

## Propiedades psicométricas de la Escala de Adherencia Terapéutica basada en comportamientos explícitos en pacientes con insuficiencia renal crónica

*Psychometric properties of the adherence to treatment scale in patients with kidney disease*

María E. Chalco Flores<sup>1,a</sup>, Carlos López Villavicencio<sup>2,b</sup>, Jorge V. Pascual Rivera<sup>3,c</sup>

Recibido: 05 - 04 - 23

Aceptado: 08 - 05 - 23

Publicado: 19 - 06 - 23

### Resumen

El estudio propone como objetivo establecer las propiedades psicométricas de validez y confiabilidad de la «Escala de Adherencia Terapéutica basada en comportamientos explícitos» en pacientes con insuficiencia renal crónica. **Método de estudio.** Una investigación instrumental, con una muestra de 245 pacientes diagnosticados de insuficiencia renal, entre varones y mujeres, en edades comprendidas de 16 a 65 años. **Hallazgos.** La confiabilidad obtenida, a través del coeficiente alfa, ordinal y omega con valores mayores a .70, es considerada aceptable. Además, se realizó un análisis factorial confirmatorio, habiéndose encontrado adecuados índices de ajuste para un modelo oblicuo de tres factores con 13 ítems ( $X^2=158.432$ ,  $gl=62$ ,  $CFI=.955$ ,  $TLI=.943$ ,  $SMRM=.075$ ,  $RMSEA=.080$  y  $WRMR=1.00$ ). **Conclusiones.** La Escala de Adherencia Terapéutica basada en comportamientos explícitos, en los casos de insuficiencia renal crónica, presenta evidencias de validez y confiabilidad a partir de la estructura del constructo para la muestra estudiada.

**Palabras clave:** adherencia al tratamiento; insuficiencia renal crónica; propiedades psicométricas.

<sup>1</sup> Universidad Cesar Vallejo, Perú

<sup>2</sup> Universidad Peruana Cayetano Heredia, Perú

<sup>3</sup> Huazhong university science and technology, China

<sup>a</sup> Autor para correspondencia: [maria.chalco.f@upch.pe](mailto:maria.chalco.f@upch.pe) ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4734-8624>

<sup>b</sup> E-mail: [carlos.lopez@upch.edu.pe](mailto:carlos.lopez@upch.edu.pe) ORCID: <https://orcid.org/0000-00029388-2123>

<sup>c</sup> E-mail: [jorgepascualrivera@gmail.com](mailto:jorgepascualrivera@gmail.com) ORCID: <https://orcid.org/0009-0003-6556-8887>

**Abstract**

The study aimed to analyze the psychometric properties of validity and reliability of “Escala de Adherencia Terapéutica basada en comportamientos explícitos” in patients with kidney disease. **Method:** The research was instrumental, with a sample of 245 patients with kidney disease, between men and women, whose ages ranged from 16 to 65 years. **Results:** The reliability obtained through the alpha, ordinal and omega coefficient, values greater than .70 considered acceptable. In addition, a confirmatory factorial analysis was performed where adequate fit indices were found for an oblique three-factor model with 13 items ( $X^2=158.432$ ,  $gl=62$ ,  $CFI=.955$ ,  $TLI=.943$ ,  $SMRM=.075$ ,  $RMSEA=.080$  and  $WRMR=1.007$ ). **Conclusions:** The instrument presents evidence of validity and reliability based on the structure of the construct for the study sample.

**Keywords:** adherence to treatment; kidney disease; psychometric properties.

## INTRODUCCIÓN

En el campo de la salud pública, en el año 1975, se presenta un evento que marca un hito en la literatura médica al considerar la expresión inglesa “*compliance*”, cuyo significado alude al cumplimiento de las indicaciones médicas por parte de los pacientes, en la atención de las personas con enfermedades crónicas (Martínez et al., 2016).

Además de este aporte, diversos autores sugirieron tener en cuenta algunas variables psicológicas como percepciones, creencias, prescripciones médicas, hábitos o comportamientos con relación a las recomendaciones dadas por su médico tratante (Oblitas, 2006). Posteriormente, la Organización Mundial de Salud (OMS) tuvo como propósito promover la expresión de adherencia al tratamiento, ampliando la observación de diversos factores previamente mencionados (OMS, 2004; Martínez et al., 2016).

Asimismo, la adherencia al tratamiento ha sido explicada desde diversos modelos del comportamiento que confirman su utilidad para el pronóstico y el tratamiento de la enfermedad. El primero es la teoría de acción razonada, la cual se centra en las creencias, actitudes e intenciones en la salud (Ajzen y Fishbein, 1973). El segundo es el modelo de los sistemas de autorregulación, el cual explica que la adherencia está determinada por las creencias de sentido común, la experiencia emocional y los planes de cambio (Levental, Meyer y Nerez, 1980). El tercero es la teoría social cognitiva, la cual se centra en la autoeficacia de las personas para alcanzar la conducta deseada (Bandura, 2001).

Medir la adherencia al tratamiento en pacientes con enfermedades crónicas ha ido concitando el interés de organizaciones y profesionales de la salud, hasta convertirse en una necesidad y requerimiento ineludible. Se requiere para evaluar las condiciones y el nivel de recuperación y salubridad en los enfermos; las prácticas beneficiosas y útiles para graduar la medicación y los cuidados complementarios de las personas afectadas por las enfermedades; el conocimiento del grado de fijación y seguimiento de las prescripciones terapéuticas, el control y desarrollo de la mejoría y recuperación, los grados de vitalidad; entre otros (OMS, 2004). Asimismo, han ido adoptándose formas de valoración de la adherencia al tratamiento de diversas maneras, desde los métodos de medición directa, consistentes en la observación biológica y la química, hasta los métodos indirectos de calcular, como son las valoraciones en entrevista, cuantificación de los autocuestionarios, etc. (Martínez et al., 2016; Pages y Valverde, 2018).

En la actualidad, la necesidad de disponer de instrumentos validados y con grados de fiabilidad adecuados se ha incrementado; sin embargo, por las limitaciones psicométricas subsistentes, requieren ser resueltos sus grados de validez (Pedraza, Vega y Nava, 2018). Dentro de los requisitos por mejorar en la construcción de instrumentos, se encuentran las escalas de medición (Carretero-Dios y

Pérez, 2007; De Vellis, 2012; Hinkin, Tracey y Enz, 1997; Zapata y Canet, 2008) y las técnicas de análisis (Lloret-Segura et al., 2014). Son dos los procedimientos más utilizados: la confiabilidad, la cual presenta la estabilidad del instrumento y sus mediciones (Manterola et al., 2018); y la validez, la cual consiste en el grado de representatividad que el ítem tiene del constructo (Kane, 2006). Asimismo, Pages y Valverde (2018) mencionan que existen diversos métodos de medición para la adherencia terapéutica; sin embargo, no son óptimos y requieren de la combinación de diversas técnicas.

Actualmente, la adherencia al tratamiento ha adquirido una gran connotación en los pacientes con insuficiencia renal crónica (IRC). La IRC es una patología grave, compleja y diversa, que requiere del manejo de otras especialidades dadas las múltiples complicaciones que presenta (Rosas, 2016; Mezzano y Aros, 2009). Esta afección se caracteriza por el daño estructural orgánico en el funcionamiento del riñón; se puede detectar marcadores en la orina, en la emisión de sangre, entre otros. Otros indicadores son el filtrado glomerular teórico (FG) menor a 60 ml/min, sin considerar los factores causales previos (Martínez, 2014). Asimismo, la enfermedad se estratifica en cinco estadios, según las guías K/DOQI 2002 de la *National Kidney Foundation*, con riesgo aumentado de ERC;  $\geq 60$  FG (ml/min/1,73 m<sup>2</sup>), con factores de riesgo: adulto mayor, diabetes, hipertensión. 1) Daño renal  $\dagger \geq 90$  con FG normal. 2) Daño renal  $\dagger$  con FG 60-89, ligeramente disminuido. 3) FG moderadamente 30-59, disminuido. 4) FG gravemente disminuido 15-29. 5) Fallo renal  $< 15$  o diálisis (Soriano, 2004). Frente a ellos se ven necesarias las intervenciones dirigidas mayormente al tratamiento de las causas subyacentes (Cen et al., 2020).

Dentro de las intervenciones realizadas, se busca el monitoreo de la enfermedad; así como el cumplimiento del plan de tratamiento dado por el personal médico, como es la toma de medicamentos, el seguimiento de una dieta adecuada, actividad física, el uso de equipos médicos, etc.

Teniendo este panorama sobre la importancia de la adherencia y su repercusión, Soria, Vega y Nava (2009) crearon la «Escala de adherencia terapéutica basada en comportamientos explícitos», la cual está conformada por 21 ítems, en tres dimensiones: a) ingesta de medicamentos, b) seguimiento médico conductual y c) autoeficacia. Se emplea en pacientes con diversas enfermedades crónicas (Pérez, 2013).

Diversos estudios han utilizado la escala para medir dicho constructo. Entre ellos, tenemos a Rojas, Ruiz y González (2017) con un estudio en torno a la ansiedad y la depresión sobre la adherencia en pacientes con enfermedad renal. Participaron un total de 31 pacientes, con edades entre 18 y 69 años, que se encontraban en diálisis, y los resultados demostraron que los pacientes presentaron alto nivel de adherencia (67 %), así como síntomas depresivos (48 %) y ansiosos (35 %). Además, la depresión se relacionó con una menor adherencia. Luego, Soria

et al. (2009) presentaron una escala de adherencia para pacientes crónicos, que fue aplicada a 200 personas con diferentes enfermedades crónicas. Los resultados mostraron un índice de fiabilidad alfa de Cronbach de .091, con un análisis factorial de tres dimensiones que permitió identificar los factores que favorecen o dificultan la adherencia. Seguidamente, Henao y Triviño (2020) tuvieron como objetivo explorar la relación entre la adherencia a la prevención secundaria y los factores que influyen en dicha adherencia en personas con síndrome coronario agudo. Esta investigación se realizó en 128 pacientes. Los resultados señalaron que los factores relacionados con la terapia influyeron de manera moderada en la adherencia a la prevención secundaria. También, encontramos a Pedraza, Vega y Nava (2018) que presentan un estudio para medir la adherencia terapéutica en pacientes con enfermedades crónicas, el cual se compone de 30 reactivos que dan lugar a tres factores, con una alta confiabilidad ( $\alpha=.890$ ). Por último, en el estudio de Balcázar et al. (2020) se muestra un buen ajuste en el AFE y AFC con 231 participantes, ambos con bondades adecuadas.

Los avances en la validación de instrumentos de adherencia al tratamiento siguen realizándose, en afecciones diferentes a la IRC; sin embargo, se abren otros horizontes como el estudio de Rodríguez et al. (2022), quienes agregaron al instrumento nuevas estructuras por sugerencias de la OMS.

Por lo tanto, esta investigación sugirió la necesidad de adaptar la «Escala de Adherencia Terapéutica basada en comportamientos explícitos», para las personas que padecen insuficiencia renal en nuestro medio social, centrándose en la búsqueda de una prueba útil, con adecuadas propiedades psicométricas y de fácil aplicación. Asimismo, en relación a la adaptación de la presente escala, esta nos permitirá identificar la presencia o ausencia de adherencia terapéutica en dichos pacientes. Esta información va a ser relevante, dado que la falta de adherencia se ha asociado al abandono del tratamiento y, por consiguiente, al deterioro de la persona, lo que los lleva a la muerte (OMS, 2009). Por lo que esta información será oportuna para la toma de decisiones de los diversos profesionales comprometidos con este contexto; así como para el paciente en la búsqueda de mejorar o fortalecer su adherencia.

En consecuencia, el estudio tiene como objetivo determinar las propiedades psicométricas de la Escala de Adherencia Terapéutica, para su empleo en personas con insuficiencia renal.

## **MÉTODO**

### ***Diseño***

La investigación fue realizada con diseño no experimental, tipo instrumental, correspondiendo este al análisis de las propiedades psicométricas de las pruebas, los test psicológicos (Montero y León, 2002)

## ***Participantes***

Se tomó por población de estudio a los pacientes de dos hospitales nacionales de Lima, elegidos bajo el criterio de nosocomios con mayor incidencia de casos de IR. El primero, ubicado en el Lima Norte, del que se obtuvo 165 (67 %) casos; el segundo, en Lima Centro, 80 (33 %) casos. En total, son 245 pacientes. El criterio de muestreo aplicado fue no probabilístico (Hayes, 1999), porque todos los casos tenían el diagnóstico de insuficiencia renal, recibían tratamiento de diálisis o haber recibido trasplante renal, quienes formaron parte del estudio. De ellos, 144 (59 %) fueron del sexo femenino y 101 (41 %) del sexo masculino. Sus edades oscilan entre 16 y 70 años. Los criterios de inclusión fueron que pertenezcan al Sistema Integral de Seguros (SIS), que se encuentren en tratamiento continuo mayor a tres meses, que tuvieran nivel de educación primaria completa y que, además, hayan admitido participar en el estudio, mediante la firma del consentimiento informado.

## ***Instrumento***

La escala de adherencia terapéutica para pacientes crónicos basada en comportamientos explícitos fue diseñada por Soria et al. (2009), quienes buscaron valorar el comportamiento durante el tratamiento. La prueba tiene tres dimensiones, cada una con seis ítems. La primera es el control de ingesta de medicamentos y alimentos; la segunda es el seguimiento médico conductual; y la tercera es la autoeficacia. La versión original del instrumento tiene 21 ítems, con un rango que va de 0 a 100, lo cual facilita que el paciente elija en términos de porcentaje la efectividad de su comportamiento. Se considera que, al estar el paciente próximo a 100, pueda reconocer su grado de adherencia (Soria et al., 2009).

## ***Procedimiento***

Antes de su aplicación, el instrumento pasó por adaptaciones de los ítems. Se adaptó al lenguaje de los habitantes del medio local, lo cual dio lugar a la reducción de 21 ítems a 18 con el mantenimiento de tres dimensiones y con la conservación de las mismas nomenclaturas de la prueba original. Otras modificaciones fueron realizadas en las escalas, habiéndose modificado la original por otras que son las siguientes: 1 = Nunca; 2 = Algunas veces; 3 = Muchas veces 4 = Siempre. Se realizó el análisis de las propiedades psicométricas del instrumento para determinar la validez y la confiabilidad. Se siguió con la prueba de validación de contenido de ítems: se aplicó la aprueba estadística de la V de Aiken, se contó con la participación de 10 jueces expertos sobre el tema (dos investigadores, dos de salud pública, dos médicos, dos enfermeras, un docente y un paciente con IRC). La revisión de los jueces mejoró la redacción semántica, lingüística y la modificación de las escalas de calificación a la forma: Nunca (1), algunas veces (2), muchas veces (3), siempre (4), donde el coeficiente de concordancia fue  $V \geq .87$ .

La confiabilidad de la prueba se aplicó a 30 pacientes con IRC, que recibían tratamiento de diálisis en establecimientos de salud privada, quienes, a su vez, eran atendidos en los hospitales como parte de sus controles médicos. Para el procedimiento, se empleó el estadístico Alfa Cronbach, con un valor alfa de  $\alpha = .81$ , nivel de buena consistencia (Oviedo y Campo, 2005).

Se aplicó el instrumento a un total de 245 participantes en forma sucesiva en el periodo de enero a abril del 2020, haciéndoles las respectivas aclaraciones sobre las dudas para la adecuada lectura de las instrucciones de cada instrumento.

### ***Método de análisis de datos***

La información obtenida fue sistematizada en una base de datos mediante los programas digitalizados; los informes fueron digitalizados uno por uno mediante doble control de calidad de ingreso de datos en programas de almacenamiento Excel-2019 y el software estadístico SPSS 26, para luego realizar el análisis de datos con el software, realizar los análisis estadísticos descriptivos, inferenciales y factoriales del instrumento. Asimismo, se hizo el análisis estructural de sus composiciones subyacentes.

Finalmente, se establecieron las propiedades psicométricas de las herramientas mediante procedimientos estadísticos de análisis de los valores descriptivos de la media, la desviación estándar, la correlación ítem-total corregida y el valor alfa de Cronbach y Omega (en caso de eliminar el ítem de la escala). Se llevó a cabo el análisis factorial confirmatorio de la escala completa para culminar con el establecimiento del índice de ajuste del modelo estructural del objetivo de estudio. Asimismo, haciendo uso del programa R studio, se realiza una representación del modelo estructural que mejor estaría justificando la evidencia de validez basado en la estructura del constructo para la muestra, modelo oblicuo de tres factores con 13 ítems (figura 1).

## **RESULTADOS**

Con la evaluación de las puntuaciones extremas de cada uno de los ítems, se verificó que la asimetría y curtosis se encuentran entre los valores establecidos ( $\pm 1.5$ ; Pérez & Medrano, 2010); es decir, que los valores se encuentran en la variación aceptable; sin embargo, los ítems “a18”, “a17”, “a12”, “a8” y “a3” reportaron valores, ligeramente, por encima de lo establecido, así como en la asimetría y en la curtosis. Dichos resultados fueron considerados en el análisis posterior como es el caso del proceso de modificación de índices (MI) (tabla 1). Con respecto a la normalidad multivariada, se contrastó mediante la distancia de Mardia (1970, 1974), obteniendo resultado por encima del umbral mínimo permitido ( $G^2 \leq 5.0$ ; Bentler, 2005). Es decir, que la normalidad multivariada para la muestra de estudio no fue del todo normal ( $G^2 = 28.213$ ), esto implicó que la estimación del modelo fuera

analizada por el método Robusto, mínimos cuadrados ponderados con estimación de la varianza (Asparouhov, Muthén & Muthén, 2006). Este método lo encontramos en el programa R studio.

Por otra parte, la relación ítem total corregida ( $r_{itc}$ ) reportó valores aceptables ( $r_{itc} \geq .30$ ), lo cual estaría indicando coherencia entre los ítems que representan al constructo. Sin embargo, en algunos de los ítems se encontraron estimaciones menores a los parámetros determinados (p. ej., los ítems “a15”, “a11”, “a16”).

**Tabla 1**

*Medida de normalidad univariada y multivariada*

Variable	Asimetría	r.c.	Curtosis	r.c.	rite
a18	-1.928	-12.321	3.049	9.741	0.453
a17	-1.693	-10.819	2.501	7.99	0.371
a16	-1.253	-8.009	0.746	2.385	0.297
a15	-0.703	-4.495	-0.351	-1.123	0.212
a14	-0.217	-1.384	-1.21	-3.865	0.305
a13	-1.876	-11.986	2.9	9.264	0.403
a12	-1.672	-10.687	2.642	8.442	0.462
a11	-0.885	-5.658	0.236	0.755	0.176
a10	-1.362	-8.701	1.284	4.103	0.460
a9	-1.536	-9.813	1.734	5.539	0.501
a8	-1.548	-9.89	2.17	6.934	0.498
a7	-0.25	-1.595	-1.037	-3.313	0.386
a6	-1.486	-9.493	1.562	4.99	0.517
a5	-1.319	-8.426	0.699	2.233	0.519
a4	-0.513	-3.277	-1.026	-3.28	0.419
a3	-1.859	-11.878	2.867	9.16	0.531
a2	-0.992	-6.338	0.005	0.015	0.508
a1	-0.673	-4.299	-0.525	-1.678	0.430
G <sup>2</sup>			96.731	<b>28.213</b>	

Nota. G<sup>2</sup>: distancia de Mardia.

***Evidencia de validez basada en la estructura interna, AFC***

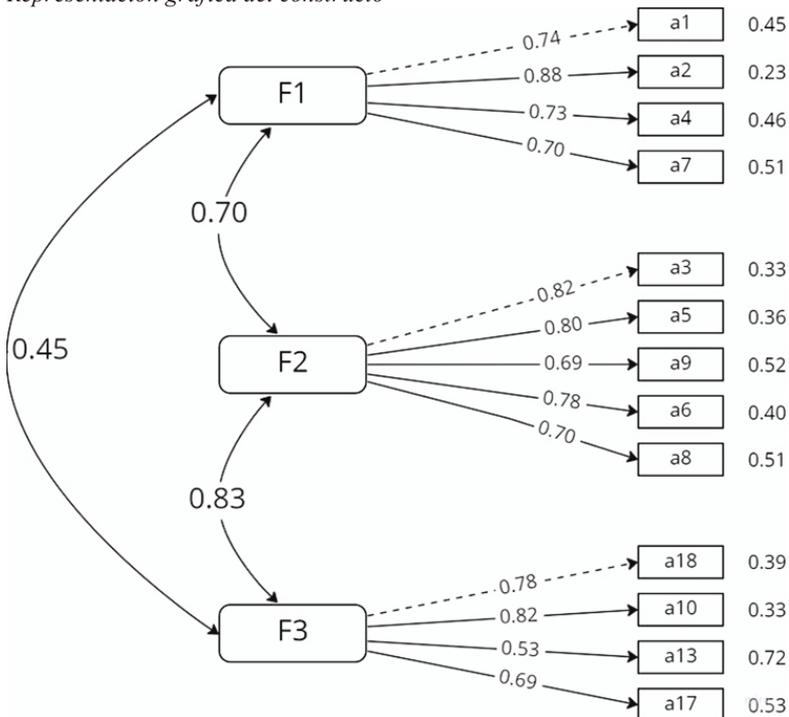
Las primeras lecturas realizadas a los parámetros del AFC consistieron en la evaluación de las cargas factoriales, en donde se observa que los valores obtenidos se encuentran por encima de .50. Dichos resultados se encuentran por encima del umbral mínimo permitido  $\lambda \geq .40$  (Brown, 2015) con niveles de significancia estadística aceptable. Para mayor detalle, véase la tabla 2 y la figura 1.

**Tabla 2**  
Descripción de las cargas factoriales

Factores	$\Lambda$	IC Inferior	IC Superior	EE	z	P
F1 = a1	0.744	0.67	0.81	0.035	21.015	< .001
F1 = a2	0.876	0.81	0.94	0.035	25.29	< .001
F1 = a4	0.734	0.66	0.81	0.036	20.182	< .001
F1 = a7	0.701	0.62	0.79	0.044	16.004	< .001
F2 = a3	0.817	0.74	0.90	0.041	20.163	< .001
F2 = a5	0.803	0.73	0.88	0.038	21.23	< .001
F2 = a9	0.693	0.60	0.79	0.047	14.693	< .001
F2 = a6	0.777	0.70	0.85	0.038	20.211	< .001
F2 = a8	0.699	0.61	0.78	0.043	16.225	< .001
F3 = a18	0.780	0.68	0.88	0.053	14.614	< .001
F3 = a10	0.817	0.73	0.90	0.043	18.866	< .001
F3 = a13	0.533	0.41	0.66	0.063	8.503	< .001
F3 = a17	0.685	0.58	0.80	0.056	12.272	< .001

Nota. ( $p < .00$ )

**Figura 1**  
Representación gráfica del constructo



Nota. F1: Control sobre el tratamiento, F2: Seguimiento médico conductual, F3: Autoeficacia

En cuanto a la evaluación de los parámetros de la bondad de ajuste del modelo observado en comparación al modelo teórico, fue necesario evaluar tres modelos. El “*primer modelo*” evaluado corresponde a las características propias del instrumento con tres dimensiones y 18 ítems, obteniendo estimaciones no satisfactorias ( $X^2=506.737$ ,  $gl=132$ ,  $CFI=.855$ ,  $TLI=.832$ ,  $SMRM=.109$ ,  $RMSEA=.108$  y  $WRMR = 1.526$ ). En la evaluación del “*segundo modelo*”, fue necesario retirar ítems con valores de carga factorial menor a lo estipulado ( $\lambda < .40$ ); en total fueron cinco ítems (“a14”, “a16”, “a12”, “a11” y “a15”), obteniéndose parámetros de ajuste más favorables ( $X^2=294.365$ ,  $gl=74$ ,  $CFI=.905$ ,  $TLI=.883$ ,  $SMRM=.100$ ,  $RMSEA=.110$  y  $WRMR = 1.346$ ) en comparación con el primer modelo. Sin embargo, fue necesario seguir reespecificando, de acuerdo con las recomendaciones psicométricas, en donde se observó que la factorización de algunos ítems fue compleja, lo que requirió liberar parámetros de varianza única. En consecuencia, se obtuvo un “*tercer modelo*”, en donde se retiraron los ítems “a6” y “a8”, y se trasladó el ítem “a17: *Como recomienda el médico, hago mis análisis clínicos periódicamente*” a la dimensión autoeficacia de la dimensión seguimiento medido conductual. Luego, los índices de ajuste resultaron ser más óptimos ( $X^2=158.432$ ,  $gl=62$ ,  $CFI=.955$ ,  $TLI=.943$ ,  $SMRM=.075$ ,  $RMSEA=.080$  y  $WRMR=1.007$ ) en comparación con los otros modelos descritos. En resumen, el modelo estructural que mejor estaría justificando la evidencia de validez basado en la estructura del constructo para la muestra de estudio corresponde al tercer modelo, modelo oblicuo de tres factores con 13 ítems (ver tabla 3 y figura 1).

**Tabla 3**  
*Índices de bondad de ajuste de los modelos propuestos*

Modelo	X <sup>2</sup>	Gl	X <sup>2</sup> /gl	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	IC 90% RMSEA		WRMR
								Inferior	Superior	
Modelo 1: 18 ítems	506.737	132	3.839	.832	.855	.109	.108	.098	.118	1.526
Modelo 2: retiro de ítems ( $\lambda \leq .40$ )	294.365	74	3.978	.905	.883	.100	.110	.097	.124	1.346
Modelo 3: retiro de ítems (varianza única)	158.432	62	2.555	.955	.943	.075	.080	.065	.095	1.007

Nota. X<sup>2</sup>: chi-cuadrado, gl: grados de libertad, CFI: Índice de Ajuste Comparativo, TLI: Índice Taker Lewis, SMRM: raíz media residual estandarizada, RMSEA: raíz media cuadrática de error de aproximación.

### Evidencia de validez basada en relación con otros constructos

La validez de relación con otros constructos se evaluó por la asociación con tres variables: relación médico paciente [RMP], autoeficacia [A] y apoyo social [AS]. Los resultados son coherentes con la argumentación teórica de la adherencia al tratamiento. Las correlaciones estadísticas fueron significativas ( $p < .001$ ), con estimaciones moderadas para cada una de las correlaciones (tabla 4).

**Tabla 4**  
Correlación con otros constructos

			$r_s$	$p$	IC 95% Inferior	IC 95% Superior
Adherencia al tratamiento	↔	RMP	0.441***	< .001	0.334	0.537
	↔	A	0.365***	< .001	0.251	0.469
	↔	AS	0.367***	< .001	0.253	0.470

Nota. \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ , RMP: relación médico paciente, A: autoeficacia, AS: apoyo social

## Evidencia de fiabilidad

La confiabilidad obtenida con el coeficiente alfa ordinal y omega ( $\geq .70$ ) fue adecuada (Hunsley & Marsh, 2008; Ponterotto & Ruckdeschel, 2007). Los valores descriptivos para cada dimensión de la escala resultaron: dimensión *relación médico paciente*  $\alpha = .77$ ,  $\alpha_{ordinal} = .84$  y  $\omega = .78$ ; la dimensión *autoeficacia*  $\alpha = .78$ ,  $\alpha_{ordinal} = .86$  y  $\omega = .79$ , muy similares comparados con la primera dimensión, la fiabilidad de la dimensión *apoyo social* fue  $\alpha = .63$ ,  $\alpha_{ordinal} = .79$  y  $\omega = .66$ . En resumen, todas las estimaciones relacionales obtenidas se encuentran en la categoría de aceptable, una característica que explica la precisión y exactitud con la que la escala mide al constructo. A excepción de las estimaciones del coeficiente alfa y omega para la tercera dimensión *apoyo social*, que registraron parámetros ligeramente bajos respecto del valor mínimo permitido ( $\geq .70$ ), el cual será motivo de estudio para futuras investigaciones que sigan revisando el comportamiento de esta dimensión.

## DISCUSIÓN

El propósito de esta investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la «Escala de Adherencia Terapéutica basada en comportamientos explícitos» en pacientes con insuficiencia renal (IR) de dos hospitales de Lima Metropolitana. En cuanto a los índices de ajuste del instrumento, que evalúan la mejora del modelo propuesto mediante el AFC, sobre el modelo explicativo del AFE de la escala, fueron confirmados. Se encontró una adecuada vinculación funcional que garantiza el ajuste del constructo, concordante con las bases teóricas planteadas sobre el instrumento. El resultado significativo e importante facilita ser empleado en el sistema asistencial porque las propiedades psicométricas están garantizadas. Sobre los cuales, se tiene la certeza de afirmar que el presente instrumento pueda formar parte de manera regular en las formas sistematizadas de evaluación, garantizando el reconocimiento y diagnóstico de la adherencia de las personas con insuficiencia renal en medios hospitalarios.

La Escala de Adherencia Terapéutica basada en comportamientos explícitos, hecha por Soria et al. (2009), está constituida por tres dimensiones que evalúan el comportamiento de los pacientes. Estas fueron el control de ingesta

de medicamentos y alimentos, el seguimiento médico conductual y la autoeficacia. Con respecto a la cantidad del número de ítems, el instrumento presenta 21 ítems. Esta propuesta ha sido reproducida en diversos contextos y en pacientes crónicos (Soria et al., 2009; Rojas, Ruiz y Gonzales, 2017; Balcázar et al., 2020; Henao y Triviño, 2020), mostrando adecuadas puntuaciones de acuerdo con los datos.

Previamente, este instrumento ha sido utilizado y adaptado en diversos contextos (Henao y Triviño, 2020). En nuestro medio, la escala ha sido adaptada por Chalco (2021), presentando una modificación en su estructura, eliminando tres ítems del total; sin embargo, se conservó la nomenclatura de la prueba. Sobre esta base, se realizó un análisis factorial exploratorio, tomando en consideración la relación ítem total corregida (ritc). Como resultado, se obtuvo que algunos de los ítems presentaban estimaciones menores a .30 (Lloret-Segura et al, 2014): los ítems 11, 12, 14, 15, 16. Estos ítems fueron retirados debido a que no alcanzaron el mínimo esperado, lo que no alteró el mínimo de variables observadas para una dimensión (Lloret-Segura et al., 2014; Vargas y Mora, 2017). Al final, se quedó con un total de 13 ítems.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC), dado que se buscó comparar los diversos modelos de la prueba con la última obtenida. El primer modelo evaluado, de 18 ítems, presentó estimaciones no satisfactorias ( $X^2=506.737$ ,  $gl=132$ ,  $CFI=.855$ ,  $TLI=.832$ ,  $SMRM=.109$ ,  $RMSEA=.108$  y  $WRMR = 1.526$ ); mientras que, en el segundo modelo, se retiraron los ítems con carga factorial menor a .40 (11, 12, 14, 15, 16). Así, se obtuvieron ajustes más favorables ( $X^2=294.365$ ,  $gl=74$ ,  $CFI=.905$ ,  $TLI=.883$ ,  $SMRM=.100$ ,  $RMSEA=.110$  y  $WRMR = 1.346$ ). Asimismo, en búsqueda de un mejor modelo, se retiraron los ítems 6 y 8 y se trasladó el 17, obteniendo un modelo más óptimo ( $X^2 =158.432$ ,  $gl=62$ ,  $CFI=.955$ ,  $TLI=.943$ ,  $SMRM=.075$ ,  $RMSEA=.080$  y  $WRMR=1.007$ ) (ver tabla 3).

Un estudio previo sobre adherencia al tratamiento en enfermedades crónicas fue reportado por Soria et al. (2009), donde se evaluaron a 200 pacientes con el instrumento, obteniendo  $\alpha=.91$ , en tres factores: control de ingesta medicamentosa y alimenticia, control médico conductual y autoeficacia. Esto coincide con el presente estudio, al hallarse un alfa ordinal y omega  $\geq .70$ , consideradas adecuadas (Hunsley & Marsh, 2008; Ponterotto & Ruckdeschel, 2007). Este resultado permite el uso del instrumento en la muestra estudiada. De forma similar, Pedraza, Vega y Nava (2018) presentaron un instrumento psicométrico diseñado para medir la adherencia terapéutica en pacientes con enfermedades crónicas. El instrumento se compone de 30 reactivos que dan lugar a tres factores con una alta confiabilidad ( $X=.890$ ), y se recomienda realizar réplicas con el fin de corroborar sus resultados.

En cuanto la demostración de resultados, se presentan los índices de bondad de ajuste del modelo, indicando la variabilidad explicada, donde el ajuste de normalización de la diferencia entre correlaciones observada y pronosticada es SRMR  $.075 < .08$ . Además, la medida absoluta de ajuste y los índices de la raíz cuadrada de la media del error de aproximación RMSEA tiene significancia, dado que el inferior  $.065$  y el superior  $.095$  se encuentran en el límite esperado (Bentler, 1999). Asimismo, el estudio de Balcázar et al. (2020) concluyó que la escala posee adecuadas propiedades psicométricas en diferentes enfermedades crónicas, mostrando un buen ajuste en el AFE y en el AFC, ambos con bondades adecuadas.

De igual forma, los resultados de la ecuación estructural muestran la organización factorial del instrumento EAT para paciente con IRC. Esta evidencia de resultados cuantitativos sobre los valores de homogeneidad psicométricos corresponde al grado de semejanzas y discrepancias de respuestas a los ítems de test por dimensiones, y son procedentes de las respuestas de los pacientes con IRC tomados como muestra. Todos ellos se sitúan en la aceptabilidad de significación  $\geq 0.7$ , establecida para estos tipos de estudios (De la Fuente, 2011). En ese sentido, hay concordancia con lo señalado por Martínez et al. (2016), Pages y Valverde (2018) y los expresados por Pedraza et al. (2018) sobre la necesidad de disponer de instrumentos que garanticen la validez y la confiabilidad deseables como también la estabilidad teórica y empírica de las medidas de evaluación efectuadas. Se establece con certeza la posibilidad de que puedan emplearse en las actividades clínicas como de investigaciones en el futuro.

Finalmente, queda por considerar que la estructura factorial de la escala establecida en este estudio pueda ser probada con muestras mayores y pacientes con enfermedades crónicas de nuevas etiologías. Así, se contribuirá a elevar los niveles de significancia encontrados en esta investigación.

Entre las limitaciones, se observa la poca celeridad para el recojo de datos. En muchos casos, por los grados de discapacidad de los pacientes; en otros, por la secuencia de su presentación al nosocomio, lo que demoró la recolección hasta completar con todas las unidades de la muestra.

### **Rol de los autores / Authors Roles**

MECF: Dirección e idea del proyecto. Recolección y análisis de datos. Escritura del manuscrito.

CLV: Análisis de datos. Escritura del manuscrito.

JPV: Recolección y análisis de datos. Escritura del manuscrito.

### **Fuentes de financiamiento / Funding**

La investigación fue financiada con recursos propios de los autores.

### **Conflictos de intereses**

Los autores declaran no tener conflictos de intereses en el aspecto económico, institucional, laboral o personal al realizar el manuscrito.

### **Aspectos éticos / legales**

Los autores declaran haber actuado de acuerdo con las prácticas de conducta responsable en investigación.

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ajzen, I. y Fishbein, M. (1973). Variables actitudinales y normativas como predictoras de comportamientos específicos. *Revista de Personalidad y Psicología Social*, 27 (1), 41-57. <https://doi.org/10.1037/h0034440>
- Alarcón, R. (1991). *Métodos y diseños de investigación del comportamiento*. Fondo editorial Universidad Peruana Cayetano Heredia.
- Asparouhov, T., Muthén, B., & Muthén, B. O. (2006). Robust chi square difference testing with mean and variance adjusted test statistics. *Matrix*, 1(5), 1-6. <https://bit.ly/3n8PBq3>
- Bandura, A. (2001). Social Cognitive Theory: An Agentic Perspective. *Annual Review Psychology*, 52, 1-26. <https://doi.org/10.1111/1467-839X.00024>
- Brown, T. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd Ed.). The Guilford Press.
- Cen, R., Hernández, K., Mena, S., Zamora, D., Zeledón, J., & Herrera, A. (2020). Enfermedad renal crónica. *Revista Clínica HSJD*, 10(4), 58-66. <https://bit.ly/3FpOVTj>
- Chalco, M. (2019). *Modelo Integrado Explicativo de adherencia al tratamiento basado en la relación médico paciente, autoeficacia, estado emocional y apoyo social percibido en pacientes con insuficiencia renal crónica de hospitales nacionales* (Tesis de Doctorado, Universidad Peruana Cayetano Heredia). Repositorio Institucional de la UPCH. <https://hdl.handle.net/20.500.12866/11245>
- De la Fuente, S. (2011). *Análisis factorial*. Universidad Autónoma.
- Escurra, L. (1998). Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Archivos Pontifica Universidad Católica del Perú*; 6 (1,2), 103-111. <https://doi.org/10.18800/psico.198801-02.008>
- Galicia, L., Balderrama, J., & Navarro, R. (2017). Validez de contenido por juicio de expertos: propuesta de una herramienta virtual. *Apertura*, 9(2), 42-53. <https://doi.org/10.32870/Ap.v9n2.993>
- Hayes, B. (1999). *Cómo medir la satisfacción del cliente: diseños de encuestas, usos y métodos de análisis estadístico*. Oxford.
- Hernández, Z. (2012). *Método de análisis de datos*. Iberus.
- Hunsley, J. & Marsh, E. (2008). *A Guide to Assessments that Work*. Oxford University Press.
- Hunsley, J., & Marsh, J. (2008). *Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work*. Oxford University Press.
- Leventhal, H., Meyers, D., & Nerez, D. (1980). The common sense representation of illness danger. *Medical Psychology*, 2.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>

- Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://bit.ly/3JvTTzk>
- Mardia, K. (1974). Applications of Some Measures of Multivariate Skewness and Kurtosis in Testing Normality and Robustness Studies. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 36(2), 115-128. <https://bit.ly/402xjVQ>
- Martínez, G., Martínez, L., Lopera, J., & Vargas, N. (2016). La Importancia de la adherencia terapéutica. *Revista Venezolana de Endocrinología y Metabolismo*, 14(2), pp. 107-116. <https://www.redalyc.org/journal/3755/375546666003/html/>
- Martínez, A. (2014). Documento de consenso para la detección y manejo de la enfermedad renal crónica. *Nefrología*; 34(2), 243-62. <https://revistanefrologia.com/es-pdf-S0211699521001612>
- Mezzano, S. & Aros, C. (2009). Enfermedad renal crónica: clasificación, mecanismos de progresión y estrategias de renoprotección. *Revista Médica de Chile*, 133(3), 338-348. <https://doi.org/10.4067/S0034-98872005000300011>
- Montero, I., & León. G. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *Revista Internacional de Psicología Clínica y de la Salud*; 2(3), 503-508. [http://www.aepc.es/ijchp/articulos\\_pdf/ijchp-53.pdf](http://www.aepc.es/ijchp/articulos_pdf/ijchp-53.pdf)
- Morata, A., Holgado, P., Barbero, I., & Méndez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio. Recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error tipo i de ji-cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*; 12(1), 79-90. <https://doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>
- Muñiz, J. y Fonseca P, E. (2019). Diez pasos para la construcción de un test. *Psicothema*; 31(1), 7-16. <http://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: Teoría Clásica y Teoría de Respuesta a los Ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 57-66. <https://bit.ly/2k5Ds4Y>
- Olivo, E. y Batanero, C. (2012). Análisis de validez de constructo de un instrumento de medición utilizando análisis factorial. *Didáctica de la Estadística y la probabilidad*, 262-269. <https://repensarlasmatematicas.files.wordpress.com/2012/03/olivo-batanero-2011.pdf>
- Organización Mundial de la Salud (2009). Adherencia a los tratamientos a largo plazo. Pruebas para la acción. OMS. <https://bit.ly/2JKzkk6>
- Oviedo, H. & Campo, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatría*, 34(4), 572-580. <https://www.redalyc.org/pdf/806/80634409.pdf>
- Pages, N. & Valverde, I. (2018). Métodos para medir la adherencia terapéutica. *Ars Pharmace*; 59(3), 163-172. <http://dx.doi.org/10.30827/ars.v59i3.7387>
- Pedraza, L., Vega, Z., & Nava, C. (2018). Versión actualizada de la escala de adherencia terapéutica. *Revista Digital Internacional de Psicología y Ciencia Social*; 4(2), 214-232. <http://doi.org/10.22402/j.rdiipycs.unam.4.2.2018.186.214-232>

- Pérez, E., & Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>
- Pérez, T. (2013). *Factores determinantes en la adherencia terapéutica en pacientes adultos con diabetes mellitus tipo 2*. [Tesis para optar el título profesional de Licenciatura en Psicología de la Universidad Nacional de Trujillo].
- Ponterotto, J. G., & Ruckdeschel, D. E. (2007). An overview of coefficient alpha and a reliability matrix for estimating adequacy of internal consistency coefficients with psychological research measures. *Perceptual and motor skills*, 105(3), 997-1014. <https://doi.org/10.2466/pms.105.3.997-1014>
- Rodríguez, M., Rodríguez, A., Almaguer, L. & Saenz, C. (2022). Validez y confiabilidad de dos instrumentos para evaluar la adherencia al tratamiento en pacientes quemado. *Archivo Médico Camagüey*; 26, 7-16. <http://scielo.sld.cu/pdf/amc/v26/1025-0255-amc-26-e8420.pdf>
- Rojas T, L. (2020). Robustez de los índices de ajuste del análisis factorial confirmatorio a los valores extremos. *Revista De Matemática: Teoría y Aplicaciones*, 27(2), 383–404. <https://doi.org/10.15517/rmta.v27i2.33677>
- Rosas, E. (2016, octubre). *Enfermedad renal crónica*. American Kidney Fund. <https://www.kidneyfund.org/assets/pdf/training/enfermedad-de-los-riones.pdf>
- Soria, R., Vega, C., & Nava, C. (2009). Escala de adherencia terapéutica para pacientes con enfermedades crónicas, basada en comportamientos explícitos. *Alternativas en Psicología*, 14(20), 89-103. [http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S1405-339X2009000100008](http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1405-339X2009000100008)
- Soriano C, S. (2004). Definición y clasificación de los estadios de la enfermedad renal crónica. Prevalencia. Claves para el diagnóstico precoz. Factores de riesgo de enfermedad renal crónica. *Nefrología*, 24(6), 27-34. <https://www.revistanefrologia.com/es-definicion-clasificacion-estadios-enfermedad-renal-articulo-X0211699504030666>
- Oblitas, L. (2006). *Psicología de la salud y calidad de vida*. Thomson.
- Trujano, S., Vega, Z., Nava, C., & Saavedra, K. (2011). Interacción médico-paciente y su relación con el control del padecimiento en enfermos crónicos. *Liberabit*, 17(2), 223-230. <http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v17n2/a11v17n2.pdf>
- Vargas, T., & Mora, R. (2017). Tamaño de la muestra en modelos de ecuaciones estructurales con constructos latentes: Un método práctico. *Actualidades Investigativas en Educación*, 17(1), 25-60. <https://dx.doi.org/10.15517/aie.v17i1.27294>

**ANEXO**  
**ESCALA DE ADHERENCIA TERAPÉUTICA**  
**(EAT-13)**

**Instrucciones:** Marque con una X el ítem que describa mejor su adherencia al tratamiento.

ÍTEMS	Nunca	Algunas veces	Muchas veces	Siempre
1. Ingiero mis medicamentos de manera puntual.				
2. No importa que el tratamiento sea largo, siempre ingiero mis medicamentos a la hora indicada.				
3. Me hago análisis cuando el médico me indica.				
4. Si tengo que seguir una dieta rigurosa, lo hago.				
5. Asisto a mis consultas de manera puntual.				
6. Sigo las recomendaciones del médico en cuanto a estar pendiente de cualquier síntoma que pueda afectar mi salud.				
7. Como solo aquellos alimentos que el médico o nutricionista me indica.				
8. Si el médico me inspira confianza, sigo el tratamiento.				
9. Durante mi tratamiento, regreso a consulta si el médico me indica para verificar mi estado de salud.				
10. Cuando me dan los resultados de mis análisis, estoy más seguro de lo que tengo y cumplo el tratamiento.				
11. Si en poco tiempo no veo mejoría en mi salud, dejo el tratamiento.				
12. Como recomienda el médico, hago mis análisis clínicos periódicamente.				
13. Aunque el tratamiento sea complicado, lo sigo.				