



## ORIGINALES

### Traducción, adaptación y validación del instrumento de evaluación de la Preparación para la Transición al Hogar

Translation, Adaptation, and Validation of the Preparedness Assessment Instrument for the Transition Home

Gerardo Saucedo-Pahua<sup>1</sup>

María De Jesús Jiménez González<sup>2\*</sup>

Tirso Duran Badillo<sup>3</sup>

Anel Gómez García<sup>4</sup>

Herlinda Aguilar Zavala<sup>2</sup>

Ma. de Jesús Ruiz-Recéndiz<sup>5</sup>

<sup>1</sup> Universidad de Guanajuato, División de Ciencias de la Salud e Ingenierías. Celaya, Salvatierra, México. Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS). Michoacán, México.

<sup>2</sup> Universidad de Guanajuato. División de Ciencias de la Salud e Ingenierías. Celaya, Salvatierra, México. \* Autor de correspondencia: [mj.jimenez@ugto.mx](mailto:mj.jimenez@ugto.mx)

<sup>3</sup> Unidad Académica Multidisciplinaria Matamoros, Universidad Autónoma de Tamaulipas. Tamaulipas, México.

<sup>4</sup> Centro de Investigación Biomédica de Michoacán (CIBIMI)- IMSS. Michoacán, México.

<sup>5</sup> Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, Morelia, Michoacán, México.

<https://doi.org/10.6018/eglobal.655331>

elocation-id: e655331

Received: 19/03/2024

Accepted: 09/07/2025

### RESUMEN:

**Introducción:** El accidente cerebro vascular es una de las principales causas de discapacidad que afecta a los sobrevivientes y cuidadores. Evaluar la preparación del cuidador para la transición al hogar mediante un instrumento validado permitirá responder a las necesidades de cuidado de manera óptima.

**Objetivo:** Traducir, adaptar y validar las propiedades psicométricas del instrumento de evaluación de la preparación para la transición al hogar en México.

**Metodología:** Estudio metodológico de siete etapas: traducción, adaptación semántica, validación por jueces, corrección de estilo, prueba piloto, propiedades psicométricas y análisis factorial.

**Resultados:** Índice de Validez por ítem: 0.37; Criterio de Validez: 24% de error; Índice de Validez de Contenido: 10. Los coeficientes de W Kendall: coherencia [141.848/p= 0.000], claridad [143.312/p= 0.000], relevancia [159.631/p= 0.000], suficiencia [59.885/p= 0.000]. Versión final, validez de criterio mediante el análisis de Kaiser-Meyer-Olkin es de 0.832. Esfericidad de Bartlett [ $\chi^2 = 2158.306$ , gl = 300, p = <0.000]. El análisis factorial exploratorio identificó siete factores, explicando el 63.38% de la varianza total. El análisis factorial confirmatorio mostró un ajuste adecuado del modelo: ( $\chi^2 = 779.423$ , gl = 269, p = <0.000; CFI = 0.741; TLI = 0.687; NFI= 0.660; AIC= 941.423; PNFI= 0.547; RMSEA = 0.087 IC [.080/.094]). La consistencia interna final es de 0.86 por alfa de Cronbach.

**Conclusiones:** El instrumento en México mantiene los 25 ítems distribuidos en siete dominios, válido y confiable para esta población.

**Palabras clave:** Traducciones; Estudio de Validación; Cuidado de transición; Cuidadores; Accidente Cerebrovascular.

## **ABSTRACT:**

**Introduction:** Stroke is a leading cause of disability, affecting both survivors and their caregivers. Using a validated instrument to assess caregiver readiness for transitioning to home care will enable an optimal response to caregiving needs.

**Objective:** The objective is to translate, adapt and validate the psychometric properties of the Preparedness Assessment for the Transition Home Instrument for its use in Mexico.

**Methodology:** This is a methodological study with seven stages: Translation, semantic adaptation, validation by judges, style correction, pilot test, psychometric properties and factor analysis.

**Results:** Item Validity Index: 0.37; Criterion Validity: 24% error; Content Validity Index: 10. Kendall's W: coherence (141.848/p=0.000), clarity (143.312/p=0.000), relevance (159.631/p=0.000), sufficiency (59.885/p=0.000). The final version's criterion validity, as determined by the Kaiser-Meyer-Olkin analysis, is 0.832. Bartlett's Sphericity Test yielded a chi-squared value of 2158.306, with 300 degrees of freedom and a p-value of less than 0.000. Exploratory Factor Analysis identified seven factors explaining 63.38% of the total variance. Confirmatory Factor Analysis showed an adequate model fit ( $\chi^2 = 779.423$ , df = 269, p < 0.000; CFI = 0.741; TLI = 0.687; NFI = 0.660; AIC = 941.423; PNFI = 0.547; RMSEA = 0.087, CI [0.080, 0.094]). The final internal consistency is 0.86 by Cronbach's alpha.

**Conclusions:** The Mexican version of the instrument retains the original 25 items, which are distributed across seven domains. It is valid and reliable for the intended population.

**Keywords:** Translations; validation study; transitional care; caregivers; stroke.

## **INTRODUCCIÓN**

El Accidente Cerebro Vascular (ACV) se sitúa como la segunda causa de mortalidad, dado que 6.6 millones de personas pierden la vida cada año <sup>(1)</sup>. Se estima que en 2021, 14 millones de personas en todo el mundo sufrieron un ACV. En este sentido, se calcula que cada 53 segundos ocurre un ACV y cada 3.3 minutos muere una persona relacionada con esta causa <sup>(1)</sup>.

A nivel mundial se estima que viven 101 millones de personas con discapacidad física y/o cognitiva, secundaria a esta afección, lo que ha resultado 40.8 millones de años de vida ajustados por discapacidad y 4.5 millones de años vividos con discapacidad en personas menores de 70 años <sup>(1)</sup>. En México, la Secretaría de Salud estimó en 2021 una prevalencia de 170 mil casos de ACV en el país, de los cuales el 20% fallece en los primeros 30 días y siete de cada diez vivirán con discapacidad <sup>(2)</sup>.

El ACV puede afectar potencialmente a todas las personas, ya sea directa o indirectamente como a los familiares, amigos y red social. La razón de esto es que el tamaño de la lesión en el hemisferio cerebral puede generar hemiplejía parcial o total, así como dificultades en el habla, comprensión, memoria y cognición. Estos efectos pueden variar desde mínimos hasta catastróficos, lo que da como resultado discapacidad y dependencia en el sobreviviente <sup>(3,4)</sup>.

Dado lo anterior, el sobreviviente requerirá asistencia, supervisión y cuidado en las actividades básicas e instrumentales de la vida diaria. En muchos casos, esta responsabilidad recae en un Cuidador Familiar (CF) el cual se encargará de otorgar el cuidado en el hogar <sup>(4)</sup>. Sin embargo, el rol como cuidador resulta complejo y difícil,

esto se debe a la falta de preparación para desempeñar adecuadamente el rol como cuidador <sup>(5)</sup>.

La transición del hospital al domicilio suele ser inadecuada e ineficaz en personas con discapacidad por ACV y sus CF. Esto se debe a los enormes desafíos derivados de la falta de preparación y habilidad para proporcionar cuidados en el hogar <sup>(6)</sup>. La falta de preparación o la inexistencia de esta en el cuidador genera resultados negativos en su salud física, mental y emocional <sup>(7)</sup>. Asimismo, conduce a una sobrecarga del cuidado, que se prolonga a lo largo de su trayectoria como cuidador <sup>(8)</sup>.

La preparación del CF para la transición del hospital al hogar tras el ACV del sobreviviente se refiere a la capacidad y disposición para llevar a cabo las tareas de cuidado en el hogar <sup>(6-8)</sup>. Evaluar dicha preparación incluye valorar las necesidades y habilidades del cuidador, además de identificar las deficiencias de conocimiento o recursos que dificulten asumir su nuevo rol, el objetivo es desarrollar un plan de cuidados individualizado por parte de los profesionales de la salud que permita preparar al cuidador para la transición al hogar.

Aunque existen diversos instrumentos para evaluar a cuidadores de personas post ACV que incluyen la competencia del cuidado en el hogar <sup>(9)</sup>, la verificación de necesidades, preocupaciones y resultados de cuidado <sup>(10)</sup>, así como las necesidades de recursos insatisfechos <sup>(11)</sup> estos instrumentos no son suficientemente específicos para evaluar la preparación del cuidador previo a la transición del hospital al hogar. Además, estos instrumentos fueron diseñados originalmente para evaluar a los cuidadores después de haber asumido su rol.

Si bien el instrumento *Caregiver Preparedness Scale* aborda el constructo de preparación <sup>(12)</sup>, éste no incluye otros dominios que son importantes en la asunción del rol de cuidador. La evaluación de preparación para la transición al hogar después de un accidente cerebrovascular (PATH-25©) por sus siglas en inglés, se desarrolló en respuesta a la escasez de instrumentos existentes para evaluar estos conceptos clave de manera integral <sup>(6-8)</sup>.

Dada la importancia de medir la preparación del cuidador de pacientes post ACV para la transición del hospital al hogar en México, es necesario contar con un instrumento adecuado para la población blanco a estudiar. Sin embargo, actualmente no existe una versión en español del instrumento PATH-25 que haya sido traducido y adaptado culturalmente. Este instrumento fue originalmente desarrollado en el idioma inglés en California, Estados Unidos de América (EUA). El objetivo del presente estudio fue realizar la traducción, adaptación cultural y validación del PATH-25 en México, con el fin de ponerlo a disposición para su uso en cuidadores de personas que han sufrido ACV.

## MÉTODO

### Diseño del estudio

Estudio metodológico que efectuó siete etapas: 1) traducción; 2) adaptación semántica; 3) validación por jueces; 4) corrección de estilo; 5) prueba piloto; 6) propiedades psicométricas; 7) análisis factorial <sup>(13)</sup>. Bajo esta rigurosidad

metodológica, la versión final del instrumento PATH-25 asegura su equivalencia semántica.

## **Temporalidad y ubicación del estudio**

Tras obtener la aprobación del Comité de Ética en Investigación, se realizó un muestreo no probabilístico consecutivo conforme a los criterios de selección establecidos <sup>(14)</sup>. La muestra fue recolectada de julio a diciembre de 2024 en diversas instalaciones del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS) ubicadas en tres estados de la República Mexicana. En Michoacán, se recolectaron datos en el Hospital General Regional No. 1 (HGRNo.1) en Charo, así como en el Hospital General de Zona No. 83 en Morelia (HGZ No. 83). En la Ciudad de México la recolección se realizó en la Unidad Médica de Alta Especialidad (UMAE) Hospital de Cardiología del Centro Médico Nacional Siglo XXI (UMAE Hospital de Cardiología CMN S. XXI). En cuanto a Guanajuato, se obtuvieron muestras en dos centros: en el Hospital General de Zona No. 4 (HGZNo.4) en Celaya y en el Hospital de Especialidades No. 1 "Centro Médico Nacional del Bajío" (HE No. 1-CMNB) en León. Estos estados fueron seleccionados con la finalidad de fortalecer la validez, generalización, representatividad y replicabilidad de la adaptación del instrumento.

## **Participantes**

La población estuvo conformada por CF de sobrevivientes de ACV con discapacidad y dependencia derechohabientes del IMSS.

### **Etapa 1. Traducción**

Se solicitó permiso a los autores intelectuales del instrumento (PATH-25<sup>©</sup>) para realizar el presente proceso metodológico, ellos autorizaron por escrito y proporcionaron información psicométrica con respaldo documental a través de publicaciones. La traducción y retro-traducción se realizaron de manera simultánea e independiente por dos traductores bilingües certificados <sup>(13)</sup>, quienes conservaron el contenido y propósito original del instrumento. Fue un profesor de idiomas de la Universidad Autónoma de Tamaulipas, Traductor 1 (T1) y un perito traductor de Sonora, ambos de México, Traductor 2 (T2). Este proceso dio como resultado la primera versión del instrumento al español en México (PATH-México).

### **Etapa 2. Adaptación semántica**

Para llevar a cabo la adaptación semántica de la traducción, el comité de revisión conformado por los investigadores principales, revisó cada ítem y verificaron si se trató de una pregunta o una afirmación para determinar una respuesta coherente con el formato de respuesta tipo Likert. Se estableció el sentido original de cada ítem en el idioma fuente, con el objetivo de conservar el significado original a pesar de los cambios sintácticos de traducción <sup>(13)</sup>. Se realizaron los ajustes necesarios en la sintaxis de cada ítem traducido para que la oración tuviera un sentido natural y fluido en el idioma en español en México. Obteniendo como resultado la segunda versión del instrumento PATH-México.

### **Etapa 3. Validación por jueces**

La revisión, evaluación y validación de contenidos fue realizada por expertos de manera independiente; el comité se integró por método de reclutamiento de bola de nieve. Los criterios de inclusión fueron: poseer el grado de doctor en ciencias en enfermería y tener experiencia en estudios de validación, se enviaron veintidós invitaciones <sup>(13)</sup>.

Para evaluar la validez facial cuantitativa se proporcionó a los jueces el manual técnico del instrumento y marco teórico. En la descripción operativa se solicitó evaluar cada ítem del instrumento en términos de comprensión, claridad, relevancia y precisión del constructo. La evaluación se realizó mediante una escala tipo Likert de cinco puntos donde: 0=definitivamente no está relacionado, 1=no relacionado, 2=no seguro de su relación, los reactivos requieren más revisión, 3=relacionado, pero es necesario realizar pequeñas modificaciones y 4=extremadamente relacionado <sup>(13)</sup>.

Con relación a la validación facial cualitativa, se solicitó a los jueces realizar observaciones cualitativas y sugerencias para cada ítem del instrumento en términos de redacción, claridad, relevancia, precisión, etc. El investigador principal del estudio, tras la recopilación de las observaciones y sugerencias de los jueces, lo envío por correo al comité de revisión para analizar y evaluar las observaciones emitidas. Por consenso de ideas y opiniones, los cambios y modificaciones a los ítems fue respaldada por la evidencia empírica y teórica <sup>(13)</sup>. De esta forma se obtuvo la tercera versión del instrumento PATH-México.

### **Etapa 4. Corrección de estilo**

Un profesor con grado de maestría en filosofía y letras, experto en lingüística del idioma español <sup>(13)</sup> de la Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo, generó la sintaxis, coherencia, claridad y concisión adecuadas para mejorar la redacción de las oraciones de cada ítem del instrumento. De esta forma se obtuvo la cuarta versión del PATH-México.

### **Etapa 5. Prueba piloto**

En la Prueba Piloto (PP) se aplicó la cuarta versión del instrumento en una muestra inicial de treinta CF, en el HGR No.1 del IMSS en el Estado de Michoacán, los cuales cumplieron con los criterios de inclusión presentados en la sección correspondiente; la prueba desempeñó un papel fundamental en la estabilización del instrumento de evaluación. Este proceso se centró en dos aspectos principales: la factibilidad del instrumento en términos de tiempo de respuesta y la claridad en la redacción de los ítems para los sujetos de interés. El objetivo fue que los participantes pudieran generar nuevas evaluaciones y correcciones <sup>(13)</sup>.

Tras la obtención de los resultados, se remitió al comité de expertos para analizar los resultados y generar las modificaciones finales de adaptación. Tras este proceso el comité de revisión generó una quinta versión del PATH-México. La versión del instrumento adaptado al contexto mexicano fue sometido a un proceso de retrotraducción del español al inglés por el T2. Los autores intelectuales del

instrumento aprobaron las modificaciones realizadas y autorizaron proceder con el análisis psicométrico y la prueba final.

## **Etapa 6. Propiedades psicométricas**

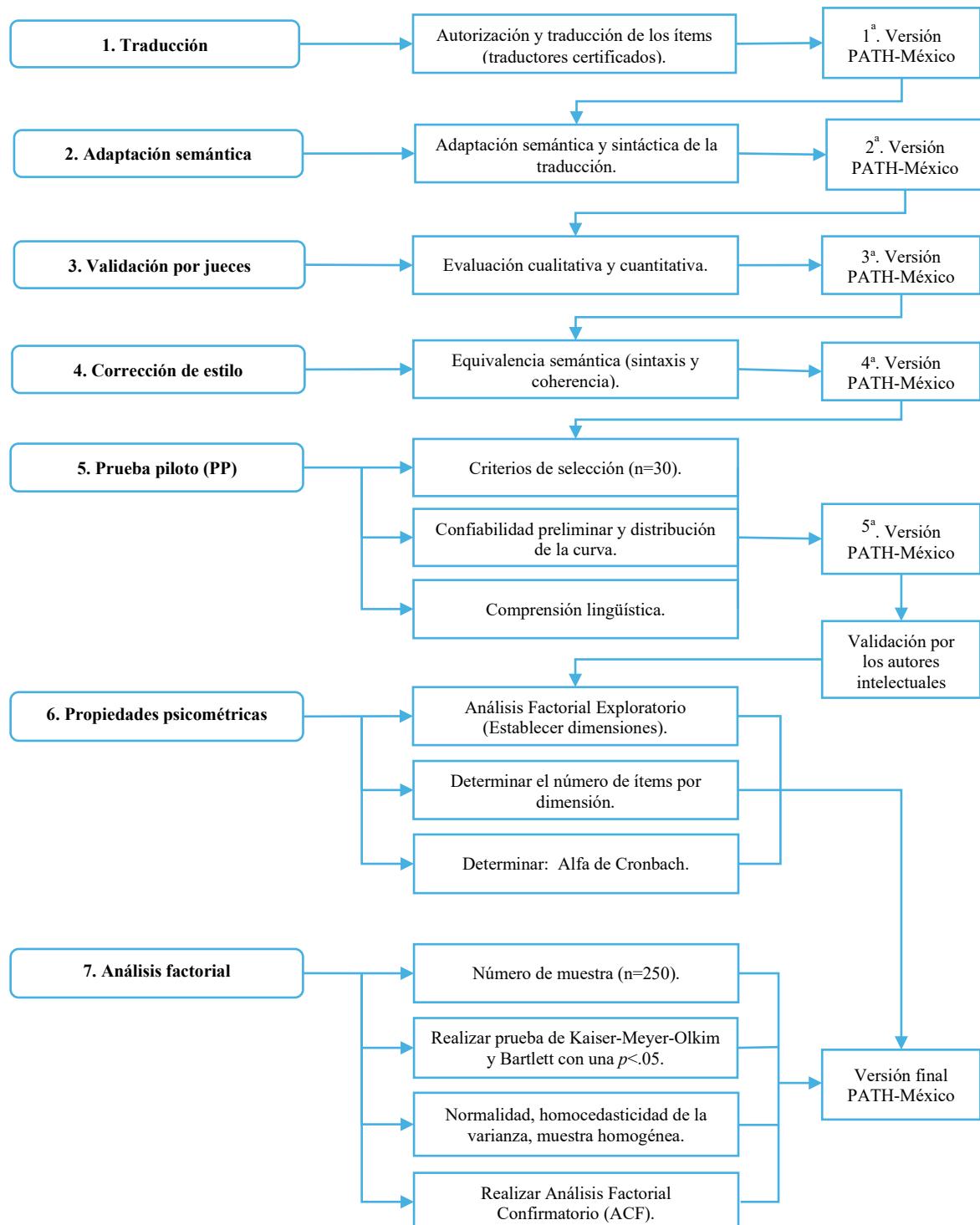
En la quinta versión del PATH-Méjico se establecieron las propiedades psicométricas preliminares del instrumento. Mediante el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) se determinaron las dimensiones del instrumento, incluyendo el número de ítems de cada sección y se determinó una matriz de correlación mayor a 0.30. La consistencia interna preliminar de la PP se evaluó utilizando el coeficiente alfa de Cronbach <sup>(13)</sup>.

## **Etapa 7. Análisis factorial**

La quinta versión del PATH-Méjico o “versión final” fue aplicada en una muestra significativa para obtener un tamaño de efecto aceptable y resultados válidos y confiables <sup>(13)</sup>. Para lograr la última versión del instrumento, se realizó el Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) <sup>(15)</sup> con el propósito de confirmar teóricamente si al rotar los ítems se agrupan estadísticamente las secciones o dimensiones (de ahora en adelante factores).

Tras la normalidad de los datos, homocedasticidad de la varianza, muestras homogéneas y sin colinealidad; la prueba muestra Kaiser-Meyer-Olkin (con valores cercanos a la unidad) y prueba de esfericidad de Bartlett (TEB) (con una  $p < .05$ ) prueban la ausencia de correlaciones significativas entre las variables. Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) utilizando AMOS Graphics 23, aplicando el método de máxima verosimilitud para evaluar las propiedades psicométricas <sup>(16)</sup>. La Figura 1 muestra el flujoGRAMA metodológico como síntesis del proceso seguido.

**Figura 1. Flujograma metodológico.**



**Fuente:** elaborado por los autores (2025).

## Selección de la muestra

Se incluyeron CF mayores de 18 años de sobrevivientes de ACV con discapacidad física o cognitiva, con una jornada diaria dedicada al cuidado del paciente, llevar más de un mes en el rol de cuidador y aceptar participar voluntariamente en el estudio firmando el consentimiento informado. Se excluyeron CF cuya lengua materna no fue el español.

## Muestra

Se determinó un tamaño muestral de 250 participantes con base en un nivel de significancia alfa de 0.05, una potencia del 80%, y una carga factorial de 0.35 <sup>(17)</sup>.

## Análisis estadístico

La captura, organización, procesamiento y análisis de los datos se llevó a cabo en el Programa Estadístico para las Ciencias Sociales en su versión 26 (SPSS.V26). Los datos paramétricos se expresaron con media y Desviación Estándar (*DE*). Los datos no paramétricos se expresaron con estadística descriptiva mediante medidas de tendencia central.

La validación de contenido se calculó mediante el Índice de Validez de Contenido (IVC). Se calcularon los siguientes índices: Índice de Validez por Ítem (IVI) proporción de ítems < 3/total de jueces). Criterio de Validez (CV) = IVI/total de ítems). El IVC global fue calculado con la proporción de ítems  $\geq 3/\text{el total de ítems}$ . Los valores de IVC próximos a la unidad se consideraron aceptables. Los datos fueron calculados en Microsoft Excel for Windows® donde se realizaron los cálculos de las variables cuantitativas y las mediciones de frecuencia para las variables cualitativas <sup>(13)</sup>.

La confiabilidad de la escala se evaluó mediante el análisis de consistencia interna, empleando el coeficiente alfa de Cronbach con un criterio de aceptación superior a 0.7 <sup>(13)</sup>. Para determinar el grado de concordancia entre los evaluadores, se ejecutó el análisis W de Kendall cuyo valor oscila entre 0 y 1, donde 1 indica una concordancia total; los valores aceptables fueron de 0.90 y 0.74, respectivamente <sup>(13)</sup>. Para los ítems que no alcanzaron la puntuación mínima establecida, se analizaron e incorporaron al instrumento a sugerencia de los expertos <sup>(13)</sup>.

Para medir la validez de criterio del instrumento se aplicó la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (con valores cercanos a la unidad), además de la prueba de TEB (chi-cuadrado,  $p < 0.05$ , y nivel de confianza de 95%) que determina la ausencia de correlaciones entre las variables (colinealidad) <sup>(15,18,19)</sup>.

Para medir las propiedades psicométricas se realizó el AFC por medio del Amos Grafics 23 considerando el método de máxima verosimilitud <sup>(16)</sup>. Fueron establecidos los siguientes indicadores de ajuste: A) El indicador  $\chi^2$  (chi-cuadrado) evalúa la probabilidad de que el modelo teórico se ajuste a los datos; deseando un valor bajo. Sin embargo, es más común usar la razón con el grado de libertad ( $\chi^2/g.l.$ ), donde el valor máximo de 3 indica un ajuste adecuado <sup>(15,16,18,19)</sup>. B). *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI) y *Normalized Fit Index* (NFI), son dos indicadores que evalúan el ajuste del modelo estimado frente al nulo, se consideran los valores cercanos a 1 como satisfactorio.

En general, los puntajes superiores a 0.90 afirma que el modelo presenta adecuaciones del constructo. C). Criterio de Información de Akaike (AIC) y el índice de ajuste parsimónico normalizado (*Parsimonious Normed Fit*, PNFI), cuando más pequeño sea el valor del AIC mejor es el ajuste del modelo por ser más parsimonioso. Estos valores se alcanzan con modelos que tengan pocos parámetros estimados y bajos valores de  $\chi^2$ . D) *Root-Mean-Square Error of Approximation* (RMSEA) es un

índice cuyos valores deben ser inferiores a 0.05, en casos de muestras grandes se acepta el valor a 0.08<sup>(15,16,18,19)</sup>.

## Consideraciones éticas

Se obtuvo autorización por escrito de la autora intelectual del IE. Se recibió el instrumento, ficha técnica de evaluación e interpretación. El proyecto fue aprobado por el Comité Nacional de Investigación Científica del IMSS con número de registro R-2024-785-035.

## RESULTADOS

**Etapa 1 y 2:** tras la obtención del proceso de traducción inglés-pañol del T1 y T2, el investigador principal envió al comité de revisión la concordancia de los documentos, derivado de que en este había algunas similitudes de las palabras en cuanto al significado en el contexto cultural. El comité de revisión generó la adaptación semántica de las palabras y frases y las resolvió por consenso.

**Etapa 3:** de las 22 invitaciones enviadas a formar parte del Comité de expertos, 17 doctoras en enfermería aceptaron y firmaron de manera voluntaria el consentimiento informado y de confidencialidad. Finalmente 16 cumplieron la ronda de evaluación, estableciéndose así el comité.

El comité llevó a cabo dos rondas de análisis una antes de la prueba previa final de la versión disponible y otra después de la prueba previa final. En la primera, se calcularon los valores IVC y W de Kendall para determinar el grado de concordancia entre los evaluadores en términos de coherencia, claridad, relevancia y suficiencia que se muestran en la Tabla 1.

Respecto a la validez de contenido se logró a través de la técnica de jueces, se obtuvieron los siguientes resultados: el IVI fue de 0.375 y el CV de 0.015 que representa un 24% de posibilidad de error; el IVC fue de 10 el cual es aceptable.

El coeficiente de Kendall (W) para la coherencia fue de 141.848 y presentó significancia estadística ( $p = 0.000$ ). Para la claridad, el coeficiente fue de 143.312 ( $p = 0.000$ ); para la relevancia, se obtuvo un valor de 159.631 ( $p = 0.000$ ); y para la suficiencia, el coeficiente fue de 159.885 ( $p = 0.000$ ). En consecuencia, se observa una concordancia en las mediciones realizadas por los jueces (Tabla 1).

**Tabla 1:** Coeficiente W de Kendall obtenido en la ronda de evaluación de expertos.

| Evaluación  | W de Kendall* | N  | Chi-cuadrada | Significancia |
|-------------|---------------|----|--------------|---------------|
| Coherencia  | 0.369         | 16 | 141.848      | <0.000        |
| Claridad    | 0.373         | 16 | 143.312      | <0.000        |
| Relevancia  | 0.416         | 16 | 159.631      | <0.000        |
| Suficiencia | 0.416         | 16 | 159.885      | <0.000        |

Fuente: elaborado por los autores (2025).

Se evaluaron 22 ítems relacionados, en consecuencia, se observa una concordancia en las mediciones realizadas por los jueces. En cuanto a la evaluación cualitativa los

evaluadores generaron modificaciones a los ítems a excepción de los ítems 2,17,18, 22, 23, 24, 25.

**Etapa 4:** durante la fase de corrección de estilo, el revisor no realizó modificaciones en la sintaxis, coherencia, claridad y consistencia del texto.

**Etapa 5:** la PP se aplicó a 30 CF de sobrevivientes de ACV hospitalizados en el HGRNo.1 del IMSS, Michoacán, el alfa de Cronbach preliminar fue de 0.897. En cuanto al tiempo de aplicación la media de respuesta fue de 13 minutos aproximadamente; en cuanto a la claridad de los ítems los participantes 7, 15, 19 y 28 señalaron la necesidad de especificar el tipo de operaciones bancarias mencionadas en los ítems 16 y 17. Para mejorar la comprensión de estos ítems, los evaluadores acordaron por consenso incluir ejemplos específicos, añadiendo la aclaración “por ejemplo, retirar o depositar dinero”. En este sentido se obtuvo como resultado la quinta versión del instrumento PATH-México.

**Etapa 6:** contexto de la muestra, los 250 participantes fueron provenientes de tres estados del país: 56% (n=140) de Michoacán, 24.8% (n=62) de Ciudad de México y 19.2% (n=48) de Guanajuato. En cuanto a las características demográficas, 68% (n=170) son mujeres y 31.6% (n=79) son hombres, con una media de edad de 45.3 ( $DE= 13.5$ ). El estado civil de los participantes refleja que 50.4% (n=126) son casados, seguido de 22% (n=55) son solteros, así como 13.6% (n=34) en unión libre, el 6% (n=15) están separados, el 4.8% (n=12) son divorciados y el 3.2% (n=8) son viudos.

En cuanto a la salud, 58.4% (n=146) de los participantes no reporta enfermedades. Sin embargo, 13.6% (n=34) presenta más de dos enfermedades crónicas no transmisibles; 9.2% (n=23) hipertensión arterial; 3.6% (n=9) diabetes tipo 2; 2.8% (n=7) depresión; 6% (n=15) tiene alguna otra enfermedad; 2.4% (n=6) ansiedad; 1.6% (n=4) hipercolesterolemia; 1.6% (n=4) artritis reumatoide; y 0.8% (n=2) insuficiencia cardíaca.

En cuanto a la identidad religiosa, 81.6% (n=204) son católicos, seguida de 9.6% (n=24) son cristianos, 4% (n=10) se identifican como agnósticos, 1.6% (n=4) evangélicos, 0.6% (n=4) testigos de Jehová y 0.6 % (n=4) ateos. En términos de escolaridad, los participantes tienen un promedio de 11.8 años de estudio, lo que equivale aproximadamente a una educación secundaria completa.

En cuanto a la convivencia casi la mitad 47.6% (n=119) vive con su esposo/a, mientras que 14.8% (n=37) vive con su mamá, 12.8% (n=32) viven con hijos, 10.8% (n=27) vive solo, 10.4% (n=26) vive en pareja y 3.6% (n=9) vive con el padre. La ocupación de los cuidadores es variada, dado que un tercio 32.4% (n=81) son amas de casa, seguido de 26.8% (n=67) que son empleados u obreros, 17.6% (n=44) son trabajadores profesionales en una empresa de gobierno, 16% (n=40) están sin empleo, 4% (n=10) son jornaleros, 1.6% son pensionados y/o jubilados y solo 1.2% (n=3) trabajan por su cuenta.

En cuanto a la economía, 22.4% (n=56) de los cuidadores perciben entre \$3.000 a 4.999 MXN mensuales, mientras que el 22% (n=55) reciben entre \$8.000 a 12.999 MXN, el 15.2% (n=38) perciben menos de \$3.000, 14.8% (n=37) prefirió no responder,

el 12.8% (n=32) percibe de \$6.000 a 7.999, así como el 9.6% (n=24) percibe \$4.000 a 5.999 y solo el 3.2% (n=8) no sabe.

En promedio, los cuidadores dedican 13.3 horas semanales a esta tarea, distribuidas en una media de 5.7 días a la semana, el tiempo promedio que lleva en el rol de cuidador es de 14.9 meses al cuidado. En cuanto a las redes de apoyo el 52.2% (n=131) de los participantes recibe apoyo del núcleo familiar, sin embargo, el 22.8% (n=57) no cuente con ningún tipo de apoyo, a diferencia de que 19.6% (n=49) tiene más de dos recursos de ayuda, el 1.6% (n=4) recibe apoyo económico y el 1.6% (n=4) recibe apoyo psicológico, mientras que el 1.2% recibe otros apoyos y solo el 0.8% recibe apoyo religioso.

Para validar la media del contenido del instrumento se realizó el AFE. Se inició el análisis aplicando la prueba de KMO para medir la adecuación muestral obteniendo un resultado de 0.832, el cual se considera muy buena <sup>(20,21)</sup>. Posteriormente, se realizó la prueba de TEB que arrojó un Chi-cuadrado de 2158.306, con 300 grados de libertad y una significancia menor a 0.000 lo que indica una correlación significativa <sup>(20,21)</sup>. El análisis factorial identificó siete factores, explicando un 63.38% de la varianza total (Tabla 2). La fiabilidad del instrumento se evaluó mediante el coeficiente alfa de Cronbach, alcanzando un valor de 0.866 el cual es aceptable <sup>(13)</sup>.

**Tabla 2:** Varianza explicada con rotación Varimax (n=250).

| Factor | Valores Iniciales |                  |             | Suma de las saturaciones al cuadrado de la rotación |                  |             |
|--------|-------------------|------------------|-------------|---|------------------|-------------|
|        | Total             | % de la varianza | % acumulado | Total   | % de la varianza | % acumulado |
| 1      | 6.264             | 25.057           | 25.057      | 4.570   | 18.280           | 18.280      |
| 2      | 2.662             | 10.647           | 35.704      | 2.373   | 9.493            | 27.773      |
| 3      | 1.871             | 7.485            | 43.190      | 2.007   | 8.029            | 35.802      |
| 4      | 1.534             | 6.136            | 49.325      | 1.777   | 7.107            | 42.909      |
| 5      | 1.315             | 5.260            | 54.585      | 1.766   | 7.065            | 49.974      |
| 6      | 1.197             | 4.789            | 59.374      | 1.703   | 6.812            | 56.786      |
| 7      | 1.003             | 4.011            | 63.386      | 1.650   | 6.600            | 63.386      |

**Fuente:** elaborado por los autores (2025).

En cuanto a los resultados de las propiedades psicométricas se procedió a realizar el AFE mediante el método de rotación Varimax con Kaiser para establecer los factores del instrumento <sup>(18)</sup> (Tabla 3). El resultado del análisis resultó satisfactorio, derivado de que en la mayoría de los ítems cambiaron solo a otro factor de la escala.

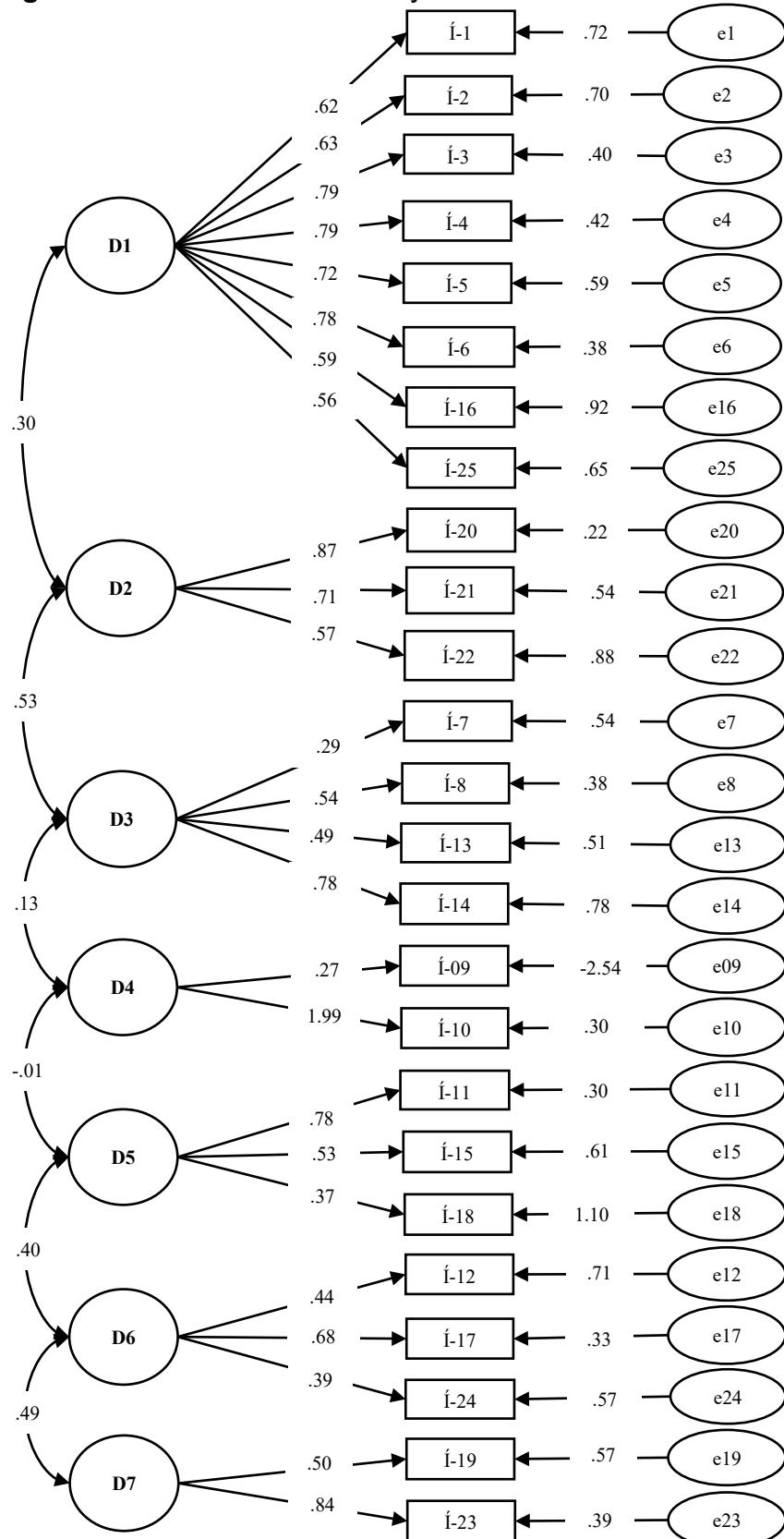
**Tabla 3:** Matriz de componentes rotados (n=250).

| Ítem | Factores (dimensiones) |        |        |        |        |        |        |
|------|------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
|      | 1                      | 2      | 3      | 4      | 5      | 6      | 7      |
| 1    | 0.693                  | -0.052 | -0.094 | -0.022 | 0.002  | 0.098  | 0.121  |
| 2    | 0.678                  | 0.035  | -0.134 | 0.127  | -0.075 | 0.128  | 0.167  |
| 3    | 0.798                  | 0.114  | 0.092  | -0.002 | 0.095  | -0.048 | 0.084  |
| 4    | 0.811                  | 0.031  | 0.102  | 0.081  | 0.105  | -0.008 | 0.000  |
| 5    | 0.762                  | 0.122  | 0.142  | -0.159 | 0.040  | -0.007 | 0.018  |
| 6    | 0.784                  | 0.130  | 0.205  | 0.102  | 0.068  | 0.054  | 0.037  |
| 7    | 0.372                  | -0.244 | 0.437  | 0.337  | -0.139 | 0.178  | 0.282  |
| 8    | 0.133                  | 0.064  | 0.674  | 0.185  | 0.096  | 0.177  | 0.146  |
| 9    | -0.050                 | 0.098  | -0.020 | 0.836  | 0.112  | 0.042  | 0.065  |
| 10   | 0.111                  | 0.086  | 0.146  | 0.801  | -0.013 | 0.262  | -0.007 |
| 11   | 0.168                  | -0.028 | 0.181  | 0.130  | 0.701  | 0.143  | 0.113  |
| 12   | 0.059                  | -0.011 | 0.239  | 0.080  | 0.161  | 0.538  | 0.057  |
| 13   | -0.087                 | 0.180  | 0.667  | -0.131 | 0.254  | -0.037 | 0.077  |
| 14   | 0.041                  | 0.367  | 0.730  | 0.058  | -0.005 | 0.111  | -0.110 |
| 15   | 0.027                  | 0.052  | 0.076  | -0.049 | 0.774  | 0.110  | 0.174  |
| 16   | 0.593                  | -0.034 | -0.088 | 0.011  | 0.366  | 0.120  | 0.208  |
| 17   | 0.223                  | -0.072 | 0.147  | 0.078  | 0.107  | 0.527  | 0.448  |
| 18   | 0.360                  | 0.405  | 0.117  | 0.256  | 0.448  | -0.097 | -0.287 |
| 19   | 0.247                  | 0.172  | 0.002  | 0.058  | 0.328  | -0.089 | 0.723  |
| 20   | 0.234                  | 0.755  | 0.267  | 0.059  | 0.064  | 0.088  | 0.148  |
| 21   | 0.016                  | 0.827  | 0.127  | -0.002 | 0.022  | 0.174  | 0.033  |
| 22   | 0.046                  | 0.659  | 0.114  | 0.205  | -0.052 | -0.269 | 0.384  |
| 23   | 0.147                  | 0.208  | 0.119  | 0.002  | 0.087  | 0.246  | 0.636  |
| 24   | 0.028                  | 0.139  | -0.032 | 0.151  | 0.023  | 0.789  | 0.007  |
| 25   | 0.505                  | 0.348  | 0.013  | 0.198  | 0.203  | 0.318  | 0.067  |

**Fuente:** elaborado por los autores (2025).

**Etapa 7:** se realizó el AFC, utilizando el método de estimación de Máxima Verosimilitud (ML). Los resultados del AFC sugieren un buen ajuste global a los datos del modelo de medición bidimensional propuesto ( $X^2 = 779.423$ ,  $gl = 269$ ,  $p = .000$ ;  $CFI = 0.741$ ;  $TLI = 0.687$ ;  $NFI = .660$ ;  $AIC = 941.423$ ;  $PNFI = .547$ ;  $RMSEA = 0.087$  IC [.080/.094]). Los valores de los coeficientes de regresión sugieren que los factores explican una parte aceptable de la varianza de los ítems (Figura 2). La correlación entre los siete factores fue de -0.01 a 0.53 por tanto, son factores relacionados pero que no presentan problemas de colinealidad<sup>(15,16)</sup>.

**Figura 2: Varianza entre ítems y correlación entre factores.**



En la Tabla 4 se presenta el total de factores y la denominación de las dimensiones, así como el número de ítems que integran la versión final de instrumento adaptadas específicamente para su aplicación en el contexto de México.

**Tabla 4:** Factores y dimensiones del instrumento en su versión final.

| PATH-inglés |   | PATH-México     |   |
|-------------|---|-----------------|---|
| No.         | Dimensión   | Ítem            | Dimensión   |
| 1           | Implicaciones a largo plazo: pronóstico y percepción  | 1, 2, 3, 4      | Implicaciones a largo plazo: pronóstico, percepción y capacidad   |
| 2           | Compromiso: voluntad  | 6, 7, 8, 17, 25 | Accesibilidad del hogar   |
| 3           | Capacidad: recursos formales e informales.  | 11, 12, 15      | Recursos formales e informales.   |
| 4           | Capacidad: experiencia del cuidador previa al ACV.  | 5, 16           |   |
| 5           | Capacidad: recursos financieros.  | 19, 22          | Recursos financieros y de transporte  |
| 6           | Capacidad: problemas de salud preexistente.   | 9, 10           | Problemas de salud preexistentes  |
| 7           | Capacidad: accesibilidad del hogar y del trasporte.   | 20, 21, 23      | Compromiso y disponibilidad de los recursos formales e informales   |
| 8           | Contexto social: compromiso (solidez de la relación) y capacidad (funciones/ responsabilidades preestablecidas, capacidad de mantenerse). | 13, 14, 18, 24. | Contexto social: compromiso (solidez de la relación) y capacidad (funciones/ responsabilidades preestablecidas, capacidad de mantenerse). |

Fuente: elaborado por los autores (2025).

## DISCUSIÓN

La preparación del cuidador para brindar atención en el hogar representa una oportunidad para el equipo multidisciplinario, al influir positivamente en el bienestar del AM como en el cuidador. Por ello, resulta esencial contar con un instrumento que evalúe adecuadamente este proceso en el contexto mexicano. Existen diversas escalas que miden las capacidades de cuidado sin embargo varias de ellas se han publicado en otro idioma, por lo que es necesaria traducción y adecuación lingüística. Por lo anterior el presente estudio tuvo como objetivo realizar la traducción, adaptación cultural y validación del PATH-25 en una muestra de cuidadores mexicanos de personas con secuelas post-ACV, manteniendo la equivalencia semántica, idiomática, conceptual y cultural con la versión original <sup>(13)</sup>. Durante el proceso de adecuación semántica, se realizaron ajustes lingüísticos, como la sustitución del término "paciente" por expresiones idiomáticas más comunes como "su familiar" o "mi familiar", que hacen referencia el concepto de familia más cultural y apegado al contexto mexicano <sup>(22)</sup>. Un estudio reciente realizó la adecuación de una escala de autoevaluación de competencias de enfermería en informática en español, se evaluó el IVI (3.0); CV (16.0%) e IVC (8.33) obteniendo así una segunda versión del instrumento <sup>(23)</sup>; otro estudio realizado en el 2023, al adaptar una escala de autoeficacia para el amamantamiento, formato corto; en mujeres puérperas, arrojó un IVC de 8.78<sup>(24)</sup>. Al respecto, el análisis de la validación de contenido por jueces expertos realizado al PATH-25 arrojó un IVC de 10 y un coeficiente de variación

aceptable <sup>(13)</sup>. El coeficiente W de Kendall obtenido para el PATH-25 mostró alta concordancia entre jueces, con buena significancia estadística ( $p<0.0001$ ), lo cual es consistente con los estudios de Aragon y Cols. en 2023 evaluaron un instrumento de medición de tipos de residentes desde el enfoque de las representaciones sociales con un coeficiente W de Kendal de 0.6 <sup>(25)</sup> y el estudio de Yunta y Romero del 2022, quienes adaptaron un instrumento sobre la implementación de proyectos de educación emocional, ellos obtuvieron un coeficiente general W de Kendal de 0.138 <sup>(26)</sup>.

En la versión original, los autores afirman que el tiempo promedio de respuesta del instrumento es menor a 15 minutos <sup>(6-8)</sup>; durante la prueba piloto se confirmó la claridad de los ítems, la coherencia del contenido (análisis cualitativo) y un tiempo de respuesta menor a 15 minutos, lo que respalda la funcionalidad del instrumento en el contexto mexicano.

Respecto a las propiedades psicométricas, la versión adaptada del PATH-25 mostró confiabilidad y validez aceptables, así mismo el AFE indican una estructura robusta del instrumento adaptado dado a que el índice KMO de 0.832 refleja una adecuada inter-correlación entre los ítems, clasificándose como "muy buena" según los criterios de Kaiser <sup>(20)</sup>, lo cual respalda la idoneidad de los datos para el AFC derivado de la estabilidad de los factores extraídos <sup>(21)</sup>. Este hallazgo es consistente con otros estudios que reportan valores similares de KMO en procesos de validación transcultural. Los autores originales del PATH-25 reportaron un KMO de 0.850 <sup>(6)</sup>, Ruiz y Cols. reportaron un KMO de 0.840 al validar la Entrevista de Carga de Zarit en Cuidadores Informales de Pacientes con Discapacidad Visual Grave y Ceguera <sup>(27)</sup>, mientras que Cjuno y Cols. encontraron un valor de KMO de 0.880 al validar el cuestionario de ansiedad generalizada (GAD-7) <sup>(28)</sup>, así mismo Jimenez y Romero en 2021 reportaron un ajuste muestral adecuado de KMO de 0.810 al validar el cuestionario de autopercepción del estado de salud familiar V2 <sup>(29)</sup>, estos dentro del mismo rango de adecuación muestral.

El resultado del TEB aplicada al PATH-25 en México evidencian una correlación significativa entre los ítems del instrumento. Este hallazgo es similar con investigaciones previas, Yucel y Cols. en el 2020 reportaron un valor significativo ( $\chi^2 = 645.245$ ;  $gl = 200$ ;  $p < 0.001$ ) al validar un cuestionario orientado a medir las percepciones del rol del profesional de enfermería comunitaria <sup>(30)</sup>. De igual manera, Jiménez y Romero en el 2021 obtuvieron un resultado favorable ( $\chi^2 = 1176.719$ ;  $gl = 190$ ;  $p < 0.000$ ) en el cuestionario de autopercepción del estado de salud familiar versión 2 <sup>(29)</sup>. Asimismo, Mamani y Cols. en 2022 reportaron un valor estadísticamente significativo ( $\chi^2 = 1.324$ ;  $gl = 450$ ;  $p < 0.000$ ) en su estudio de validación de un cuestionario enfocado en el rol del profesional de enfermería comunitaria <sup>(31)</sup>, resultado que se alinea con los obtenidos en el presente estudio. Finalmente, Ruiz y Cols. en el 2025 validaron la Entrevista de Carga de Zarit aplicada a cuidadores informales y también obtuvieron un valor significativo ( $\chi^2 = 1105.604$ ;  $gl = 231$ ;  $p < 0.000$ ) <sup>(27)</sup>, lo que refuerza los valores obtenidos en el AFE <sup>(20,21)</sup> en la validación del PATH-25.

Estos hallazgos evidencian una excelente confiabilidad entre los ítems del instrumento, con un coeficiente alfa de Cronbach elevado <sup>(13)</sup>. Este resultado es comparable con la versión original del PATH-25, en la que se reportó una confiabilidad similar ( $\alpha = 0.90$ ) en población estadounidense <sup>(6)</sup>. Con base en estos datos, se puede afirmar que el instrumento demuestra estabilidad y consistencia interna en población

mexicana. Además, este nivel de confiabilidad es coherente con otros estudios de validación realizados en México, como la escala de autoevaluación de competencias de enfermería que obtuvo un  $\alpha$  igual 0.94<sup>(23)</sup>; la escala de autoeficacia para el amamantamiento ( $\alpha = 0.85$ )<sup>(24)</sup>; el instrumento de medición de tipos de residentes ( $\alpha = 0.85$ )<sup>(24)</sup>; la entrevista de carga de Zarit ( $\alpha = 0.87$ )<sup>(27)</sup>; el cuestionario de autopercepción del estado de salud familiar v2 ( $\alpha = 0.84$ )<sup>(29)</sup>; y el instrumento para evaluar la formación en sostenibilidad en educación superior ( $\alpha = 0.90$ )<sup>(32)</sup>.

En el presente estudio, siete factores son suficientes para explicar el 63.38% de la varianza, lo cual se estima aceptable considerando investigaciones previas, como la de Mamani *et al.* reportaron dos factores que explicaban el 55.73% de la varianza total<sup>(31)</sup>; por su parte, Jiménez y Romero, así como Arango *et al.*, identificaron cinco factores que explicaban el 59% y el 67.18% de la varianza, respectivamente<sup>(25,29)</sup>. Asimismo, Martínez *et al.* informaron siete factores que explicaban el 59% de la varianza en su estudio<sup>(32)</sup>. No obstante, Yucel *et al.* identificaron tres factores con 44.92% de varianza explicada<sup>(30)</sup>, y Ruiz *et al.* reportaron siete factores que explicaban el 49.48%<sup>(27)</sup>, valores que no superan el umbral mínimo del 50% de varianza explicada en estudios de validación psicométrica<sup>(34)</sup>.

A pesar de conservarse los 25 ítems originales, la redistribución en siete factores refleja una reorganización empírica basada en los resultados del AFE<sup>(15,16)</sup> indica que el instrumento representa adecuadamente el constructo que pretende medir y refuerza su validez estructural. No obstante, esta configuración difiere de la propuesta de los autores originales<sup>(6)</sup>, hallazgo frecuente en procesos de validación transcultural<sup>(33)</sup>, donde los ítems tienden a reagruparse en función de factores socioculturales, idiomáticos y contextuales propios del país receptor<sup>(13,15,16)</sup>. En este sentido, la adaptación semántica del PATH-25 en México requirió ajustes sustanciales en la redacción de los ítems para garantizar su claridad y pertinencia cultural<sup>(13)</sup>, lo cual pudo haber influido en la manera en que los participantes interpretaron conceptualmente los ítems. Estas diferencias pueden atribuirse a particularidades del contexto mexicano, como el papel de la familia, las condiciones de acceso a recursos y las dinámicas propias del cuidado<sup>(34)</sup>.

El AFC es el método recomendado para validar la estructura factorial de un cuestionario<sup>(33)</sup>. Los resultados de la prueba AFC en el instrumento PATH-25 mostraron que todos los ítems tienen una carga factorial que excede el requisito mínimo, derivado de que hay varios índices de bondad de ajuste, y la mayoría de ellos pueden interpretarse como una descripción de la falta de ajuste del modelo a los datos<sup>(35)</sup>. Se han desarrollado diversidad de índices de ajuste globales, pero en este estudio se refiere a aquellos que varios autores sugieren reportar como el RMSEA, CFI y el TLI,<sup>(35,36)</sup> que son métricas clave para interpretar la adecuación del modelo.

Los resultados del AFC en este estudio revelan un ajuste global del modelo aceptable. Si bien el RMSEA (0.087) y su intervalo de confianza indican un nivel de error de aproximación dentro de los márgenes permisibles, los valores del CFI (0.741), TLI (0.687) y NFI (0.660) reflejan limitaciones en la adecuación del modelo propuesto. En comparación con estudios como los de Yucel *et al.* (CFI = 0.88; RMSEA = 0.08)<sup>(30)</sup> y Mamani *et al.* (CFI = 0.938; TLI = 0.915; RMSEA = 0.080)<sup>(31)</sup> quienes reportaron mejores índices de ajuste, lo que sugiere que su estructura factorial se ajusta de manera más precisa a los datos empíricos.

Asimismo, investigaciones recientes muestran modelos con ajustes mayores: Cjuno *et al.* en 2024 informaron un CFI de 0.994 y un RMSEA de 0.092 en un modelo unifactorial<sup>(28)</sup>, mientras que Barajas y Cols. en 2023, así como Villarreal en el mismo año, obtuvieron CFI y TLI superiores a 0.98, además de índices de error muy bajos (SRMR < 0.03; RMSEA < 0.04)<sup>(37,38)</sup>. Finalmente, Maya *et al.* en 2024 también reportaron un ajuste aceptable (CFI = 0.914; RMSEA = 0.06)<sup>(39)</sup>. Estas comparaciones indican que, si bien el modelo del presente estudio tiene un ajuste razonable, podría beneficiarse de modificaciones estructurales o de la revisión de ciertos ítems para mejorar su adecuación.

Entre las limitaciones se destaca el tamaño moderado de la muestra, sin embargo resulta igual que en otras investigaciones previas<sup>(37-41)</sup>, resulta ser suficiente para realizar un AFC<sup>(35,36)</sup>, su alcance limitado podría restringir la generalización de los hallazgos a otras poblaciones de cuidadores. Además, no se incluyó un indicador cuantitativo robusto para la validez de contenido, como el porcentaje de acuerdo entre revisores independientes<sup>(15,35)</sup>. El uso de un muestreo consecutivo y la falta de información sobre el universo total de cuidadores en los hospitales impidieron calcular una tasa de respuesta precisa, lo que puede afectar la representatividad de la muestra. En un país con alta diversidad sociocultural como México, estas limitaciones implican que los resultados deben interpretarse con cautela y no extrapolarse de forma automática a otras regiones o contextos. Por tanto, se recomienda aplicar el PATH-25 en diferentes zonas geográficas del país, con muestras más amplias y representativas, para validar sus propiedades psicométricas y fortalecer su aplicabilidad a nivel nacional.

## CONCLUSIÓN

La versión mexicana del PATH-25 mantiene los 25 ítems originales organizados en siete dominios, mostrando validez de constructo aceptable, buena confiabilidad y consistencia interna. Esta herramienta representa un recurso prometedor para evaluar la preparación de los cuidadores familiares de personas con secuelas post-ACV, así como el seguimiento al proceso de adaptación al rol de cuidador y la mejora de la atención domiciliaria. Su uso puede contribuir significativamente a la planificación de estrategias multidisciplinarias orientadas al fortalecimiento del cuidado en el hogar.

## REFERENCIAS

1. World Stroke Organization (WSO). Acting on stroke and noncommunicable diseases Preventing and responding to stroke to work towards Universal Health Coverage. [Internet], 2022 [cited 2024 Jan 10]. Available from: <https://ncdalliance.org/sites/default/files/Acting%20on%20Stroke%20and%20NCDs%202022%20PolicyBrief%20for%20web.pdf> [Consultado el 17 de febrero de 2022].
2. Secretaría de Salud México. Boletín Epidemiológico Sistema Nacional de Vigilancia Epidemiológica Sistema Único de Información. 2023; 1(40): 1-68. Disponible en: <https://www.gob.mx/salud/documentos/boletinepidemiologico-sistema-nacional-de-vigilancia-epidemiologica-sistema-unico-de-informacion-261547>
3. Alves PS, Silva SED, Araújo JS, Cunha NM, Mour AA, da Costa JL. Cuidado de si: representações sociais de cuidadores familiares de pacientes com AVC. Rev Fun Care Online. 2021; 13: 1109-1115. <https://doi.org/10.9789/2175-5361.rpcfo.v13.6861>

4. Chaparro L, Rojas J, Carreño S. El rol del cuidador a distancia de personas con enfermedad crónica: scoping review. *Rev. cienc. cuidad.* 2021; 18(1): 81-93. <https://doi.org/10.22463/17949831.2447>
5. Esquivel N, Carreño S, Chaparro L. Rol del cuidador familiar novel de adultos en situación de dependencia: scoping review. *Revista Cuidarte.* 2021; 12(2): e1368. <https://doi.org/10.15649/cuidarte.1368>
6. Camicia M, Lutz BJ, Joseph JG, Harvath TA, Drake CM, Theodore BR, et al. Psychometric properties of the preparedness assessment for the transition Home after stroke instrument. *Rehabilitation Nursing.* 2021; 46(2): 113-121. <https://doi.org/10.1097/rnj.0000000000000310>
7. Camicia M, Lutz BJ, Harvath TA, Joseph JG, Harvath TA. Using the Preparedness Assessment for the Transition Home After Stroke Instrument to Identify Stroke Caregiver Concerns Predischarge: Uncertainty, Anticipation, and Cues to Action. *Rehabilitation Nursing.* 2021; 46(1): 33-42. <https://doi.org/10.1097/rnj.0000000000000267>
8. Camicia M, Lutz BJ, Harvath T, Kim KK, Drake C, Joseph JG. Development of an Instrument to Assess Stroke Caregivers' Readiness for the Transition Home. *Rehabil Nurs.* 2019;45(5):287-298. <https://doi.org/10.1097/rnj.0000000000000204>
9. Dorado CA. Competencia para el cuidado y soporte social percibido en cuidadores de personas con enfermedad cerebrovascular. *Revista Cultura del Cuidado Enfermería.* 2022; 19(1) 8-29. <https://doi.org/10.18041/1794-5232/cultrua.2022v19n1.9869>
10. Bakas T, Champion V, Perkins SM, Farran CJ, Williams LS. Psychometric testing of the revised 15-item Bakas Caregiving Outcomes Scale. *Nursing Research.* 2006; 55(5), 346–355. <https://doi.org/10.1097/00006199-200609000-00007>
11. King RB, Hartke RJ, Lee J, Raad, J. The Stroke Caregiver Unmet Resource Needs Scale: Development and psychometric testing. *The Journal of Neuroscience Nursing.* 2013; 45(6), 320-328. <https://doi.org/10.1097/JNN.0b013e3182a3ce40>
12. Pucciarelli G, Savini S, Byun E, Simeone S, Barbaranelli C, Vela R J, Vellone E. Psychometric properties of the Caregiver Preparedness Scale in caregivers of stroke survivors. *Heart&Lung.* 2024; 43(6), 555–560. <https://doi.org/10.1016/j.hrtlng.2014.08.004>
13. Landeros E, Morales AL, Lozada E, Galicia RM, Antonio G. Validación y adaptación de instrumentos psicométricos para el avance de la investigación en enfermería. *Rev Enferm Neurol.* 2023; 22(3): 1-10. <https://doi.org/10.51422/ren.v22i3.439>
14. Arrogante O. Técnicas de muestreo y cálculo del tamaño muestral: Cómo y cuántos participantes deben seleccionar para mi investigación. *Enferm Intensiva.* 2021; 33(1): 44-47. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enfi.2021.03.004>
15. Hinkle JL. The Importance of Cross-Cultural Adaptation of Health Measures. *J Nurs Meas.* 2023 Nov 29; 31(4): 479. <https://doi.org/10.1891/JNM-2023-0074>
16. Collier J. Applied structural equation modeling using AMOS: Basic to advanced techniques. London, England: Routledge; 2020.
17. Roco Á, Hernández M, Silva O. ¿Cuál es el tamaño muestral adecuado para validar un cuestionario?. *Nutr. Hosp.* 2021; 38(4): 877-878. <https://doi.org/10.20960/nh.03633>
18. Tabachnick BG, Fidell LS. Using multivariate statistics. Nova Iorque: Allyn & Bacon; 2013.
19. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling, fifth edition. 5th ed. London, England: Guilford Press; 2023.
20. Kaiser HF. A second generation little jiffy. *Psychometrika.* 1970; 35: 401-415. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02291817>
21. Romero KP, Mora OM. Análisis factorial exploratorio mediante el uso de las medidas de adecuación muestral KMO y esfericidad de bartlett para determinar factores principales. 2020; 5: 903-924. <http://dx.doi.org/10.5281/ZENODO.4453224>
22. Ramírez P. Teoría de los Marcos y su aplicación en la traducción de expresiones idiomáticas. *Trans.* 2023; (27): 51-68. <https://doi.org/10.24310/trt.27.2023.16956>
23. Lozada E, Galicia RM, Landero E, Antonio GV, Pruinelli L. Validación de la escala de autoevaluación de competencias de enfermería en informática en español. *J Health NPEPS.* 2023; 8(2): e11403. <https://doi.org/10.30681/2526101011403>

24. Guzmán E, Cabañas G, Galicia RM, Ramírez N, Landeros E. Validación de contenido "Escala de autoeficacia para el amamantamiento, formato corto; en mujeres puérperas. Evidentia. 2023; 20: e14378. Disponible en: <https://ciberindex.com/c/ev/e14378>
25. Arango PM, González VM, Leyva SN, Galván Ó. Validez y fiabilidad de un instrumento de medición de tipos de residentes desde el enfoque de las representaciones sociales. Estud Soc Rev Aliment Contemp Desarro Reg. 2023; 33(62): 2-26. <http://dx.doi.org/10.24836/es.v33i62.1351>
26. Yunta MÁ, Romero C. Validez de contenido de un instrumento sobre la implementación de proyectos de educación emocional mediante juicio experto. Rev Electrón Educ. 2022; 26 (3): 1-15. <http://dx.doi.org/10.15359/ree.26-3.13>
27. Ruiz RE, Herrera MI, Mendoza JA, Reyes N, Tamez VE, Ramos EM, et al. Validation of the Zarit Burden Interview in Informal Caregivers of Patients with Severe Visual Impairment and Blindness. Ophthalmol Ther. 2025; 14(1): 55-71. doi: <http://dx.doi.org/10.1007/s40123-024-01050-6>
28. Cjuno J, Villegas RA, Coronado J. Adaptación y análisis psicométrico del cuestionario de ansiedad generalizada (GAD-7) al Quechua Collao en Perú. Rev. perú. med. exp. salud publica. 2024; 41(2): 121-128. <http://dx.doi.org/10.17843/rpmesp.2024.412.13373>
29. Jimenez B, Romero N. Análisis factorial exploratorio del cuestionario de autopercepción del estado de salud familiar v2. REIP. 2021; 23]; 3(3): 319-2. Disponible en: <https://revistacneipne.org/index.php/cneip/article/view/130>
30. Yucel SC, Ergin E, Orgun F, Gökçen M, Eser I. Validity and reliability study of the Moral Distress Questionnaire in Turkish for nurses. Rev. Latino-Am. Enfermagem. 2020;28:e3319. <https://doi.org/10.1590/1518-8345.2960.3319>
31. Mamani EM, Pelayo IP, Guevara AT, Sosa JVC, Carranza RF, Huancahuire S. Validación de un cuestionario que mide las percepciones del rol del profesional de enfermería comunitaria en Perú. Aten Primaria. 2022; 54(2): 102194. <http://dx.doi.org/10.1016/j.aprim.2021.102194>
32. Martínez MG, Juárez LG. Análisis de validez de constructo y confiabilidad de un instrumento para evaluar la formación en sostenibilidad en educación superior. Entreciencias: diálogos soc. conoc. 2020; 8(22): e22.70323. <https://doi.org/10.22201/enesl.20078064e.2020.22.70323>
33. Vallerand RJ. Vers Une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques: implications pour la recherche en langue française. Canadian Psychology/Psychologie canadienne. 1989; 30:662–80.
34. Magaly M. Sistema de salud mexicano: de la descentralización hacia la recentralización. Rev Latinoam Derecho Soc. 2023; 193–221. <http://dx.doi.org/10.22201/lij.24487899e.2023.36.17880>
35. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research, Second Edition: Guilford Publications; 2015.
36. Byrne BM. Structural equation modeling with AMOS. 2nd ed. New York, NY: Taylor and Francis; 2010.
37. Barajas SL, García RI, Cuevas O. Adaptación y validación de un instrumento basado en el modelo TPACK para docentes universitarios. IE Revista de Investigación Educativa de la REDIECH. 2023; 14: e1831. <http://dx.doi.org/10.33010/ie.rie.rediech.v14i0.1831>
38. Villarreal JE. Adaptación y validación del Cuestionario de Evaluación de las Estrategias de Aprendizaje de los Estudiantes Universitarios (CEVEAPEU) en Universitarios Colombianos. Rev UNIMAR. 2023; 41(2): 80–97. <http://dx.doi.org/10.31948/rev.unimar/unimar41-2-art5>
39. Maya J, Arcos AI, Rodríguez CR, Hidalgo V. Psychometric properties of Self-Compassion Scale Short Form (SCS-SF) in Spanish adolescents. Heliyon. 2024; 10(16): e36331. <http://dx.doi.org/10.1016/j.heliyon.2024.e36331>
40. Majbar MA, Majbar Y, Benkabbou A, Amrani L, Bougtab A, Mohsine R, Souadka A. Validation of the French translation of the Dutch residency educational climate test. BMC Med Educ. 2020; 20 (338): 1-7. <https://doi.org/10.1186/s12909-020-02249-4>