

VALIDEZ TRANSCULTURAL DEL "CUESTIONARIO DE QUEJAS DE MEMORIA EN LA VIDA COTIDIANA" (MFE-30): FIABILIDAD Y ANÁLISIS DE FACTORES EN POBLACIÓN VENEZOLANA

Oscar Eduardo Terán-Mendoza¹, Norelis Josefina Mendoza², Javier Ignacio Martínez-Rodríguez³, José María Ruiz-Sánchez de León⁴, Leomari Coromoto Mendoza-Caripá¹ y Daniel Enrique Silva-Gasch¹

¹*Universidad Centroccidental Lisandro Alvarado (Venezuela);*

²*Universidad del Bío-Bío (Chile);* ³*Centro de Atención Psicológica KLUBO (Ecuador);*

⁴*Universidad Complutense de Madrid (España)*

Resumen

Las quejas de memoria son un motivo de consulta recurrente en adultos jóvenes y mayores que acuden a centros asistenciales y deberían ser evaluadas con instrumentos que muestren propiedades psicométricas óptimas. El "Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana" (MFE-30) permite medir los olvidos y errores que las personas perciben diariamente; sin embargo no existen informes de sus propiedades psicométricas en el contexto latinoamericano. El objetivo de este estudio fue analizar la fiabilidad y validez del instrumento en población venezolana. Se llevó a cabo un análisis exploratorio en una muestra compuesta por personas de población general y problemas de adicción a sustancias ($n= 300$) y el análisis confirmatorio en una muestra de estudiantes universitarios ($n= 303$). Los resultados reflejan una estructura de tres dimensiones que explican el 48,5% de la varianza. Se observan buenos indicadores de fiabilidad ($\alpha= 0,92$), correlaciones significativas con pruebas de despistaje cognitivo y capacidad para discriminar entre grupos. En conclusión, puede considerarse como una medida válida y fiable, permitiendo su uso emergente a nivel clínico y de investigación.

PALABRAS CLAVE: quejas de memoria, cribado, análisis factorial, deterioro cognitivo, adicción.

Abstract

Memory complaints are a reason for recurring consultation both among young adults and older adults who attend health centers, therefore they should be evaluated with instruments that show optimal psychometric properties. The Memory Failures Everyday Questionnaire (MFE-30) allows measuring the forgetfulness and mistakes that people perceive daily; however there are no reports of its psychometric properties in the Latin American context. The aim of this study was to analyze the reliability and validity of the instrument in Venezuelan population. An exploratory analysis was carried out in a sample

composed of general population and individuals with substance addiction problems ($n= 300$); and a confirmatory analysis was made in a sample of university students ($n= 303$). The results reflect a three-dimensional structure that explains 48.5% of the variance. Good indicators of reliability are observed ($\alpha=.92$), significant correlations with cognitive screening tests and ability to discriminate between groups. In conclusion, it can be considered as a valid and reliable measure, allowing its emergent use at clinical and research level.

KEY WORDS: *memory complaints, screening, factor analysis, cognitive impairment, addiction.*

Introducción

Las quejas subjetivas de memoria (QSM) representan la expresión de los olvidos, errores y despistes que la persona percibe a diario en sus actividades cotidianas. Estas quejas han sido objeto de interés para las neurociencias, la atención clínica y la salud pública ya que podrían tener un papel importante como predictor de evolución a deterioro cognitivo leve (DCL) y demencias, en especial la enfermedad de Alzheimer (Luck *et al.*, 2014; Sales, Redondo, Mayordomo, Satorres y Melendez, 2016).

Las mismas tienden a presentarse con frecuencia en personas mayores, sin embargo, también se han venido informando como motivo de consulta recurrente en la atención de los adultos jóvenes (Pellicer, Mirete, Molina y Soto, 2014), con la particularidad de que en estos no suelen asociarse a resultados deficientes en las pruebas objetivas de memoria (Mías, Luque, Bastidas y Correché, 2015). El hecho de que las quejas de memoria no se validen claramente en la evaluación clínica conlleva a que en ocasiones se realicen estudios innecesarios a los pacientes por ende, es imprescindible llevar a cabo un proceso de evaluación adecuado con instrumentos válidos y fiables (Perrotte *et al.*, 2017).

Existen pocos instrumentos -sobre todo en español- que permitan medir la amplitud de los fallos de memoria en la vida cotidiana de las personas y que además, puedan ser utilizados en la atención primaria junto con otras pruebas de cribado (*screening*) inicial a partir del cual sea posible tomar decisiones sobre la aplicación de pruebas neuropsicológicas más robustas (Lozoya, Ruiz y Pedrero, 2012). Por otro lado, representaría una herramienta al momento de establecer planes de rehabilitación cognitiva fundamentados en las implicaciones que los déficits memorísticos tengan en las actividades cotidianas del usuario, para posteriormente evaluar los avances de los mismos (Olazarán, 2011).

Dentro de los instrumentos en idioma español para medir las QSM se encuentran el "Autoinforme de memoria para ancianos" (AMA; Fernández Ballesteros, Izal y Montorio, 1991), compuesto por 21 ítems el cual se responde en una escala con tres posibilidades de respuesta "frecuentemente", "alguna vez" y "raramente"; el "Cuestionario de olvidos cotidianos (COC; Benedet y Seisdedos, 1996), con 68 preguntas agrupadas en 10 apartados y el "Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana" (*Memory Failures Everyday*, MFE; Sunderland, Harris y Gleave, 1984) compuesto originalmente por 28 ítems derivados de una lista inicial de 35, que se puntuaba en una escala Likert de nueve puntos. Su

validación en español fue realizada por García y Sánchez-Canovas (1994), posteriormente se le realizó una modificación en la escala de puntuación pasando de nueve a tres opciones de respuesta (Montejo, Montenegro, Reinoso, de Andrés y Claver, 2003). Utilizando esta versión del cuestionario se han publicado durante los últimos años datos normativos para personas mayores (Montejo, Montenegro, Sueiro y Fernández, 2011), estudios de estabilidad temporal y relación entre los sistemas de puntuación (Montejo, Montenegro y Sueiro, 2012a), datos normativos para adultos jóvenes (Montejo, Montenegro y Sueiro, 2012b) y, más recientemente, un análisis factorial obteniendo una estructura de tres factores denominados "Recuerdo de actividades", "Reconocimiento" y "Monitorización de la comunicación" (Montejo, Montenegro, Sueiro y Huertas, 2014).

Una adaptación reciente del MFE, denominada MFE-30, fue llevada a cabo en España por Lozoya *et al.* (2012), quienes realizaron modificaciones en la redacción de los ítems llevándolos a primera persona. Además, unificaron los ítems 25 y 26 de la versión original dado que ambos medían la desorientación espacial y agregaron tres preguntas al cuestionario basados en los informes que recibían en su consulta clínica. Asimismo, fue modificado el sistema de puntuación de nueve a cinco opciones de respuesta (de 0= "nunca o casi nunca" a 4= "siempre o casi siempre"). En dicho estudio, el análisis factorial sugirió que se trata de un instrumento unidimensional; proponen que lo que se ha venido denominando como quejas de memoria en realidad hace referencia a quejas cognitivas en general, puesto que varios de los ítems suponen otros procesos cognitivos además de la memoria como la percepción, la atención, el lenguaje o la planificación.

El MFE-30 es un instrumento que no solo se ha aplicado a personas mayores, sino también en el estudio del daño cerebral adquirido (Ruiz *et al.*, 2015), deterioro cognitivo (Alegret *et al.*, 2015), adultos jóvenes aparentemente sanos (Pedrero y Ruiz, 2013) y en personas con problemas de adicción a sustancias (Terán, Sira, Arroyo y Guerrero, 2016), siendo una herramienta breve que permite conocer la fenomenología del paciente con relación a sus capacidades mnésicas. En el caso de Latinoamérica no se han encontrado validaciones realizadas de este instrumento, y puntualmente en Venezuela una de las limitaciones informadas por los autores en un estudio previo fue el hecho de que el instrumento para medir las QSM no estuviese adaptado transculturalmente (Terán, *et al.*, 2016). A este respecto, es de suma importancia analizar las propiedades psicométricas de los instrumentos en contextos lingüísticos y culturales diferentes a los que fueron contruidos originalmente, teniendo en cuenta la relevancia de los mismos para la toma de decisiones en los distintos ámbitos, por lo cual deben fundamentarse en criterios científicos y estandarizados (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013).

Los objetivos del presente estudio fueron: evaluar la interpretabilidad de los ítems en el contexto de adaptación, analizar la estructura dimensional del mismo a través del análisis factorial de tipo exploratorio y confirmatorio, explorar la validez convergente del instrumento con un cribado cognitivo y por último, comparar las puntuaciones entre personas aparentemente sanas, aquellas con rendimiento cognitivo subóptimo y personas con problemas de adicción a sustancias.

Método

Participantes

La prueba piloto se realizó con 25 participantes (15 mujeres y 10 hombres) con edades entre 22 y 56 años cuyo desempeño permitió la adaptación semántica del cuestionario. Posteriormente se seleccionó una muestra de 603 personas de ambos sexos (52,7% hombres y 47,3% mujeres) entre 18 y 64 años ($M= 29,07$; $DT= 12,97$). La muestra fue distribuida en dos grupos, 300 participantes correspondían a población general y personas con problemas de adicción a sustancias, datos que permitieron el análisis factorial exploratorio, y 303 a estudiantes universitarios a partir de los cuales se realizó el análisis factorial confirmatorio.

Los integrantes del primer grupo ($n= 300$) tenían entre 18 y 64 años ($M= 36,97$; $DT= 14,28$) de edad, de los cuales 223 eran individuos de la población general (129 tuvieron un rendimiento cognitivo óptimo y 94 un desempeño cognitivo subóptimo en la prueba de cribado) y 77 con problemas de adicción a sustancias. Posteriormente, para confirmar el modelo estructural se obtuvieron datos de un segundo grupo compuesto por 303 estudiantes universitarios, perteneciendo predominantemente a la Universidad Centrocidental "Lisandro Alvarado" (58,7%), en su mayoría estudiantes de Psicología (26,4%). Las características sociodemográficas de cada subgrupo se detallan en la tabla 1.

Tabla 1
Estadísticos descriptivos de los grupos según su etiología clínica

Variables	Población general ($n= 129$)		Rendimiento cognitivo subóptimo ($n= 94$)		Personas con problemas de adicción ($n= 77$)		Estudiantes universitarios ($n= 303$)	
	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No
Pregunta general de quejas de memoria	87	42	74	20	67	10	201	102
	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>	<i>M</i>	<i>DT</i>
Puntuación MFE-30	26,87	15,06	33,78	17,88	41,70	17,36	34,56	16,85
Edad	29,02	9,673	38,89	15,02	47,92	11,67	21,26	3,19
	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.	Mín.	Máx.
Rango de edad	18	60	18	65	19	64	18	42
	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%	<i>n</i>	%
Sexo								
Mujeres	85	65,9	58	61,7	13	16,9	129	42,6
Hombres	44	34,1	36	38,3	64	83,1	174	57,4
Ubicación								
Lara	101	46,3	61	28,0	56	25,7	303	100
Portuguesa	13	29,5	13	29,5	18	41	-	-
Trujillo	15	39,5	20	52,6	3	7,9	-	-

Variables	Población general (n= 129)		Rendimiento cognitivo subóptimo (n= 94)		Personas con problemas de adicción (n= 77)		Estudiantes universitarios (n= 303)	
Nivel de Estudios								
Sin Estudios	0	0	0	0	1	1,3	-	-
Primaria	1	0,8	9	9,6	33	42,9	-	-
Bachillerato	13	10,1	20	21,3	19	24,7	-	-
Universitario en curso	67	51,9	27	28,7	2	2,6	303	100
Universitario Completo	48	37,2	38	40,4	22	28,6	-	-
Sustancia de Consumo								
Alcohol	-	-	-	-	53	68,8	-	-
Cocaína	-	-	-	-	19	24,7	-	-
Marihuana	-	-	-	-	5	6,5	-	-

Nota: MFE-30= Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana.

Instrumentos

- a) "Cuestionario de fallos de memoria de la vida cotidiana" (*Memory Failures Everyday*, MFE-30; Sunderland, Harris y Gleave, 1984) versión en español de García y Sánchez-Canovas (1994). Es una versión propuesta por Lozoya *et al.* (2012) compuesta por 30 ítems relacionados con los fallos de memoria percibidos por el propio sujeto en la vida diaria. Los ítems del MFE-30 se contestan en una escala Likert de cinco puntos (de 0= "nunca o casi nunca" a 4= "siempre o casi siempre"). El MFE-30 tiene un coeficiente de fiabilidad (α de Cronbach) de 0,93 y una estructura unifactorial denominada por los autores como "quejas cognitivas". Otros análisis psicométricos realizados a la escala, como la adaptación del sistema de respuesta a tres opciones (Montejo *et al.*, 2012a) informan coeficientes de fiabilidad de 0,83, mientras que en los estudios de datos normativos (Montejo *et al.*, 2012b) y análisis de factores (Montejo *et al.*, 2014) se informa de un coeficiente de 0,87.
- b) "Prueba cognitiva de Montreal" (*Montreal Cognitive Assessment*, MoCA; Nasreddine *et al.*, 2005), versión en español por Lozano, Hernández, Turró, Pericot, López y Vilalta (2009). Es una prueba de cribado compuesta por 13 ítems distribuidos en ocho apartados que valoran habilidades visuoespaciales/ejecutivas, denominación, memoria, atención, lenguaje, abstracción, recuerdo diferido y orientación, las cuales a su vez dan cuenta de seis dominios cognitivos. Tiene una puntuación máxima de 30 puntos. Ha sido utilizada en personas con problemas de adicción a sustancias por Rojo, Pedrero, Ruiz, Llanero y Puerta (2013). El punto de corte en el contexto latinoamericano es de 20/21 para discriminar entre normalidad y DCL, mientras que las puntuaciones de 17/18 son el punto diferencial entre DCL y demencia, con fiabilidad demostrada por consistencia interna (alfa Cronbach= 0,851) y test-retest (Lin= 0,62) (Pedraza *et al.*, 2016). En Latinoamérica

también ha sido utilizado por Gómez, Zunzunegui, Lord, Alvarado y García (2013) obteniendo una fiabilidad test-retest de 0,86; asimismo Pereira-Manrique y Reyes (2013) informan de una consistencia interna de 0,75, una correlación con el "Mini examen del estado mental" (Mini-Mental State Examination, MMSE) de 0,72 y una sensibilidad de 0,96 para el punto de corte de déficit cognitivo, mientras que Gil, Ruiz de Sánchez, Gil, Romero y Pretelt (2014) informan de una fiabilidad de intercalificador de 0,93.

Procedimiento

El estudio contó con la aprobación del Comité de Trabajo de Grado de la escuela de Psicología de la Universidad Centroccidental "Lisandro Alvarado" en Venezuela. La aplicación de los cuestionarios fue llevada a cabo por profesionales de psicología y estudiantes del último año de la carrera para garantizar la calidad en la cumplimentación de los instrumentos y rigor ético de la investigación.

La validez de contenido del cuestionario se realizó a través de juicio de expertos y prueba piloto, lo que permitió analizar el nivel de comprensión lingüística de la escala e identificar elementos que debían ser modificados atendiendo a las diferencias culturales y semánticas. Por un lado, se consultó a tres expertos con experiencia probada en las áreas de psicología, semántica e idiomas, utilizando para el análisis de los ítems el modelo de contraste propuesto por Escobar-Pérez y Cuervo-Martínez (2008) donde se evalúa suficiencia, claridad, coherencia y relevancia de manera cualitativa o cuantitativa. En el caso particular de la presente investigación los autores se decantaron por modificaciones de tipo cualitativo más que por análisis de concordancia. Se aplicó una prueba piloto utilizando el método planteado por Urrutia, Barrios, Gutiérrez y Mayorga (2014) denominado entrevista cognitiva para la que se solicitó a los participantes que leyeran los ítems en voz alta y especificaran si los comprendían. Posteriormente se les explicó la idea fundamental del ítem y se les pidió que informaran de qué manera les resultaban más comprensibles los ítems para atender al objetivo real del mismo. Los participantes de la prueba piloto fueron seleccionados por conglomerados bajo el criterio de incluir diversos niveles de formación académica y distintos grupos de edad.

Luego de realizar las modificaciones necesarias al cuestionario se llevó a cabo la recogida de datos para el análisis factorial exploratorio en una muestra de 300 participantes, obtenida mediante métodos de muestreo por conveniencia y bola de nieve. Se les aplicó en sesiones individuales, una encuesta breve que recogía los datos sociodemográficos y de su historia clínica, seguidamente el cuestionario MFE-30 y para finalizar, la prueba de cribado MoCA.

La submuestra de población general ($n= 223$) estuvo formada por trabajadores de empresas privadas, personas que acudían voluntariamente a la universidad para formar parte del estudio e individuos que asistían a la consulta privada. Se excluyeron los cuestionarios incompletos o mal cumplimentados ($n= 7$), así como también las personas que presentaban afección neurológica previa ($n= 1$) o sintomatología psicótica aguda ($n= 1$). Además de ello, la aplicación del MoCA permitió diferenciar dos subgrupos al considerarse una herramienta de cribado

para el DCL y las demencias. Los participantes que obtuvieron puntuaciones menores al punto de corte fueron asignados al grupo con "rendimiento cognitivo subóptimo" y quienes obtuvieron puntuaciones por encima de 22 fueron asignados al grupo de "rendimiento cognitivo óptimo", esto con el objetivo de posteriormente realizar un contraste entre grupos.

La selección de los participantes de la muestra clínica ($n= 77$) se hizo a partir de su historia clínica basada en los criterios del DSM-IV para su ingreso en los centros de atención, además se corroboró la abstinencia de los mismos mediante pruebas toxicológicas de al menos dos semanas previas. Se excluyó a personas con afección neurológica previa ($n= 1$), sintomatología psicótica aguda ($n= 2$) y anosognosia ($n= 1$); los cuestionarios incompletos o incorrectamente cumplimentados también fueron excluidos ($n= 4$).

Finalmente, para confirmar el modelo de medida, se realizó un muestreo incidental de 303 estudiantes universitarios, a quienes únicamente se les aplicó el MFE-30 en sesiones grupales de máximo 25 participantes. De esta submuestra fueron excluidos cuestionarios incompletos ($n= 2$) y con respuesta en tendencia a la media ($n= 3$).

El estudio contó con el consentimiento y colaboración de los Centros de Atención Alcohólicos Anónimos y Fundación Negra Hipólita. Todos los participantes incluidos, tras leer la hoja de información del estudio, firmaron el consentimiento informado elaborado de acuerdo con las recomendaciones de la Declaración de Helsinki, donde se les indicaba los objetivos clínicos y de investigación del estudio.

Análisis de datos

Los estadísticos descriptivos, pruebas de normalidad, fiabilidad (α de Cronbach), correlaciones (r de Pearson) y comparaciones entre grupos (t de Student y ANOVA) fueron realizados con el paquete estadístico SPSS v20 (IBM, 2011). Por otro lado, se calcularon los supuestos necesarios para la ejecución de un análisis factorial como son el Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de esfericidad de Bartlett, se llevó a cabo un análisis factorial multivariado con intención exploratoria basado en una matriz de correlaciones policóricas, que resultan ser las más adecuadas para el nivel de medida del cuestionario; para la retención de factores se emplearon métodos alternos como el análisis paralelo y el método de Horn, todos estos cálculos fueron realizados mediante el programa FACTOR v.10.2 (Ferrando y Lorenzo-Seva, 2017a).

Luego de obtener los modelos de tres dimensiones, unifactorial y de segundo nivel fueron puestos a prueba mediante un análisis factorial confirmatorio, utilizando la metodología de mínimos cuadrados no ponderados (*Unweighted Least Squares*, ULS), ello a través del programa AMOS v. 20 (Arbuckle, 2011); para determinar la bondad de ajuste del modelo se utilizaron índices de carácter absoluto (GFI/RMR), parsimonioso (PGFI, PNFI), e incremental (NFI) (Escobedo-Portillo, Hernández-Gómez, Estebané-Ortega y Martínez-Moreno, 2016; Hooper, Coughlan y Mullen, 2008).

Resultados

Adaptación lingüística

Atendiendo tanto a las sugerencias de los jueces expertos como los resultados de la prueba piloto se realizaron modificaciones de tipo sintáctico a 6 ítems de la prueba, por ejemplo “pierdo cosas por casa” por “pierdo cosas en mi casa” (tabla 2). Se reestructuró la pregunta general acerca de las quejas de memoria, modificando la pregunta “¿Tiene usted problemas de memoria?” por “¿Considera usted que tiene problemas de memoria?” ya que en la prueba piloto los participantes la entendían más como una solicitud de información sobre algún diagnóstico clínico que sobre la percepción que tienen sobre su funcionamiento mnésico.

Tabla 2

Adaptación semántica de los ítems del “Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana”

Nº	Ítem original	Ítem modificado
2	Olvido donde he puesto alguna cosa. Pierdo cosas por casa.	Olvido dónde he puesto alguna cosa. Pierdo cosas en mi casa
4	Tengo dificultades para seguir una historia por televisión.	Tengo dificultades para seguir una historia en la televisión.
5	No me adapto a los cambios en mis actividades diarias. Sigo por error antiguas rutinas.	Tengo dificultades para adaptarme a los cambios en mis actividades diarias. Sigo por error antiguas rutinas.
8	Olvido llevar conmigo objetos que necesito (llaves, gafas, monedero...) o me los dejo y tengo que volver a buscarlos.	Olvido llevar conmigo objetos que necesito (llaves, lentes, monedero...) o los dejo y tengo que volver a buscarlos.
12	No reconozco a parientes o amigos cuando me cruzo con ellos por la calle.	Soy incapaz de reconocer a parientes o amigos cuando me cruzo con ellos por la calle. (No aplica si esto se debe a problemas visuales).
27	Hago algo dos veces por error cuando solo había que hacerlo una (p. ej., echar sal en la comida).	Hago algo dos veces por error cuando sólo había que hacerlo una (por ejemplo echar sal en la comida).

Estadísticos descriptivos del instrumento

De la muestra total, 429 participantes (71,1%) informaron tener fallos de memoria en su vida cotidiana, la puntuación media general fue 33,71 ($DT=17,226$) siendo la puntuación mínima 0 y la máxima 89. La simetría (0,463) y la curtosis (-0,230) sugieren que es una distribución de forma leptocúrtica, los estadísticos descriptivos de las puntuaciones generales por subgrupo se muestran en la tabla 1 y los porcentajes de respuesta por ítem se detallan en la tabla 3.

Tabla 3
Estadísticos descriptivos de los ítems del “Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana”

Ítem	M	Varianza	% de respuesta					Asimetría	Curtosis	r _{i-t}
			0	1	2	3	4			
1	1,370	0,946	20,7	34,5	33,8	9,0	2,0	0,310	-0,343	0,540
2	1,930	1,345	10,6	29,5	25,7	24,5	9,6	0,098	-0,907	0,556
3	0,735	0,951	56,1	21,9	15,4	5,8	0,8	1,142	0,356	0,546
4	0,587	0,766	61,4	23,4	11,8	2,2	1,3	1,574	2,251	0,413
5	0,952	1,064	43,0	30,0	17,6	7,8	1,7	0,886	-0,020	0,451
6	1,584	1,162	16,6	33,0	30,7	14,9	4,8	0,320	-0,528	0,589
7	1,421	1,073	20,6	35,3	27,9	13,9	2,3	0,346	-0,587	0,590
8	1,516	1,540	24,9	30,7	20,1	16,7	7,6	0,436	-0,861	0,539
9	1,408	1,280	25,0	30,3	29,0	10,0	5,6	0,501	-0,423	0,613
10	0,929	1,098	43,8	32,2	13,8	8,0	2,3	1,044	0,357	0,475
11	1,126	1,298	37,3	31,0	17,2	10,6	3,8	0,804	-0,256	0,400
12	0,488	0,917	73,0	14,6	5,5	4,6	2,3	2,131	3,823	0,257
13	0,920	0,876	40,1	34,3	20,2	4,0	1,3	0,840	0,265	0,405
14	1,990	1,237	7,0	31,2	28,0	23,5	10,3	0,165	-0,830	0,533
15	1,166	1,150	31,8	35,8	18,9	10,8	2,7	0,709	-0,264	0,601
16	1,078	1,044	34,7	34,5	21,6	7,0	2,3	0,760	0,004	0,620
17	1,289	1,419	30,3	33,7	19,9	9,0	7,1	0,761	-0,259	0,566
18	1,098	1,252	37,8	31,7	16,7	10,4	3,3	0,823	-0,203	0,517
19	1,338	1,285	27,0	33,8	21,7	13,1	4,3	0,561	-0,528	0,538
20	0,347	0,654	80,1	10,8	4,5	3,6	1,0	2,585	6,234	0,350
21	0,988	0,990	37,5	37,0	16,6	7,1	1,8	0,904	0,271	0,527
22	1,355	1,178	23,2	38,0	23,2	11,3	4,3	0,602	-0,280	0,464
23	1,022	0,980	36,0	36,3	18,7	7,5	1,5	0,789	0,008	0,600
24	0,706	1,040	57,4	25,2	9,8	4,6	3,0	1,552	1,832	0,315
25	1,723	1,437	15,6	33,8	22,2	19,4	9,0	0,314	-0,871	0,593
26	0,944	1,071	42,6	31,7	17,1	6,0	2,7	1,012	0,432	0,450
27	0,697	0,825	53,7	29,0	12,3	3,8	1,2	1,314	1,326	0,464
28	1,164	1,408	37,8	28,5	18,2	10,3	5,1	0,790	-0,332	0,568
29	0,645	0,839	57,7	26,9	10,1	3,8	1,5	1,525	1,99	0,441
30	1,192	1,469	37,3	28,0	19,2	9,0	6,5	0,803	-0,302	0,366

Nota: r_{i-t}= correlación ítem-test.

Análisis exploratorio multivariado

Inicialmente se configuró una matriz de correlaciones policóricas que presentó indicadores adecuados para realizar un análisis factorial (estadístico Kaiser-Mayer-Olkin KMO= 0,91; Prueba de esfericidad de Bartlett= 3303,2; g/l= 435; p= 0,000). Se efectuaron análisis paralelos para determinar la cantidad de factores a retener basados en los criterios de Horn y el AP con las correcciones realizadas recientemente por Timmerman y Lorenzo-Seva (2011) (tabla 4).

Tabla 4

Valores obtenidos del análisis paralelo (AP) de factores a retener en el "Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana"

Factor	Método de Horn			Timmerman y Lorenzo-Seva		
	Valor propio normal	Valor propio aleatorio	Percentil 95	% real de varianza	Media de % aleatorios	Percentil 95
1	10,78068*	1,64289	1,72718	42,7*	8,4	9,1
2	1,95378*	1,55156	1,61912	7,5	7,7	8,2
3	1,83282*	1,48142	1,53371	6,8	7,2	7,7
4	1,27472	1,42290	1,47252	4,7	6,8	7,2
5	1,16357	1,37155	1,41482	4,1	6,4	6,8
6	1,03876	1,32410	1,36187	3,6	6,1	6,4

Nota: *Factores a retener.

Se realizó una rotación de factores utilizando Oblimin directo, esta solución presenta excelentes índices de simplicidad ($S= 0,97$; $LS= 0,385$) asimismo, las estimaciones de residuos fueron adecuadas (RMR obtenido= $0,0508$; RMR esperado según criterio de Kelley= $0,578$; $WRMR= 0,046$). Los resultados, muestran la existencia de tres factores. Un primer factor que explica 35,9% de la varianza al que se le denominó "Seguimiento y flexibilidad", un segundo factor denominado "Recuerdo de actividades" con un porcentaje de varianza de 6,5%, y el tercero definido como "Reconocimiento" con un porcentaje de varianza de 6,1%. La varianza total explicada los tres componentes fue de 48,5 (tabla 5).

Tabla 5

Saturaciones factoriales para el modelo de tres dimensiones del "Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana"

Ítem		F1	F2	F3
29	Olvido cómo se usa un objeto o aparato nuevo aunque ya lo hubiera usado antes.	0,699		
13	Tengo dificultades para aprender nuevas habilidades o destrezas.	0,684		
26	Me pierdo o sigo una dirección errónea en viajes, paseos o edificios en los que he estado antes.	0,681		
17	Olvido el tema de una conversación o tengo que preguntar: ¿de qué estábamos hablando?	0,646		
27	Hago algo dos veces por error cuando sólo había que hacerlo una (por ejemplo echar sal en la comida).	0,632		
5	Tengo dificultades para adaptarme a los cambios en mis actividades diarias. Sigo por error antiguas rutinas.	0,631		
28	Repito a alguien lo que acabo de contarle o le hago dos veces la misma pregunta.	0,590		
14	Tengo una palabra "en la punta de la lengua". Sé lo que quiero decir pero no encuentro la expresión adecuada.	0,528		
18	Pierdo el hilo cuando leo un periódico, una revista o un libro y tengo que volver a empezar.	0,528		
11	Divago en las conversaciones y me dejo llevar hacia temas sin importancia.	0,400		

Ítem		F1	F2	F3
10	Empiezo a leer algo sin darme cuenta de que ya lo había leído antes.	0,383		
3	Olvido lugares en los que otros me dicen que he estado antes.	0,385		
21	Mezclo o confundo detalles de cosas que me han contado otras personas.	0,380		
4	Tengo dificultades para seguir una historia en la televisión.	0,328		
2	Olvido dónde he puesto alguna cosa. Pierdo cosas en mi casa		0,910	
9	Olvido algo que me dijeron ayer o hace pocos días.		0,650	
8	Olvido llevar conmigo objetos que necesito (llaves, lentes, monedero...) o los dejo y tengo que volver a buscarlos.		0,609	
25	Olvido dónde guardo las cosas o las busco en sitios equivocados.		0,584	
15	Olvido cosas que quería hacer o que había planeado hacer. Se me olvidan las citas.		0,578	
16	Olvido detalles de lo que hice o me ocurrió el día anterior.		0,570	
23	Olvido detalles de cosas que hago habitualmente (lo que tengo que hacer o la hora a la que debo hacerlo).		0,561	
6	Tengo que volver a comprobar si he hecho alguna cosa que tenía la intención de hacer.		0,525	
19	Olvido dar recados importantes a la gente.		0,498	
1	Los fallos de mi memoria me causan problemas en la vida cotidiana		0,491	
7	Olvido cuándo ocurrieron algunas cosas		0,460	
24	Olvido caras de personas famosas que veo con frecuencia por televisión o en fotografías.			0,778
12	Soy incapaz de reconocer a parientes o amigos cuando me cruzo con ellos por la calle. (No aplica si esto se debe a problemas visuales)			0,592
30	Olvido el nombre de personas conocidas.			0,552
22	Olvido anécdotas o chistes que me han contado anteriormente.			0,439
20	Olvido detalles sobre mí mismo (por ejemplo: mi edad, mi teléfono...).			0,400

La gran diferencia entre el primer y el segundo factor, llevó a suponer que se trataba de una estructura unifactorial, por lo que se procedió a calcular los indicadores de unidimensionalidad propuestos por Ferrando y Lorenzo-Seva (2017b) (UniCo= 0,926, ECV= 0,853 y MIREAL= 0,169). Finalmente habiendo obtenido ambos modelos adecuados indicadores de ajuste, se valoró la posibilidad de que se tratara de un modelo de segundo orden, es decir, que las tres dimensiones exploradas en la rotación de factores realmente correspondieran a un único factor subyacente, lo que llevó a realizar el cálculo del error cuadrático

medio de pronóstico (*Mean Squared Error of Prediction*, MSE) para factores específicos, para el factor general y de ambos (tabla 6).

Tabla 6
Error cuadrático medio de pronóstico (MSE) e indicadores de fiabilidad del
"Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana"

	MSE Tres factores	MSE Unifactorial	MSE Segundo Nivel	α de Cronbach	EEM
F1	0,882	0,769	0,937	0,85	3,25
F2	0,914	0,814	0,955	0,89	2,73
F3	0,719	0,307	0,837	0,62	2,00
Total	-	-	-	0,92	4,87

Nota: MSE= error cuadrático medio de pronóstico (*mean squared error of prediction*); EEM= error estándar de medida.

Análisis confirmatorio

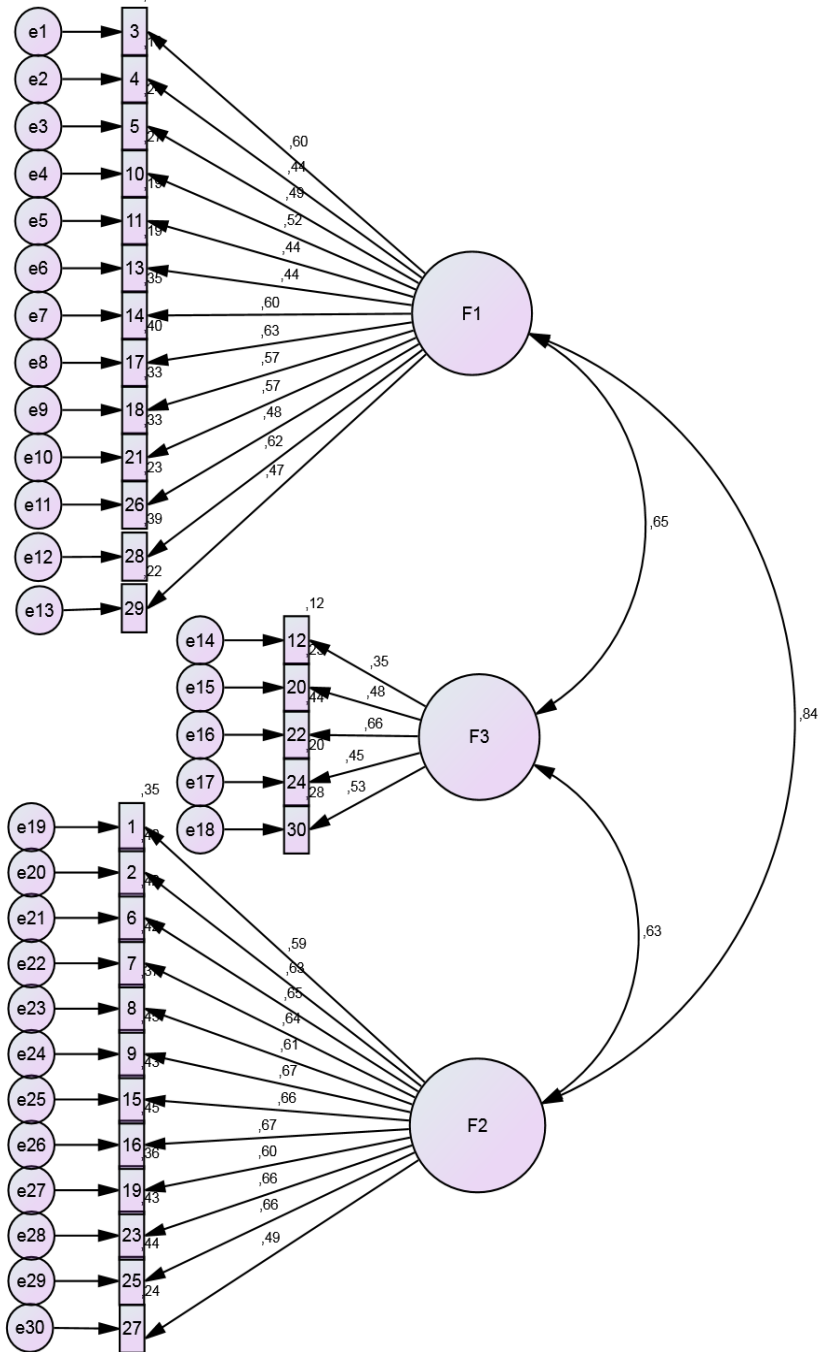
Los resultados obtenidos en el análisis exploratorio (modelo unidimensional, modelo de tres dimensiones y modelo de segundo nivel) fueron puestos a prueba en una segunda submuestra de estudiantes universitarios. Los indicadores de bondad de ajuste resultaron aceptables para los tres modelos, el modelo unifactorial resulta ser el de mejores índices parsimoniosos (GFI= 0,971; RMR= 0,063; NFI= 0,958; PGFI= 0,846; PNFI= 0,892) mientras que el modelo de tres factores presenta un mejor ajuste a los datos (GFI= 0,975; RMR= 0,059; NFI= 0,964; PGFI= 0,843; PNFI= 0,891). Por otro lado, el modelo de segundo orden presenta excelentes indicadores sin embargo se encuentran levemente por debajo de los otros dos modelos (GFI= 0,969; RMR= 0,065; NFI= 0,956; PGFI= 0,842; PNFI= 0,888). En la figura 1 se muestra el modelo estructural de tres dimensiones, siendo la mejor solución encontrada en cuanto a bondad de ajuste y carga de los reactivos, el mismo fue puesto en la muestra total ($n= 603$) obteniendo excelentes indicadores.

Fiabilidad

La consistencia interna se valoró mediante el α de Cronbach y se calculó el Error Estándar de Medida (EEM), el cual se define como la desviación estándar de la distribución de las puntuaciones de error. En este sentido, trae ventajas cuando se suma a la interpretación de los coeficientes de fiabilidad puesto que el EEM está expresado bajo la misma escala de puntuación de la prueba. Los coeficientes obtenidos para la escala general y las subdimensiones de "Seguimiento y flexibilidad" y "Recuerdo de actividades" pueden considerarse adecuados, mientras que los de "Reconocimiento" son medianamente aceptables (tabla 6).

Figura 1

Modelo estructural confirmatorio en la muestra total (n= 603)



Relación con variables sociodemográficas

Se procedió a analizar si las variables sociodemográficas tenían alguna relación con la puntuación total y cada una de sus sub-dimensiones en la muestra total ($n= 603$). Los resultados obtenidos indican que no existen relaciones significativas entre los puntajes de la prueba y la edad de los participantes ($r= -0,002$; $p= 0,237$). Por otro lado, tampoco aparecen diferencias estadísticamente significativas en cuanto al sexo cuando se compararon las medias de las puntuaciones obtenidas por hombres y mujeres ($t= 0,254$; $p= 0,800$). Lo mismo ocurre en las tres dimensiones encontradas donde las correlaciones con edad y la comparación por sexo no alcanzan significancia estadística.

Contraste de grupos

Fueron realizadas pruebas de contraste de grupos para conocer si existían diferencias estadísticamente significativas entre los grupos de rendimiento cognitivo óptimo, rendimiento cognitivo subóptimo y personas con adicción a sustancias mediante la prueba ANOVA de un factor. Tanto para la prueba general como para cada factor, las puntuaciones medias obtenidas por los 3 grupos son significativamente diferentes entre sí ($p < 0,01$) sin embargo, este es un estadístico general para las diferencias por lo que para conocer con exactitud cuáles eran las puntuaciones medias de los grupos que diferían entre sí de manera significativa se aplicaron pruebas *post hoc* (HSD de Tukey para las subdimensiones que cumplieron el supuesto de homogeneidad de varianza y T3 de Dunnett para el factor que no cumplió con el supuesto de homogeneidad de varianza).

Los resultados apuntan a que tanto en la Prueba en general como en Seguimiento y flexibilidad existen diferencias significativas entre las puntuaciones medias de los tres grupos, en este sentido las de individuos con problemas de adicción son mayores a las de personas con rendimiento cognitivo subóptimo y éstas a su vez superan a las de sujetos de población general. El factor Recuerdo de actividades, permite diferenciar las puntuaciones de población general de las obtenidas por los otros dos grupos, sin la presencia de diferencia de las puntuaciones de estos últimos entre sí. Finalmente, el factor de Reconocimiento obtiene diferencias estadísticamente significativas únicamente entre adicción y población general (tabla 7).

Relación con instrumento de cribado

Se analizó la validez de criterio mediante las correlaciones del MFE-30 y cada una de las subdimensiones que lo componen con una prueba de despistaje cognitivo como lo es el MoCA en la muestra exploratoria ($n= 300$). Los resultados se especifican en la tabla 8. La prueba en general se relaciona negativamente con las puntuaciones en la Escala Cognitiva de Montreal ($r= -0,378$), es decir, a mayor cantidad de quejas manifestadas menor es el funcionamiento cognitivo general, de manera específica los coeficientes de correlación más elevados del MFE-30 aparecen con la escala visoespacial/ejecutiva ($r= -0,379$) y la atención ($r= -0,291$).

En el caso particular de las subdimensiones, el factor de Seguimiento y flexibilidad es el que muestra mayores coeficientes de correlación con todas las subescalas del MoCA, entre las que destacan la que muestra con la escala Visoespacial/ejecutiva ($r = -0,429$), atención ($r = -0,332$) y memoria inmediata ($r = -0,300$); mientras que el factor de Reconocimiento es el que muestra menores coeficientes de correlación tanto con la puntuación total, como con las subescalas.

Tabla 7

Pruebas *post hoc* para las diferencias entre grupos de contraste en el “Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana”

Escala	Grupos comparados		Estadístico
Seguimiento y flexibilidad	Rendimiento óptimo	Rendimiento subóptimo	-3,544**
	Rendimiento subóptimo	Problemas de adicción	-4,076**
	Problemas de adicción	Rendimiento óptimo	-7,620**
Recuerdo de Actividades	Rendimiento óptimo	Rendimiento subóptimo	-2,873*
	Rendimiento subóptimo	Problemas de adicción	-2,852
	Problemas de adicción	Rendimiento óptimo	-5,725**
Reconocimiento	Rendimiento óptimo	Rendimiento subóptimo	-0,491
	Rendimiento subóptimo	Problemas de adicción	-0,997
	Problemas de adicción	Rendimiento óptimo	-1,488*
Total	Rendimiento óptimo	Rendimiento subóptimo	-6,908**
	Rendimiento subóptimo	Problemas de adicción	-7,925**
	Problemas de adicción	Rendimiento óptimo	-14,833**

Nota: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

Tabla 8

Análisis de validez convergente del “Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana” (MFE-30) con la “Prueba cognitiva de Montreal” (MoCA)

Prueba cognitiva de Montreal (MoCA)	Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana (MFE-30)			
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Total
Total	-0,411**	-0,304**	-0,142*	-0,378**
Visoespacial/Ejecutiva	-0,429**	-0,297**	-0,116*	-0,379**
Identificación	-0,241**	-0,188**	-0,043	-0,218**
Memoria inmediata	-0,300**	-0,211**	0,016	-0,248**
Atención	-0,332**	-0,248**	-0,032	-0,291**
Lenguaje	-0,269**	-0,193**	-0,084	-0,243**
Abstracción	-0,141*	-0,140*	-0,117*	-0,160**
Recuerdo diferido	-0,131*	-0,052	-0,073	-0,105
Orientación	-0,215**	-0,164**	-0,186**	-0,221**

Nota: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$.

Discusión

Considerando que casi el 20% de adultos jóvenes y cerca del 80% de personas mayores que acuden a los servicios sanitarios expresan como motivo de

consulta la pérdida subjetiva de memoria (Perrotte *et al.*, 2017), es necesario contar con una herramienta que permita conocer la amplitud de los fallos mnésicos en la vida cotidiana de los pacientes. Esto puede permitir por un lado complementar de manera cualitativa los datos obtenidos en pruebas objetivas de cribado y por otro lado, contar con información para establecer planes de tratamiento y posteriormente medir la efectividad de los mismos con relación al impacto que tengan en la vida cotidiana de los pacientes. En el caso de Latinoamérica, no se ha informado sobre las propiedades psicométricas de instrumentos para medir los fallos de memoria, es por ello que el presente estudio evaluó las propiedades psicométricas del MFE-30 en el contexto venezolano.

Para garantizar la validez del contenido de la prueba, se realizaron modificaciones atendiendo las dificultades para comprender el significado de ciertas palabras, que son comunes en el contexto español donde fue traducida la prueba, pero no tienden a ser vocablos de uso frecuente en Latinoamérica. Por otro lado, la modificación de mayor peso corresponde a aquellos ítems que se encontraban formulados en negativo debido a que generaban confusión en los participantes al momento de asignarles puntuación, esto conllevó a redactar en positivo todos los ítems del instrumento. Con relación a la interpretabilidad no hubo preguntas confusas luego de realizar los cambios sugeridos por los expertos y los participantes de la prueba piloto, hubo un porcentaje muy bajo de pérdida de datos por no responder completamente las escalas (1%), y la duración de la administración del cuestionario resultó breve (aproximadamente siete minutos).

En cuanto al análisis factorial, el primer factor encontrado recoge aspectos ligados primordialmente al seguimiento del lenguaje como “divagar en una conversación” y “perder el hilo cuando leo el periódico”, otros están relacionados a la secuencia de actividades como “seguir una historia en la televisión” o “hacer las cosas dos veces por error”, las habilidades espaciales “olvido lugares en los que he estado antes”, y al aprendizaje de tareas “Me cuesta adaptarme a los cambios” y “Se me dificulta aprender cosas nuevas”. La estructura de este factor es similar a la hallada por Montejo *et al.* (2014), sin embargo se difiere a nivel conceptual, ya que los autores mencionados definen el factor como “Monitorización del lenguaje”, denominación que no abarcaría varios de los ítems que se agrupan en el mismo, por lo cual en el presente estudio ha sido denominado de forma general como “Seguimiento y flexibilidad”.

Los ítems agrupados en este factor se asocian en gran medida a la capacidad de monitorear las tareas para poder garantizar el logro de un objetivo, por ende se requiere inhibir aquellos impulsos que puedan interferir en la ejecución y culminación de un plan (Vayas y Carrera, 2012). Asimismo, varios de los fallos recogidos demuestran una incapacidad por parte de los individuos para responder de forma flexible ante diferentes situaciones u operaciones, lo cual incluye el seguimiento de rutinas, adaptarse a situaciones nuevas y la capacidad de aprender nuevas destrezas o manipular nuevos objetos (Tirapú, Cordero, Luna y Hernández, 2017).

El segundo factor fue denominado “Recuerdo de actividades” al igual que Montejo *et al.* (2014), y está compuesto por quejas asociadas a actividades cotidianas como “olvido cosas que hago habitualmente”, a la memoria

retrospectiva “olvido detalles de lo que hice el día anterior”, y memoria prospectiva “se me olvidan las citas” o “olvido dar recados importantes”. En este factor muchas de las quejas están estrechamente asociadas a la atención, ya que existen diversos procesos atencionales de los que depende el mantenimiento, supresión y alternancia de la información, además de la concentración en las tareas y programación de actividades (Tirapú, García, Ríos y Ardila, 2011). A este respecto, estudios previos han informado la relación sólida y el papel mediador de las funciones ejecutivas en la aparición de las quejas tanto en población general como en personas con adicción a sustancias (Molina, Pellicer y Mirete, 2018; Pedrero y Ruiz, 2013).

El último factor denominado “Reconocimiento” incluye elementos relacionados al recuerdo de información propia como “olvido detalles sobre mí mismo” y de otras personas “soy incapaz de reconocer a parientes o amigos cuando me cruzo con ellos por la calle”, además de incluir la dificultad para reconocer elementos del lenguaje de tipo anecdótico. A nivel psicométrico los componentes de este factor son los de menor correlación con el total de la prueba, además de ser los que menos consistencia tienen entre sí, sin embargo, las puntuaciones medias resultaron ser más bajas, lo cual es indicativo de que los fallos de memoria percibidos para este factor son los que tienen menor prevalencia, por ende su presencia puede ser considerada como patognomónica; esto concuerda con los planteamientos de Montejo *et al.* (2014), ya que afirman que quienes muestran una puntuación significativa en esta dimensión presentan un deterioro real del proceso mnésico.

La agrupación de ítems en comparación a versiones previas tiene diferencias que representan un mejor ajuste teórico de los ítems en los factores, por ejemplo los ítems 5 y 27 se agruparon en el factor de “Recuerdo de actividades” en el estudio de Montejo *et al.* (2014), sin embargo se trata de elementos con altos componentes procedimentales por lo que se ajustarían mejor al factor de Seguimiento y flexibilidad, como ha ocurrido en el presente estudio. En cuanto a los ítems agregados al cuestionario por Lozoya *et al.* (2012), éstos también muestran ajuste conceptual; la pregunta general acerca del impacto de los fallos en la vida cotidiana se agrupa en el factor Recuerdo de actividades, lo cual es congruente con que la mayoría de los ítems recogidos en el factor son fallos más comunes en el desempeño cotidiano; la dificultad para aprender a usar nuevos objetos se engloba en el factor Seguimiento y flexibilidad, por último el olvido de nombres de personas conocidas está incluido en el factor de Reconocimiento.

Tanto en la validación al español realizada por García y Sánchez-Canovas (1994) como la adaptación hecha por Lozoya, *et al.* (2012) se plantea que el instrumento se compone por un único factor, quizás ello se deba a que en estos estudios se recurre en gran medida a criterios estadísticos, sin embargo, también resulta adecuado utilizar basamentos conceptuales, argumentos prácticos y de utilidad clínica al tomar una decisión. Además, terminaría siendo un error asumir la memoria como un proceso unitario, al contrario la misma juega un papel primordial junto a otros procesos cognitivos en las actividades diarias, como lo sugieren los modelos más recientes de funciones ejecutivas (Tirapú *et al.*, 2017). Por otro lado, al denominar el constructo que mide el instrumento, si bien

teóricamente podemos hablar de “quejas cognitivas”, desde la fenomenología del paciente éstas son atribuidas a procesos mnésicos y, por ende según la validez aparente del instrumento, pueden denominarse “quejas subjetivas de memoria” o “síndrome subjetivo de memoria”.

Un indicador adicional de la validez de constructo del instrumento es la capacidad de discriminar entre grupos de contraste. Estudios previos ya han analizado las diferencias en las puntuaciones entre población general y personas con deterioro cognitivo leve (Alegret *et al.*, 2015) y aun cuando en el presente estudio no se realizaron las pruebas para dar con dicho diagnóstico, puntuaciones bajas en las pruebas de cribado son uno de los primeros pasos para detectarlo y la evidencia muestra que las tres dimensiones del instrumento son capaces de recabar diferencias entre individuos con desempeño cognitivo óptimo y subóptimo. Por otro lado, el grupo de personas con adicción a sustancias muestra mayores puntuaciones en todas las escalas, lo cual concuerda con investigaciones previas (Terán *et al.*, 2016) y como es bien sabido la adicción a sustancias supone un declive en el funcionamiento mnésico y cognitivo en general (Lorea, Fernández, Tirapú, Landa y López, 2010) por ende claramente existe una relación entre el abuso/dependencia de sustancias con un funcionamiento cognitivo que conlleva un rendimiento pobre en pruebas de flexibilidad cognitiva, memoria de trabajo y control inhibitorio (Bueso- Izquierdo, *et al.*, 2019)

En cuanto a la fiabilidad, el índice de consistencia interna muestra que el instrumento en general presenta una medida consistente y por ende fiable de las quejas de memoria. Cuando se compara con investigaciones anteriores el índice obtenido es similar al informado por Lozoya *et al.* (2012), y es mayor a los obtenidos tanto en la versión española de tres opciones de respuesta (Montejo *et al.*, 2012a) como en los estudios de datos normativos y análisis de factores (Montejo *et al.*, 2012b Montejo *et al.*, 2014). Estas diferencias pueden deberse a la longitud del test ya que a medida que aumenta el número de ítems dentro de un instrumento se ve favorecido el coeficiente de consistencia interna (Merino y Domínguez, 2015).

De manera específica, la escala que muestra mejor consistencia interna es la relacionada a Recuerdo de actividades, esto probablemente se deba a que sus componentes hacen referencia a elementos de menor amplitud que, por ejemplo, los relacionados a Seguimiento y flexibilidad o a Reconocimiento. En el caso de esta última, el coeficiente alcanzado puede considerarse bajo, sin embargo si se toma en cuenta que esta dimensión se compone de indicadores patognomónicos, resulta esperado que no sean plenamente consistentes entre sí. Por otro lado, es relevante señalar que aunque no tiene una constitución idéntica, el coeficiente obtenido en el presente estudio es similar al informado por Montejo *et al.* (2014) en la dimensión de Reconocimiento, donde también resultó ser el de menor fiabilidad dentro de la escala.

Desde los resultados obtenidos, el MFE-30 es una prueba que no parece ser influenciada por variables sociodemográficas, puesto que en el presente estudio no se encontraron diferencias significativas al comparar el sexo de los participantes, al igual que fue informado por Lozoya *et al.* (2012). Otros estudios como el de Montenegro *et al.* (2013) encuentran diferencias en esta variable, sin embargo,

como estos mismos autores lo señalan los intervalos de confianza de las puntuaciones medias en el instrumento se solapan. Por otro lado, en cuanto a la edad no hubo relaciones significativas en ninguna de las escalas ni en el instrumento en general y, si bien otras investigaciones encuentran relaciones significativas, el coeficiente de correlación es bajo (Montenegro *et al.* 2013; Pedrero y Ruiz, 2013) o su tamaño del efecto es despreciable (Lozoya *et al.*, 2012).

En cuanto a la relación con pruebas de cribado no se encontraron estudios previos que analicen esta cuestión, sin embargo los presentes hallazgos indican que los fallos recogidos por el MFE-30 se asocian con dificultades en las funciones ejecutivas, visoespaciales y un fuerte componente atencional. Otros estudios han informado estas asociaciones tanto por las diferencias entre sujetos con y sin quejas de memoria en su desempeño en pruebas neuropsicológicas (Ruiz, Llanero, Lozoya, Fernández y Pedrero, 2010; Ruiz, Pedrero y Lozoya, 2014) como por la relación con sintomatología de tipo prefrontal en especial el síndrome disejecutivo (Lozoya *et al.*, 2012; Molina *et al.*, 2018; Pedrero y Ruiz, 2013; Terán *et al.* 2016).

En particular, el primer factor muestra una relación con la atención y el lenguaje, por ende una merma de estos procesos explicaría la manifestación de dificultades para evocar información semántica o transmitir la información entre sistemas con contenido de lenguaje, por lo que el acceso a la información resulta parcial como ocurre en el caso de los fenómenos "punta de la lengua" (Álvarez, Juncos-Rabadán, Facal y Pereiro, 2005; Rodríguez, Juncos-Rabadán y Facal, 2008).

En conclusión, el presente estudio sugiere que el MFE-30 cuenta con propiedades psicométricas que lo respaldan como un instrumento válido y fiable, que puede ser utilizado tanto en la investigación como a nivel clínico como medida de quejas subjetivas de memoria o síndrome subjetivo de memoria. Las modificaciones realizadas garantizan la adaptabilidad de la prueba en el contexto latinoamericano y la solución factorial encontrada presenta excelentes indicadores de bondad de ajuste además de congruencia a nivel conceptual. Asimismo, los resultados obtenidos en este estudio señalan que la prueba no es afectada significativamente por variables como la edad o el sexo de los pacientes y es un instrumento que desde una primera aproximación, podría ser de utilidad al momento de discriminar grupos clínicos de declive cognitivo, teniendo en cuenta su estrecha relación con dificultades atencionales y en las funciones ejecutivas; sin embargo, esta hipótesis debe ser probada en futuras investigaciones destinadas a determinar el uso de la prueba.

Este estudio presenta grandes fortalezas, sin embargo tiene debilidades. Entre ellas, el uso de un método de muestreo no probabilístico, la imposibilidad de verificar la representatividad de la muestra, y el hecho de que la prueba objetiva de cribado no estuviese validada en población venezolana. Las limitaciones mencionadas, deben ser superadas en venideras investigaciones, y además, se considera necesario que futuros estudios analicen la relación de la prueba con instrumentos neuropsicológicos para determinar su validez de criterio, al igual que el desarrollo de una versión abreviada de la escala que sea probada en otras muestras de mayor tamaño que además incluya población de adultos mayores.

Referencias

- Arbuckle, J. L. (2009). *IBM SPSS AMOS 20 user's guide*. Chicago, IL: IBM Corporation.
- Álvarez, M., Juncos-Rabadán, O., Facal, D. y Pereiro, A. (2005). Efectos del envejecimiento en el fenómeno de la punta de la lengua. Sugerencias para la intervención en el acceso al léxico. *Revista de Logopedia, Foniatría y Audiología*, 25, 115-120.
- Alegret, M., Rodríguez, O., Espinosa, A., Ortega, G., Sanabria, A., Valero, S., Hernández, I., Rosende-Roca, M., Vargas, L., Abdelnour, C., Mauleón, A., Gailhajanet, A., Martín, E., Tárraga, L. Rentz, D., Amariglio, R., Ruiz, A. y Boada, M. (2015). Concordance between subjective and objective memory impairment in volunteer subjects. *Journal of Alzheimer's Disease*, 48, 1109-1117.
- Benedet, M. J. y Seisdedos, N. (1996). *Evaluación clínica de las quejas de memoria en la vida cotidiana*. Buenos Aires: Editorial médica Panamericana.
- Bueso-Izquierdo, N., Burneo-Garcés, C., Hart, S. D., Kropp, P. R., Pérez- García, M. e Hidalgo-Ruzante, N. (2019). ¿Está asociado el abuso/dependencia de drogas a un funcionamiento ejecutivo específico en maltratadores? *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 27, 415-430.
- Escobar-Pérez, J. y Cuervo-Martínez, A. (2008). Validez de contenido y juicio de expertos: una aproximación a su utilización. *Avances en Medición*, 6, 27-36.
- Escobedo-Portillo, M. T., Hernández-Gómez, J. A., Estebané-Ortega, V. y Martínez-Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo*, 55, 16-22.
- Fernández Ballesteros, R., Izal, M. y Montorio, I. (1991). *Evaluación e intervención psicológica en la vejez*. Barcelona: Martínez Roca.
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2017a). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema*, 29, 236-240.
- Ferrando, P. J. y Lorenzo-Seva, U. (2017b). Assessing score determinacy, measurement quality, and closeness to unidimensionality in exploratory item factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 78, 762-780.
- García, J. y Sánchez-Canovas, J. (1994). Adaptación del Cuestionario de fallos de memoria en la vida cotidiana (MFE). *Boletín de Psicología*, 43, 89-107.
- Gil, L., Ruiz de Sánchez, C., Gil, F., Romero, S. J. y Pretelt Burgos, F. (2015). Validation of the Montreal Cognitive Assessment (MoCA) in Spanish as a screening tool for mild cognitive impairment and mild dementia in patients over 65 years old in Bogotá, Colombia. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 30, 655-662.
- Gómez, F., Zunzunegui, M., Lord, C., Alvarado B. y García, A. (2013). Applicability of the MoCA-S test in populations with little education in Colombia. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 28, 813-820.
- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M. R. (2008). Structural equation modelling: guidelines for determining model fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6, 53-60.
- IBM (2010). *Manual del usuario del sistema básico de IBM SPSS Statistics 20*. Chicago, IL: IBM Corporation.
- Lorea, I., Fernández-Montalvo, J., Tirapú-Ustárroz, J., Landa, N. y López-Goñi, J. J. (2010). Rendimiento neuropsicológico en la adicción a la cocaína: una revisión crítica. *Revista de Neurología*, 51, 412-26.
- Lozano, M., Hernández, M., Turró, O., Pericot, I., López-Pousa, S. y Vilalta, J. (2009). Validación del Montreal Cognitive Assessment (MoCA): test de cribado para el deterioro cognitivo leve. Datos preliminares. *Alzheimer*, 43, 4-11.
- Lozoya, P., Ruiz Sánchez, J. y Pedrero, E. (2012). Validación de un cuestionario de quejas cognitivas para adultos jóvenes: relación entre las quejas subjetivas de memoria, la sintomatología prefrontal y el estrés percibido. *Revista de Neurología*, 54, 137-150.

- Luck, T., Luppá, M., Matschinger, H., Jessen, F., Angermeyer, M. y Riedel-Heller, S. (2014). Incident subjective memory complaints and the risk of subsequent dementia. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 131, 1-7.
- Merino-Soto, C., y Domínguez-Lara, S. (2015). Sobre la elección del número de factores en estudios psicométricos en la revista latinoamericana de ciencias sociales, niñez y juventud. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 13, 1320-1322.
- Mías, C. D., Luque, L., Bastidas, M. y Correché, M. S. (2015). Quejas subjetivas de memoria, olvidos de riesgo y dimensiones psicopatológicas: aspectos diferenciales entre el declive y deterioro cognitivo leve. *Revista de Neuropsicología, Neuropsiquiatría y Neurociencias*, 15, 53-70.
- Molina-Rodríguez, S., Pellicer-Porcar, O. y Mirete-Fructuoso, M. (2018). Estrés percibido y quejas subjetivas de memoria en adultos jóvenes: papel mediador de las funciones ejecutivas. *Revista de Neurología*, 67, 84-90.
- Montejo, P., Montenegro, M., Reinoso, A. I., de Andrés, M. E. y Claver, M. D. (2003). *Manual práctico de Evaluación y Entrenamiento de Memoria. Método UMAM*. Madrid: Díaz de Santos.
- Montejo, P., Montenegro, M., Sueiro-Abad, M. y Huertas, E. (2014). Cuestionario de fallos de memoria de la vida cotidiana (MFE): análisis de factores con población española. *Anales de Psicología*, 30, 320-328.
- Montejo-Carrasco, P., Montenegro-Peña, M. y Sueiro, M. J. (2012a). The memory failures of everyday questionnaire (MFE): internal consistency and reliability. *The Spanish Journal of Psychology*, 15, 768-776.
- Montejo-Carrasco, P., Montenegro-Peña, M. y Sueiro, M. J. (2012b). The Memory Failures of Everyday (MFE) Test: normative data in adults. *The Spanish Journal of Psychology*, 15, 1424-1431.
- Montejo-Carrasco, P., Montenegro-Peña, M., Sueiro-Abad, M. J. y Fernández-Blázquez, M.A. (2011). Cuestionario de fallos de memoria de la vida cotidiana: datos normativos para mayores. *Psicogeriatría*, 3, 167-17.
- Montenegro, M., Montejo, P., Claver-Martín, M., Reinoso, A., de Andrés-Montes, M., García-Marín, A., Llanero-Luque, M. y Huertas, E. (2013). Relación de las quejas de memoria con el rendimiento de memoria, el estado de ánimo y variables sociodemográficas en adultos jóvenes. *Revista de Neurología*, 57, 396-404.
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: segunda edición. *Psicothema*, 25, 151-157.
- Nasreddine, Z. S., Phillips, N. A., Bédirian, V., Charbonneau, S., Whitehead, V., Collin, I., Cummings, J. L. y Chertkow, H. (2005). The Montreal Cognitive Assessment, MoCA: a brief screening tool for mild cognitive impairment. *Journal of the American Geriatrics Society*, 53, 695-699.
- Olazarán, J. (2011). ¿Puede diagnosticarse la demencia en la Atención Primaria? *Atención Primaria*, 43, 377-384.
- Pedraza, O. L., Salazar, A. M., Sierra, F. A., Soler, D., Castro, J., Castillo, P. C., Hernández, A. y Piñeros, C. (2016). Confiabilidad, validez de criterio y discriminante del Montreal Cognitive Assessment (MoCA) test, en un grupo de adultos de Bogotá. *Acta Médica Colombiana*, 41, 221-228.
- Pedrero-Pérez, E. J. y Ruiz-Sánchez de León, J. M. (2013). Quejas subjetivas de memoria, personalidad y sintomatología prefrontal en adultos jóvenes. *Revista Neurología*, 57, 289-296.
- Pellicer-Porcar, O., Mirete-Fructuoso, M., Molina-Rodríguez, S. y Soto-Amaya, J. (2014). Quejas subjetivas de memoria en adultos jóvenes: influencia del estado emocional. *Revista de Neurología*, 59, 543-550.

- Pereira-Manrique, F. y Reyes, M. F. (2013). Confiabilidad y validez del test Montreal Cognitive Assessment (MoCA) en población mayor de Bogotá, Colombia. *Revista Neuropsicología, Neuropsiquiatría y Neurociencias*, 13, 39-61.
- Perrotte, F. M., Brochero, N. N., Concari, I. A., García, I. E., Assante, M. L. y Lucero, C. B. (2017). Asociación entre pérdida subjetiva de memoria, deterioro cognitivo leve y demencia. *Neurología Argentina*, 9, 156-162.
- Rodríguez, N., Juncos-Rabadán, O. y Facal, D. (2008). The phenomenon of the tip of the tongue in Mild Cognitive Impairment. A pilot study. *Revista de Logopedia, Foniatría y Audiología*, 28, 28-33.
- Rojo-Mota G., Pedrero-Pérez E. J., Ruiz-Sánchez de León J. M., Llanero-Luque M. y Puerta-García C. (2013). Cribado neurocognitivo en adictos a sustancias: la evaluación cognitiva de Montreal. *Revista de Neurología*, 56, 129-136.
- Ruiz-Sánchez de León, J. M., Llanero-Luque, M., Lozoya-Delgado, P., Fernández-Blázquez, M. A. y Pedrero-Pérez, E. J. (2010). Estudio neuropsicológico de adultos jóvenes con quejas subjetivas de memoria: implicación de las funciones ejecutivas y otra sintomatología frontal asociada. *Revista de Neurología*, 51, 650-660.
- Ruiz-Sánchez de León, J. M., Pedrero-Pérez, E. J., y Lozoya-Delgado, P. (2014). Caracterización neuropsicológica de las quejas de memoria en la población general: relación con la sintomatología prefrontal y el estrés percibido. *Anales de Psicología*, 30, 676-683.
- Ruiz-Sánchez de León, J. M., Pedrero-Pérez, E. J., Gálvez, S., Fernnández-Méndez, L. M., Lozoya-Delgado, P. y Departamento de Neuropsicología del Centro de Tratamiento de la lesión Cerebral LESCER. (2015) Utilidad clínica y propiedades psicométricas del inventario de síntomas prefrontales (ISP) en el daño cerebral adquirido y las demencias degenerativas. *Revista de Neurología*, 61, 387-394.
- Sales, A., Redondo, R., Mayordomo, T., Satorres, E. y Meléndez, J. C. (2016). Diferencias entre personas mayores sanas y con deterioro cognitivo leve en variables clínicas. *Psicogeriatría*, 6, 61-67.
- Sunderland, A., Harris, J. E. y Gleave, J. (1984). Memory failures in everyday life following severe head injury. *Journal of Clinical Neuropsychology*, 6, 127-142.
- Terán-Mendoza, O., Sira-Ramos, D., Guerrero-Alcedo, J. y Arroyo-Alvarado, D. (2016). Sintomatología frontal, estrés autopercebido y quejas subjetivas de memoria en adictos a sustancias. *Revista de Neurología*, 62, 296-302.
- Timmerman, M. E., y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220.
- Tirapú-Ustárroz, J., García, A., Ríos-Lago, M. y Ardila, A. (2012). *Neuropsicología de la corteza prefrontal y las funciones ejecutivas*. Madrid: Viguera Editores.
- Tirapú-Ustárroz, J., Cordero-Andrés, P., Luna-Lario, P. y Hernandez-Goñi, P. (2017). Propuesta de un modelo de funciones ejecutivas basado en análisis factoriales. *Revista de Neurología*, 64, 75-84.
- Urrutia-Egaña, M., Barrios-Araya, S., Gutiérrez-Núñez, M., y Mayorga-Camus, M. (2014). Métodos óptimos para determinar validez de contenido. *Educación Médica Superior*, 28, 547-558.
- Vayas-Abascal, R. y Carrera-Romero, L. (2012) Disfunción ejecutiva. Síntomas y relevancia de su detección desde Atención Primaria. *Revista Clínica de Medicina de Familia*, 5, 191-197.

RECIBIDO: 26 de abril de 2019

ACEPTADO: 7 de septiembre de 2019