16	145	9.06	0.91	0.00	0.91
51AD	16	16	16	16	14	15	12	14	9	16	144	9.00	0.90	0.00	0.90
52AC	16	16	16	16	16	16	12	15	6	16	145	9.06	0.91	0.00	0.91
53AC	16	14	16	16	14	16	12	14	9	16	143	8.94	0.89	0.00	0.89
54AC	16	15	16	16	14	16	12	15	9	16	145	9.06	0.91	0.00	0.91
55AC	15	16	16	16	16	16	12	15	9	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
56AC	16	16	16	16	14	14	12	15	9	16	144	9.00	0.90	0.00	0.90
57AC	15	16	16	16	16	12	12	15	11	16	145	9.06	0.91	0.00	0.91
58AC	15	16	16	16	16	16	12	15	11	16	149	9.31	0.93	0.00	0.93
59AC	15	16	16	16	16	16	12	15	11	16	149	9.31	0.93	0.00	0.93
60AC	15	14	16	16	16	16	12	15	11	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
61AC	15	16	16	16	16	16	12	15	11	16	149	9.31	0.93	0.00	0.93
62AC	15	16	16	16	14	16	12	15	11	16	147	9.19	0.92	0.00	0.92
63AC	16	16	16	16	16	16	12	13	9	16	146	9.13	0.91	0.00	0.91

Fuente: elaboración propia con datos de validación de jueces

En la tabla 1, se muestran los resultados obtenidos en la validación del coeficiente propuesto por Hernández-Nieto (2002). Los resultados reflejan el cumplimiento de la recomendación de mantener aquellos ítems con un valor de CVC superior a 0.80. Sin embargo, se tomó la decisión de eliminar el ítem 8D debido a que su resultado fue de 0.76,

lo cual no cumple con el parámetro establecido de una carga superior a 0.8. Por lo tanto, se llega a la conclusión de que el cuestionario cumple con los criterios de validez necesarios para su utilización en la unidad de análisis.

Con el propósito de asegurar una mayor confiabilidad de los datos, se llevó a cabo una validación del contenido por parte de expertos mediante el método de V. Aiken (1980). Este índice permite evaluar la pertinencia de cada ítem en relación con su correspondiente constructo. En nuestro caso, se consideraron tanto el número de categorías proporcionadas a los jueces como la cantidad de expertos participantes (Pedrosa et al., 2013). El método se ajusta a las estimaciones de validez de contenido basadas en coeficientes, ya que es común encontrar distribuciones asimétricas negativas en las evaluaciones de validez, especialmente cuando los instrumentos han abordado de manera rigurosa el ámbito de contenido del constructo. En tales situaciones, las evaluaciones de validez tienden a concentrarse en las puntuaciones más altas de la escala de calificación (Merino, 2018). Los resultados obtenidos se presentan en la tabla 2.

Tabla 2.
Validez de contenido de Aiken

Ítem	indicadores generales	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	V. Aiken	Dimensión	Variable
1D	suficiencia	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	claridad	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	coherencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.7		
	relevancia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7	0.7	
2D	suficiencia	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	claridad	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.7		
	coherencia	0.75	0.5	0.5	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.25	0.5	0.6		
	relevancia	0.75	0.25	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.5	0.6	0.7	
3D	suficiencia	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	claridad	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	coherencia	0.75	0.5	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.5	0.6		
	relevancia	0.75	0.25	0.5	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.25	0.5	0.6	0.7	
4D	suficiencia	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	claridad	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.5	0.75	0.7		
	coherencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.7		
	relevancia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.7	0.7	
5D	suficiencia	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	claridad	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.5	0.75	0.5	0.75	0.7		
	coherencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	relevancia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7	0.7	
6D	suficiencia	0.75	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7		
	claridad	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.5	0.75	0.7		
	coherencia	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7	0.7	0.7

	claridad	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.25	0.75	0.6
	coherencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.5	0.75	0.7
	relevancia	0.75	0.25	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7
	suficiencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.5	0.75	0.7
60AC	claridad	0.5	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.25	0.75	0.6
	coherencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.75	0.5	0.75	0.7
	relevancia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7
	suficiencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.5	0.75	0.7
61AC	claridad	0.5	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.25	0.75	0.25	0.75	0.6
	coherencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.25	0.75	0.5	0.75	0.7
	relevancia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7
	suficiencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.75	0.7
62AC	claridad	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.5	0	0.75	0.6
	coherencia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.25	0.5	0.25	0.75	0.6
	relevancia	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.75	0.5	0.5	0.75	0.7

Fuente: elaboración propia con base en datos de método de validación de Aiken

Los resultados, presentados según el método de Validez de Aiken, evaluaron el grado en que los ítems demostraron una proporción adecuada en términos de claridad, coherencia, relevancia y suficiencia con respecto a las dimensiones correspondientes dentro de un determinado dominio de contenido. Se observa que se obtuvo satisfacción en los ítems que fueron validados, dado que se presentó una correlación significativa (valores de 0.6 a 0.79) (Merino et al., 2009). Es importante destacar que en este análisis, el ítem 8D fue excluido por no cumplir con los criterios de validez establecidos por el método de Hernández-Nieto (2002), lo que resultó en un reajuste secuencial de los ítems, dejando un total de 62 ítems validados.

Una vez completados los dos análisis anteriores, se procedió a llevar a cabo el análisis de Kendall (W). Es relevante destacar que este análisis evalúa la intensidad de la relación entre dos variables, las cuales podrían no tener una conexión causal directa, pero aun así hallarse vinculadas. La evaluación se aplica a variables cualitativas con escala de medida ordinal, según Morales (2016). Asimismo, la prueba proporciona un valor que permite determinar el grado de concordancia entre los expertos. El valor de (W) Kendall varía entre 0 y 1, donde 1 indica una concordancia total en el acuerdo o desacuerdo, según Morales (2016). El coeficiente de Kendall es una medida de asociación no paramétrica utilizada para analizar variables cualitativas ordinales o de razón. Las variables se agrupan en categorías

con varios niveles que siguen un orden específico, por ejemplo: muy bajo, bajo, medio, alto y muy alto (Rodríguez et al., 2018). A continuación, en las tablas siguientes, se presentan los resultados de las correlaciones de Kendall obtenidas para la satisfacción, coherencia, claridad y relevancia en el constructo (tabla 3).

Tabla 3.
Coefficiente de Kendall (W)

Estadístico de prueba	W de Kendall ^a	N	Chi-cuadrada	Significancia
Coherencia	0.570	62	600.013	0.000
Claridad	0.567	62	599.932	0.000
Relevancia	0.658	62	692.602	0.000
Suficiencia	0.657	62	691.422	0.000

a. Coeficiente de concordancia de Kendall

Fuente: elaboración propia con base en resultados de SSPS.

El coeficiente de Kendall (W) para la coherencia fue de 0.600.013 y presentó significancia estadística ($p= 0.000$). Para la claridad, el coeficiente fue de 0.599.932 ($p= 0.000$); para la relevancia, se obtuvo un valor de 0.692.602 ($p= 0.000$); y para la suficiencia, el coeficiente fue de 0.691.422 ($p= 0.000$). Se evaluaron 62 ítems relacionados con la variable tipos de residentes. En consecuencia, se observa una concordancia en las mediciones realizadas por los jueces.

Para validar la medida del contenido del constructo se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio. Inicialmente, se aplicó la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), la cual evalúa el grado de correlación entre variables y ofrece un índice que oscila entre 0 y 1. Valores superiores a 0.60 (se sugieren valores mayores a 0.70) indican una correlación fuerte entre las variables. Posteriormente, se realizó la prueba de esfericidad de Bartlett para determinar la significancia de las correlaciones entre variables. La significancia se confirma cuando el estadístico chi-cuadrado arroja valores inferiores a 0.05, con un nivel de confianza del 95%, lo que demuestra la idoneidad del estudio. En la determinación de los factores, se utilizó el método de análisis de componentes principales. Los factores a extraer debieron tener auto-

valores iniciales superiores a 1, y la varianza total explicada debía ser superior al 50% para asegurar la calidad del análisis. Adicionalmente, se aplicó el método de rotación ortogonal Varimax (tabla 4), eliminando los ítems que presentaban cargas menores a 0.5.

Tabla 4.
Análisis factorial por componentes principales de los tipos de residentes

Ítems	Matriz de componente rotados Tipos de residentes				
	Componente				
	1	2	3	4	5
D4	.687	.258	.005	.057	.125
D5	.708	.312	-.150	.015	.164
D6	.776	.094	.080	-.028	.145
D7	.730	.236	.045	-.082	-.054
P22	.091	.770	.073	.174	.269
P23	.134	.825	.099	.066	.084
P24	.167	.828	.031	-.116	.244
P25	.085	.849	.070	-.047	.211
P26	.301	.659	.134	-.167	.261
PD28	.132	.295	.690	-.295	.032
PD30	.117	.205	.725	-.114	.146
PD31	.147	.116	.776	-.158	.032
PD32	.139	.085	.818	-.119	.081
PD33	.154	.066	.736	.019	.076
PD34	.122	.050	.799	.152	.082
PD35	.246	.069	.742	.045	.052
AD43	.358	.025	.030	.694	-.060
AD44	.223	.111	-.055	.849	-.020
AD45	.192	.032	-.013	.870	.073
AD46	.040	.173	.003	.808	-.084
AD47	.197	.010	.055	.837	.126
AC54	-.112	.004	.037	-.018	.716
AC55	-.005	.007	-.026	.095	.820
AC56	-.077	.062	.001	-.062	.864
AC57	.047	-.040	-.005	.076	.810
AC58	-.097	-.065	.008	-.143	.725

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin = .807

Alfa de Cronbach = .854

Varianza total explicada = 67.184%

Método de extracción: análisis de componentes principales.

Método de rotación: Varimax con normalización Kaiser.

a La rotación ha convergido en 6 iteraciones.

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa SPSS.

En el contexto de esta investigación, se aplicó un total de 567 cuestionarios a diferentes tipos de residentes en dos ubicaciones distintas: el Valle de Guadalupe, Baja California y Matatlán, Oaxaca. Los resultados obtenidos se presentan en la tabla 5. Se procedió al análisis de la matriz de componentes rotados, que reveló los nuevos ítems que contribuyeron a la transformación de la nueva variable. El análisis resultó en la identificación de cinco componentes, con un valor de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de .807, considerado aceptable.

Se logró, además, una varianza total explicada del 67.184% y se obtuvo un coeficiente alfa de Cronbach de .854 para la variable tipos de residentes. Los resultados respaldan la validez y la fiabilidad de la escala utilizada en el instrumento cuantitativo.

Para realizar el análisis de compuestos confirmatorio del modelo de acuerdo con Hair et al. (2020), en primer lugar, se determinaron las cargas factoriales de los constructos, las cuales debían ser al menos de 0.708, y se evaluó su significancia (Hair et al., 2011). Los ítems del modelo de medida que cumplieron con este criterio se presentan en la tabla 5. De los 62 ítems iniciales, se conservaron 21.

Tabla 5.
Cargas factoriales

Variable	Items	Carga factorial	t valor	p valor	Carga factorial al cuadrado
Proteccionistas	22P	0.829	42.41	0.000	0.687
	23P	0.831	41.237	0.000	0.691
	24P	0.887	77.126	0.000	0.787
	25P	0.896	80.416	0.000	0.803
	26P	0.838	48.287	0.000	0.702
Prudentes	28PD	0.785	42.494	0.000	0.616
	30PD	0.836	56.421	0.000	0.699
	31PD	0.851	49.505	0.000	0.724
	32PD	0.859	54.534	0.000	0.738
	33PD	0.8	34.569	0.000	0.640
	34PD	0.814	38.48	0.000	0.663
Ambivalentes	35PD	0.804	40.642	0.000	0.646
	54AC	0.815	10.01	0.000	0.664
	55AC	0.891	10.83	0.000	0.794
	56AC	0.845	8.166	0.000	0.714
	57AC	0.83	8.49	0.000	0.689
Partidarios	58AC	0.815	10.01	0.000	0.664
	4D	0.826	44.898	0.000	0.682
	5D	0.872	71.283	0.000	0.760
	6D	0.795	35.663	0.000	0.632
	7D	0.817	35.704	0.000	0.667

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

En segundo lugar, se procedió a evaluar la fiabilidad de los indicadores. Para ello, se calculó el cuadrado de la carga factorial de cada indicador, el cual debía superar el umbral del 0.5, demostrando así que comparten al menos un 50% de varianza con su respectivo constructo (Hair et al., 2020; Máynez-Guaderrama, 2021). La tabla 5 presenta los valores de estas cargas factoriales, todos los cuales exceden el límite de 0.5.

En tercer lugar, se realizó una evaluación de la fiabilidad del constructo, utilizando tres indicadores de fiabilidad: el coeficiente alfa de Cronbach, la fiabilidad compuesta de Dijkstra y Henseler (rho_a, 2015) y la fiabilidad compuesta de Jöreskog (rho_c, 1971). Se consideraron valores en el rango de 0.7 a 0.95 (Ali et al., 2018; Hair et al., 2017), como se puede observar en la tabla 6.

Tabla 6.
Fiabilidad del constructo y validez convergente

Variable	Alfa de Cronbach	Fiabilidad compuesta (rho_a)	Fiabilidad compuesta (rho_c)	Varianza extraída media
Ambivalentes	0.871	0.933	0.909	0.715
Partidarios	0.847	0.853	0.897	0.686
Proteccionistas	0.909	0.912	0.932	0.734
Prudentes	0.920	0.927	0.936	0.676

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

En cuarto lugar, se procedió a evaluar la validez convergente mediante el cálculo de la varianza extraída media, considerando un valor aceptable de al menos 0.5 (Máñez-Guaderrama, 2021). Las cuatro variables del modelo cumplen con este criterio, como se detalla en la tabla 7. En quinto lugar, se realizó una evaluación de la validez discriminante utilizando el índice Heterotrait-Monotrait. Se ha establecido que valores inferiores a 0.85 garantizan la existencia de validez discriminante entre las variables (Hair et al., 2019). Todas las relaciones entre las variables presentaron valores por debajo de 0.85, confirmando así la validez discriminante, tal como se muestra en la tabla 7.

Tabla 7.
Validez discriminante por el índice Heterotrait-Monotrait

Relación	Índice Heterotrait-monotrait
Partidarios -> Ambivalentes	0.125
Proteccionistas -> Ambivalentes	0.109
Proteccionistas -> Partidarios	0.644
Prudentes -> Ambivalentes	0.099
Prudentes -> Partidarios	0.447
Prudentes -> Proteccionistas	0.508

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

Sexto, para evaluar la validez nomológica se llevaron a cabo análisis correlacionales con una variable no contemplada en el modelo (Hair et al., 2020). En este caso, se empleó la

variable género y se calculó la correlación de Pearson, tal como también lo hizo Máynez-Guaderrama (2021) en su estudio de validez mediante análisis de compuestos confirmatorio. Se pudo demostrar que las correlaciones entre las variables del modelo y el género no alcanzaron significancia, como se muestra en la tabla 8, lo que respalda la validez nomológica (Hair et al., 2020; Máynez-Guaderrama, 2021).

Tabla 8.
Correlación del género con las variables del modelo

	Partidarios	Proteccionistas	Prudentes	Ambivalentes	
Género					
	Coefficiente de correlación de Pearson	-.015	-.028	.013	.001
	Sig. (bilateral)	.717	.507	.752	.983
	N	567	567	567	567

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

Séptimo, se evaluó la validez predictiva mediante el cálculo de la invarianza de medida de los modelos de compuestos (MICOM), con el propósito de demostrar que las diferencias en las estimaciones no se deben a cambios en la configuración, puntuaciones de los compuestos, ni a las medias y varianzas de los grupos (Henseler et al., 2016; Máynez-Guaderrama, 2021). Para ello, se siguieron los tres pasos propuestos por Henseler et al. (2016): determinar la invarianza de configuración, la invarianza de compuestos y la igualdad de medias y varianzas. La invarianza de configuración fue probada debido a que se utilizaron los mismos indicadores y escalas para ambos grupos (mujeres y hombres); además, se aplicó el mismo tratamiento de datos y algoritmos (Hair et al., 2021). En las tablas 9 y 10 se demuestra la existencia de invarianza de compuestos y la igualdad de medias y varianzas, ya que en todos los casos los valores p resultaron no significativos. Esto indica que no existen diferencias entre los grupos, como lo indican Hair et al. (2021) y Henseler et al. (2016).

Tabla 9.
Invarianza de compuesto

Variable	Correlación original	Media de correlación de permutación	5.0%	p valor de permutación
Ambivalentes	0.980	0.910	0.553	0.673
Partidarios	1.000	0.999	0.998	0.543
Proteccionistas	1.000	1.000	0.999	0.539
Prudentes	0.999	0.999	0.998	0.363

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

Tabla 10.
Igualdad de medias y varianzas

Igualdad	Variable	Diferencia original	Diferencia de medias de permutación	p valores de permutación		
				2.5%	97.5%	
Medias	Ambivalentes	0.002	0.002	-0.170	0.189	0.984
	Partidarios	0.030	0.006	-0.166	0.171	0.721
	Proteccionistas	0.056	0.006	-0.164	0.160	0.507
	Prudentes	-0.024	0.003	-0.163	0.165	0.790
Varianzas	Ambivalentes	-0.076	0.006	-0.186	0.200	0.437
	Partidarios	-0.073	-0.003	-0.223	0.221	0.525
	Proteccionistas	-0.056	0.002	-0.215	0.221	0.630
	Prudentes	-0.125	0.002	-0.208	0.225	0.254

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

Después de haber evaluado el modelo de medida, se procedió a analizar el modelo estructural para concluir el análisis de compuestos confirmatorio (Hair et al., 2020). En esta evaluación se determinaron los coeficientes path, los coeficientes de determinación y los valores Stone Geiser (Máñez-Guaderrama, 2021).

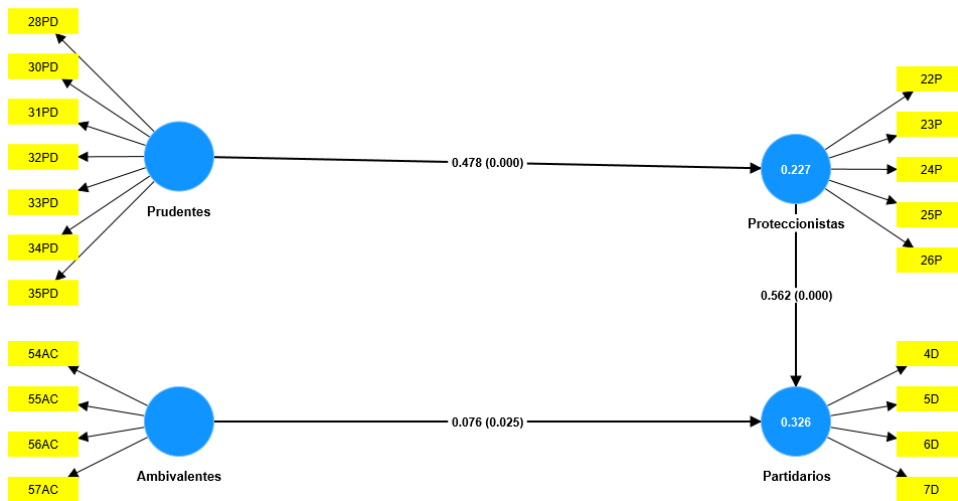
De acuerdo con la tabla 11 y la figura 1, todas las relaciones propuestas resultaron ser significativas. Se observó que los residentes ambivalentes ejercieron una influencia positiva y significativa en los residentes partidarios ($\beta=0.076$, $p=0.025$). Asimismo, los residentes proteccionistas ejercieron una influencia positiva y significativa en los residentes partidarios ($\beta=0.562$, $p=0.000$). Además, se encontró que los residentes prudentes tuvieron una influencia positiva y significativa en los residentes proteccionistas ($\beta=0.478$, $p=0.000$). Los resultados validan empíricamente las relaciones teóricas (Henseler et al., 2009).

Tabla 11.
Coefficientes path y su significancia

Relación	Coefficiente path	t valor	p valor
Ambivalentes -> Partidarios	0.076	2.244	0.025
Proteccionistas -> Partidarios	0.562	16.725	0.000
Prudentes -> Proteccionistas	0.478	12.325	0.000

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

Figura 1.
Modelo estructural



Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

El coeficiente de determinación (R^2) permite medir el grado de explicación proporcionado por las variables exógenas a la variable endógena (Hair et al., 2017). Cuando este coeficiente cae entre 0.25 y 0.5, se considera que el poder explicativo es de naturaleza débil (Cohen, 1992). En el contexto de este estudio, se encontró que las variables exógenas (partidarios y proteccionistas) poseían un poder explicativo débil respecto a las variables endógenas (tabla 12). Por otro lado, el valor Stone Geiser (Q^2) permite medir el poder predictivo de la variable endógena. Un valor de Q^2 superior a cero indica una relevancia predictiva significativa (Chin, 2010; Duarte y Raposo, 2010). En el estudio, los valores de

Q^2 se encuentran entre 0.15 y 0.35, lo que sugiere que las variables tienen un nivel de relevancia predictiva moderado (Ali et al., 2018).

Tabla 12.

Poder explicativo y predictivo

Variable endógena	R ²	Q ²
Partidarios	0.326	0.149
Proteccionistas	0.227	0.223

Fuente: elaboración propia con base en datos estadísticos del programa PLS-SEM

Discusiones

De acuerdo con diversos estudios que han validado instrumentos de medición en distintas áreas. Se destacan los métodos utilizados por Ponce de León et al. (2020), quienes aplicaron validación y análisis factorial a un cuestionario, involucrando a expertos y usando software SPSS. Los resultados demostraron la coherencia y relevancia de las preguntas en el cuestionario, respaldando su inclusión. Esto coincide con la presente investigación, donde se encontró que las preguntas eran adecuadas para el cuestionario al evaluarlas con expertos y análisis factorial.

Por lo tanto, Cook et al. (2017) señalan que los tipos de residentes pueden ser categorizados en varios niveles de independencia, funcionalidad y requisitos de cuidado, como independientes, semiindependientes, dependientes y con necesidades especiales. Sin embargo, estas categorías podrían variar según el entorno y las necesidades de los residentes. En este estudio, se adopta la clasificación de tipos de residentes propuesta por varios autores, quienes consideran las necesidades y contextos comunitarios para la categorización. De acuerdo a Eilersen et al. (2020), la validación de contenido de los tipos de residentes debe involucrar una revisión minuciosa de la literatura, así como consultas con expertos en el tema, para asegurar que se abarquen todas las dimensiones pertinentes de los residentes y para seleccionar un conjunto de categorías que sean auténticas y representativas. De manera

similar, tal como se llevó a cabo en esta investigación, donde la validación fue realizada por expertos en la línea de investigación con una experiencia de más de 10 años en investigación, garantizando así la validez del constructo.

Jones et al. (2021) crearon un instrumento que identifica tipos de residentes. Utilizaron análisis de contenido para definir características clave entre residentes y luego formaron un cuestionario basado en esas categorías. La validación fue crucial para la aplicación del cuestionario en el trabajo de campo. La validación otorga mayor solidez al proceso, lo cual es esencial para obtener datos más confiables. Validar el constructo es esencial en la investigación, garantizando medidas confiables y válidas para evaluar un concepto específico. El Análisis de Ecuaciones Estructurales (SEM, por sus siglas en inglés) con Partial Least Squares (PLS) representa una técnica estadística empleada para evaluar tanto la validez convergente como la discriminante de los constructos, y para analizar la estructura de la relación entre los mismos (Hair et al., 2017).

Conclusiones

El instrumento de medición ha demostrado su validez a través del Coeficiente de Validez de Contenido, así como por el método de V. Aiken. Los ítems del instrumento presentaron claridad, coherencia, relevancia y suficiencia. La consistencia entre los jueces se confirmó con el análisis de Kendall. La validez y confiabilidad de la escala cuantitativa relacionada con los tipos de residentes se cumplió. Respaldada por el análisis de compuestos confirmatorio con PLS-SEM. Este proceso validó el constructo y confirmó las relaciones teóricas de manera empírica.

Es necesario, resaltar que la validación de un constructo mediante juicios de expertos tiene importantes implicaciones tanto teóricas como prácticas. Teóricamente, los hallazgos validados enriquecen el conocimiento al proporcionar una comprensión más profunda,

refinada y conceptualmente sólida del constructo en estudio. Esto puede conducir al desarrollo de nuevas hipótesis, contribuir a teorías existentes y mejorar la medición y conceptualización en futuras investigaciones. Desde una perspectiva práctica, los resultados validados tienen diversas aplicaciones. Pueden guiar el diseño de instrumentos de medición más precisos y confiables, facilitar investigaciones futuras en diferentes contextos, influir en políticas y prácticas, mejorar la formación y educación, y promover la validación de conceptos en distintos campos. La validación por juicios de expertos, no solo fortalece la base teórica del conocimiento, sino también tiene un impacto directo en la investigación aplicada y en la toma de decisiones.

Es esencial y de gran importancia considerar que el diseño de este instrumento de medición se basó en la revisión de la literatura, que en su mayoría se encuentra desactualizada debido a la escasez de investigaciones recientes en este campo. Este diseño posee un peso significativo para los investigadores que buscan utilizarlo, ya que está actualizado y proporciona una base sólida para las comunidades. No obstante, tanto académicos involucrados en este sector como administradores y personas interesadas podrían aprovechar la escala en investigaciones futuras o como una herramienta para abordar cuestiones relacionadas con una comunidad. Además, es esencial considerar que la validez de este constructo puede variar al ser utilizado en diversos contextos y en distintos países, ya que su validación se llevó a cabo en comunidades locales, turísticas y en desarrollo donde coexisten micro, pequeñas y medianas empresas (MiPyMEs).

Una de las limitaciones presentes en esta investigación radicó en la falta de una definición clara y ambigua del constructo en la literatura, lo cual dificultó su medición precisa y dio lugar a eliminar ítems que no pudieron ser validados. Que en esta investigación se vislumbró como una oportunidad para poder construir un instrumento válido y fiable para futuras investigaciones. Otra limitación de la validez del constructo se relaciona con su

vulnerabilidad a cambios a lo largo del tiempo, influenciados por modificaciones en las condiciones sociales, culturales o tecnológicas, lo que podría impactar en su aplicabilidad y pertinencia en distintas comunidades. En conclusión, la validez de un constructo es un componente crucial en la investigación científica que impulsa avances, garantiza resultados fiables y contribuye al progreso del conocimiento en beneficio de la sociedad en su conjunto.

Referencias

- Ali, F., Rasoolimanesh, S. M., Sarstedt, M., Ringle, C. M. y Ryu, K. (2018). An assessment of the use of partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM) in hospitality research. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 30(1), 514-538. doi: <https://doi.org/10.1108/IJCHM-10-2016-0568>
- Aiken, L. R. (1980). Content validity and reliability of single items or questionnaires. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 955-959.
- Andriotis, K. y Vaughan, R. D. (2003). Urban residents' attitudes toward tourism development: The case of Crete. *Journal of Travel Research*, 42(2), 172-185. doi: <https://doi.org/10.1177/0047287503257488>
- Arocena, J. (2001). Una investigación de procesos de desarrollo local. *El desarrollo local: un desafío contemporáneo*, 201-229. Recuperado de <http://biblioteca.municipios.unq.edu.ar/modules/mislibros/archivos/AROCENA-DesarrolloLocal.pdf>
- Chin, W.W. (2010). How to Write Up and Report PLS Analyses. En V. Esposito, W. Chin, J. Henseler, H. Wang (eds) *Handbook of Partial Least Squares* (pp. 655-690). doi: https://doi.org/10.1007/978-3-540-32827-8_29
- Cacciutto, M., Corbo, Y., Cruz, G., Roldán, N., Castellucci, D. y Barbini, B. (2013). Percepciones de los residentes en destinos turísticos. Principales tendencias de abordaje e implicancias de la perspectiva sociopolítica. *XII Jornadas Nacionales y VI Simposio de Investigación-Acción en Turismo*. Recuperado de <http://nulan.mdp.edu.ar/id/eprint/2001>
- Castorina, J. A. (2016). El significado del marco epistémico en la teoría de las representaciones sociales. *Cultura y representaciones sociales*. 11(21), 79-108. Recuperado de <http://www.culturayrs.unam.mx/index.php/CRS/article/view/332/583>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155-159.
- Carvajal, A., Centeno, C., Watson, R., Martínez, M. y Sanz Rubiales, Á. (2011). ¿Cómo validar un instrumento de medida de la salud? *Anales del sistema sanitario de Navarra*. 34(1), pp. 63-72.
- Cook, E. A., Silverman, M. y Shore, A. D. (2017). Identifying nursing home residents with dementia who exhibit the behavioral and psychological symptoms of dementia: It's easier than you think. *Journal of the American Medical Directors Association*, 18(9), 759-761.
- Davis, D., Allen, J. y Cosenza, R. (1988). Segmenting local residents by their attitudes, interests, and opinions toward tourism. *Journal of Travel Research* 27(2), 2-8. Recuperado de [https://www.scirp.org/\(S\(i43dyn45teexjx455qlt3d2q\)\)/reference/ReferencesPapers.aspx?ReferenceID=7010](https://www.scirp.org/(S(i43dyn45teexjx455qlt3d2q))/reference/ReferencesPapers.aspx?ReferenceID=7010)
- Díaz, R. y Gutiérrez, D. (2010). Actitud del residente en el destino turístico de Tenerife: evaluación y tendencia. *Pasos. Revista de Turismo y Patrimonio Cultural* (8), 431-444.
- Dijkstra, T. K. y Henseler, J. (2015). Consistent partial least squares path modeling. *MIS Quarterly*, 39(2), 297-316.
- Duarte, P. A. O. y Raposo, M. L. B. (2010). A PLS Model to Study Brand Preference: An Application to the Mobile Phone Market. En V. Esposito, W. Chin, J. Henseler, H. Wang (Eds.), *Handbook of partial least squares* (pp. 449-485). Berlín: Springer Berlin, Heidelberg. doi.org/10.1007/978-3-540-32827-8_21
- Evans, T. R. (1993) Residents' perceptions of tourism in New Zealand communities: A segmentation study (Tesis de maestría). Dunedin: Dept. of Commerce, University of Otago.
- Eilersen, A. M., Karlsson, S. y Möller, C. (2020). Types of residents in Swedish nursing homes: A systematic review. *Journal of Aging and Social Policy*, 32(4-5), 408-424.

- Fredline, E. y Faulkner, B. (2000). Host community reactions: A cluster analysis. *Annals of Tourism Research*, 27(3), 763-784. doi: [https://doi.org/10.1016/S0160-7383\(99\)00103-6](https://doi.org/10.1016/S0160-7383(99)00103-6)
- Gómez-Benito, J. y Hidalgo, M. D. (2015). La validez en los tests, escalas y cuestionarios. *La sociología en los escenarios*, 8, 1-14.
- González, M. (2021). Nuevas rutas en el desarrollo de la teoría de las representaciones sociales. *Culturales*, 9, e560. doi: <https://doi.org/10.22234/requ.20210901.e560>
- Hair, J. F., Howard, M. C. y Nitzl, C. (2020). Assessing measurement model quality in PLS-SEM using confirmatory composite analysis. *Journal of Business Research*, 109, 101-110. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.11.069>
- Hair, J. F., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2011). PLS-SEM: Indeed a silver bullet. *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19(2), 139-152. doi: <https://doi.org/10.2753/MTP1069-6679190202>
- Hair, J. F., Hult, G. T., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. Estados Unidos: Sage publications.
- Hair, J. F., Risher, J. J., Sarstedt, M. y Ringle, C. M. (2019). When to use and how to report the results of PLS-SEM. *European Business Review*, 31(1), 2-24. doi: <https://doi.org/10.1108/EBR-11-2018-0203>
- Hair, J. F., Ringle, C. M., Gudergan, S., Castillo Apraiz, J., Cepeda Carrión, G. y Roldán, J. L. (2021). *Manual avanzado de Partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)*. OmniaScience Scholar.
- Henseler, J., Hubona, G. y Ray, P. A. (2016). Using PLS path modeling in new technology research: Updated guidelines. *Industrial Management and Data Systems*, 116(1), 2-20. doi: <https://doi.org/10.1108/IMDS-09-2015-0382>
- Henseler, J., Ringle, C. M. y Sinkovics, R. R. (2009). The use of partial least squares path modeling in international marketing. *Advances in International Marketing*, 20, 277-319. doi: [https://doi.org/10.1108/S1474-7979\(2009\)0000020014](https://doi.org/10.1108/S1474-7979(2009)0000020014)
- Hernández-Nieto, R. A. (2002), *Contributions to Statistical Analysis*. Mérida, Venezuela: Universidad de Los Andes.
- Jackson, M. y Inbakaran, R. (2006). Evaluating residents' attitude and intentions to act towards tourism development in regional Victoria, Australia. *International Journal of Tourism Research*, 8(5), 355-366. doi: <https://doi.org/10.1002/jtr.584>
- Jöreskog, K. G. (1971). Statistical analysis of sets of congeneric tests. *Psychometrika*, 36(2), 109-133.
- Jurowski, C., Uysal, M. y Williams, R. (1997). A theoretical analysis of host community resident reactions to tourism. *Journal of Travel Research*, 36(2), 3-11
- Jodelet, D. (1986). La representación social: fenómenos, conceptos y teoría, In Serge Moscovici, *Psicología social II*, Barcelona: Paidós.
- Jodelet, D. (2018). Ciencias sociales y representaciones: estudio de los fenómenos representativos y de los procesos sociales. De lo local a lo global. *Revista Latinoamericana de Metodología de las Ciencias Sociales*, 8(2), 1-12. doi: <https://doi.org/10.24215/18537863e041>
- López, V. M. (2017). *Sustentabilidad y Desarrollo Sustentable*. En R. M. Pujol y L. Cano-Muñoz (Eds.), *Investigaciones educación ambiental*. (pp. 11-25). México: Trillas. Recuperado de <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3409959>
- Marreiro C. M., Marques J. S. y Da Silva V. H. (2019). Clasificación de los residentes según el apoyo al desarrollo turístico en comunidades indígenas Una tipología empírica basada en el Cluster Analysis. *Estudios y Perspectivas en Turismo*, 28, 80-100. Recuperado de <https://www.semanticscholar.org/paper/CLASIFICACION%20DE-LOS-ESIDENTES-SEGUN%20AN-EL-APOYO-AL-Silva-Chagas/9cb16e39ec27c0930536e8d8905acd123cb1977d>
- Madrigal, R. (1995). Residents' perceptions and the role of government. *Annals of Tourism Research*, 22(1), 86-102. doi: [https://doi.org/10.1016/0160-7383\(94\)00070-9](https://doi.org/10.1016/0160-7383(94)00070-9)
- Martínez-Corona, J. I., Palacios-Almón, G. E. y Juárez-Hernández, L. G. (2020). Diseño y validación del instrumento "Enfoque directivo en la gestión para resultados en la sociedad del conocimiento". *Revista Espacios*, 41(01).
- Máynez-Guaderrama, A. I. (2021). Apoyo del supervisor: su influencia en la autonomía, cohesión y percepción de apoyo organizacional en una dependencia del gobierno. *Estudios Gerenciales*, 37(160), 448-459. doi: <https://doi.org/10.18046/j.estger.2021.160.4195>
- Merino, C. y Livia, J. (2009). Confidence intervals for the content validity: A visual basic computer program for the Aiken's V. *Anales de Psicología*, 25(1), 169-171.
- Morales, P. y Rodríguez, L. (2016). Aplicación de los coeficientes correlación de Kendall y Spearman. *Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado"*. UCLA. Barquisimeto
- Merino, C. (2018). Confidence interval for difference between coefficients of content validity (Aiken's V): A SPSS syntax. *Anales de Psicología*, 34(3), 587-590. doi: <https://doi.org/10.6018/analesps.34.3.283481>

- Pérez, E. y Nadal, J. (2005). Host community perceptions: a cluster analysis. *Annals of Tourism Research*, 32(4), 925-941. doi: <https://doi.org/10.1016/j.annals.2004.11.004>
- Pedrosa, I., Suárez-Álvarez y García-Cueto, E. (2013). Evidencias sobre la Validez de Contenido: Avances Teóricos y Métodos para su Estimación. *Acción Psicológica*, 10(2). doi: <http://dx.doi.org/10.5944/ap.10.2.11820>
- Prieto, G. y Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 238-253.
- Ribes, E. y Pulido, L. (2015). Reciprocidad, tipos de contingencias sociales sistémicas y lenguaje: investigación de las interacciones interindividuales. *Revista Mexicana de Psicología*, 32(1): 81-91.
- Ryan, C. y Montgomery, D. (1994). The attitudes of Bakewell residents to tourism and issues in community responsive tourism. *Tourism Management*, 15(5), 358-369. doi: [https://doi.org/10.1016/0261-5177\(94\)90090-6](https://doi.org/10.1016/0261-5177(94)90090-6)
- Rodríguez, J., Rodríguez, D., Ramírez, S., Sosa, V., Serrano, K. y Velásquez, M. (2018). *Coeficiente de correlación de rango Tau de Kendall*. Venezuela: Universidad Central de Venezuela.
- Sarstedt, M., Hair, J. F., Ringle, C. M., Thiele, K. O. y Gudergan, S. P. (2016). Estimation issues with PLS and CBSEM: Where the bias lies! *Journal of Business Research*, 69(10), 3998-4010. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2016.06.007>
- Sharpley, R. (2014). Host perceptions of tourism: A review of the research. *Tourism Management*, 42(1), 37-49. doi: <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2013.10.007>
- Sampieri, R. H. (2018). *Metodología de la investigación: las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. México: McGraw-Hill.
- Torres, D. (2017). Representaciones sociales de docentes sobre la evaluación formativa mediada por redes sociales. *Íkala*. 22(2), 255-268. doi: <https://doi.org/10.17533/udea.ikala.v22n02a06>
- Weaver, D. y Lawton, L. (2001). Resident perceptions in the urban-rural fringe. *Annals of Tourism Research*, 28(2), 439-458. doi: [http://dx.doi.org/10.1016/S0160-7383\(00\)00052-9](http://dx.doi.org/10.1016/S0160-7383(00)00052-9)
- Williams, J. y Lawson, R. (2001). Community issues and resident opinions of tourism. *Annals of Tourism Research*, 28(2), 269-290. doi: [https://doi.org/10.1016/S0160-7383\(00\)00030-X](https://doi.org/10.1016/S0160-7383(00)00030-X)