

Propiedades psicométricas del instrumento PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8) en población oncológica mexicana

Astrid X. Romero-Hernández^{1,2*}, Óscar Galindo-Vázquez², Frank J. Penedo³ y Juan E. Bargalló-Rocha⁴

¹Facultad de Psicología, UNAM, Ciudad de México, México; ²Servicio de Psicooncología, Instituto Nacional de Cancerología, Ciudad de México, México; ³Cancer Survivorship Program, Sylvester Comprehensive Cancer Center, Miami, Florida, EE.UU.; ⁴Departamento de Tumores Mamaros, Instituto Nacional de Cancerología, Ciudad de México, México

Resumen

Antecedentes: Las personas con cáncer presentan quejas cognitivas subjetivas durante o después del tratamiento oncológico que pueden afectar su calidad de vida. La evaluación de estas por medio de instrumentos de autorreporte permite su canalización a atención neuropsicológica. **Objetivo:** Determinar las propiedades psicométricas del PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8) en una muestra de personas mexicanas con cáncer. **Método:** 200 personas con promedio de edad de 46.34, mayoritariamente en estadios II y III, en tratamiento activo o seguimiento. Diseño: Instrumental, no experimental transversal. **Instrumentos:** SF-8 y subescala Efectos sobre la calidad de vida del Instrumento de Evaluación Funcional de la Terapia del Cáncer-Función Cognitiva. **Análisis:** Estructura factorial, análisis factorial confirmatorio y prueba de validez concurrente. **Resultados:** Se obtuvo un modelo unifactorial que explicó el 73.27% de la varianza, índice de consistencia interna $\alpha = 0.99$, con cargas factoriales altas (0.69, -0.92), que se corroboró con el análisis confirmatorio, con excelentes índices de ajuste. La correlación entre instrumentos fue $r: 0.69$ ($p < 0.01$). **Conclusiones:** La versión mexicana del SF-8 es un instrumento válido y confiable para la medición de quejas cognitivas subjetivas, por lo que se recomienda su uso en el ámbito clínico y de investigación.

Palabras clave: Función cognitiva. Deterioro cognitivo. Quejas cognitivas subjetivas. Cáncer. Calidad de vida.

Psychometric properties of the PROMIS® v2.0 Cognitive Function Short Form (SF-8) in a Mexican cancer population

Abstract

Background: People with cancer present subjective cognitive complaints during or after cancer treatment that can affect their quality of life. The evaluation of these through self-report instruments allows their referral to neuropsychological care. **Objective:** To determine the psychometric properties of PROMIS® v2.0 Cognitive Function Brief Form (SF-8) in a sample of Mexican patients with cancer. **Method:** 200 people with an average age of 46.34, mostly in stages II and III, in active treatment or follow-up. **Design:** Instrumental, non-experimental cross-sectional. **Instruments:** SF-8 and Effects on quality-of-life subscale of the Cancer Therapy Functional Assessment Instrument-Cognitive Function. **Analysis:** Factor structure, confirmatory factor analysis and concurrent validity test. **Results:** An unifactorial model was obtained that explained 73.27% of the variance, internal consistency index $\alpha = 0.99$, with high factorial loads (0.69, -0.92), which was corroborated with the confirmatory analysis, with excellent adjustment indexes. The correlation between instruments was $r: 0.69$ ($p < 0.01$). **Conclusions:** The Mexican

Correspondencia:

*Astrid X. Romero-Hernández
E-mail: astrid.npsic@gmail.com

Fecha de recepción: 24-01-2022
Fecha de aceptación: 17-07-2022
DOI: 10.24875/j.gamo.22000012

Disponible en internet: 28-11-2022
Gac Mex Oncol. 2022;21(4):119-128
www.gamo-smeo.com

2565-005X/© 2022 Sociedad Mexicana de Oncología. Publicado por Permanyer. Este es un artículo open access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

version of the SF-8 is a valid and reliable instrument for the measurement of subjective cognitive complaints, so its use in the clinical and research field is recommended.

Keywords: Cognitive function. Cognitive impairment. Subjective cognitive impairment. Cancer. Quality of life.

Introducción

En el año 2020, en el mundo se diagnosticaron 19,292,789 nuevos casos de cáncer, siendo el cáncer de mama (CaMa), el de pulmón y el colorrectal los padecimientos oncológicos más diagnosticados (11.7, 11.4 y 10% del total respectivamente)¹. Por su parte, en México en 2020 el total de nuevos casos fue de 195,499, con CaMa (15.3%), de próstata (13.7%) y colorrectal (7.6%) ocupando los primeros lugares².

Los avances en el diagnóstico y tratamiento para el cáncer han contribuido al aumento de la supervivencia global³, por lo que en la práctica clínica es cada vez más frecuente encontrar pacientes con quejas cognitivas subjetivas (QCS) durante y después del tratamiento oncológico⁴. Las QCS se refieren a la autopercepción de deterioro en memoria, atención y/u otros procesos cognitivos (en comparación con un nivel previo de desempeño), en ausencia de déficits cognitivos objetivos, es decir, medidos con pruebas neuropsicológicas estandarizadas⁵.

La proporción de pacientes con QCS varía entre los distintos tipos de cáncer. Por ejemplo, el 57.9% de pacientes con CaMa refiere problemas de memoria después de la quimioterapia (QT), en comparación con el 20% sin QT⁶. En cáncer de ovario la proporción es del 73%⁷, mientras que en cáncer cervicouterino es del 42%⁸. Por otra parte, en cáncer testicular, el 5% de los pacientes presenta quejas de memoria y el 29% quejas de concentración después de la QT⁹, mientras que en cáncer colorrectal la proporción es del 32% después de la QT, y en el 25% de los casos persisten hasta 12 meses después¹⁰.

En los últimos años, el interés en la función cognitiva en población oncológica se ha incrementado debido a necesidades clínicas, pues los pacientes suelen mostrar preocupación constante sobre su memoria, así como cambios en el desempeño de sus actividades cotidianas (familiares, laborales y/o sociales) y sentimientos de pérdida de control que pueden generar malestar emocional general^{11,12}, impactando negativamente en su calidad de vida¹³. Por tal motivo, la evaluación de estas quejas es un componente importante de la atención a pacientes en tratamiento activo y vigilancia¹⁴, lo cual puede ser un desafío si no se cuenta con las herramientas adecuadas. Una aproximación

práctica en centros oncológicos es evaluar las QCS por medio de cuestionarios y escalas de autorreporte¹⁵, pues permiten que el personal médico recolecte información sobre síntomas e identifique a aquellos pacientes que necesitan ser canalizados con otros profesionales de la salud^{8,16}.

En este sentido, en el ámbito clínico y de investigación existen instrumentos breves, fáciles de administrar e interpretar, que evalúan QCS en cáncer¹⁷. Uno de ellos es el Instrumento de Calidad de Vida de la Organización Europea para la Investigación y Tratamiento del Cáncer (EORTC-QLQ-C30, por sus siglas en inglés), el cual ofrece medidas de funcionalidad en diferentes aspectos que influyen en la calidad de vida y cuenta con una subescala de dos reactivos dirigidos a la función cognitiva (EORTC-CF), concretamente atención y memoria¹⁸. Por su parte, el Instrumento de Evaluación Funcional de la Terapia del Cáncer-Función Cognitiva (FACT-Cog, por sus siglas en inglés), que además de evaluar QCS en atención y memoria, también considera lenguaje, pensamiento y funcionamiento ejecutivo, evalúa en qué medida se afecta la calidad de vida¹⁹. Consta de cuatro subescalas y está validado en pacientes mexicanas con CaMa; cuenta con un alfa de Cronbach de 0.98²⁰.

A partir del FACT-Cog, el Sistema de Información de Medición de Resultados Notificados por el Paciente (PROMIS, por sus siglas en inglés) creó un banco de 34 reactivos para medir la función cognitiva en diferentes padecimientos²¹, los cuales sirvieron para construir el PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8), que consta de ocho reactivos²². Diferentes investigaciones han reportado adecuadas propiedades psicométricas del SF-8. En un estudio realizado con pacientes con cáncer obtuvo un índice de consistencia interna de 0.96, así como una correlación de -0.421 con la Escala del Trastorno de Ansiedad Generalizada (GAD-7, por sus siglas en inglés), de -0.617 con el Cuestionario sobre la Salud del Paciente (PHQ-9, por sus siglas en inglés), de -0.689 con el Perfil del Estado de Ánimo (POMS, por sus siglas en inglés) y de 0.765 con EORTC-CF²³. Por otra parte, en pacientes con esclerosis múltiple se determinó un alfa de Cronbach de 0.97 y correlaciones moderadas con síntomas de depresión ($r: 0.541$) y barreras en la promoción de la salud ($r: 0.500$)²⁴. En estos

pacientes, Stuijbergen et al.²⁵ observaron una fiabilidad test/retest a los dos meses de $r: 0.80$.

Un instrumento breve como el SF-8 resulta fácil de integrar en la práctica clínica cotidiana de los centros oncológicos, pues su uso, calificación e interpretación es sencilla, además tiene el potencial de validar los síntomas de los pacientes y ofrece una oportunidad para que reciban atención especializada²⁶. Asimismo, la evaluación y el manejo sistemático de los síntomas ha mostrado ser un elemento esencial de la atención del cáncer, pues existen reportes de que el monitoreo sistemático de las QCS mejora la comunicación entre pacientes y el equipo de salud y aumenta la satisfacción con los servicios de atención²⁷.

El SF-8 es un instrumento muy breve, de fácil administración, válido y confiable que permite obtener una medida rápida de las QCS en pacientes con cáncer y otros padecimientos, por lo que puede utilizarse en contextos clínicos y de investigación. Este instrumento aun no se encuentra validado en México, por lo que el objetivo de este estudio es determinar las propiedades psicométricas del SF-8 versión en español en un grupo de pacientes mexicanos con cáncer.

Método

Diseño de estudio

Se utilizó un diseño instrumental, no experimental y transversal²⁸. Se hizo uso de consentimiento informado, donde se explicaron los objetivos del estudio, la participación anónima y voluntaria, así como el manejo confidencial de los datos.

Participantes

Se incluyeron 200 participantes con cáncer, en su mayoría provenientes de una asociación civil que cuenta con redes de trabajo y apoyo en diferentes ciudades del país. El tamaño de la muestra se estableció de acuerdo con la recomendación de Ferrando y Anguiano-Carrasco²⁹, quienes mencionan que para llevar análisis factorial la muestra debe ser al menos $N = 200$. El muestreo fue no probabilístico por conveniencia, con los siguientes criterios de inclusión: a) personas mexicanas con diagnóstico de cáncer; b) cualquier estadio; c) en tratamiento activo o seguimiento; d) 18 años o más, y e) que aceptaran participar por medio de consentimiento informado. El criterio de exclusión fue que tuvieran alguna dificultad lectora que les impidiera contestar el instrumento. Finalmente, el criterio de

eliminación fue que durante el llenado decidieran no seguir participando en el estudio.

Instrumentos

PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8), versión en español

Instrumento breve que mide QCS en un periodo de siete días previos a su llenado. Consta de ocho reactivos y cinco opciones que puntúan del 5 al 1: correspondiendo la puntuación 5 a «nunca», la puntuación 4 a «rara vez (una vez)», la puntuación 3 a «algunas veces (2 o 3 veces)», la puntuación 2 a «a menudo (como una vez al día)» y la puntuación 1 a «muy a menudo (varias veces al día)»²². La versión original cuenta con un alfa de Cronbach de 0.96.

Subescala «Efectos sobre la calidad de vida» del FACT-Cog

Esta subescala consta de cuatro reactivos, y cada uno se puntúa de 0 a 4, correspondiendo la puntuación 0 a «nada», 1 a «un poco», 2 a «algo», la puntuación 3 a «mucho» y 4 a «muchísimo»¹⁹. La versión original cuenta con valores alfa de Cronbach de entre 0.92 y 0.94, mientras que en la versión validada en México en pacientes con CaMa, el alfa de Cronbach es de 0.95²⁰. A mayor puntaje obtenido, menor calidad de vida.

Procedimiento

Juicio por expertos

Se utilizó la versión en español, traducida del inglés por los autores originales. Se llevó a cabo un juicio por expertos conformado por ocho psicólogos clínicos con grado de licenciatura y doctorado y con experiencia en el manejo de pacientes oncológicos. Los reactivos se evaluaron en función de su pertinencia, redacción, lenguaje apropiado para la población, validez teórica, validez aparente y validez de contenido.

Las modificaciones principales se hicieron en la redacción de las instrucciones (se hizo más explícita la forma de respuesta), las opciones de respuesta (se eliminaron los términos «rara vez», «alguna vez», «a menudo» y «muy a menudo») y los reactivos 2, 3, 4, 5, 6, 7 y 8, los cuales presentaban problemas de sintaxis, tiempos verbales y palabras poco utilizadas en español de México.

Prueba piloto

Una vez hechas las modificaciones recomendadas por el grupo de expertos, se realizó una prueba piloto con una muestra de 14 pacientes con CaMa, con el objetivo de detectar palabras confusas o potencialmente ofensivas, así como problemas generales de comprensión de los reactivos por su longitud; también se evaluaron las instrucciones y las opciones de respuesta. Se les pidió a los pacientes que, en caso de detectar alguna dificultad con los reactivos, reformularan aquellos que consideraran confusos, y así mejorar la comprensión. Se eliminaron palabras de los reactivos 4 y 8, pues los complejizaban innecesariamente y dificultaban su comprensión.

Aplicación de instrumentos

La aplicación de los instrumentos se llevó a cabo de manera *online* por medio de un formulario en la plataforma GoogleForms®, el cual fue distribuido por los miembros de una Asociación Civil en distintas ciudades del país. Además de contener los ítems del SF-8 y la subescala «Efectos en la calidad de vida» del FACT-Cog, el formulario incluyó un cuestionario de datos sociodemográficos y el consentimiento informado, en el cual se explicó el objetivo de la investigación, el procedimiento a seguir (mencionando los instrumentos a responder), la duración de la participación (aproximadamente 10 minutos), beneficios potenciales de la investigación y la confidencialidad de los datos. Para que la plataforma permitiera la respuesta de los instrumentos, era necesario que se aceptara la participación en la investigación, de lo contrario se dirigía a otro apartado donde se daba por terminada su participación.

Análisis estadísticos

Se obtuvieron los estadísticos descriptivos de los datos sociodemográficos y clínicos de la muestra, y de los reactivos, además de análisis de discriminación. En este último caso se obtuvieron la distribución de frecuencias (aquellos que tuvieran más del 50% de las respuestas en una de las opciones sería descartado), puntajes de asimetría y curtosis (valores $> |1|$ mostrarían una distribución no normal²⁹), índices de correlación inter-reactivo (análisis de multicolinealidad para identificar reactivos redundantes (correlación > 0.85 ³⁰), índice de homogeneidad corregida (IHc), correlación reactivo-puntaje total de la escala eliminando del total el reactivo en cuestión (se descartarían aquellos con IHc < 0.35 ³¹) y la

discriminación de reactivos por medio de grupos extremos contrastados (cuartil 1 y 3), donde se comparan estos grupos en cada uno de los reactivos.

Se efectuó la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov con corrección de Lilliefors. En caso de que los datos no tuvieran distribución normal, se consideraría el índice máxima diferencia extrema absoluta (D) para examinar la magnitud del alejamiento de la distribución de los datos respecto de la distribución normal. Si $D < 0.30$ (alejamiento de pequeño a insignificante) se llevarían a cabo procedimientos paramétricos posteriores³².

Se llevó a cabo un análisis factorial exploratorio para probar la estructura del instrumento³³, utilizando el método de máxima verosimilitud con rotación promax, que se utiliza cuando los reactivos están asociados³⁴, esperando que la varianza explicada fuera mayor al 40% y que cada reactivo tuviera una carga factorial > 0.40 . Se obtuvo el coeficiente de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett. Para conocer la confiabilidad del instrumento se calculó el coeficiente alfa de Cronbach, cuyo valor debía ser > 0.80 ³⁵, y el índice omega de confiabilidad compuesta^{36,37}.

Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) para determinar el ajuste del modelo. Se analizaron los siguientes índices: cociente χ^2/df (CMIN/DF), índices comparativos CFI (*Comparative Fit Index*) y NFI (*Normed Fit Index*), índices de proporción de varianza GFI (*Goodness of Fit Index*) y AGFI (*Adjusted Goodness of Fit Index*) e índices de error SRMR (*Standardized Root Mean Square Residual*) y RMSEA (*Root Mean Square of Aproximation*). Se efectuaron los cambios propuestos en los índices de modificación (*Modification Indices*, MI) para mejorar el ajuste del modelo³⁸.

Por último, para obtener evidencias externas de validez concurrente se realizó correlación de Pearson con la subescala «Efectos en la calidad de vida» del FACT-Cog (esperando correlación > 0.30), pues se ha reportado una asociación negativa entre calidad de vida y QCS³⁹. Los análisis se realizaron en los programas SPSS y AMOS, ambos en su versión 24.

Resultados

Datos sociodemográficos

De las 200 personas con cáncer que participaron en esta investigación, el 84.5% fueron mujeres, con un promedio de edad de 46.34 años (desviación estándar [DE]: 11.54), mínimo 19, máximo 82); el 49.5% tenía estudios de licenciatura y el 32% de ellos eran

Tabla 1. Datos sociodemográficos de la muestra

| Característica | f | % | Característica | f | % |
|---|-----|------|--------------------------------|-----|------|
| Sexo | | | Tipo de cáncer | | |
| Mujer | 169 | 84.5 | Tiroides | 78 | 39.0 |
| Hombre | 31 | 15.5 | Mama | 52 | 26.0 |
| Estado civil | | | Otro | 26 | 13.0 |
| Casado (a) | 89 | 44.5 | Ovario | 8 | 4.0 |
| Soltero (a) | 61 | 30.5 | Testicular | 8 | 4.0 |
| Divorciado (a)/separado (a) | 27 | 13.5 | Cervicouterino | 7 | 3.5 |
| Unión libre | 17 | 8.5 | Linfoma no Hodgkin | 6 | 3.0 |
| Viudo | 6 | 3.0 | Colorrectal | 6 | 3.0 |
| Escolaridad | | | Linfoma de Hodgkin | 5 | 2.5 |
| Licenciatura | 99 | 49.5 | Próstata | 3 | 1.5 |
| Bachillerato/profesional técnico | 46 | 23 | Pulmón | 1 | 0.5 |
| Posgrado | 45 | 22.5 | Estadio de diagnóstico | | |
| Secundaria | 7 | 3.5 | Desconoce | 67 | 33.5 |
| Otro | 2 | 1.0 | II | 49 | 24.5 |
| Primaria | 1 | 0.5 | IV | 34 | 17.5 |
| Ocupación | | | IV | 34 | 17.5 |
| Profesionista | 64 | 32.0 | III | 29 | 14.5 |
| Empleado | 51 | 25.5 | Recibe tratamiento actualmente | | |
| Hogar | 50 | 25.0 | No | 148 | 74.0 |
| Jubilado | 17 | 8.5 | Sí | 52 | 26.0 |
| Comerciante | 10 | 5.0 | Tipo de tratamiento actual | | |
| Estudiante | 5 | 2.5 | Yodo radioactivo | 18 | 9.0 |
| Obrero/técnico | 3 | 1.5 | Quimioterapia | 15 | 7.5 |
| Atención de salud mental | | | Hormonoterapia | 10 | 5.0 |
| No | 116 | 58.0 | Radioterapia | 3 | 1.5 |
| Sí | 84 | 42.2 | Otro | 3 | 1.5 |
| Tipo de atención de salud mental recibida | | | Cirugía | 1 | 0.5 |
| Psicología | 50 | 25.0 | Inmunoterapia | 1 | 0.5 |
| Psicología y psiquiatría | 24 | 12.0 | Desconoce | 1 | 0.5 |
| Psiquiatría | 8 | 4.0 | | | |
| Otro | 1 | 0.5 | | | |

f: frecuencia.

profesionistas. El diagnóstico oncológico más frecuente fue cáncer de tiroides (39%), seguido de mama (26%). El promedio de años de diagnóstico fue de 6.94 (DE: 6.56); el 33.5% de las personas desconocía el estadio

clínico de diagnóstico, mientras que el 24% fue diagnosticado en estadio II. En cuanto al tratamiento oncológico, solo el 26% se encontraba recibiendo tratamiento, siendo el más frecuente yodo radioactivo (9%) (Tabla 1).

Tabla 2. Porcentajes de cada una de las opciones de respuesta de los reactivos del PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8), índices de asimetría y curtosis, correlación inter-reactivo, índices de homogeneidad corregida y discriminación por grupos extremos

| Reactivos | Opciones de respuesta (%) | | | | | Asimetría | Curtosis | Corr. inter-reactivo | IHc | Grupos extremos p < 0.05 |
|--|---------------------------|------|------|------|-----|-----------|----------|----------------------|------|-----------------------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | | | | | |
| SF1 He pensado con lentitud | 34.5 | 30.5 | 21.5 | 10.0 | 3.5 | 0.69 | -0.33 | 0.77 | 0.78 | 0.001 |
| SF2 Parece como si mi cerebro no funcionara tan bien como siempre | 38.5 | 22.0 | 22.5 | 12.5 | 4.5 | 0.60 | -0.72 | 0.76 | 0.83 | 0.001 |
| SF3 He tenido que esforzarme más de lo normal para seguir el hilo de lo que estoy haciendo | 33.0 | 29.5 | 26.0 | 10.0 | 1.5 | 0.48 | -0.63 | 0.83 | 0.88 | 0.001 |
| SF4 He tenido problemas para alternar entre distintas actividades que requieren pensar | 41.0 | 30.0 | 19.0 | 7.5 | 2.5 | 0.87 | 0.03 | 0.82 | 0.85 | 0.001 |
| SF5 He tenido problemas para concentrarme | 29.0 | 29.0 | 25.0 | 10.0 | 7.0 | 0.59 | -0.48 | 0.85 | 0.87 | 0.001 |
| SF6 Me he tenido que esforzar mucho para poner atención, de lo contrario cometo errores | 36.0 | 31.5 | 18.0 | 9.5 | 5.0 | 0.82 | -0.16 | 0.85 | 0.90 | 0.001 |
| SF7 He tenido problemas para formar mis pensamientos | 46.0 | 30.0 | 15.5 | 6.5 | 2.0 | 1.05 | 0.45 | 0.80 | 0.84 | 0.001 |
| SF8 He tenido problemas para hacer sumas y/o restas mentalmente | 50.0 | 27.0 | 12.5 | 10.0 | 0.5 | 1.03 | -0.06 | 0.71 | 0.67 | 0.001 |

IHc: índice de homogeneidad corregida.

Discriminación de reactivos

No se eliminó ningún reactivo con los procedimientos de discriminación (distribución de frecuencias, asimetría y curtosis, índices de correlación inter-reactivo, IHc y grupos extremos contrastados). En la [tabla 2](#) se muestran los resultados obtenidos.

El porcentaje de respuesta más alto correspondió al reactivo «SF8 He tenido problemas para hacer sumas y/o restas mentalmente», con un 50%. El valor de asimetría de este reactivo y de «SF7 He tenido problemas para formar mis pensamientos» sobrepasaron el valor máximo de |I| (1.03 y 1.05 respectivamente), indicando que la distribución de los datos no es normal. Por su parte, la correlación inter-reactivo de «SF5 He tenido problemas para concentrarme» y «SF6 Me he tenido que esforzar mucho para poner atención, de lo contrario cometo errores» se encontraron en el límite aceptado de 0.85, por lo que se asumió que los reactivos no son redundantes. Los IHc estuvieron por encima de 0.35. Finalmente, los valores de la prueba t para probar la diferencia entre los puntajes totales de la escala para

grupos extremos (cuartiles 1 y 3) resultaron significativos ($p < 0.05$).

La prueba de Kolmogorov-Smirnov con corrección de Lilliefors mostró una significancia de $p < 0.05$, por lo que se asumió que la distribución de los datos muestrales no sigue parámetros de normalidad, sin embargo, el índice de máxima diferencia extrema absoluta obtuvo valores que oscilaron entre 0.199 y 0.307, indicando un alejamiento de insignificante a pequeño de la distribución normal, por lo que se decidió llevar a cabo análisis paramétricos.

Estructura factorial

El instrumento obtuvo un KMO de 0.941, con significancia de $p < 0.001$ en la prueba de esfericidad de Bartlett, con correlaciones entre reactivos que oscilaron entre 0.56 y 0.85. El análisis factorial exploratorio con método de máxima verosimilitud y rotación promax arrojó la existencia de un factor, con una varianza total explicada del 73.27%. Asimismo, el índice de consistencia interna alfa de Cronbach obtenido fue $\alpha = 0.99$,

Tabla 3. Estructura factorial del PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8), cargas factoriales, varianza explicada y consistencia interna

| Reactivo | Carga factorial | Varianza explicada | Alfa de Cronbach |
|--|-----------------|--------------------|------------------|
| SF1 He pensado con lentitud | 0.793 | 73.279% | $\alpha = 0.955$ |
| SF2 Parece como si mi cerebro no funcionara tan bien como siempre | 0.840 | | |
| SF3 He tenido que esforzarme más de lo normal para seguir el hilo de lo que estoy haciendo | 0.906 | | |
| SF4 He tenido problemas para alternar entre distintas actividades que requieren pensar | 0.882 | | |
| SF5 He tenido problemas para concentrarme | 0.913 | | |
| SF6 Me he tenido que esforzar mucho para poner atención, de lo contrario cometo errores | 0.922 | | |
| SF7 He tenido problemas para formar mis pensamientos | 0.871 | | |
| SF8 He tenido problemas para hacer sumas y/o restas mentalmente | 0.697 | | |

Tabla 4. Índices de ajuste obtenidos en cada uno de los modelos probados

| Modelo | Ajustes realizados, sugeridos por los MI | Índices | | | | | | |
|------------------------|--|--------------------|-------|-------|-------|-------|--------|------------------------|
| | | CMIN/DF | CFI | NFI | GFI | AGFI | SRMR | RMSEA |
| 1 Estructura factorial | ----- | 3.291 (p=0.000) | 0.972 | 0.960 | 90.27 | 0.869 | 0.0271 | 0.107 (0.079-0.137) |
| 2 | Asociación entre e1 y e2 | 2.202 (p=0.002) | 0.986 | 0.974 | 0.953 | 0.910 | 0.0204 | 0.078 (0.046-0.110) |
| 3 | Asociación entre e1 y e2, e6 y e8 | 1.265 (p=0.200) | 0.997 | 0.986 | 0.971 | 0.942 | 0.0164 | 0.036 (0.024-0.077) |
| 4 | Asociación entre e1 y e2, e5 y e8, e6 y e8 | 0.798 (p=0.697) | 1.0 | 0.992 | 0.983 | 0.965 | 0.0127 | 0.000 (0.000-0.050) |

MI: índice de modificación; e1: error residual 1; e2: error residual 2; e5: error residual 5; e6: error residual 6; e8: error residual 8; CMIN/DF: razón de chi-cuadrada sobre los grados de libertad; CFI: índice de ajuste comparativo; NFI: índice de ajuste normado; GFI: índice de bondad de ajuste; AGFI: índice de bondad de ajuste ajustado; SRMR: residual medio cuadrático estandarizado; RMSEA: error cuadrático medio de aproximación por grado de libertad.

mientras que el índice de confiabilidad compuesta fue $\omega = 0.95$ (Tabla 3).

Análisis factorial confirmatorio

Se llevó a cabo el AFC para evaluar el ajuste del modelo obtenido. Los índices de modificación marcaron establecer covarianzas entre residuales, de manera que se probaron distintos modelos de covarianza entre ellos, los cuales se pueden observar en la tabla 4.

El modelo 3 fue el que mostró los ajustes más adecuados. Los coeficientes factoriales estandarizados con los índices de ajuste obtenidos resultaron satisfactorios: $\chi^2(18) = 22.765$; CMIN/DF = 1.265; CFI = 0.997;

NFI = 0.986; GFI = 0.971; AGFI = 0.942; SRMR = 0.0164; RMSEA = 0.036 (0.000, -0.077) ($p < 0.001$). Las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas y altas (λ estandarizadas entre 0.77 y 0.92, $p < 0.001$). Este modelo aparece en la figura 1, donde se muestran los coeficientes factoriales estandarizados con los índices de ajuste obtenidos.

Validez concurrente

Para el análisis de validez concurrente se utilizaron los puntajes totales del SF-8 y la subescala de «Efecto en la calidad de vida» del FACT-Cog. Se obtuvo una correlación significativa, positiva y moderada ($r: 0.69$; $p < 0.001$).

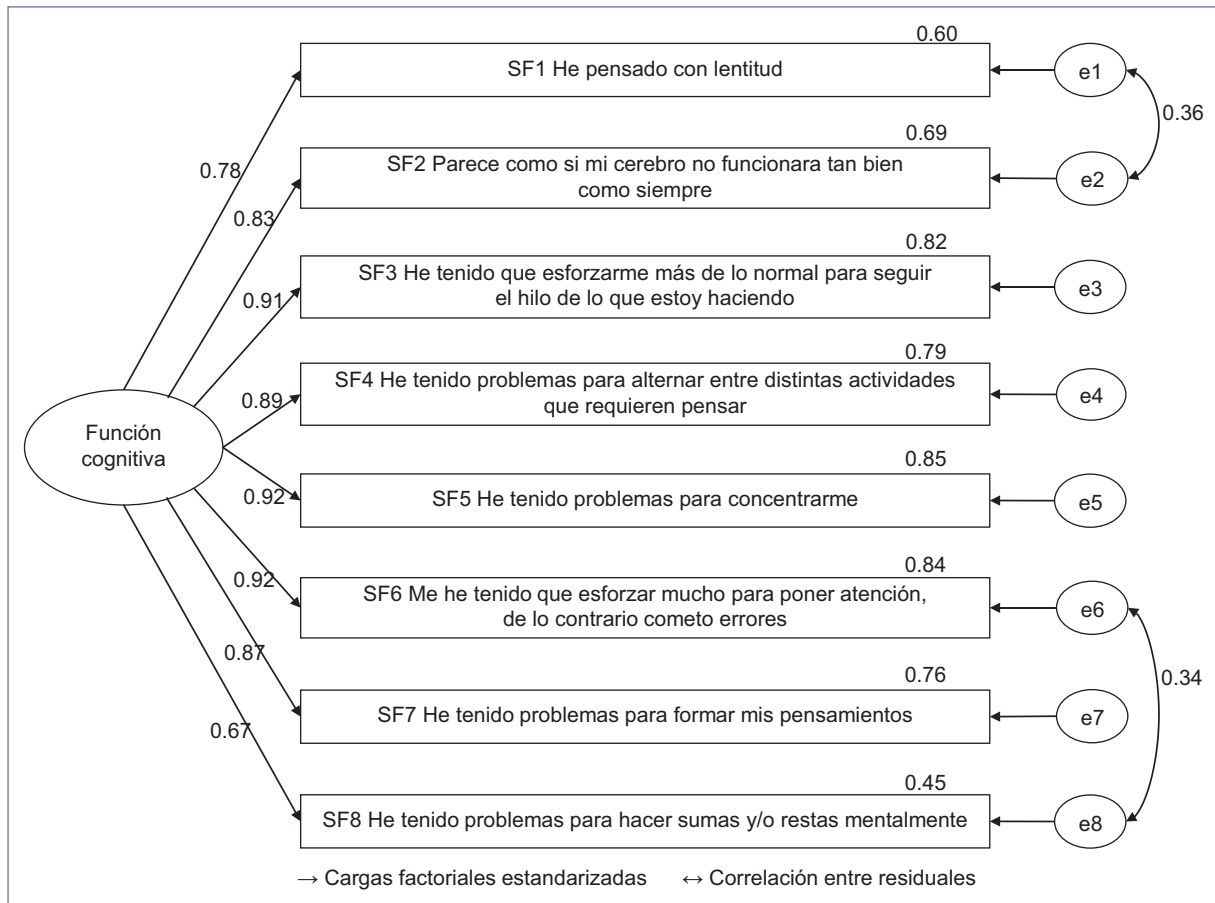


Figura 1. Modelo factorial obtenido del análisis factorial confirmatorio del PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8).

Discusión

En años recientes, las QCS en pacientes con cáncer han tomado importancia, pues afectan la calidad de vida en aquellos que han recibido tratamiento oncológico⁴⁰. Por tal motivo, es necesario contar con instrumentos válidos, confiables, de fácil administración y calificación para que los pacientes sean canalizados a servicios de atención neuropsicológica. Por ello el objetivo de este estudio fue analizar las propiedades psicométricas del instrumento PROMIS® v2.0 Función Cognitiva Forma Breve (SF-8), versión en español, en un grupo de pacientes mexicanos con cáncer.

Los valores de la prueba KMO y de esfericidad de Bartlett mostraron ser adecuados para poder llevar cabo un análisis factorial exploratorio, donde se obtuvieron cargas factoriales altas y medias, una varianza total explicada superior al 70%, y distribución unifactorial de los reactivos, con correlaciones medias-altas entre ellos. Lo anterior concuerda con el estudio

realizado por Fieo et al.⁴¹, quienes reportaron la misma distribución de los reactivos, con varianza total explicada de 90.6.

Por otra parte, el índice de consistencia interna obtenido fue $\alpha = 0.99$, valor similar al reportado en estudios previos con pacientes con esclerosis múltiple ($\alpha = 0.94^{25}$, $\alpha = 0.97^{24}$), cáncer en general ($\alpha = 0.975^{37}$), leucemia linfocítica crónica ($\alpha = 0.96^{23}$) y población general ($\alpha = 0.95^{41}$). En cuanto al índice de confiabilidad compuesta, el obtenido en este estudio fue $\omega = 0.95$, ligeramente más bajo que el obtenido por Fieo et al.⁴¹, con un valor de $\omega = 0.98$. Estos índices demuestran la alta confiabilidad del SF-8.

En cuanto al AFC, los resultados corroboraron la estructura unifactorial, con cargas factoriales altas (entre 0.77 y 0.92) e índices de ajuste excelentes. Lo anterior fue similar a los resultados hallados en un estudio previo, donde los autores reportaron, en particular, un CFI

= 0.995 y RMSEA = 0.050, además de cargas factoriales estandarizadas entre 0.94 y 0.97⁴².

Finalmente, la validez teórica se estimó mediante la correlación con la subescala «Efecto en la calidad de vida» del FACT-Cog, la cual mostró una correlación positiva y moderada significativa. Esto se ha observado en estudios sobre QCS en pacientes con cáncer, es decir, pacientes con mayores quejas subjetivas presentan mayor efecto negativo en la calidad de vida⁴³.

El uso de instrumentos de autorreporte breves como el SF-8 resultan relevantes en la práctica clínica en centros oncológicos, pues su aplicación se torna amigable en pacientes a quienes no se les pueden realizar evaluaciones más largas; además brindan información sobre dificultades en las actividades cotidianas, dado que las afectaciones en la funcionalidad diaria están asociadas a cambios en la función cognitiva⁴⁴. En este sentido, los instrumentos válidos y confiables como el SF-8 representan una primera aproximación a la función cognitiva, dado que proporcionan información sobre síntomas que aquejan a los pacientes.

Dentro de las limitaciones del presente estudio se encuentra que la validez externa podría estar comprometida por tratarse de una muestra por conveniencia, pues sus características sociodemográficas limitan la generalización de los datos a otras poblaciones. Por otra parte, la heterogeneidad de la muestra podría considerarse una limitación, sin embargo autores como Beard y Björgevinsson⁴⁵ mencionan que en los escenarios clínicos reales el trabajo diario involucra poblaciones heterogéneas, con características sociodemográficas y socioeconómicas varias, por lo que sería deseable validar instrumentos con muestras heterogéneas. No obstante, también es cierto que se requieren muestras amplias. Por tal motivo, se sugiere que en futuras investigaciones se amplíe la muestra y se obtenga por medio de otras formas de muestreo en escenarios clínicos y de investigación para probar su utilidad, en diferentes situaciones y circunstancias.

En conclusión, el SF-8 fue adaptado culturalmente y presentó adecuadas propiedades psicométricas en términos de validez y confiabilidad, además de una estructura unifactorial, corroborada por el AFC, con ajustes excelentes, lo que hace de él un instrumento adecuado para medir la función cognitiva en pacientes mexicanos con cáncer. Dadas sus características psicométricas y su facilidad de aplicación e interpretación, se recomienda su uso, pues al ser un instrumento breve, su incorporación a evaluaciones médicas o a protocolos de investigación se facilita significativamente.

Contar con un instrumento breve, válido y confiable resulta beneficioso, ya que permite al médico oncólogo identificar síntomas cognitivos, monitorear su evolución y, en caso de considerarlo necesario, referir a estos pacientes con el profesional de la salud indicado para que reciban atención integral.

Financiamiento

Astrid Ximena Romero-Hernández, alumna del Programa de Doctorado en Psicología de la Universidad Nacional Autónoma de México, agradece al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT) por la beca otorgada, con el registro 697405.

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener conflicto de intereses.

Responsabilidades éticas

Protección de personas y animales. Los autores declaran que para esta investigación no se han realizado experimentos en seres humanos ni en animales.

Confidencialidad de los datos. Los autores declaran que han seguido los protocolos de su centro de trabajo sobre la publicación de datos de pacientes.

Derecho a la privacidad y consentimiento informado. Los autores han obtenido el consentimiento informado de los pacientes y/o sujetos referidos en el artículo. Este documento obra en poder del autor de correspondencia.

Bibliografía

1. Ferlay J, Ervik M, Lam F, Colombet M, Mery L, Piñeros M, et al. Global Cancer Observatory: All cancers [Internet]. Lyon, France: International Agency for Research on Cancer; 2020 [acceso: 21 de septiembre de 2021]. Disponible en: <https://gco.iarc.fr/today/data/factsheets/cancers/39-All-cancers-fact-sheet.pdf>
2. Ferlay J, Ervik M, Lam F, Colombet M, Mery L, Piñeros M, et al. Global Cancer Observatory: All cancers [Internet]. Lyon, France: International Agency for Research on Cancer; 2020 [acceso: 17 de septiembre de 2021]. Disponible en: <https://gco.iarc.fr/today/data/factsheets/populations/484-mexico-fact-sheets.pdf>
3. Maffuz-Aziz A, Labastida-Almendaro S, Sherwell-Cabello S, Ruvalcaba-Limón E, Domínguez-Reyes CA, Tenorio-Torres JA, et al. Supervivencia de pacientes con cáncer de mama. Análisis por factores pronóstico, clínicos y patológicos. *Ginecol Obstet Mex.* 2016;84(8):498-506.
4. Kohli S, Griggs JJ, Roscoe JA, Jean-Pierre P, Bole C, Mustian KM, et al. Self-reported cognitive impairment in patients with cancer. *J Oncol Pract.* 2007;3(2):54-9.
5. Rabin LA, Smart CM, Amariglio RE. Subjective cognitive decline in pre-clinical Alzheimer's disease. *Annu Rev Clin Psychol.* 2017;13:369-96.
6. de Ruiter MB, Reneman L, Boogerd W, Veltman DJ, van Dam FS, Nederveen AJ, et al. Cerebral hyporesponsiveness and cognitive impairment 10 years after chemotherapy for breast cancer. *Hum Brain Mapp.* 2011;32(8):1206-19.

7. Myers JS, Sousa VD, Donovan HS. Predictors of self-reported memory problems in patients with ovarian cancer who have received chemotherapy. *Oncol Nurs Forum*. 2010;37(5):596-603.
8. Areklett EW, Fagereng E, Bruheim K, Andersson S, Lindemann K. Self-reported cognitive impairment in cervical cancer survivors: A cross-sectional study. *Psychooncology*. 2022;31(2):298-305.
9. Skaali T, Fosså SD, Dahl AA. A prospective study of cognitive complaints in patients with testicular cancer. *Clin Genitourin Cancer*. 2011;9(1):6-13.
10. Vardy JL, Dhillon HM, Pond GR, Rourke SB, Bekele T, Renton C, et al. Cognitive function in patients with colorectal cancer who do and do not receive chemotherapy: A prospective, longitudinal, controlled study. *J Clin Oncol*. 2015;33(34):4085-92.
11. Jenkins A, Tree JJ, Thornton IM, Tales A. Subjective cognitive impairment in 55-65-year-old adults is associated with negative affective symptoms, neuroticism, and poor quality of life. *J Alzheimers Dis*. 2019;67(4):1367-78.
12. Hill NL, McDermott C, Mogle J, Munoz E, DePasquale N, Wion R, et al. Subjective cognitive impairment and quality of life: a systematic review. *Int Psychogeriatr*. 2017;29(12):1965-77.
13. Zeng Y, Cheng ASK, Song T, Sheng X, Zhang Y, Liu X, et al. Subjective cognitive impairment and brain structural networks in Chinese gynaecological cancer survivors compared with age-matched controls: a cross-sectional study. *BMC Cancer*. 2017;17(1):1-10.
14. Bell ML, Dhillon HM, Bray VJ, Vardy JL. Important differences and meaningful changes for the Functional Assessment of Cancer Therapy-Cognitive Function (FACT-Cog). *J Patient Rep Outcomes*. 2018;2(48).
15. Costa DSJ, Loh V, Birney DP, Dhillon HM, Fardell JE, Gessler D, et al. The structure of the FACT-Cog v3 in cancer patients, students, and older adults. *J Pain Symptom Manage*. 2018;55(4):1173-8.
16. Garcia-Placsek S, Eriksdotter M, Jelic V, Porta-Etessam J, Kåreholt I, Manzano S. Quejas cognitivas subjetivas: hacia una identificación precoz de la enfermedad de Alzheimer. *Neurología*. 2016;31(8):562-71.
17. Bray VJ, Dhillon HM, Vardy JL. Systematic review of self-reported cognitive function in cancer patients following chemotherapy treatment. *J Cancer Surviv*. 2018;12(4):537-59.
18. Aaronson NK, Ahmedzai S, Bergman B, Bullinger M, Cull A, Duez NJ, et al. The European Organization for Research and Treatment of Cancer QLQ-C30: a quality-of-life instrument for use in international clinical trials in oncology. *J Natl Cancer Inst*. 1993;85(5):365-76.
19. Wagner L, Sweet J, Butt Z, Lai JS, Cella D. Measuring patient self-reported cognitive function: development of the functional assessment of cancer therapy-cognitive function instrument. *J Support Oncol*. 2009;6:W32-W39.
20. Vázquez L, Galindo O, Bargalló E, Lerma A, Cabrera P, Méndez K, et al. Propiedades psicométricas del Instrumento de Evaluación de Funcionalidad en Tratamiento para el Cáncer - Función Cognitiva (FACT-COG) en pacientes mexicanas con cáncer de mama. *Psicooncología*. 2019;16(2):357-73.
21. Cella D, Yount S, Rothrock N, Gershon R, Cook K, Reeve B, et al.; PROMIS Cooperative Group. The Patient-Reported Outcomes Measurement Information System (PROMIS): progress of an NIH Roadmap cooperative group during its first two years. *Med Care*. 2007;45(5 Suppl 1):S3-S11.
22. Lai JS, Wagner LI, Jacobsen PB, Cella D. Self-reported cognitive concerns and abilities: two sides of one coin? *Psychooncology*. 2014;23(10):1133-41.
23. Valentine TR, Weiss DM, Jones JA, Andersen BL. Construct validity of PROMIS® Cognitive Function in cancer patients and noncancer controls. *Health Psychol*. 2019;38(5):351-8.
24. Becker H, Stuijbergen A, Lee H, Kullberg V. Reliability and validity of PROMIS cognitive abilities and cognitive concerns scales among people with multiple sclerosis. *Int J MS Care*. 2014;16(1):1-8.
25. Stuijbergen AK, Becker H, Perez F, Morison J, Kullberg V, Todd A. A randomized controlled trial of a cognitive rehabilitation intervention for persons with multiple sclerosis. *Clin Rehabil*. 2012;26(10):882-93.
26. Fardell JE, Bray V, Bell ML, Rabe B, Dhillon H, Vardy JL. Screening for cognitive symptoms among cancer patients during chemotherapy: sensitivity and specificity of a single item self-report cognitive change score. *Psychooncology*. 2022;31(8):1294-301.
27. Tran TXM, Park J, Lee J, Jung YS, Chang Y, Cho H. Utility of the Patient-Reported Outcomes Measurement Information System (PROMIS) to measure primary health outcomes in cancer patients: a systematic review. *Support Care Cancer*. 2021;29(4):1723-39.
28. Ato M, López J, Benavante A. Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *An Psicol*. 2013;29(3):1038-59.
29. Ferrando PJ, Anguiano-Carrasco C. El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*. 2010;31(1):18-33.
30. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. Nueva York: Guilford Press; 2011.
31. Schmeiser CB, Welch C. Test development. En: Brennan RL, editor. *Educational measurement*. Westport, CT: American Council on Education/Praeger; 2006. pp. 307-53.
32. Domínguez-Lara S. Magnitud del efecto para pruebas de normalidad en investigación en salud. *Investigación en Educación Médica*. 2018;7(27):92-3.
33. Thompson B. Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications. Washington D. C.: American Psychological Association; 2004.
34. Lloret-Segura S, Ferreres-Traver A, Hernández-Baeza A, Tomás-Marco I. El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *An Psicol*. 2014;30(3):1151-69.
35. DeVellis RF. Scale development: Theory and applications. North Carolina: SAGE; 2016.
36. McDonald RP. Test theory: A unified treatment. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates; 1999.
37. Dunn TJ, Baguley T, Brunsden V. From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *Br J Psychol*. 2014;105(3):399-412.
38. Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 1999;6(1):1-55.
39. Crouch A, Champion VL, von Ah D. Comorbidity, cognitive dysfunction, physical functioning, and quality of life in older breast cancer survivors. *Support Care Cancer*. 2022;30:359-66.
40. Vega JN, Dumas J, Newhouse PA. Self-reported chemotherapy-related cognitive impairment compared with cognitive complaints following menopause. *Psychooncology*. 2018;27(9):2198-2205.
41. Fieo R, Ocepek-Welikson K, Kleinman M, Eimicke JP, Crane PK, Cella D, et al. Measurement equivalence of the Patient Reported Outcomes Measurement Information System® (PROMIS®) Applied Cognition-General Concerns, short forms in ethnically diverse groups. *Psychol Test Assess Model*. 2016;58(2):255-307.
42. Iverson GL, Marsh JM, Connors EJ, Terry DP. Normative reference values, reliability, and item-level symptom endorsement for the PROMIS® v2.0 Cognitive Function-Short Forms 4a, 6a and 8a. *Arch Clin Neuropsychol*. 2021;36(7):1341-49.
43. Hill NL, McDermott C, Mogle J, Munoz E, DePasquale N, Wion R, et al. Subjective cognitive impairment and quality of life: a systematic review. *Int Psychogeriatr*. 2017;29(12):1965-77.
44. Bonilla J, Rodríguez R, Trujillo PA, González AP, Gonzalez A. Desempeño cognitivo en pacientes con cáncer de mama tratadas con quimioterapia. *Gac Mex Oncol*. 2016;15(4):199-206.
45. Beard C, Björgvinsson T. Beyond generalized anxiety disorder: psychometric properties of the GAD-7 in a heterogeneous psychiatric sample. *J Anxiety Disord*. 2014;28(6):547-52.