



Evidencias de validez de la Escala de Negociación de la Alianza Terapéutica (ANS-A) en pacientes en proceso de psicoterapia de Perú

Validity Evidence for the Therapeutic Alliance Negotiation Scale (ANS-A) among Psychotherapy Patients in Peru

Ornella Raymundo-Villalva¹ <https://orcid.org/0000-0001-8000-1422>

Giancarlo Villalva-Lázaro² <https://orcid.org/0000-0001-6010-6702>

José Héctor Livia-Segovia³ <https://orcid.org/0000-0003-2226-3349>

¹ Universidad César Vallejo, Trujillo, Perú. E-mail: skirmaornella@gmail.com

² Universidad Continental, Huancayo, Perú. E-mail: gvillalval@continental.edu.pe

³ Universidad Nacional Federico Villarreal, Lima, Perú. E-mail: jlivia@unfv.edu.pe

RESUMEN

La herramienta más importante de un psicoterapeuta es la palabra y el vínculo terapéutico. El presente estudio evaluó las propiedades psicométricas (estructura factorial, fiabilidad y validez) de la *Escala de Negociación de la Alianza Terapéutica* (ANS-A) en una muestra de 246 pacientes peruanos en tratamiento psicoterapéutico (>3 sesiones). Se realizó un análisis factorial confirmatorio que respaldó una solución de dos factores con ajuste adecuado: $\chi^2(53) = 96.00$, $p < .001$, CMIN/DF = 1.82, CFI = .95, TLI = .94, RMSEA = .06, SRMR = .04, AIC = 1,013. Asimismo, se contrastó un modelo de segundo orden que mostró un ajuste aceptable: $\chi^2(53) = 121.94$, $p < .001$, CMIN/DF = 2.3, CFI = .99, TLI = .98, RMSEA = .08, SRMR = .06, GFI = .99. La consistencia interna de ambos factores fue satisfactoria ($\alpha = .82$, $\omega = .83$). La ANS-A también mostró evidencia de validez concurrente mediante correlaciones significativas con el *Inventario Abreviado de Alianza de Trabajo* (WAI-S), así como soporte para la validez convergente y discriminante. En conjunto, los hallazgos indican que la ANS-A presenta una estructura factorial estable y propiedades de fiabilidad y validez adecuadas para su uso en población clínica peruana.

Palabras clave: alianza; psicoterapia; negociación; paciente.

ABSTRACT

The most important tool for a psychotherapist is the word and the therapeutic bond. This study evaluated the psychometric properties (factorial structure, reliability, and validity) of the Alliance Negotiation Scale (ANS-A) in a sample of 246 Peruvian patients undergoing psychotherapy (>3 sessions). A confirmatory factor analysis supported a two-factor solution with acceptable fit: $\chi^2(53) = 96.00$, $p < .001$, CMIN/DF = 1.82, CFI = .95, TLI = .94, RMSEA = .06, SRMR = .04, AIC = 1,013. A second-order model was also tested and showed acceptable fit: $\chi^2(53) = 121.94$, $p < .001$, CMIN/DF = 2.3, CFI = .99, TLI = .98, RMSEA = .08, SRMR = .06, GFI = .99. Internal consistency was satisfactory ($\alpha = .82$; $\omega = .83$). The ANS-A demonstrated concurrent validity via significant correlations with the Working Alliance Inventory-Short Revised (WAI-S), and provided evidence of convergent and discriminant validity. Overall, the findings indicate that the ANS-A exhibits a stable factorial structure and adequate reliability and validity for use in Peruvian clinical population.

Keywords: alliance; psychotherapy; negotiation; patient.

Recibido: 18 de febrero de 2025 – Aceptado: 24 de octubre de 2025



©2025
Terapia
Psicológica

Introducción

A nivel mundial, los trastornos mentales representan una de las principales causas de carga de enfermedad y discapacidad. Se estima que el 20% de los días saludables perdidos se deben a problemas de salud mental, siendo estos la principal causa de discapacidad global (Organización Mundial de la Salud [OMS], 2022). A pesar de ello, solo el 10% de las personas que requieren tratamiento acceden a servicios adecuados (OMS, 2022). Esta situación no solo tiene consecuencias en la salud, sino también un importante impacto económico. Las pérdidas de productividad y los costos indirectos asociados a los trastornos mentales superan incluso los costos directos de atención en salud. Se calcula que la pérdida anual de capital humano relacionada con estos trastornos asciende a más de USD 30 millones, según estimaciones basadas en los años de vida ajustados por discapacidad específicos para cada país (Fondo de Naciones Unidas para la Infancia, 2022). De forma complementaria, el Plan de Acción Integral de Salud Mental 2013-2030 de la OMS (2013) resalta la necesidad de contar con investigaciones que generen evidencia científica sobre los procesos psicoterapéuticos. En este marco, se vuelve fundamental el desarrollo de instrumentos que permiten analizar la efectividad de las intervenciones y se alineen con los objetivos planteados en dicho plan.

En Perú, los Centros de Salud Mental Comunitaria, distribuidos a nivel nacional, surgieron como resultado de la reforma de salud mental, ofrecen servicios específicos para distintos grupos de edad, fomentando la participación social y comunitaria (García et al., 2023; Ministerio de Salud, 2017). Aunque esta medida busca responder a la alta demanda de atención en salud mental, su alcance sigue siendo limitado. Por ello, resulta relevante evaluar la efectividad de la intervención ofrecida, especialmente considerando que los procesos psicoterapéuticos constituyen uno de los componentes fundamentales en la rehabilitación de los trastornos mentales.

Kerman y Scherb (2022) refieren que la psicoterapia es una práctica científica, pues al igual que otras disciplinas, cuenta con procesos metodológicos sistemáticos. No obstante, destacan la necesidad de considerar las características particulares de las psicoterapias, pues se trata de una práctica conversacional que involucra contenidos subjetivos e intersubjetivos esenciales para su aplicación. Estos autores subrayan la importancia de incorporar en el análisis aspectos como la relación terapéutica, la experiencia del profesional clínico, la evaluación continua del tratamiento, la perspectiva del paciente, los recursos terapéuticos disponibles y el contexto sociocultural.

Entre los factores comunes de psicoterapia, la alianza terapéutica sobresale como una colaboración activa entre paciente y terapeuta que incluye el acuerdo sobre objetivos, la colaboración en las tareas y el establecimiento de un vínculo positivo. Este enfoque no es estático; evoluciona para adaptarse a las necesidades emergentes del paciente a lo largo del

proceso terapéutico (Bordin, 1979). Posteriormente, Bordin (1994) amplió su enfoque subrayando la importancia de abordar rupturas y tensiones, por lo cual se debía incorporar la negociación como un proceso dinámico esencial para el mantenimiento y la efectividad de la alianza. En este marco, se enfatizó la fuerza de la alianza, las tareas terapéuticas y la dinámica de las tensiones en el vínculo (Bordin, 1994).

Diversas investigaciones demuestran el crucial rol que cumple la alianza terapéutica en el proceso de psicoterapia. Doran et al. (2012) reportaron que negociar cuidadosamente los objetivos y tareas de la terapia son estrategias útiles que minimizan la deserción temprana del proceso terapéutico. En esta línea, Manubens et al. (2023) encontraron que las terapias caracterizadas por una mayor negociación en la alianza no solo son beneficiosas, sino que también pueden predecir un resultado temprano en el tratamiento de trastornos emocionales y la disminución de la sintomatología. Asimismo, la negociación de la alianza no solo se relaciona con los resultados terapéuticos, sino que puede verse influida por el perfil del paciente. Por ejemplo, Gómez Penedo et al. (2019) observaron que los pacientes con características excesivamente nutritivas o dependientes mostraron mayores mejoras tempranas cuando la negociación de la alianza fue más sólida. Estos hallazgos sugieren que ciertos perfiles de pacientes podrían predecir e influir en la calidad de la negociación, impactando directamente en la eficacia del tratamiento en sus primeras etapas.

Escala de Negociación de la Alianza Terapéutica (ANS-A)

Doran et al. (2012) elaboraron la Escala de Negociación de la Alianza Terapéutica (ANS-A) que cuenta con dos dimensiones. La primera, denominada colaboración, evalúa el grado de acuerdo entre paciente y terapeuta sobre los objetivos y tareas de la terapia, así como la percepción del paciente sobre el compromiso y la preocupación genuina del terapeuta. La segunda, referida como negociación, se centra en la capacidad del terapeuta para adaptarse a las necesidades del paciente y en su sensibilidad ante las tensiones que puedan surgir en la relación terapéutica. Ambas dimensiones no son excluyentes, sino que ofrecen perspectivas interrelacionadas y necesarias para comprender la complejidad de la alianza terapéutica (Doran et al., 2016).

Doran et al. (2012) evaluaron la confiabilidad y la validez de contenido y de constructo de la ANS-A a partir de un análisis factorial exploratorio. Posteriormente, en una investigación complementaria, profundizaron en la validez de contenido, constructo y criterio (Doran et al., 2015), ampliando la evidencia psicométrica acumulada. Finalmente, en un tercer estudio, Doran et al. (2017) analizaron las relaciones entre la escala y diversas variables clínicas, como medidas de procesos terapéuticos, síntomas, funcionamiento interpersonal y niveles de empatía. Estos estudios han ratificado que la ANS-A presenta dos factores, posee una adecuada consistencia interna y cuenta con evidencia acumulada de validez de contenido, constructo y criterio.

La ANS-A ha sido previamente adaptada y validada en diversos contextos internacionales, respaldando su utilidad en la investigación psicoterapéutica. En Argentina, Waizmann et al. (2015) reportaron adecuados niveles de confiabilidad ($\alpha = .78$) y validez convergente y discriminante, identificando una estructura de dos factores. Similares resultados hallaron Galvão et al. (2019) en una muestra de 120 portugueses. El análisis factorial confirmatorio del al adaptar la ANS-A evidenció una estructura de dos factores y adecuada consistencia interna ($\alpha = .82$). Sin embargo, en México, Díaz-Oropeza y Peña-Leyva (2016) encontraron una estructura de tres factores distinta de la versión original: Flexibilidad del terapeuta, Postura negociadora del terapeuta y Comodidad al expresar los sentimientos negativos. Además, reportaron diferencias significativas en función del tiempo de terapia y el motivo de consulta.

Dada la relevancia de la ANS-A para la investigación en psicoterapia, el presente estudio tuvo como propósito examinar las evidencias de validez y la consistencia interna de la escala en una muestra de participantes peruanos, con el fin de disponer de un instrumento psicométricamente sólido para su aplicación en este contexto. De este modo, se busca contribuir al fortalecimiento de la práctica psicoterapéutica basada en evidencia, frente a la limitada disponibilidad de medidas adaptadas y validadas en el ámbito peruano.

Método

Diseño

El presente estudio corresponde a una investigación de tipo instrumental, dado que se analizaron las propiedades psicométricas de un instrumento (Ato et al., 2013). Asimismo, es un diseño no experimental y transversal, ya que no se manipularon variables y la recolección de datos se realizó en un único momento temporal (Hernández et al., 2014).

Participantes

Los datos fueron recolectados en centros psicoterapéuticos de diversas ciudades del Perú mediante un muestreo no probabilístico de tipo intencional (Hernández et al., 2014). Los criterios de inclusión fueron los siguientes: (1) haber asistido a psicoterapia por más de tres sesiones con el mismo terapeuta, (2) ser mayor de edad y (3) haber firmado el consentimiento informado; no se excluyó a quienes recibían tratamiento farmacológico de manera paralela. Se excluyeron los formularios que presentaban respuestas incompletas en alguno de los instrumentos utilizados o patrones de respuesta inconsistentes (v.g., respuestas invariantes en todos los ítems o tiempos de respuesta irrealmente cortos). Esto implicó la eliminación de 11 participantes de la muestra inicial.

La muestra estuvo compuesta por 246 participantes, cuyas edades oscilaron entre 18 y 67 años ($M = 29.1$, $DE = 8.46$), siendo el 79% mujeres. La mayoría recibía atención desde el enfoque gestáltico (33.6%), seguido de la terapia cognitivo-conductual (23%) y otras corrientes tales como la humanista, la de aceptación y compromiso y la psicoanalítica. Los participantes provenían principalmente de Lima (43.6%), Huancayo (23.1%) y otras ciudades del país. En cuanto al tiempo de tratamiento, el 49.1% reportó una duración de cuatro meses o más. Los motivos de consulta más frecuentes fueron la ansiedad (22%) y la depresión (20.6%), seguidos del desarrollo personal y de experiencias de duelo o conflicto (Tabla 1). Todos los participantes firmaron el consentimiento informado antes de su participación en el estudio.

Tabla 1. Descripción sociodemográfica y clínica de la muestra (N = 246)

Categoría	Características	n	%
Sexo	Mujer	194	79%
	Varón	52	21%
Enfoque terapéutico	Terapia Gestalt	82	33,6%
	Terapia cognitivo conductual	57	23%
	Terapia humanista	27	11,1%
	Terapia de aceptación y compromiso	28	11,5%
	Terapia psicoanalítica	12	4,7%
	Otro	4	1,6%
	No sabe	36	14,6%
Ciudad de procedencia	Lima	107	43,6%
	Huancayo	57	23,1%
	Cusco	24	9,8%
	Trujillo	22	8,9%
	Cañete	21	8,5%
	Cajamarca	6	2,6%
	Arequipa	3	1,3%
	Chimbote, Piura, Bagua, Juliaca	1 c/u	0,4%
	Tiempo en terapia	4 meses a más	121
2 a 3 meses		82	33,3%
1 mes		43	17,5%
Motivo de consulta	Ansiedad	54	22%
	Depresión	51	20,6%
	Desarrollo personal	38	15,6%
	Duelo por separación de pareja	30	12,1%
	Conflictos de pareja	19	7,8%
	Duelo por pérdida de un familiar	17	7,1%
	Conflictos con familiares	16	6,4%
	Otros	21	8,4%

Instrumento

Escala de Negociación de la Alianza Terapéutica (ANS-A; Doran et al., 2012).

Elaborada en Estados Unidos de América y adaptada al español por Waizmann et al. (2015), versión que se utiliza en esta investigación. La ANS-A evalúa el grado de acuerdo y colaboración entre paciente y terapeuta respecto de las tareas y objetivos de la terapia. Está compuesta por 12 ítems de autoreporte con formato de respuesta tipo Likert de 7 puntos. Los estudios originales de elaboración y adaptación de la ANS-A (Doran et al., 2012; Waizmann et al., 2015) identificaron una estructura de dos factores: *Comodidad con los sentimientos negativos* y *Postura flexible y negociable del terapeuta*. En dichas investigaciones, este instrumento evidenció adecuados índices de consistencia interna y validez de contenido.

Inventario de Alianza de Trabajo-Versión Abreviada (WAI-S; Horvath y Greenberg, 1986)

La versión abreviada de este inventario evalúa la percepción del paciente sobre la alianza terapéutica en términos de vínculo, tareas y objetivos compartidos. Consta de 12 ítems (v.g., *Mi terapeuta y yo estamos de acuerdo en lo que hay que hacer para contribuir a mejorar mi situación; Caigo bien a mi terapeuta*) con formato de respuesta tipo Likert de 7 puntos y su aplicación requiere entre cinco y diez minutos. En el presente estudio, se utilizó la versión española validada por Corbella et al. (2011) con el fin de aportar evidencia de validez concurrente de la ANS-A, empleándose las puntuaciones totales (y/o de subescalas) para calcular correlaciones e indicadores de convergencia entre ambos instrumentos.

Procedimiento

Previo al inicio del estudio, se obtuvo la autorización de los autores de la ANS-A para el uso del instrumento. La investigación se desarrolló conforme a los principios éticos para la investigación con seres humanos y al *Código de Ética* (Colegio de Psicólogos del Perú, 2024), garantizando el respeto a la dignidad de los participantes, el consentimiento voluntario, la confidencialidad y la protección de los datos personales. En consecuencia, se implementaron diversas salvaguardas éticas, tales como la obtención del consentimiento informado electrónico antes de la participación, el anonimato de las respuestas, el almacenamiento seguro de la información en plataformas protegidas y la posibilidad de retirarse del estudio en cualquier momento sin consecuencias.

Con la autorización del instrumento y las salvaguardias éticas establecidas, se coordinó la recolección de datos con diversos centros de psicoterapia en varias ciudades del Perú. A los profesionales involucrados se les proporcionaron instrucciones detalladas sobre los criterios de inclusión de la muestra, la aplicación del instrumento y las consideraciones éticas a observar durante el contacto con los participantes. La recolección se realizó de forma virtual

mediante un formulario de *Google Forms* durante un período de dos meses y medio (Abril-Junio del 2024). Antes de completar el cuestionario, todos los participantes fueron informados acerca de los objetivos del estudio y firmaron electrónicamente el consentimiento informado.

Análisis de datos

El análisis de datos se realizó en seis etapas sucesivas, utilizando los programas de Jamovi y JASP, con el propósito de asegurar un tratamiento estadístico riguroso y coherente con los objetivos del estudio:

1. Depuración y revisión de la base de datos.

Se comprobó la integridad y consistencia de los registros; la exclusión de casos por respuestas incompletas o patrones inconsistentes se detalla en el apartado de participantes.

2. Análisis descriptivo de la muestra y de los ítems.

Se calcularon estadísticas descriptivas para caracterizar la muestra (media, desviación estándar, frecuencias y porcentajes), así como indicadores por ítem de la escala: media, desviación estándar, asimetría, curtosis, comunalidades e índices de homogeneidad. Estos análisis permiten evaluar la normalidad de los datos y detectar posibles problemas de redacción o comportamiento atípico de los ítems.

3. Análisis factorial confirmatorio

Se evaluó la estructura interna de la ANS-A mediante un análisis factorial confirmatorio (AFC) de primer orden y, posteriormente, uno de segundo orden, utilizando el estimador de mínimos cuadrados ponderados con matriz de varianzas diagonales (DWLS), apropiado para variables ordinales. Se consideraron como indicadores de ajuste los siguientes valores de referencia: Chi-cuadrado $> .05$, Chi-Cuadrado relativo (CMIN/DF) ≤ 3 , Índice de Ajuste Comparativo (CFI) $\geq .95$, Índice de Tucker Lewis (TLI) $\geq .95$, *Error Cuadrático Medio de Aproximación* (RMSEA) $\leq .08$, *Raíz Cuadrada Media de Residuos* (SRMR) $\leq .08$ (Kline, 2015). Asimismo, se estableció como criterio mínimo para considerar una carga factorial aceptable un valor $\geq .40$. Finalmente, los índices AIC se utilizaron para comparar la parsimonia entre modelos (Cavanaugh y Neath, 2019).

4. Análisis de la validez convergente y discriminante

La validez convergente se evaluó con el promedio de varianza extraída (AVE), considerando valores $\geq .50$ como aceptables. Por su parte, la validez discriminante se estimó mediante el *Heterotrait-Monotrait Ratio of Correlations* (HTMT) recomendándose valores inferiores a .85 para demostrar una adecuada discriminación entre los factores (Henseler et al., 2015).

5. Análisis de validez concurrente

Para evaluar la validez de criterio concurrente se evaluaron las correlaciones entre los puntajes obtenidos entre la ANS-A y el WAI-S, de acuerdo con los lineamientos propuestos por Muñiz (2018).

6. Consistencia interna

Se estimó la confiabilidad del instrumento con los coeficientes alfa de Cronbach (α) y omega de McDonald (ω). Este último fue calculado considerando la estructura factorial del instrumento, dado que el coeficiente omega varía en función de dicha estructura. Se consideraron como aceptables valores iguales o superiores a .70 (Flora, 2020; Hayes y Coutts, 2020).

Resultados

Análisis descriptivos de los ítems de la ANS-A

En la Tabla 2 se presentan los análisis de frecuencia de respuesta, evidenciándose que todas las alternativas de la escala fueron utilizadas por los participantes. Asimismo, se reportan los estadísticos descriptivos de cada ítem: media, desviación estándar, asimetría y curtosis. El promedio más bajo correspondió al ítem 1 (*Si estoy frustrado con mi terapeuta, me siento cómodo/a expresándolo*) y el más alto al ítem 5 (*Mi terapeuta es inflexible y no toma en consideración mis deseos o necesidades*). En cuanto a los índices de asimetría y curtosis, la mayoría de los ítems mostraron distribuciones dentro del rango de normalidad (-2 a +2), con excepción del ítem 5 ($As = -2.09$; $Cu = 3.08$). Respecto al índice de homogeneidad, todos los ítems presentaron correlaciones superiores a .30, lo que indica una adecuada contribución al constructo medido. En cuanto a las comunalidades, varios ítems mostraron valores inferiores a .50, lo que sugiere una menor proporción de varianza explicada por los factores comunes, particularmente, los ítems 5, 6 y 9.

Para evaluar el supuesto de normalidad multivariada de los ítema de la ANS-A, se aplicó el Contraste de Mardia. Los resultados evidenciaron un incumplimiento significativo de dicho supuesto tanto en la asimetría ($As = 1870.105$, $gl = 364$, $p < .001$) como en la curtosis ($Cu = 24.587$, $p < .001$). La magnitud y significancia de ambos estadísticos confirman que la distribución de las variables observadas difiere significativamente de una distribución normal multivariada. Ante la violación del supuesto de normalidad multivariada y considerando la naturaleza ordinal de los datos (escala de respuesta tipo Likert), empleó el estimador *Diagonally Weighted Least Squares* (DWLS). Este es recomendado por su robustez frente la no normalidad y su adecuación para el análisis de datos ordinales en modelos de ecuaciones estructurales (Flora y Curran, 2004).

Tabla 2. Estadísticos descriptivos y parámetros de distribución de los ítems de la ANS-A

ítems	Media	DE	AS	CR	IHC	H2
1. Si estoy frustrado con mi terapeuta, me siento cómodo/a expresándolo.	4.87	2.05	-.64	-.90	.44	.59
2. Siento que puedo estar en desacuerdo con mi terapeuta sin dañar nuestra relación.	5.07	1.97	-.78	-.68	.41	.69
3. Mi terapeuta me alienta a expresar cualquier preocupación que yo tenga sobre el progreso de nuestra terapia.	6.01	1.41	-1.57	1.86	.58	.55
4. Mi terapeuta y yo tenemos dificultades en encontrar una solución cuando estamos en desacuerdo acerca de lo que deberíamos estar trabajando en terapia.	5.4	1.79	-.98	-.18	.34	.77
5. Mi terapeuta es inflexible y no toma en consideración mis deseos o necesidades	6.25	1.4	-2.09	3.81	.53	.44
6. Si me desilusiono con mi terapeuta puedo expresarlo con comodidad.	5.07	1.79	-.78	-.38	.59	.32
7. Mi terapeuta me alienta a expresar cualquier enojo que sienta hacia él/ella en el curso de la terapia	5.19	1.8	-.89	-.18	.48	.64
8. Siento que mi opinión no tiene influencia en lo que hacemos en la terapia.	6.09	1.48	-1.73	2.09	.50	.50
9. Siento que mi terapeuta me indica qué hacer, sin tener demasiado en cuenta mis deseos o necesidades.	6.09	1.43	-1.72	2.21	.58	.34
10. Hago de cuenta que estoy de acuerdo con los objetivos terapéuticos de mi terapeuta para que la sesión fluya	5.26	1.97	-.81	-.66	.36	.78
11. Mi terapeuta es rígido/a en sus ideas respecto a lo que hacemos en terapia	5.87	1.63	-1.48	1.26	.42	.67
12. Mi terapeuta es capaz de admitir qué está equivocado/a sobre algo en lo que estamos en desacuerdo.	5.28	1.68	-.79	-.26	.53	.59

Nota. DE: Desviación estándar, AS: Asimetría, CR: Curtosis, IHC: Índice de homogeneidad, H2: Comunalidad

Análisis factorial confirmatorio de la ANS-A

En primer lugar, se realizó un AFC de primer orden. En la Tabla 3 se presentan los índices de ajuste correspondientes a tres modelos evaluados. El modelo con un solo factor mostró un ajuste deficiente, indicando que la estructura unidimensional no representa adecuadamente los datos. El modelo con dos factores obtuvo un ajuste adecuado. Finalmente, el modelo con 3 factores evidenció un ajuste deficiente. De acuerdo a los índices de ajuste presentados en la Tabla 3, el modelo de dos factores fue el obtuvo los mejores índices de

ajuste, resultado que coincide con los hallazgos reportados en el estudio original de Doran et al. (2012).

Tabla 3. Comparación de los índices de ajuste de los modelos de 1, 2 y 3 factores de la ANS-A

Modelo	χ^2	gl	CMIN/DF	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	AIC
Modelo de 1 factor	350	54	6,48	,65	,57	,15	,10	10385
Modelo de 2 factores	96	53	1,82	,94	,93	,06	,05	10134
Modelo de 3 factores	304	51	5,96	,70	,61	,14	,10	10345

Nota. χ^2 : Chi cuadrado, gl: grados de libertad, CMIN/DF: Chi-cuadrado relativo, CFI: Índice de ajuste comparativo, TLI: Índice de Turker-Lewis, RMSEA: Error cuadrático medio de aproximación, SRMR: Raíz estandarizada cuadrática media, AIC: Criterio de información de Akaike

En la Figura 1 se presenta la representación gráfica del modelo de dos factores de la ANS-A, junto con sus respectivas cargas factoriales estandarizadas. La correlación entre ambos factores fue de .63, evidenciando una asociación moderada. Las cargas factoriales de los ítems en el Factor 1 oscilaron entre .59 y .81, mientras que en el Factor 2 variaron entre .55 y .85, lo que indica una adecuada saturación de los ítems en sus factores correspondientes.

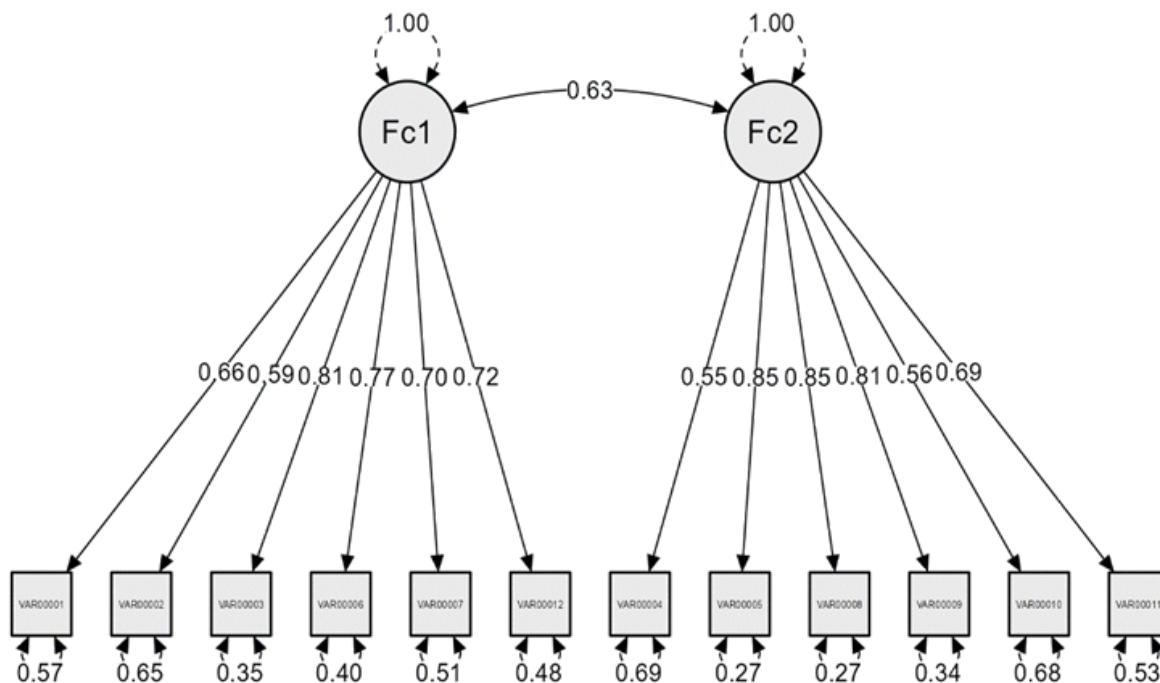


Figura 1. Estructura factorial de dos factores de la ANS-A

Seguidamente, se realizó un AFC de segundo orden en la ANS-A. Los índices de ajuste de la ANS-A evidenciaron valores adecuados: $\chi^2(53) = 121.94$, $p < .001$, CMIN/DF = 2.3, CFI = .99, TLI = .98, RMSEA = .08 [.06 .09], SRMR = .06 y GFI = .99. Con el propósito de determinar si el modelo de segundo orden representaba una mejora significativa respecto del

modelo de primer orden, se realizó un contraste de diferencia de Chi-cuadrado ($\Delta\chi^2 = 0$, $\Delta gl = 1$), cuyos resultados indicaron que no existen diferencias estadísticamente significativas entre ambos modelos ($p = 1$). Por criterios de parsimonia y dado que el modelo de primer orden mostró índices de ajuste comparables al de segundo orden, pero con menor complejidad paramétrica, se decidió retenerlo como la representación más adecuada de la estructura factorial subyacente de la escala.

En la Figura 2 se presenta la representación gráfica del modelo de segundo orden de la ANS-A. Se observa que ambos factores de primer orden mostraron una carga estandarizada de .80 sobre el factor general, lo que indica una relación fuerte y equilibrada entre las dimensiones y el constructo global de la escala.

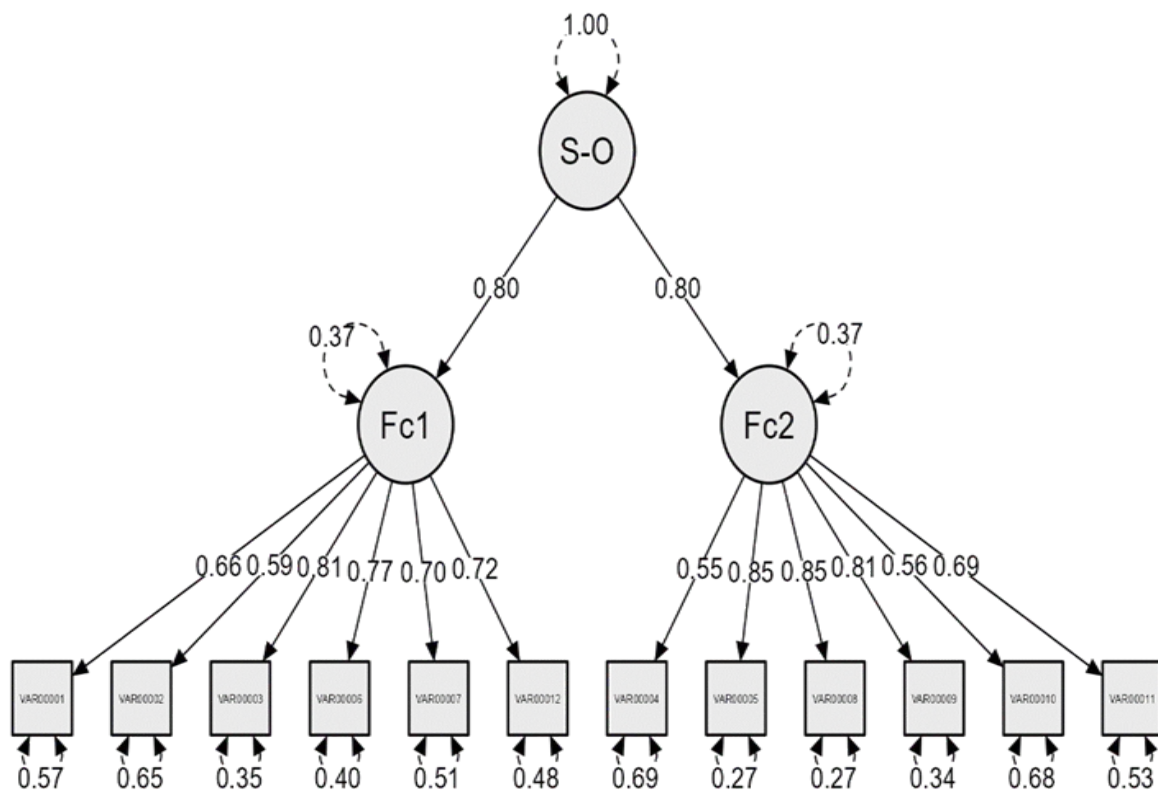


Figura 2. Análisis factorial confirmatorio de segundo orden de la ANS-A

Análisis de la validez convergente y discriminante de la ANS-A

La validez convergente de la ANS-A se evaluó mediante el análisis de la varianza extraída media (AVE), la cual refleja la proporción de varianza de los indicadores explicada por el constructo. Los valores obtenidos fueron de .51 para el Factor 1 y .54 para el Factor 2, cumpliendo en ambos casos con el criterio mínimo de .50 establecido por Hair et al. (2006). La validez discriminante que fue evaluada mediante el índice HTMT, alcanzó un valor de .43, por debajo del criterio de .85 (Henseler et al., 2015), lo que respalda la independencia

relativa entre factores y, junto con la validez convergente, confirma la solidez psicométrica de la ANS-A.

Para aportar evidencia de validez de criterio (concurrente), se realizaron análisis de correlación de Pearson entre la puntuación total de la ANS-A y sus dimensiones, con las puntuaciones del Inventario de Alianza de Trabajo-Versión Abreviada (WAI-S). En la Tabla 4 se presentan las correlaciones bivariadas obtenidas. La ANS-A total mostró una correlación positiva alta con el WAI-S ($r = .82, p < .001$). En cuanto a las dimensiones, *Comodidad con los sentimientos negativos* presentó una correlación elevada ($r = .79, p < .001$), mientras que *Postura flexible y negociable* evidenció una correlación moderada ($r = .53, p < .001$). Además, las dimensiones *de Objetivos y tareas* y de *Vínculo terapéutico* del WAI-S se correlacionaron de manera significativa y de magnitud moderada a alta con las dimensiones y la puntuación total de la ANS-A. En conjunto, estos resultados respaldan la validez concurrente de la escala, indicando una coherencia sustantiva entre la ANS-A y las medidas de alianza terapéutica evaluadas por el WAI-S.

Tabla 4. Matriz de correlaciones entre la ANS-A y el WAI-S

Variables	1	2	3	4	5	6
1. Negociación de la Alianza total (ANS-A)	—					
2. Comodidad con sentimientos negativos (Factor 1-ANS-A)	.83***	—				
3. Postura flexible y negociable (Factor 2-ANS-A)	.79***	.32***	—			
4. Inventario de alianza de trabajo total (WAI-S)	.82***	.79***	.53***	—		
5. Tarea y vínculo terapéutico (Factor 1-WAI-S)	.76***	.79***	.43***	.98***	—	
6. Objetivos terapéuticos (Factor 2-WAI-S)	.59***	.32***	.65***	.54***	.35***	—

Nota. *** $p < .001$

Los coeficientes de consistencia interna obtenidos mediante alfa de Cronbach, omega de McDonald y confiabilidad compuesta (CRI) mostraron valores adecuados en todos los niveles de análisis. Para la escala total de la ANS-A se observaron $\alpha = .82, \omega = .83$ y $CRI = .93$. En el Factor 1 (*Comodidad con los sentimientos negativos*), los coeficientes fueron $\alpha = .81, \omega = .82$ y $CRI = .86$, mientras que en el Factor 2 (*Postura flexible y negociable*) se registraron $\alpha = .78, \omega = .81$ y $CRI = .87$. Todos estos valores superaron el umbral recomendado de .70, indicando evidencia una adecuada consistencia interna y confirmando la fiabilidad del instrumento.

Discusión

El presente estudio tuvo como objetivo analizar las propiedades psicométricas de la ANS-A en una muestra peruana. Para ello, se llevó a cabo un diseño instrumental que incluyó análisis de validez estructural, convergente, discriminante y concurrente, así como de la consistencia interna. Los resultados permitieron evaluar la adecuación del instrumento al contexto cultural peruano, contrastando estos hallazgos con adaptaciones previas realizadas en otros países.

La necesidad de contar con una psicoterapia basada en evidencia exige avanzar en investigaciones que permitan determinar su eficacia, eficiencia y replicabilidad en distintos contextos y culturas. Desde esta perspectiva, la ANS-A, no solo evalúa el grado de acuerdo y colaboración entre paciente y terapeuta, sino que también indaga en la percepción de flexibilidad del profesional clínico, un aspecto clave para la negociación de tareas y metas dentro del proceso terapéutico. En ese sentido, se considera que una negociación más efectiva puede fortalecer la alianza terapéutica y, con ello, establecer las bases para su construcción continua y su ajuste a lo largo del tratamiento (Waizmann et al., 2015). Cabe destacar que Baldwin et al. (2007) reportaron que los terapeutas que establecen alianzas más sólidas con sus pacientes tienden a obtener mejores resultados terapéuticos. En la misma línea, Doran et al. (2012) demuestran evidencia que subraya la importancia de la flexibilidad del terapeuta, en contraste con la aplicación rígida de un modelo de tratamiento. No obstante, estos autores advierten que aún se conoce relativamente poco sobre los factores que contribuyen a una alianza de trabajo positiva, por lo que su estudio y profundización continúan siendo necesarios.

En el presente estudio se analizó la validez y confiabilidad de la ANS-A en una muestra peruana. En el análisis de los ítems, los valores de asimetría y curtosis se ubicaron dentro de los parámetros esperados para una distribución normal, con excepción del ítem 5. Asimismo, el índice de homogeneidad mostró valores superiores a .30, lo que sugiere que los ítems contribuyen adecuadamente a la medición del constructo (Kline, 2015).

Se realizó un análisis factorial de primer orden, identificándose buenos índices de ajuste para el modelo de dos factores (Bentler, 1995; Escobedo Portillo et al., 2016; Steiger, 2000; Tabachnick y Fidell, 2007). Estos hallazgos coinciden con las medidas de ajuste reportadas en la escala original, y en sus adaptaciones argentina (Waizmann et al., 2015) y portuguesa (Galvão et al., 2019), cuyos autores destacan que el instrumento aporta evidencia a favor de su validez transcultural. Sin embargo, en la adaptación mexicana identificó una estructura factorial de tres factores. Díaz-Oropeza et al. (2016) sostienen que esta diferencia podría deberse a las particularidades de los participantes y de su contexto sociocultural. No obstante, los resultados del presente estudio respaldan nuevamente la estructura de dos

factores y la validez transcultural de la escala, incorporando evidencia adicional desde una muestra peruana.

Considerando las medidas de ajuste obtenidas, se realizó un análisis de segundo orden con el propósito de evaluar si la escala podía utilizarse en su versión total. Los resultados mostraron índices de ajuste adecuados (Ruiz, 2010). Cabe señalar que ni la versión original ni las adaptaciones realizadas en otros países habían incorporado un análisis de este tipo, lo que constituye una aportación novedosa del presente estudio. Esta ausencia en investigaciones previas es relevante, ya que el modelo de segundo orden permite confirmar la validez de la estructura general del constructo y, con ello, justificar el uso de una puntuación total única. No obstante, al comparar el modelo de segundo orden con el modelo de primer orden mediante la diferencia en la prueba de Chi cuadrado, se observó que dicha diferencia no fue significativa. En consecuencia, la evidencia sugiere que el modelo de primer orden de dos factores constituye la opción más apropiada.

La validez convergente y discriminante de la ANS-A también mostró valores aceptables. En el caso de la primera, la varianza extraída promedio (AVE) presentó valores superiores a .50 (Hair et al., 2006), mientras que para la segunda se obtuvo un índice HTMT inferior a .85 (Henseler et al., 2015). En cuanto a la consistencia interna, los índices de alfa de Cronbach y omega Mc Donald evidencian que la escala presenta una adecuada consistencia interna, en su puntuación total como en sus factores (Domínguez-Lara y Merino Soto, 2015). Estos resultados se comparan favorablemente con los valores de consistencia interna reportados en la versión original y en las adaptaciones argentina y portuguesa, ya que no presentan variaciones sustanciales (Doran et al., 2012; Galvão et al., 2019; Waizmann et al., 2015). Finalmente, el análisis de la validez concurrente de la ANS-A con el inventario abreviado de alianza de trabajo (WAI-S) también mostró resultados satisfactorios en concordancia con otras investigaciones (Díaz-Oropeza et al., 2016; Doran et al., 2012; Galvão et al., 2019; Waizmann et al., 2015).

Investigaciones futuras podrían analizar la escala en otros contextos culturales, y desarrollar estudios comparativos según los enfoques terapéuticos con los que fueron intervenidos los participantes. Asimismo, sería pertinente emplear la ANS-A a en distintos momentos del proceso terapéutico, con el fin de evaluar la evolución de la negociación dentro de la alianza terapéutica. En cuanto a las limitaciones del estudio, el análisis se basó únicamente en la percepción del paciente, por lo que se desconoce la perspectiva del terapeuta. Contar con ambas fuentes podría ofrecer una visión más completa sobre la relación vincular en el proceso terapéutico. Actualmente se dispone de una escala elaborada por Gómez Penedo et al. (2019) desde la perspectiva del terapeuta, por lo que se propone su inclusión en futuras investigaciones para obtener datos complementarios y profundizar en el análisis de la relación terapéutica.

En conclusión, nuestra investigación presenta evidencia de la validez de constructo de la ANS-A tanto en su modelo de primer como de segundo orden, lo que permite su uso tanto en análisis factorial como mediante una puntuación total. No obstante, se recomienda emplear la estructura de dos factores debido a su simplicidad y a la ausencia de diferencias significativas respecto de la estructura jerárquica. Además, la ANS-A evidencia validez convergente, discriminante y concurrente, junto con índices adecuados de consistencia interna, lo que respalda su fiabilidad. En conjunto, los resultados muestran que la ANS-A constituye una herramienta sólida para su aplicación en la realidad peruana, contribuyendo tanto a la práctica clínica como a la investigación en psicoterapia basada en evidencia.

Referencias

- Ato, M., López-García, J. J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Baldwin, S. A., Wampold, B. E. y Imed, Z. E. (2007). Untangling the alliance-outcome correlation: Importance of therapist and patient variability in the alliance. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75, 842-852. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.75.6.842>
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Multivariate Software.
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research, and Practice*, 16, 252-260. <https://doi.org/10.1037/h0085885>
- Bordin, E. S. (1994). *Theory and research on the therapeutic working alliance: New directions*. En A. O. Horvath y L. S. Greenberg (Eds.), *The working alliance: theory, research and practice* (pp. 13-37). John Wiley y Sons.
- Cavanaugh, J. E. y Neath, A. A. (2019). The Akaike Information Criterion: Background, derivation, properties, application, interpretation, and refinements. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics*, 11(3), e1460. <https://doi.org/10.1002/wics.1460>
- Colegio de Psicólogos del Perú. (2024, 27 de diciembre). *Código de ética*. <https://tinyurl.com/525u5685>
- Corbella, S., Botella, L., Gómez, A. M., Herrero, O. y Pacheco, M. (2011). Características psicométricas de la versión española del Working Alliance Inventory-Short (WAI-S). *Anales de Psicología*, 27(2), 298-301. <https://doi.org/10.6018/analesps>
- Díaz-Oropeza, I. F. y Peña-Leyva, L. A. (2016). Validation of the Spanish version of the Therapeutic Alliance Negotiation Scale/Validación de la versión en español de la

Escala de Negociación de la Alianza Terapéutica. *Studies in Psychology*, 37(2-3), 604-632. <https://doi.org/10.1080/02109395.2016.1204782>

- Domínguez-Lara, S. A. y Merino-Soto, C. M. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13(2), 1326-1328. <https://doi.org/10.11600/rlcsnj.13.2.2030>
- Doran, J. M., Safran, J. D. y Muran, J. C. (2016). The Alliance Negotiation Scale: A psychometric investigation. *Psychological Assessment*, 28(8), 885. <https://doi.org/10.1037/pas0000222>
- Doran, J. M., Safran, J. D. y Muran, J. C. (2017). An investigation of the relationship between the alliance negotiation scale and psychotherapy process and outcome. *Journal of Clinical Psychology*, 73(4), 449-465. <https://doi.org/10.1002/jclp.22340>
- Doran, J. M., Safran, J. D., Waizmann, V., Bolger, K. y Muran, J. C. (2012). The Alliance Negotiation Scale: Psychometric construction and preliminary reliability and validity analysis. *Psychotherapy Research*, 22(6), 710-719. <https://doi.org/10.1080/10503307.2012.709326>
- Escobedo Portillo, M. T., Hernández Gómez, J. A., Estebané Ortega, V. y Martínez Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo*, 18(55), 16-22. <https://doi.org/10.4067/S0718-24492016000100004>
- Flora, D. B. y Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for CFA with ordinal data. *Psychological Methods*, 9(4), 466-491. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>
- Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia. (2022). *Estado mundial de la infancia 2021: Resumen regional. América Latina y el Caribe*. <https://tinyurl.com/mrxhwh9w>
- Galvão, M. I., da Silva, A. N. y Vasco, A. B. (2019). The Alliance Negotiation Scale: Portuguese adaptation. *Research in Psychotherapy: Psychopathology, Process, and Outcome*, 22(2):349. <https://doi.org/10.4081/ripppo.2019.349>
- Gómez Penedo, J. M., Zilcha-Mano, S. y Roussos, A. (2019). Interpersonal profiles in emotional disorders predict the importance of alliance negotiation for early treatment outcome. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 87(7), 617. <https://doi.org/10.1037/ccp0000417>
- Hair, J. E., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E. y Tatham R. L. (2006). *Multivariate Data Analysis (6th Edition)*. Pearson-Prentice Hall.
- Hayes, A. F. y Coutts, J. J. (2020). Usar Omega en lugar del Alfa de Cronbach para estimar la confiabilidad. *Métodos y Medidas de Comunicación*, 14 (1), 1-24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>

- Henseler, J., Ringle, C. M. y Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hernández, R., Fernández, C. y Baptista, P. (2014). *Metodología de la investigación*. McGraw-Hill.
- Horvath, A. O. y Greenberg, L. S. (1986). The development of the Working Alliance Inventory. En L. S. Greenberg y W. M. Pinsof (Eds.), *The psychotherapeutic process: A research handbook* (pp. 529-556). Guilford Press. <https://psycnet.apa.org/record/1987-97275-015>
- Kerman, B., Scherb, E. D. y De la Cruz Gil, R. (2022). La psicoterapia basada en evidencia en la clínica actual. *Enciclopedia Argentina de Salud Mental*. <https://hdl.handle.net/20.500.14340/945>
- Kline, P. (2015). *A handbook of test construction. Introduction to psychometric design*. Routledge.
- Manubens, R. T., Babl, A., Doran, J., Roussos, A., Alalu, N. y Gómez Penedo, J. M. (2023). Alliance negotiation as a predictor of early treatment outcome. *Journal of Clinical Psychology*, 79(8), 1740-1751. <https://doi.org/10.1002/jclp.23498>
- Medrano, L. A. y Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 11(1), 219-239. <https://doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Ministerio de Salud. (2017). *Norma técnica de salud. Centros de salud mental comunitarios*. <https://tinyurl.com/4wx9f6u3>
- Muñiz, J. (2018). *Introducción a la psicometría: Teoría clásica y TRI*. Pirámide.
- Organización Mundial de la Salud. (2013). *Plan de acción sobre salud mental 2013-2020*. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/89966>
- Organización Mundial de la Salud. (2022). *Informe mundial sobre salud mental: transformar la salud mental para todos. Panorama general*. Recuperado de <https://www.who.int/es/publications/i/item/9789240050860>
- Rigo, D. Y. y Donolo, D. (2018). Modelos de ecuaciones estructurales usos en investigación psicológica y educativa. *Revista Interamericana de Psicología*, 52(3), 345-357. [https://doi.org/10.30849/ripijp.v52\(2018\).345-357](https://doi.org/10.30849/ripijp.v52(2018).345-357)
- Ruiz, M. A., Pardo, A. y San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Steiger, J. H. (2000). Point estimation, hypothesis testing, and interval estimation using the RMSEA: Some comments and a reply to Hayduk and Glaser. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 7(2), 149-162. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0702_1

Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Harper and Row.

Ventura-León, J. L. y 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.

Waizmann, V., Doran, J., Bolger, K., Penedo, J. M. G., Safran, J. y Roussos, A. (2015). Escala de negociación de alianza terapéutica (ANS-A): evidencias de su validez y confiabilidad. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 24(3), 243-254.

Para citar en APA 7

Raymundo-Villalva, O., Villalva-Lázaro, G. y Livia Segovia, J. H. (2025). Evidencias de validez de la Escala de Negociación de la Alianza Terapéutica (ANS-A) en pacientes en proceso de psicoterapia de Perú. *Terapia Psicológica (En línea)*, 43(3), 467-484
<https://doi.org/10.4067/S0718-48082025000300467>



© 2025 Terapia Psicológica