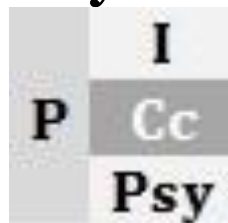


*Proceedings of 9th International
and 14th National Congress of Clinical
Psychology
(17-20 November, 2016.
Santander-Spain)*

Colección:
**Proceedings of International Congress of
Clinical Psychology**



Directores:
Buela-Casal, Gualberto
Sierra, Juan Carlos

Proceedings of 9th International and 14th National Congress of Clinical Psychology (17-20 November, 2016. Santander-Spain)

© Asociación Española de Psicología Conductual (AEPC)

Colección: Proceedings of International Congress of Clinical Psychology.

Idiomas de publicación: castellano e inglés.

Edita: Asociación Española de Psicología Conductual (AEPC).

CIF: G-23220056

Facultad de Psicología. Universidad de Granada. 18011, Granada (España).

E-mail: info@aepec.es.

Web: <http://www.aepec.es>

Printed in Granada, Spain.

ISBN: 978-84-09-02092-8

NOTA EDITORIAL: Las opiniones y contenidos de los artículos publicados en el *Proceedings of 9th International and 14th National Congress of Clinical Psychology (17-20 November, 2016. Santander-Spain)*, son de responsabilidad exclusiva de los autores; asimismo, éstos se responsabilizarán de obtener el permiso correspondiente para incluir material publicado en otro lugar.

ARTÍCULOS/ARTICLES	Págs.
CARMEN: UNA NUEVA HERRAMIENTA PARA LA EVALUACIÓN DE LA CARGA MENTAL EN EL TRABAJO Susana Rubio-Valdehita, Eva M ^a Díaz-Ramiro, M ^a Inmaculada López-Núñez y M ^a Dolores Vallellano-Pérez	1-8
CHANGING WAYS OF COPING WITH STRESS IN ECOSYSTEMIC THERAPY OF ADDICTIONS Dragana Deh, Nevena Čalovska Hercog and Janko Medjedovic	9-17
COPING AND MENTAL HEALTH: A MULTIGROUP CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS ACROSS GENDER Hilda MariaRodrigues-Moleda-Constant, María Eugenia Gutiérrez-Marco, María José Beneyto-Arrojo y Carmen Moret-Tatay	18-30
ENURESIS EN LA INFANCIA Y ADOLESCENCIA: ANÁLISIS MULTIDIMENSIONAL José Antonio López-Villalobos, María Victoria López-Sánchez, Jesús María Andrés- De Llano, María Isabel Sánchez-Azón, Nuria Miguel-De Diego, Elena Pérez-Llorente, Estela Castaño-García y Ana Pascual-Alons	31-37
PRECISIÓN DIAGNÓSTICA Y MINUSVALORACIÓN DE SÍNTOMAS EN EL MMPI-2-RF Guadalupe Sánchez-Crespo, Amada Ampudia-Rueda y Fernando Jiménez-Gómez	38-44
VALIDACIÓN DE LA ESCALA MOS-SSS DE APOYO SOCIAL EN UNA MUESTRA DE PACIENTES ONCOLÓGICOS RECIÉN DIAGNOSTICADOS Amador Priede, Yolanda Andreu-Vaillo, Paula Martínez-López, María Ruiz-Torres, Fernando Hoyuela y César González-Blanch	45-53

CARMEN: UNA NUEVA HERRAMIENTA PARA LA EVALUACIÓN DE LA CARGA MENTAL EN EL TRABAJO

Susana Rubio-Valdehita^{1*}, Eva M^a Díaz-Ramiro^{}, M^a Inmaculada López-Núñez^{**} y M^a Dolores Vallellano-Pérez^{**}**

**Departamento de Psicología Diferencial y del Trabajo, Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid; **Universidad Complutense de Madrid, España*

RESUMEN. Antecedentes: Como señala la Norma ISO 10075, se hace necesario disponer de herramientas de evaluación de la carga mental de trabajo que posean adecuados índices de calidad psicométrica. Las técnicas disponibles actualmente carecen de un estudio psicométrico adecuado o incluyen procedimientos de difícil aplicación en el contexto real de trabajo. Por ello, el objetivo de esta investigación es presentar una nueva herramienta de evaluación de la carga mental de trabajo que cumpla con los estándares que señala la Norma ISO 10075. Método. Siguiendo los modelos de Hart y Staveland y de Xie y Salvendy se diseñó un cuestionario de 50 ítems (que hemos denominado Cuestionario CARMEN), que fue aplicado a 428 trabajadores de los sectores sanitarios, seguridad y administrativo. Se realizaron análisis de fiabilidad (consistencia interna) y de validez del instrumento (análisis factorial confirmatorio). Resultados. Se comparan diferentes versiones del cuestionario CARMEN, desde el punto de vista de sus índices de validez (ajuste al modelo factorial confirmatorio) y fiabilidad. Conclusiones. La versión reducida de 22 ítems y cinco dimensiones (demanda cognitiva, demanda temporal, demanda física, demanda emocional y exigencias de rendimiento) es la que muestra mejores indicadores de ajuste desde el punto de vista psicométrico. Algunas de las dimensiones inicialmente planteadas al construir la versión inicial del cuestionario CARMEN (entorno de trabajo y ajuste del puesto a las características individuales) desaparecen del modelo final, lo cual podría indicar que al evaluar la carga mental, este tipo de variables son subyacentes a la valoración del resto de las dimensiones de carga.

Palabras clave: Carga mental, cuestionario CARMEN, análisis factorial confirmatorio, psicología del trabajo, psicometría

ABSTRACT. Background: As stated in ISO 10075, it is necessary to have mental workload assessment tools that have adequate psychometric quality indexes. The currently available techniques lack adequate psychometric study or include procedures that are difficult to apply in the actual context of work. Therefore, the objective of this research is to present a new tool to evaluate the mental workload that complies with the standards set in ISO 10075. Method. Following the models of Hart and Staveland and of Xie and Salvendy,

¹ Correspondencia: Susana Rubio-Valdehita. Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid, Campus de Somosaguas, 28223, Pozuelo de Alarcón (Madrid). E-mail: srubiova@ucm.es

a questionnaire of 50 items (called CARMEN Questionnaire) was designed, which was applied to 428 workers in the health, safety and administrative sectors. We performed analyses of reliability (internal consistency) and instrument validity (confirmatory factor analysis). Results. Different versions of the CARMEN questionnaire are compared, from the point of view of their validity indices (adjustment to the confirmatory factorial model) and reliability. Conclusions. The reduced version of 22 items and five dimensions (cognitive demand, temporal demand, physical demand, emotional demand and performance requirements) is the one that shows the best indicators of adjustment from the psychometric point of view. Some of the dimensions initially proposed in constructing the initial version of the CARMEN questionnaire (working environment and job adjustment to individual characteristics) disappear from the final model, which may indicate that when assessing the mental load, these types of variables are underlying the evaluation of the rest of the mental workload dimensions.

Keywords: Mental workload, CARMEN questionnaire, confirmatory factor analysis, work psychology, psychometry.

Introducción

Los factores de riesgo psicosocial son las condiciones presentes en una situación laboral, directamente relacionadas con la organización, el contenido del trabajo y la realización de la tarea, que pueden afectar al bienestar, la salud y el rendimiento de los trabajadores. Entre estos factores se incluye la carga mental como uno de los más importantes factores de riesgo psicosocial. La VI Encuesta Nacional de Condiciones de Trabajo refleja el aumento de la carga mental como factor de riesgo laboral, ya que el 67% de los trabajadores encuestados manifestó estar sometido a elevadas demandas de tipo cognitivo, y aproximadamente el 20% respondió que siempre o casi siempre tenía que realizar varias tareas al mismo tiempo durante su jornada laboral. La carga mental puede definirse como el nivel de recursos atencionales necesarios para equilibrar los criterios de ejecución objetivos y subjetivos. Los recursos atencionales son limitados, por lo cual cuando las demandas de la tarea exceden la capacidad del individuo se produce un descenso en el rendimiento laboral y un aumento en los sentimientos de insatisfacción, estrés y frustración de los trabajadores. Estar expuesto a condiciones de carga mental en el trabajo puede producir importantes problemas de salud en los trabajadores. La consecuencia más directa es el estrés laboral que, mantenido en el tiempo, puede dar lugar a problemas físicos, psicológicos y organizacionales (Gil-Monte, 2009).

La complejidad del concepto de carga mental ha llevado al desarrollo de gran variedad de técnicas de evaluación: indicadores de rendimiento, medidas fisiológicas y escalas y cuestionarios. Actualmente, son muchos los modelos teóricos de carga mental que consideran fundamental plantear un enfoque centrado en los aspectos subjetivos, ya que será la percepción subjetiva del trabajador la que determinará su satisfacción y bienestar (Szalma, 2008). Además, las técnicas fisiológicas y de rendimiento implican el uso de métodos intrusivos que impiden la evaluación fiable de la carga mental en situaciones reales de trabajo, llegando a ser rechazados por los trabajadores. Todo ello ha llevado al desarrollo de escalas subjetivas que en la mayoría de los casos han surgido en entornos específicos lo que dificulta, y en algunos casos imposibilita, su aplicación y utilización de forma generalizada en cualquier contexto. Investigadores de la Universidad de la Laguna han desarrollado la escala ESCAM que permite obtener puntuaciones en varias dimensiones de carga: demandas cognitivas, organización del tiempo, efectos

sobre el individuo, dificultades e interferencias, retroalimentación y apoyo de terceras personas, y responsabilidad sobre el trabajo realizado. Los resultados obtenidos (Rolo-González, Díaz y Hernández-Fernaud, 2009), señalan las propiedades psicométricas del instrumento; sin embargo, como sus autoras destacan, la utilidad de la escala ESCAM es todavía limitada.

A nivel internacional la escala Nasa-TLX (Hart y Staveland, 1988) es la que ha sido objeto de mayor investigación y uso. Distingue seis dimensiones de carga mental (esfuerzo, demanda mental, demanda física, demanda temporal, rendimiento y frustración) que son evaluadas de 0 a 100. Nasa-TLX ha demostrado ser una herramienta sensible, válida y fiable (Rubio, Díaz, Martín y Puente, 2004). Sin embargo, posee limitaciones de carácter práctico especialmente en lo referido a su formato de presentación, poco habitual en los ámbitos reales de trabajo, donde los trabajadores están mucho más acostumbrados a responder a cuestionarios conformados por una serie de ítems y en los que claramente se les pide que expresen su opinión acerca de la intensidad, importancia o frecuencia con la que se presenta en su puesto de trabajo una determinada condición referida en un ítem concreto, utilizando para ello una escala tipo Likert.

La abundancia de procedimientos propuestos es buen indicador de las limitaciones que entrañan todos ellos. Las principales dificultades que seguimos encontrando a la hora de evaluar la carga mental son que la mayoría de los instrumentos son específicos del dominio, muchos sólo son aplicables en puestos de producción, algunos son protocolos de actuación que no establecen el procedimiento de medida, en ocasiones son métodos intrusivos y su cumplimentación presenta cierta complejidad para algunos trabajadores.

En este trabajo se presentan los resultados del estudio psicométrico de una nueva herramienta de evaluación y diagnóstico de la carga mental, que hemos denominado CARMEN, y que pretende ser un cuestionario válido, fiable y de fácil aplicación a cualquier sector profesional.

Método

Participantes

Participaron 428 trabajadores pertenecientes a los sectores de sanidad, seguridad y administrativo. 232 eran mujeres (54,2%) y 196 hombres (45,8%). La Tabla 1 muestra la distribución de los participantes por sector y sexo. Todos tenían una antigüedad en el puesto superior a seis meses. La media de edad fue de 36,4 años (DT = 10,3) variando entre 25 y 60 años.

Tabla 1

Distribución de la muestra por sector profesional y sexo

	Mujer	Varón	Total
Sanitario	163	51	214
Administrativo	60	25	85
Seguridad	9	120	129

Materiales/Instrumentos

Todos los participantes contestaron el cuestionario CARMEN para la evaluación de la carga mental de sus puestos de trabajo. El cuestionario CARMEN está formado por 50 ítems referidos a las siguientes dimensiones: exigencias cognitivas o de procesamiento (p.e. Mi trabajo requiere mantener periodos de intensa concentración), exigencias temporales o de ritmo de trabajo (p.e. No puedo parar o detener mi trabajo cuando lo necesito), exigencias de rendimiento o ejecución (p.e. Mis errores pueden tener

consecuencias graves), demanda emocional o de salud física y emocional (p.e. Mi trabajo me afecta mucho emocionalmente), entorno de trabajo (p.e. Dispongo de las herramientas adecuadas para hacer bien mi trabajo) y características individuales (p.e. Las exigencias de mi trabajo se corresponden con mi formación académica). Cada uno de los ítems es evaluado en una escala Likert de 4 puntos (0 nunca; 1 pocas veces; 2 a menudo; 3 siempre).

Procedimiento

Previo a la aplicación de los instrumentos, el equipo investigador contactó con los responsables de los servicios de prevención de los centros de trabajo, los cuales, tras la autorización del estudio, se encargaron de organizar los momentos más adecuados para la recogida de los datos, así como de informar a la plantilla. Todos los participantes fueron informados del carácter anónimo y voluntario de su participación en el estudio y dieron su consentimiento para la utilización de los datos con fines de investigación.

Resultados

Se analizó la validez y la fiabilidad (consistencia interna) de tres versiones del cuestionario CARMEN: versión inicial de 50 ítems (CARMEN 1.0), versión reducida de 35 ítems (CARMEN 2.0) y reducida a 22 ítems (CARMEN 3.0). Para analizar la validez se utilizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) mediante el programa AMOS. La fiabilidad fue analizada mediante el coeficiente alpha de Cronbach, calculado con el SPSS 22.0.

Se probaron diferentes modelos factoriales:

CARMEN 1.0: Modelo de 50 ítems caracterizado por seis factores de primer orden (demandas cognitivas, temporales, emocionales y físicas, rendimiento, entorno organizacional y ajuste individual) y un factor de segundo orden (carga mental).

CARMEN 2.0: Modelo unidimensional (carga mental) de 35 ítems.

CARMEN 2.0: Modelo de 35 ítems caracterizado por 4 factores (demandas cognitivas, demandas temporales, demandas emocionales y físicas y exigencias de rendimiento) de primer orden y un factor de segundo orden (carga mental).

CARMEN 3.0: Modelo de 22 ítems caracterizado por 5 factores (demandas cognitivas, demandas temporales, demandas emocionales, demandas físicas y exigencias de rendimiento) de primer orden y un factor de segundo orden (carga mental).

En los dos últimos modelos, se introdujeron modificaciones según los índices de modificación, los de bondad de ajuste y las cargas factoriales. Considerando los resultados, el último modelo mostró el mejor ajuste (ver Tabla 2). En todos los casos se obtuvieron KMO superiores a 0,80 y niveles de significación inferiores a 0,001. Además, se utilizó el coeficiente de Mardia (Bollen, 1989), considerando normalidad multivariante cuando es menor que $p(p+2)$, donde p es el número de variables observadas. Se examinó la magnitud χ^2 indicando un mejor ajuste aquel en el que ésta fue más pequeña; la discrepancia dividida por sus grados de libertad (CMIN / DF [debe ser inferior a 3]); el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA<0,08); Razón de Parsimonia (PRATIO); Índice de Bondad de Ajuste (GFI); Índice Ajustado de Bondad de Ajuste (AGFI). Los valores de estos índices deben ser cercanos a 0,90 para considerar un buen ajuste. Se calcularon el Criterio de Información (AIC) y el Índice Esperado de Validación Cruzada (ECVI), indicando valores bajos un mejor ajuste (Tabachnick y Fidell, 2013).

Tabla 2

Índices de bondad de ajuste del análisis factorial confirmatorio de los cuatro modelos

<i>Índice</i>	<i>CARMEN 1.0</i> <i>50 items</i> <i>6 factores</i> <i>Modelo 1</i>	<i>CARMEN 2.0</i> <i>35 items</i> <i>Unifactorial</i> <i>Modelo 2</i>	<i>CARMEN 2.0</i> <i>35 items</i> <i>4 factores</i> <i>Modelo 3</i>	<i>CARMEN 3.0</i> <i>22 items</i> <i>5 factores</i> <i>Modelo 4</i>
Coefficiente de	275,73	138,40	138,40	67,68
Mardia				
χ^2	3439,66 (p= ,000)	1266,49 (p = ,000)	1039,95 (p = ,000)	349,01 (p = ,000)
CMIN/DF	2,94	2,26	1,88	1,74
RMSEA	0,067	0,054	0,045	0,042
RMSEA (CI-90%)	0,065-0,070	0,050 – 0-058	0,041 – 0,050	0,034 – 0,049
PRATIO	0,95	0,94	0,93	0,87
AIC	3651,66	1406,49	1195,95	453,01
ECVI	8,55	3,29	2,80	1,06
ECVI (CI-90%)	8,15-8,97	3,06-3,54	2,60 – 3,02	0,95 -1,19
GFI	0,72	0,83	0,86	0,93
AGFI	0,70	0,81	0,84	0,91

Los resultados indican que aunque varios modelos pueden considerarse con buen ajuste, es el último el que mantiene indicadores muy superiores al resto. En la Figura 1 se muestra el resultado del AFC para este modelo.

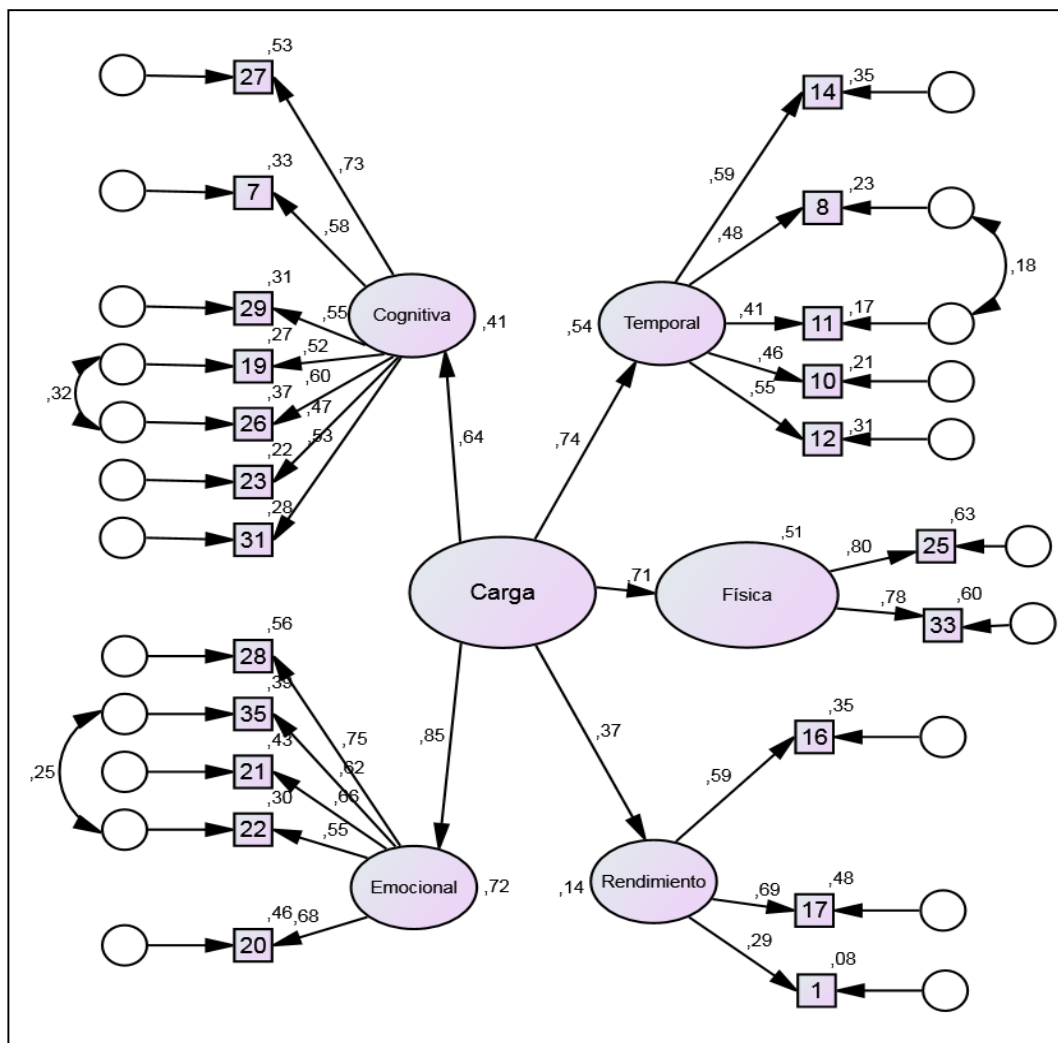


Figura 1. Modelo de cuatro factores de primer orden y uno de segundo orden (carga) de la versión de 22 ítems (CARMEN 3.0).

Para evaluar la consistencia interna, se calculó el coeficiente alfa de Cronbach en los dos modelos evaluados que mostraron mejores índices de ajuste en el AFC (ver Tabla 3).

Tabla 3
Descriptivo y fiabilidad de los modelos 3 y 4

Item	Media	DT	CARMEN 2.0		CARMEN 3.0	
			R ítem-total corregida	α si se elimina el elemento	R ítem- total corregida	α si se elimina el elemento
1	2,65	,49	,40	,906	,32	,849
2	2,36	,61	,43	,906		
3	2,27	,70	,54	,904		
4	1,82	,77	,56	,904		
5	2,33	,69	,43	,906		
6	1,83	,79	,58	,903		
7	2,38	,68	,53	,904	,46	,844
8	1,67	,79	,45	,905	,43	,845
9	1,43	,78	,52	,904		
10	1,61	,75	,39	,906	,38	,847
11	1,42	,73	,36	,907	,36	,848
12	1,88	,79	,45	,906	,43	,845
13	1,99	,67	,53	,904		
14	1,57	,73	,44	,906	,45	,844
15	1,26	,81	,55	,904		
16	2,53	,59	,31	,907	,25	,851
17	2,32	,62	,40	,906	,32	,849
18	2,31	,74	,43	,906		
19	1,86	,74	,52	,904	,48	,843
20	1,32	,70	,40	,906	,43	,845
21	1,09	,62	,44	,906	,48	,843
22	,75	,75	,35	,907	,39	,846
23	2,12	,63	,52	,905	,45	,844
24	2,40	,66	,45	,906		
25	1,13	,68	,32	,907	,36	,847
26	1,50	,77	,41	,906	,42	,845
27	2,11	,74	,55	,904	,50	,842
28	1,15	,69	,40	,906	,43	,845
29	1,65	,78	,50	,905	,48	,843
30	1,56	,80	,40	,906		
31	1,98	,78	,54	,904	,50	,842
32	1,71	,77	,45	,906		
33	1,27	,71	,33	,907	,36	,847
34	2,11	,73	,24	,908		
35	,77	,73	,37	,907	,40	,846

Para CARMEN 2.0 el α de Cronbach, fue: escala total ($\alpha = ,908$); demanda cognitiva ($\alpha = ,873$), demandas emocionales y físicas ($\alpha = ,826$), demandas temporales ($\alpha = ,801$), rendimiento ($\alpha = ,745$). En el modelo CARMEN 3.0 los valores de α fueron: escala total ($\alpha = ,851$), demandas cognitivas ($\alpha = ,813$), demandas emocionales ($\alpha =$

,788), demandas temporales ($\alpha = ,764$), demandas físicas ($\alpha = ,800$), rendimiento ($\alpha = ,671$). Para esta última dimensión si se elimina el ítem 1, α aumenta a ,700.

Conclusiones

En este estudio se han analizado las propiedades psicométricas de un cuestionario diseñado para medir la carga mental en el trabajo (Cuestionario CARMEN). Estas propiedades fueron evaluadas en una amplia muestra de trabajadores de diferentes sectores de actividad. En primer lugar se analizó la estructura factorial de cuatro modelos jerárquicos según varias versiones del cuestionario derivadas de la consideración de diferentes dimensiones y de una reducción significativa en el número de ítems. El último de los modelos fue el que mostró mejores indicadores de ajuste. Este modelo resultó conformado por cinco dimensiones y solamente 22 elementos.

La fiabilidad fue analizada como consistencia interna. Aunque los índices de fiabilidad fueron menores con la versión final CARMEN 3.0, en todos los casos se obtuvieron coeficientes α cercanos o muy superiores a 0,70, manteniendo por tanto índices de fiabilidad aceptables.

Entre las limitaciones del estudio cabe señalar la conveniencia de refutar esta estructura factorial en muestras de otros sectores profesionales diferentes a los incluidos en este trabajo, así como analizar la validez convergente con otras técnicas y la validez de criterio empleando indicadores externos de rendimiento y salud. Uno de los problemas más importantes asociados con la evaluación y medida de la carga mental es que todavía no se dispone de unidades de medida estandarizadas que permitan el diagnóstico de la situación (Annett, 2002). Esta falta de baremos dificulta, o hace prácticamente imposible, que los responsables de los Servicios de Prevención puedan diseñar estrategias de diagnóstico, prevención e intervención adecuadas y eficaces. Sin duda, la obtención de muestras más amplias nos permitirá la elaboración de baremos que sirvan para realizar una interpretación adecuada de las puntuaciones obtenidas. Todos estos análisis serán objeto de futuras investigaciones con el cuestionario CARMEN.

Referencias

- Annett, J. (2002). Subjective rating scales: science or art? *Ergonomics*, 45(14), 966-987.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva York: Wiley.
- Gil-Monte, P. R. (2009). Algunas razones para considerar los riesgos psicosociales en el trabajo y sus consecuencias en la salud pública. *Revista Española de Salud Pública*, 83(2), 169-173.
- Hart, S. G. y Staveland, L. E. (1988). Development of Nasa-Tlx (Task Load Index): results of empirical and theoretical research. En P. A. Hancock y N. Meshkati (Eds.), *Human Mental Workload* (pp. 139-183). North-Holland, Amsterdam.
- Rolo-González, G., Díaz, D., y Hernández-Fernaund, E. (2009). Desarrollo de una Escala Subjetiva de Carga Mental de Trabajo (ESCAM). *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 25(1), 29-37.
- Rubio, S., Diaz, E., Martin, J., y Puente, J. (2004). Evaluation of subjective mental workload: A comparison of SWAT, NASA-TLX, and workload profile methods. *Applied Psychology: An International Review*, 53(1), 61-86.
- Szalma, J. L. (2008). Individual differences in stress reaction. En P.A. Hancock y J.L. Szalma (Eds.), *Performance Under Stress* (pp. 323-357). Hampshire: Ashgate.
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2013). *Using multivariate statistics*. Boston: Pearson.

CHANGING WAYS OF COPING WITH STRESS IN ECOSYSTEMIC THERAPY OF ADDICTIONS

Dragana Deh¹, Nevena Čalovska Hercog and Janko Medjedovic

Faculty of media and communications, University Singidunum, Belgrade

ABSTRACT. Background: The goal of this study is to examine if ways of coping with stress are changing and in which way during intensive ecosystemic therapy for addictions (alcoholism and pathological gambling). **Objectives:** We were interested in determining if there is a difference between patients and treatment associates, i.e. possible changes in the coping mechanisms, as well as if being aware of the consequences affects the way of coping with stress. **Method:** During the intensive stage of ecosystemic therapy for addiction there was a sample taken consisting of 101 respondents. Therapy was conducted in the “Day- time hospital” for addiction treatment in Institute of Mental health, Belgrade. At the beginning and as well as at the end of the process respondents completed a WOC questionnaire (Lazarus & Folkman); and also after 8 weeks, at the end of the intensive phase of therapy (test and re-test methods). **Results and conclusion:** Results showed two specific factors which affected reaction to stress: functional and dysfunctional, as well as the ways of coping with stress that changed between the two measurements in such way that functional patterns of reaction to stress increased, whilst dysfunctional decreased, and social consequences stood out as change factor. Addictions represent one of the largest sources of dysfunctionality for individuals, families and society as a whole.

Keywords: ecosystemic therapy, alcoholism, pathological gambling, coping

RESUMEN. Introducción: La meta de este estudio es examinar si las formas de afrontamiento del estrés están cambiando y como durante una intensiva terapia familiar ecosistémica especializada para el tratamiento de las adicciones (alcoholismo y juego patológico). **El objetivo:** Nos interesaba determinar si hay diferencia entre el paciente identificado y sus familiares, es decir, si hay cambios de mecanismos del afrontamiento, también si la conciencia de las consecuencias afecta cambios de las formas de afrontamiento del estrés. **Método:** La muestra tomada durante esta fase intensiva de la terapia familiar ecosistémica de las adicciones estuvo compuesta por 101 respondientes. La terapia tuvo lugar en hospital de día para el tratamiento de adicciones del Instituto de Salud Mental en Belgrado. Los respondientes contestaron al cuestionario (WOC, Lazarus y Folkman) al principio, tanto como 8 semanas después - al final de la fase intensiva de la terapia (método del test - retest). **Resultados y conclusiones:** Los resultados

¹ Correspondencia: Dragana Deh. Department of Psychology, Faculty of media and communications, University Singidunum, Belgrade.
E-mail: dragana.deh@fmk.edu.rs

mostraron que hay dos factores específicos de reaccionar ante el estrés: funcional y disfuncional, mostraron también que los mecanismos de afrontamiento del estrés cambiaron de tal forma que los patrones funcional del reaccionar ante el estrés incrementaron, mientras que los disfuncional decrementaron, por lo cual las consecuencias sociales se destacaron como el factor principal del cambio. Adicciones representan unas de las fuentes principales de disfuncionalidad individual, familiar y de sociedad entera.

Palabras clave: terapia familiar ecosistémica; alcoholismo; juegos patológicos; cambios; afrontamiento

Introduction

Originally, term coping was recognized as personality trait, a stable one through time, but also as source of individual differences in the manner of dealing with disturbing developments. According to Eckenrode (1991), the definition of the term coping, supposes a manner that incorporates flexible and variable responses to stressful events in everyday life.

In fact, coping is a process that occurs under circumstances where a person activates all of its potentials within the cognitive assessment of a given event, potential reaction to it, and variety of personal and social resources, especially efforts actively invested in order to overcome a stressful situation. As Lazarus (1996) emphasizes – the nature of the process is cyclical and cumulative and involves the interplay of all elements. Stress is a process that is caused by a continuous interaction - relation of the individual and the environment, along with the fact that the experience of stress performs recurrent impact on the person and the environment.

Stress, as a part of everyday life, plays significant role in causing various diseases and is one of the most important factors that provokes the consumption of addictive substances. Therefore, the need to explore the ways of coping with stress, especially in people with a problem of any form of addiction, is getting bigger (Sudraba et al., 2014).

The ESTA program

The ESTA program is a product of integration of the contemporary principles of treatment and family therapy, based on ecology and communication theory. It is related to the biopsychosocial model of Engle (Bošković, 1998). The creator of ESTA (ecosystemic therapy addictions) treatment program, Gačić (1996), gives absolute priority to ecological approach, because it explains the complexity of the behaviour and attitudes of the overall functioning of the family system and any system where so called identified patient - holder of the symptoms exist, meaning, the entire process that accompanies drug addiction treatment. The program involves activation of a network - the wider family and the social networks. A social network is a system of support for the treatment and its inclusion enables building a new community that is focused on life without alcohol/pathological gambling (Deh and Boskovic-Djukic, 2012a; Deh, 2012b). The process of intensive phase ESTA, consists of four key points, which are usually carried out in intervals of two weeks: *Informative presentation*, *Exam*, *The Grand presentation* and *Summary*

As the ways to cope with stress, according to Lazarus (1996) are relationship between the individual and the environment that are in constant dynamics, i.e., process, it is indicative to follow process of coping mechanism in two key therapeutic points, i.e. response to therapy as stress, and even more precise - to determine whether there are any changes and what this changes are, using two key therapeutic points (the beginning and

end of the intensive phase of treatment) that both patients and co-patients experienced as highly stressful.

Hypothesis 1: We assume that there are two objects of measurement - functional and dysfunctional stress response.

Hypothesis 2: There will be changes in the ways of coping with stress between two test situations, that will cause functional ways of reacting to stress grow, and dysfunctional decline in the context of ecosystemic treatment of addiction.

Hypothesis 3: The consequences of substance abuse will affect the way of coping with stress, by making the functional responses to stress grow, and dysfunctional decline.

Methods

Participants

The survey was conducted on a sample of 101 respondents, who were subjected to the ecosystemic program treatment of addiction (alcoholism and pathological gambling), in the daily hospital for addiction in the Institute for Mental Health in Belgrade and successfully completed the intensive phase of the treatment. The sample was divided into patients (47) and collaborators in the treatment (co-patients - 54). The study included 61 men and 40 females age between 19-75 years (mean = 41.2).

Design

The survey was conducted in the Daily hospital for addiction in the Institute for Mental Health in Belgrade.

Procedure

WOC (*Ways of Coping*) test was given in the group in the period between February 2012 and August 2013. The test and re-test were conducted in the interval of 6-8 weeks, in the context of performing the intensive phase of eco-systemic group therapy of addiction. The respondents were given the instruction to answer the assertions in context of the specific stress situation, and those were the first therapeutic point (test) and the last therapeutic point (re-test).

Instruments

- *Information about the sex, marital status, type of addiction, group affiliation, are obtained from the hospital files of the patients and hospital files of their cooperators, during the treatment process.*

The cognition of the consequences of the addiction - the behavior of the addict, reported by the patients and co-patients, does not exist at the time of inclusion in the therapy, but is included in the analysis, by the end of the treatment - the re-test.

The consequences are related to psychological, physical, family and social functioning and are explicitly cited in the hospital files

WOC (Folkman and Lazarus, 2011) was used to assess the ways of coping with stress. It consists of 66 assertions, which are grouped into 8 scales, measured by a four-point Likert type scale.

From the statistical analysis, necessary for data processing, descriptive statistics, two factor analysis of variance, hierarchical linear regression, were performed.

Results

The first hypothesis, that there are two levels of response to the stress which we named as functional and dysfunctional level, is confirmed and it clearly defines the

responses to stress, i.e. which are the functional ways of facing stress in order to achieve the desired (therapy demanded) changes, and which are dysfunctional ones. We will add that the confirmation of this hypothesis is a contribution by its self, since it points towards clearly distinctive meaning and significance of certain coping mechanisms among the respondents and in terms of selection of the answers they gave.

The second hypothesis, that there will be changes in the ways of coping with stress between two of the test situation by making the functional patterns grow, while the dysfunctional decline, is also confirmed, which was contributed primarily by the passage of time. Since we didn't measure the therapeutic effects in this study, we can't claim that the therapeutic process contributed to the change, but in relation to the fact the time filled with a certain context, which is in accordance with Lazarus' theory of stress and coping (that stress is a continuous relationship between the individual and environment), as well as by the principle of circularity, we can still assume that the therapy had contributed to the changes.

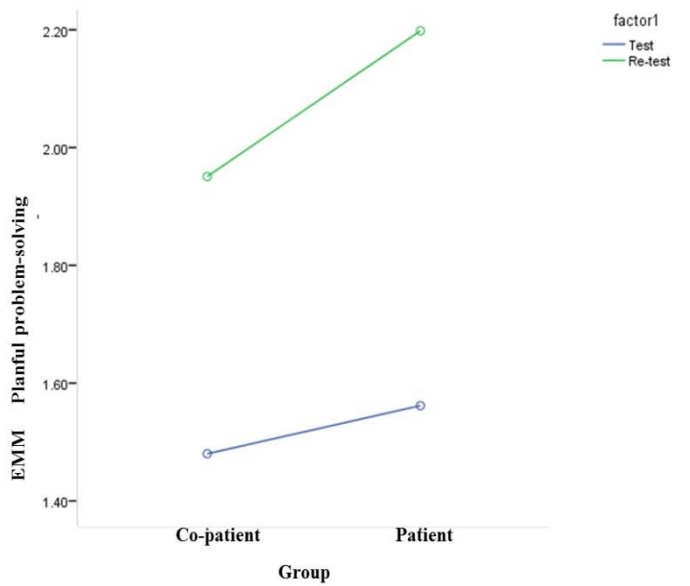
Table 1 shows the results of factor analysis, with the factorial analysis of the scale, the test and re-test, set aside two identical factors. Due to their structure, we can say that all functional mechanisms of coping with stress grouped into one, and all dysfunctional in another factor (based on what we named the resulting factors) which confirmed our Hypothesis No. 1.

Table 1

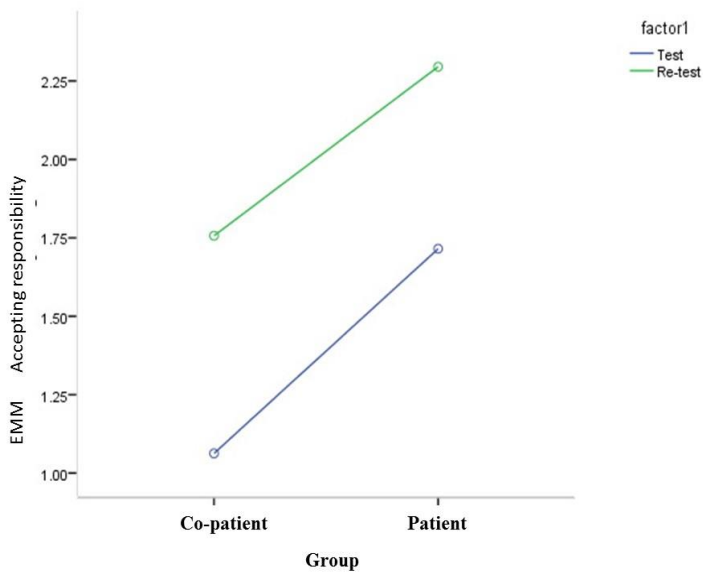
Matrix assembly extracted factors on test and re-test

	TEST		RE-TEST	
	1.Functional	2. Dysfunctional	1.Functional	2. Dysfunctional
Planful problem-solving	0.86		0.79	
Positive reappraisal	0.88		0.81	
Seeking social support	0.81		0.81	
Accepting responsibility	0.71	0.41	0.79	
Distancing		0.90		0.85
Escape-Avoidance		0.85		0.96

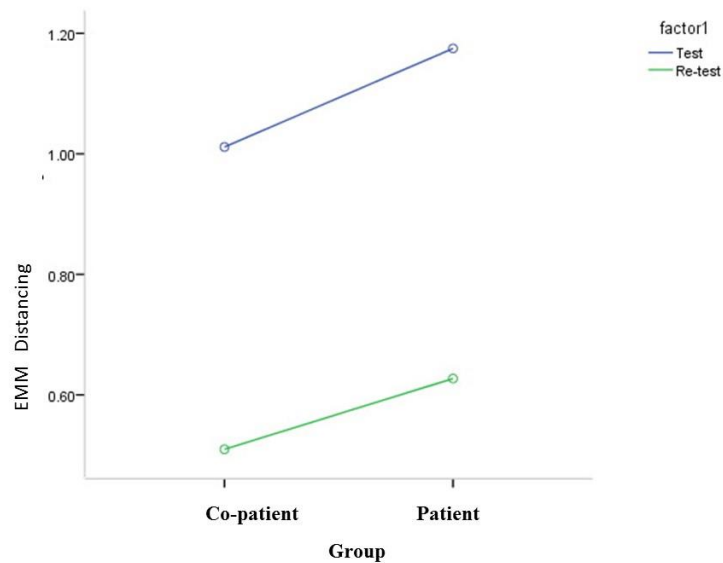
Hypothesis No. 2 is confirmed to a large extent - the results show that there has been a change in the behaviour of subjects during the passage of time between test and re-test, which belongs to the theoretical setting of stress, coping and WOC questionnaire, according to the Folkman and Lazarus (2011); and the attitude of the subjects has changed towards certain segments of treatment - as studied stress situations. (Differences between patients and co-patients significantly different only in scale of Seeking social support). Graphs 1-4:



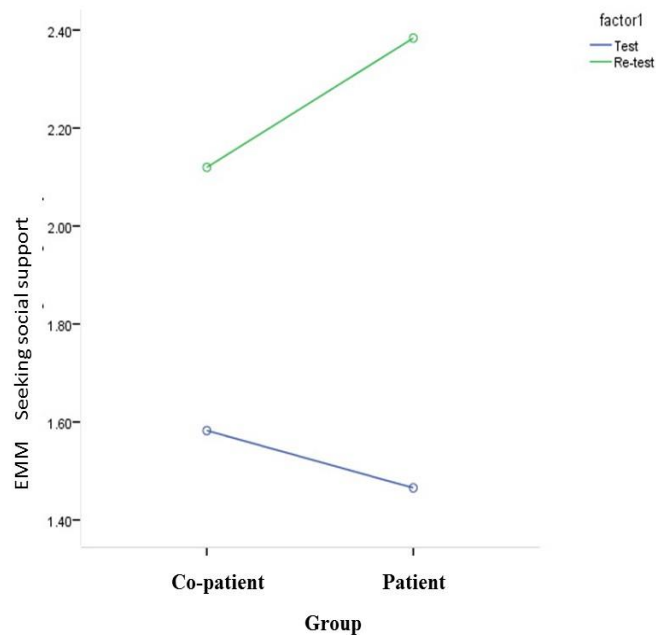
Graph 1. EMM Planful problem-solving.



Graph 2. EMM Accepting responsibility.



Graph 3. EMM Distancing.



Graph 4. Seeking social support.

Social consequences variable is a mediator of activity of the group, as shown in Table 2. The consequences variable were subject of consideration was in the middle of the intensive phase, and the respondents, in therapeutic final point (re-test) were asked to explicitly specify (enumerate) them by type. Hypothesis 3 - was partially confirmed, so as to isolate only the social consequences.

Table 2

Beta ponders and zero-order correlation coefficients for the prediction of functional responses to stress

	Functional stress answers		
	β_1	β_2	r_0
Age	0.165	0.148	0.023
Sex	0.177	0.23	0.012
Category of addiction	-0.039	-0.009	-0.102
Group	0.295*	0.23	0.149
Functional responses	0.453**	0.462**	0.476
Dysfunctional responses	-0.001	-0.008	-0.082
Physical consequences		0.058	0.183
Psychological consequences		-0.11	0.13
Family consequences		-0.108	0.077
Social consequences		0.388**	0.242
Professional. consequences		-0.011	0.101
Financial consequences		-0.115	-0.11

By reviewing of the available studies, emphasis of four (functional/adaptive) factors was observed, and it was found that they positively correlate with themselves and by achieving competence and efficiency of treatment in terms of achieved/maintained abstinence (Chodkiewicz and Gruszczyńska, 2013; Radafshar, Zarrabi and Jalayer, 2012). Our research builds on previous ones, which showed that there is certain success in the existence of the positive correlation of the test and re-test in adaptive coping mechanisms.

In the division established by Radafshar et al., (2012) and Mirabzadeh, Eftekhari, Forouzan, Sajadi and Rafiee (2013), who were also using WOC questionnaire, divided scales in relation to the division on active/focused on the problem; and evasive/focused on emotions. Identical scales we defined as a functional response to stress; belong to the active.

In a study conducted by Danhauer, Crawford, Farmer and Avis (2009), functional patterns grow, while the dysfunctional decrease over time, as well.

Sudraba et al. (2014) study showed that among the respondents who have completed the treatment, most commonly used functional copings, which also corresponds with our results on the functional form of answer to stress.

Seeking social support, as well as other scales included in functional coping, proved to be the most common positive coping mechanisms in the studies of Chesney, Neilands, Chambers, Taylor and Folkman (2006); Mirabzadeh et al. (2013); Krishnan and Orford (2002) and McCabe, Stokes and McDonald (2009) studies have shown an increase in seeking social support, as the most important coping mechanism both in the test and in the re-test, as well as an increase in the re-test relative to the test.

We emphasize that the respondents gave answers based on subjective self-assessment, i.e. the respondents were measuring their subjective experience, which for researchers and the studies, in a certain way, is uncovered territory.

Discussion

Sources of stress bring change, and the source of change provides the basis for a change of ways of dealing with stress, therefore, seeking social support becomes or increases coping and it influences the change in other coping (Puhl and Brownell, 2003).

The process that takes place between the Informative presentation and the Summary, the two principles, "here and now" and the process between them is therapeutically designed in order to successfully complete the intensive phase of addiction diseases and implies that the crisis is overcome, the abstinence held, and that resistances are broken, that the participants gained insight and made changes, as a way of coping with stress.

The key therapeutic points, the first - Informative presentation at the beginning of the therapy, and the other - Summary, at the end of the therapy, are the basis of our research of coping styles and their changes, and have included the therapeutic process itself, as potential factor of change; potential, since it was not our research task and we didn't measure the effects of the therapy. This is corroborated by the fact that the presence in the Daily Hospital, i.e. the participation in therapy, changes the everyday life of the participants, and it unavoidably changes the family rituals, which too is a stress that mediates changes.

Alcoholism and pathological gambling are sources of stress that were overcome by certain coping mechanisms. The passage of time is a factor of change, which, in the process of coping with stress and stressful situations, is also important, especially as this factor had occurred under the influence of the therapeutic context.

The results pointed to great similarities with other studies and opened the possibility for the coping mechanisms to be further explored from the perspective of functionality and adaptive changes that could be provided, under certain influence. We could conclude that seemingly simple protocol, had pointed out the complexity of the topics, as well as the studies, and has demonstrated the justification of hypotheses, but also brought the basis for new assumptions, which we hope, in the future, in some new studies, will be clarified.

References

- Bošković, D. (1998). *Alkoholizam žena: nastanak, posledice i lečenje [Woman's alcoholism: occurrence, consequences and treatment]*. Belgrade: Andrejevic Foundation.
- Chesney, M. A., Neilands, T. B., Chambers, D. B., Taylor, J. M. & Folkman, S. (2006), A validity and reliability study of the coping self-efficacy scale. *British Journal of Health Psychology*, 11, 421–437. Doi: 10.1348/135910705X53155
- Chodkiewicz, J., & Gruszczyńska, E. (2013). Changes in well-being, self-efficacy, and coping strategies during residential treatment of alcohol-addicted patients. *Roczniki Psychologiczne*, 16(1), 85-105.
- Danhauer, S. C., Crawford, S. L., Farmer, D. F., & Avis, N. E. (2009). A longitudinal investigation of coping strategies and quality of life among younger women with breast cancer. *Journal of behavioral medicine*, 32(4), 371-379.
- Deh, D. & Boskovic-Djukic, D. (2012a). *The analyses of secondary gain in the alcoholic family*. Paper presented at the 3rd Congress of Psychiatrists of Bosnia and

- Herzegovina with international participation: Psychiatry between phenomenology and neuroscience. Tuzla.
- Deh, D. & Boskovic-Djukic, D. (2012b). *Therapeutic intervention in dealing with secondary gain*. Paper presented at the XXVIII Symposium on Addictions: Options contemporary family in the prevention and treatment of addiction. Vrnjacka Banja.
- Gačić, B. (1996). Beogradski ekosistemski model u alkoholizmu [Belgrade ecosystem model in alcoholism]. *Socijalna misao [Social thought]*, 3(11-12), 27-41. Retrieved from <http://www.vbs.rs/scripts/cobiss?ukaz=DISP&id=2057316083057369&rec=6&sid=8>
- Eckenrode, J. (1991). *The social context of coping*. New York: Plenum.
- Folkman, S. & Lazarus, R.S. (2011). *Upitnik načina suočavanja sa stresom (WOC)*. Jastrebarsko: Naklada Slap.
- Krishnan, M., & Orford, J. (2002). Gambling and the family: From the stress-coping-support Perspective 1. *International Gambling Studies*, 2(1), 61-83.
- Lazarus, R.S. (1996). *Psychological stress and coping process*. New York: McGraw-Hill.
- McCabe, M. P., Stokes, M., & McDonald, E. (2009). Changes in quality of life and coping among people with multiple sclerosis over a 2 year period. *Psychology Health and Medicine*, 14(1), 86-96.
- Mirabzadeh, A., Eftekhari, M. B., Forouzan, A. S., Sajadi, H., & Rafiee, H. (2013). Relationship Between Ways of Coping and Quality of Life in Married Women: Toward Mental Health Promotion. *Iranian Red Crescent Medical Journal*, 15(8), 743.
- Puhl, R., & Brownell, K. D. (2003). Ways of coping with obesity stigma: review and conceptual analysis. *Eating Behaviors*, 4(1), 53-78.
- Radafshar, G., Zarrabi, H., & Jalayer, S. (2012). Relationships of Stress and Coping Styles to Periodontal Disease: A Case-Control Study. *Journal of Dentistry, Shiraz University of Medical Sciences*, 13(4), 169-175.
- Sudraba, V., Millere, A., Pūce, A., Millere, E., Zumente, Z., Deklava, L., & Vagale, A. (2014). Stress Coping of Patients with Substance use Disorder in Latvia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 159, 303-308.

COPING AND MENTAL HEALTH: A MULTIGROUP CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS ACROSS GENDER

Hilda Maria Rodrigues-Moleda-Constant^{1*}, María Eugenia Gutiérrez-Marco^{}, María José Beneyto-Arrojo^{**} y Carmen Moret-Tatay^{**}**

**Universidade Federal de Ciências da Saúde de Porto Alegre (UFCSPA) Brazil;*

***Universidad Católica de Valencia "San Vicente Mártir"*

ABSTRACT: The concept of coping it has been extensively studied in the last years because of its importance in understanding the field mental health. In this way, it is possible to find strategies focused on emotion or in the problem itself. Some studies have related the first one to mental health issues. On the other hand, active forms of coping might have positive effects on adaptation and mental health. In this context it is known that there may be some differences between genders. An interesting issue is how this concept varies between genders. In particular, some studies have claimed significant differences between mental health and gender. However, some questions remain unclear in the study of coping strategies, mental health and their relationship by gender. The present study investigated invariance across gender, in terms of mental health. Therefore, classical analysis of variance and an analysis a multigroup analysis was carried out, selecting gender as an independent variable. Women presented higher punctuation than men in the majority of factors. These differences reached the statistical significance for denial, somatic symptoms and social dysfunctions. However, the multigroup analysis was similar until a Structural covariances level. This highlights the adequacy of this scale until this level across gender. This might shed light on a theoretical, but it also an applied level. Bear in mind that most of the actions plans on mental health are aimed to develop a better understanding of the relationship between coping strategies and of their variations in terms of gender. Therefore, more research in in this field, examining the effect of other underlying variables, is needed. Moreover, a moderated mediational model across these variables reached the statistical significance, suggesting that gender might moderate the relationship among the above mentioned cognitive, behavioral and social factors on mental health.

Keywords: coping, gender, mental health, multigroup, moderated mediation

Introduction

Interest in the concept of mental health in terms of cognitive variables such as coping, has grown over the last decade in the field of psychology. In this approach, a large number of traditional authors (Haan, 1977; Menninger, 1963; Vaillant, 1977) constructed a hierarchy model of processes involved in confrontation, such as adaptation

¹ Correspondencia: Hilda Maria Rodrigues-Moleda-Constant. Universidade Federal de Ciências da Saúde de Porto Alegre (UFCSPA), Rua Sarmiento Leite, 245/316. Porto Alegre/RS- 90050-170, Brasil. E-mail: hildamoleda@gmail.com

or defense mechanisms. Most of the theoreticians of the concept of coping (Carver, Scheier and Weintraub, 1989; Lazarus and Folkman, 1984; Moos, 1988; Moos and Billings, 1982), agree to classify two broad domains of strategies: problem-focused and emotion-focused coping. Authors like Carver et al. (1989), Lazarus and Folkman, (1984) and Moos (1988) conclude that the active forms of coping, referring to efforts to deal directly with a conflicting event, are successful because they have positive effects on adaptation, mental health or well-being. However passive forms of coping, which consist of the absence of confrontation, evasive behaviour and denial, are less successful. According to traditional authors such as Aldwin & Revenson (1987), there is a relationship that may be mediated by the type of stressor and their perception of controllability. This general view was shared by Carver & Connor-Smith (2010), stipulating that the relationship between coping and adaptation may be tempered by the nature, duration, context and controllability of the stress.

One of the most relevant works in this field was a classical theoretical model developed by Lazarus and Folkman (1984), who define the concept of coping as cognitive and constantly changing behavioral. Furthermore, the authors stipulated that the individual's response might occur after a process of cognition, which is related to how one might cope with the stressor. Moreover, this cognitive assessment might determine the individual's answer. In particular, they defined a stress model where the concept of stress refers to the interrelationships between the person and their context. Therefore, stress occurs when the person's values exceed the resources that they possess, with the resulting detrimental effects on personal well-being and mental health (Moret-Tatay, Beneyto-Arrojo, Laborde-Bois, Martínez-Rubio and Senent-Capuz, 2016). These are different ways of dealing with the same situation and how these differences might lead to a beneficial result or not, dealing with underlying processes directly related to mental health. It is also well-known that there are significant relationships among optimism, pessimism, and mental health. A study carried out with university participants showed that optimistic people, for example, used problem-oriented coping strategies and have higher abilities of problem solving (Rezaei, Mousavi, Safari, Bahrami and Menshadi, 2015). It is also remarkable that pessimistic people opted for denial, regarding both mental and behavioral strategies.

With regards to the difference between gender, depressive disorders account for almost 41% of cases of disability due to mental disorders in women, however, they cause only 29.3% in men. Moreover, several studies (Chih-Che, 2016; Kessler et al., 2003; Rosenfield, Lennon and Branco, 2005; Turner, Wheaton and Lloyd, 1995;) suggest that there are no significant differences in the prevalence of mental health disorders in men and women; however, they emphasize that there are different affectations between genders.

Although many efforts have been made in this field, some questions remain unclear in the study of coping strategies, mental health and their relationship (Rosenfield et al., 2005). That is to say, how this difference across gender can interfere with a coping behavior. Understanding of these differences, might shed light on the coping strategies necessary for educational planning and actions. This is why it is so interesting to develop empirical studies on the subject, since they provide challenging guidance or evidence. Therefore, the gender differences were revisited in terms of mental health and coping in the present work. Moreover, a regression-based path analysis was proposed.

The Path analysis is a useful tool in the field because it allows us to specify a model and to examine the relationships between variables. In particular, this is a useful tool for

the testing of a model and both direct and indirect effects on a given result (such as mediation and moderation among other relationships), under the basis of multiple regression. Moreover, it can popularly be understood as a particular case of Structural equation modelling (SEM). For the present study, this method is of interest, as it might allow us to examine the moderator role of gender on mental health and coping. In particular, the relationship among cognitive, physical and social factors across gender underlies the objective of the present work. Bear in mind that this triad of variables have also been described as an indicator of several mental health outcomes (e.g., the Beck Cognitive Triad or the successful ageing theories). To address the need for concept clarification and improve the methodological approach in achieving this outcome, the aim of this study is to evaluate a moderated mediational model in Spanish participants across gender. Finally, a multigroup analysis will be provided.

Method

Sample

The sample was of 256 university students with an age range of 18-35 and mean age of 22.73 years (SD= 4.27), from whom 40.6% were male and 59.4% were women. The marital status, 94.9% were single; 2.7% married; 0.4 % widowed and 2% divorced. The sample size was estimated under G* Power 3 (Faul, Erdfelder, Lang and Buchner, 2007), which suggested a minimum sample of 129 subjects for a number of 4 predictors in a multiple regression (see figure 1).

Instruments

Participants fulfilled sociodemographic indicators and two scales described below:

1) Questionnaire Brief COPE (Carver, 1997, examined in Spanish by Morán, Landero and González, 2010) assess how people respond when faced with difficult or stressful events; a 28-item self-report evaluates: active coping; planning; coping/positive reframing; acceptance; humour; religion; emotional support; instrumental support; self-distraction; denial; behavioural disengagement; substance use or drug refusal behaviour and self-blame. The participants had the following options for answers from 1 (not at all), to 4 (yes, a lot).

2) General Health Questionnaire- GHQ-28 (Lobo, Pérez-Echeverría and Artal, 1986): detect those likely to have or to be at risk of developing psychiatric disorders, 28-item of emotional distress and has been divided into: somatic symptoms (items 1–7); anxiety/insomnia (items 8–14); social dysfunction (items 15–21), and severe depression (items 22–28). This can be with dichotomic punctuation (presence/absence) of symptoms or as a likert scale of 4 points. The second option is the one selected in this work (from 0 to 4 points).

Procedure and design

To perform the analysis, SPSS 23.0, AMOS 18 (IBM) and the SPSS macro PROCESS created by Preacher and Hayes (2008) were employed. First of all, a descriptive analysis was carried out, examining the normality and multinormality assumptions (Comrey, 1973; Tabachnick and Fidell, 1989). We checked for internal consistency of both scales through Cronbach Alpha, as well as its item homogeneity, KMO index and the Bartlett test of sphericity (Kaiser, 1974). The EFA (exploratory factor analysis) and CFA (confirmatory factor analysis) were undertaken on second order. In this way, a promax rotation method was applied. The goodness of fit was evaluated through several indexes: the χ^2 (Jöreskog and Sörbom, 1979; Saris and Stronkhorst,

1984); the error of the root mean square approximation (RMSEA), the comparative fit index (CFI).

The CFI has a range of values between 0 and 1 and the reference value is .90 as stipulated by Bentler (1990) (Bollen, 1989; Hu and Bentler, 1999), while in the error of the root mean square approximation (RMSEA) the smaller its value, the better the fit, the reference value being .05 (Steiger and Lind, 1980).

To hierarchical regression analysis, the bootstrapping method of testing mediation was employed under the macro method of Hayes (2013). This way measuring of the indirect effect that represents the impact of the mediator variable on the stipulated relation by a method of Bootstrapping with confidence intervals. The multigroup analysis, the goodness of fit was evaluated through the chi-square (Jöreskog & Sörbom, 1979; Saris & Stronkhorst, 1984).

Results

Table 1 shows the descriptive punctuation for both women and men. These were, in general, slightly higher for women than men. A t student test was applied for independent groups in each factor. In the case of the differences for somatic symptoms and social dysfunction, these reached the statistical significance level ($p < .05$). Moreover, the factor of Denial for the brief COPE was also statistically significant.

The Psychometric properties for the GHQ-28, the Chronbach's α .833 and homogeneity displayed values from .594 to .727. Furthermore, the percentage of total variance explained was 67.22%. In relation to the validity of Exploratory Factor Analysis (EFA), the Bartlett's test of sphericity was $p < .001$ with a value of chi-square 422.361 ($df = 6$) and the sample index value of Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) was 0.756.

The brief COPE, the Chronbach's α .829 and homogeneity presented values from .36 to .64. In the percentage of total variance explained was 53.98%. In EFA, the Bartlett's test of sphericity was $p < .001$ with a value of chi-square 1145.782 ($df = 91$) and the sample index value of Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) was 0.828. Table 2 shows the relationship with the factor from both scales with regards to Pearson coefficient index.

Confirmatory factor analysis was conducted through a second-order analysis under the maximum likelihood method, as well as under anonorthogonalPromax rotation (in order to maintain the factors generated correlation degree). The goodness of fit indices for both questionnaires showed an opimal fit. i) GHQ-28: $X^2 = 1.26$, $p = .26$, CFI = .99 and RMSEA = .03. ii) Brief COPE: $X^2 = 2.75$, $p < .001$, CFI = .89 and RMSEA = .08.

We have employed a traditional mediational model to test indirect effects (see figure 2). This analysis also allows us to determine whether gender moderated the mediation, noting that it involves a cognitive (denial), a physical (somatic symptoms) and a social variable (social dysfunction). The overall model was statistically significant: $F(3,252)=16.38$, $p < .0001$, $R^2=.21$. First, the path of denial on somatic symptoms was tested, which resulted in a positive significant effect ($\beta = 1.90$, $t(252)=4.85$, $p < .0001$). The second hypothesis which suggested that gender has a role on somatic symptoms was statistically significant ($\beta = 1.39$, $t(252)=3.14$, $p < .005$). The interaction did not reach the statistical significance ($p > 0.05$).

Finally, in the table 3, a multigroup analysis is depicted across gender groups. This suggests invariance across gender groups.

Conclusion and Discussion

Different perspectives on the concept of coping, and its relationship with mental health, have raised the interest in the literature (Kayser and Revenson, 2016; Lazarus and

Folkman, 1984; Seidl, Tróccoli and Zannon, 2001). Several studies show a direct correlation between coping strategies and improvements in the treatment of mental health (Antoni, 2003; Hsiao et al., 2016; Koolhaas and Van Reenen, 2016; Stratta et al., 2016). On the other hand, this interaction can occur so that, the limitations that individuals may have in relation to coping skills can increase or even generate an overload of stress. In a study of animals it is observed that when an animal realizes that they cannot draw up a strategy for a stress situation, cortisol indexes in the animal's body remain. Besides that, there is a strong association between coping style and the vulnerability to stress (Koolhaas and Reenen, 2016). This association is of interest due to its applied and theoretical repercussions. In the last decade, some studies have pointed out that there might be differences across gender (Angst et al., 2016; Chih-Che, 2016). Lobo, Pérez-Echeverría and Artal (1986), and Khalilnejad and Sorbi (2016), have suggested that there must be a relationship between somatic symptoms and social dysfunction. Therefore, this study aims to revisit these differences. Moreover, a study on the model's invariance was proposed.

As expected, women presented higher punctuation than men in the majority of factors. These differences reach the statistical significance for denial, somatic symptoms and social dysfunctions. This supports the idea that women tend to interiorize and ruminate more (Nolen-Hoeksema, 2012). The results were similar to others in the literature that also employed the GHQ-28 (Ardakani et al., 2016). Furthermore, these differences seem to be highlighted after a study of moderated mediation by gender. Denial yielded two statistically significant path coefficients (to social dysfunction and somatic symptoms). However, some of the effects were moderated by gender, suggesting that women with higher levels of denial report social dysfunction and somatic symptoms. According to Nolen-Hoeksema (2012), women are more prone to internalizing disorders than men, which often leads to anxiety and depression. At work, these differences might be shown as somatic symptoms, as well as behavioural and cognition processes such as denial and social dysfunction. These differences might be also related to how women tend to ruminate and blame themselves more often. Women often have to deal with feelings such as hopelessness, and in turn, suffer more fears and phobias. In contrast, men tend to externalize their problems, they are more aggressive and impulsive, which sometimes includes antisocial disorder and substance abuse (World Health Organization [WHO], 2013). Furthermore, other studies found similar results, claiming that indeed there are differences related to gender (Barrón, Castilla, Casullo and Verdú 2002; Chih-Che, 2016). Specifically, the authors stated, after a study with university students, that women have a greater repertoire of coping strategies focused on emotion. Moreover, Moret-Tatay et al. (2016) stated that strategies focused on emotion are related to poor mental health rather than strategies focused on the problem, according to a Bayesian network approach.

On the other hand, a multigroup analysis was carried out. This is a useful tool to measure variation among different populations, or in other words, representative groups. Cheung and Rensvold (2002), recommend the invariance analysis on the development of a psychometric test. Moreover, as pointed out by Bou and Satorra (2009), it also allows us to deepen the particularities of each of the groups. According to the findings in this second part of the present work, the strength of subgroup analysis is not strong enough to claim that the gender groups are different in terms of parameters. This suggests that invariance across gender is expected in the model.

The study are limitations.-The participants were selected through non-probability sampling, which can introduce distortions in the results when you consider that the final sample may have a high component of self. The evaluation, even if supervised was by

trained professionals, this was completed online. Thus self-report bias may occur. However, as mentioned before, this is an area where more research is needed. The implication of the findings can be employed on both levels, on a theoretical and applied one. First, this might shed light on the moderated mediational model that gender might have over the coping and mental health associations. In particular, it is remarkable that the variables that had reached the statistical significance were related to the cognition, physical and social triad. On an applied level, this is a result of interest for educational planning and actions. Bear in mind that the WHO (2013) suggests that there are significant differences between mental health and gender. Thus, gender differences appear in particular in the statistics of common mental disorders (depression, anxiety and somatic complaints). These disorders, which are predominate in of women, affect approximately 1 in 3 people in the community and is problem for public health. Current predictions suggest that unipolar depression will be the second leading cause of disability worldwide by 2020, and in turn will have twice the incidence in females. Besides, as the problem of depression is more common in women than in men, it is also more persistent in women.

References

- Aldwin, C. M. & Revenson, T. A. (1987). Does coping help? A reexamination of the relation between coping and mental health. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(2), 337-348. doi: 10.1037/0022-3514.53.2.337
- Angst, J., Paksarian, D., Cui, L., Merikangas, K. R., Hengartner, M. P., Ajdacic-Gross, V., Rössler, W. (2016). The epidemiology of common mental disorders from age 20 to 50: results from the prospective Zurich cohort Study. *Epidemiology and Psychiatric Sciences*, 25, 24-32. doi: 10.1017/S204579601500027X
- Antoni, M. H. (2003). Stress management effects on psychological, endocrinological, and immune functioning in men with HIV infection: Empirical support for a psychoneuroimmunological model. *Stress: The International Journal on the Biology of Stress*, 6(3), 173-188. do: 10.1080/1025389031000156727
- Ardakani, A., Seghatoleslam, T., Habil, H., Jameei, F., Rashid, R., Zahirodin, A., ...Masjidi, A. (2016). Construct Validity of Symptom Checklist-90-Revised (SCL-90-R) and General Health Questionnaire-28 (GHQ-28) in Patients with Drug Addiction and Diabetes, and Normal Population. *Iranian Journal of Public Health*, 45(4), 451-459.
- Barrón, R. G., Castilla, I. M., Casullo, M.M., & Verdú, J. B. (2002). Relación entre estilos y estrategias de afrontamiento y bienestar psicológico en adolescentes. *Psicothema*, 14(2), 363-368.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-46. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bollen, K. A. (1989). A new incremental fit index for general structural equation models. *Sociological Methods e Research*, 17(3), 303-316. doi: 10.1177/0049124189017003004
- Bou, J. C., & Satorra, A. (2010). A multigroup structural equation approach: A demonstration by testing variation of firm profitability across EU samples. *Organizational Research Methods*, 13(4), 738-766.
- Carver, C. (1997). You want to measure coping but your protocol's too long: consider the brief COPE. *International Journal of Behavioral Medicine*, 4(1), 92-100.
- Carver, C. S. & Connor-Smith J. (2010). *Personality and coping*. *Annual Review Psychology*, 61, 679-704. doi: 10.1146/annurev.psych.093008.100352

- Carver, C. S., Scheier, M. F., & Weintraub, J. K. (1989). Assessing coping strategies: A theoretically based approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(2), 267-283. Doi: 10.1037/0022-3514.56.2.267
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255.
- Chih-Che, L. (2016). The roles of social support and coping style in the relationship between gratitude and well-being. *Personality and Individual Differences*, 44(89), 13-18. doi: 10.1016/j.paid.2015.09.032
- Comrey, A. L. (1973). *A First Course in Factor Analysis*. New York: Academic Press.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G* Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175-191.
- Haan, N. (Ed.). (1977). *Coping and defending: Processes of self-environmental organization*. New York: Academic Press.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford Press.
- Hsiao, Y.M., Tsai, TC, Lin, Y.T., Chen, C.C., Huang, CC, & Hsu, K.S. (2016). Early life stress dampens stress responsiveness in adolescence: Evaluation of neuroendocrine reactivity and coping behavior. *Psychoneuroendocrinology*, 67, 86-99. doi: 10.1016/j.psyneuen.2016.02.004
- Hu, L.T. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (1979). *Advanced in factor analysis and structural equation models*. New York: University Press of America.
- Kaiser, H.F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 35, 401-415. doi: 10.1007/BF02291575
- Kayser, K., & Revenson, T. (2016). Including the cultural context in dyadic coping: directions for Future research and practice (1ed.). In *Couples Coping with Stress: A Cross-Cultural Perspective* (pp. 285-303). New York: Routledge.
- Kessler, R. C., Berglund P, Demler O., Jin, R., Koretz, D., Merikangas, K. R., ... Wang, P. S. (2003). The Epidemiology of Major Depressive Disorder: Results From the National Comorbidity Survey Replication (NCS-R). *JAMA- The Journal of the American Medical Association*, 289(23), 3095-3105. doi:10.1001/jama.289.23.3095
- Khalilnejad, N., & Sorbi, M. H. (2016). The Relationship Between General Health and Resiliency in Mothers of Primary School-Age Children in Yazd, Iran. *Women's Health Bulletin*, (In press).
- Koolhaas, J.M., & Van Reenen, C.G. (2016). Animal behavior and well-being symposium: Interaction between coping style/personality, stress, and welfare: Relevance for domestic farm animals. *Journal of Animal Science*, 94(6), 2284-96. doi: 10.2527/jas.2015-0125
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.
- Lobo, A., Pérez-Echeverría, M. J., & Artal, J. (1986). Validity of the scaled version of the General Health Questionnaire (GHQ-28) in a Spanish population. *Psychological Medicine*, 16(01), 135-140. doi: 10.1017/S0033291700002579
- Menninger, K. A. (1963). *The vital balance: the life process in mental health and illness*. New York: Viking Press. doi: 10.1001/jama.1964.03060310075031

- Moos, R. H. (1988). *The Coping Responses Inventory Manual*. Palo Alto, CA: Social Ecology Laboratory, Stanford University and Department of Veterans Affairs Medical Center.
- Moos, R.H. & Billings, A. G. (1982). Conceptualizing and measuring coping resources and processes. In Goldberger L. e Breznitz S. (Eds.), *Handbook of Stress: Theoretical a clinical aspects* (pp. 212-30). New York: Free press.
- Morán, C., Landero, R., & González, M. T. (2010). COPE-28: un análisis psicométrico de la versión en español del Brief COPE. *Universitas Psychologica*, 9(2), 543-552.
- Moret-Tatay, C., Beneyto-Arrajo, M. J., Laborde-Bois, S. C., Martínez-Rubio, D., & Senent-Capuz, N. (2016). Gender, coping, and mental health: A Bayesian network model analysis. *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 44(5), 827-835.
- Nolen-Hoeksema, S. (2012). Emotion regulation and psychopathology: The role of gender. *Annual Review of Clinical Psychology*, 8, 161-187. doi: 10.1146/annurev-clinpsy-032511-143109
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891.
- Rezaei, S. G., Mousavi, S. S. S., Safari, F., Bahrami, H., & Menshadi, S. M. D. (2015). Study of Relationship between Optimism, Pessimism and Coping Strategies with Mental Health among University Students of Lorestan. *Open Journal of Social Sciences*, 3(12), 190.
- Rosenfield, S., Lennon, M. C., & White, H. R. (2005). The self and mental health: Self-salience and the emergence of internalizing and externalizing problems. *Journal of Health and Social Behavior*, 46(4), 323-340. doi: 10.1177/002214650504600402
- Saris, W. E. & Stronkhorst, H. (1984). *Casual modeling in non-experimental research: an introduction to the LISREL approach*. Amsterdam: Sociometric Research Foundation.
- Seidl, E. M. F., Tróccoli, B. T., & Zannon, C. M. L. D. C. (2001). Factorial analysis of a coping measure. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 17(3), 225-234. doi: 10.1590/S0102-37722001000300004
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980). Statistically based tests for the number of common factors. In *Annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA* (Vol. 758) (pp. 424-453).
- Stratta, P., Capanna, C., Dell'Osso, L., Carmassi, C., Patriarca, S., Di Emidio, G., ...Rossi, A. (2015). Resilience and coping in trauma spectrum symptoms prediction: A structural equation modeling approach. *Personality and Individual Differences*, 77, 55-61. doi:10.1016/j.paid.2014.12.035
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1989) *Using Multivariate statistic*. Michigan: Harper e Row.
- Turner, R. J., Wheaton, B., & Lloyd D. A. (1995). The Epidemiology of Social Stress. *American Sociological Review*, 60(1), 104-125.
- Vaillant, G. E. (1977). *Adaptation to Life*. Boston: Little, Brown.
- World Health Organization (WHO). (2013). *Gender and women's mental health. Gender disparities and mental health: The Facts*. Retrieve from http://www.who.int/mental_health/media/en/242.pdf?ua=1

ANEXO

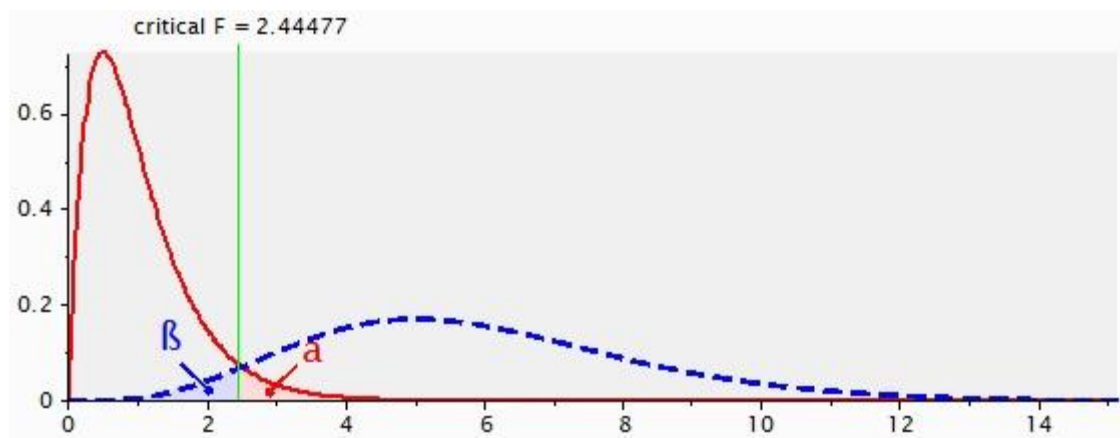


Figure 1. Distribution plot of the sample size estimation, in terms of statistical power and error probability.

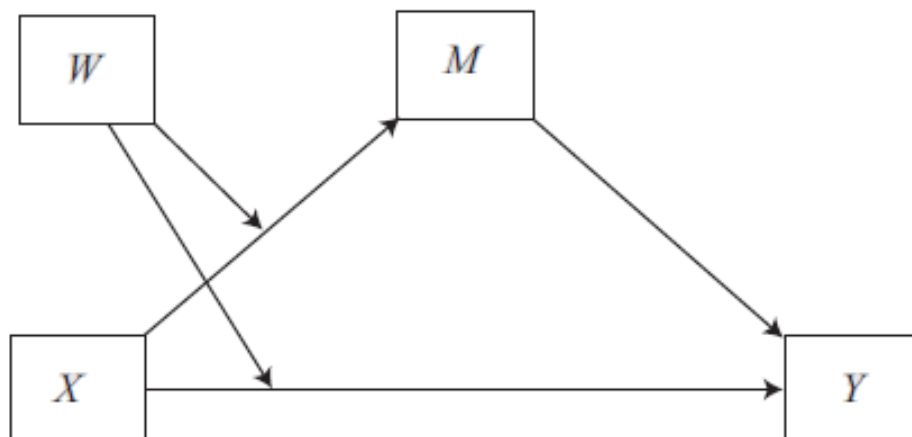


Figure 2. Test of moderated mediation. In our model, Denial was X, somatic symptoms M, gender was W, and social dysfunction Y.

Table 1

Descriptive analysis of the tested variables (mean and standard deviation) and its significant level after a t test, in terms of gender

Groups		Men		Women		p
Factors		Mean	SD	Mean	SD	
GHQ-28	somatic symptoms	4.39	3.07	6.12	3.92	.000
	insomniaanxiety	6.94	4.19	7.98	5.07	.074
	social dysfunction	6.07	3.33	7.08	3.61	.025
	depression	2.07	3.36	2.78	4.58	.177
Brief COPE	Self-distraction	2.48	.85	2.63	.80	.152
	Active coping	2.95	.83	2.84	.80	.300
	Denial	1.42	.60	1.62	.79	.027
	Substanceuse	1.42	.77	1.39	.72	.703
	Use of instrumental support	2.40	.94	2.53	.97	.268
	Use of emotional support	2.37	.93	2.49	.92	.338
	Behavioraldisengagement	1.56	.66	1.63	.66	.414
	Venting	2.27	.80	2.26	.81	.905
	Positive reframing	2.88	.82	3.03	.82	.174
	Planning	2.95	.83	2.87	.88	.462
	Humor	2.24	.96	2.13	.89	.391
	Aceptation	2.94	.83	2.93	.79	.901
	religion	1.61	.82	1.45	.79	.131
	Self-blame	2.28	.85	2.47	1.01	.116

Table 2

Pearson Correlation Coefficient for the scales of GHQ-28 and COPE ($p < 0.05$; ** $p < 0.01$)*

	somatic symptoms	insomnia anxiety	social dysfunction	depression	Self- distraction	Active coping	Denial	Substance use	Use of instrumental support	Use of emotional support	Behavioral disengagement	Venting	Positive reframing	Planning	Humor	Acceptance	religion	Self- blame
somatic symptoms	1	,664**	,461**	,572**	,229**	-,062	,417**	,189**	,158*	,212**	,299**	,245**	-,018	,115	-,014	-,011	,165**	,461**
insomnia anxiety	,664**	1	,433**	,593**	,255**	,105	,340**	,180**	,295**	,304**	,281**	,275**	,094	,277**	,053	,113	,178**	,483**
social dysfunction	,461**	,433**	1	,647**	,053	-,230**	,279**	,096	,064	,074	,377**	,086	-,175**	-,037	-,034	-,111	,053	,333**
depression	,572**	,593**	,647**	1	,096	-,163**	,325**	,277**	,175**	,182**	,361**	,170**	-,149*	,053	,010	-,019	,167**	,463**
Self-distraction	,229**	,255**	,053	,096	1	,312**	,277**	,201**	,315**	,377**	,164**	,359**	,372**	,343**	,107	,376**	,118	,267**
Active coping	-,062	,105	-,230**	-,163**	,312**	1	,077	,036	,372**	,332**	-,054	,172**	,515**	,523**	,212**	,380**	,124*	,125*
Denial	,417**	,340**	,279**	,325**	,277**	,077	1	,303**	,210**	,287**	,420**	,235**	,007	,119	,059	,051	,167**	,366**
Substance use	,189**	,180**	,096	,277**	,201**	,036	,303**	1	,113	,211**	,368**	,152*	,037	,092	,262**	,083	,079	,283**

Use of instrumental support	,158*	,295**	,064	,175**	,315**	,372**	,210**	,113	1	,771**	,110	,458**	,422**	,518**	,227**	,289**	,250**	,368**
Use of emotional support	,212**	,304**	,074	,182**	,377**	,332**	,287**	,211**	,771**	1	,195**	,461**	,379**	,421**	,216**	,310**	,141*	,329**
Behavioraldisen gagement	,299**	,281**	,377**	,361**	,164**	-,054	,420**	,368**	,110	,195**	1	,145*	-,038	,074	,014	-,049	,081	,362**
Venting	,245**	,275**	,086	,170**	,359**	,172**	,235**	,152*	,458**	,461**	,145*	1	,369**	,380**	,217**	,324**	,163**	,321**
Positive reframing	-,018	,094	-,175**	-,149*	,372**	,515**	,007	,037	,422**	,379**	-,038	,369**	1	,612**	,401**	,488**	,156*	,173**
Planning	,115	,277**	-,037	,053	,343**	,523**	,119	,092	,518**	,421**	,074	,380**	,612**	1	,311**	,477**	,218**	,321**
Humor	-,014	,053	-,034	,010	,107	,212**	,059	,262**	,227**	,216**	,014	,217**	,401**	,311**	1	,291**	,132*	,185**
Aceptation	-,011	,113	-,111	-,019	,376**	,380**	,051	,083	,289**	,310**	-,049	,324**	,488**	,477**	,291**	1	,085	,211**
religion	,165**	,178**	,053	,167**	,118	,124*	,167**	,079	,250**	,141*	,081	,163**	,156*	,218**	,132*	,085	1	,182**
Self-blame	,461**	,483**	,333**	,463**	,267**	,125*	,366**	,283**	,368**	,329**	,362**	,321**	,173**	,321**	,185**	,211**	,182**	1

Table 3
Goodness of fit on the multigroup analysis

Model	NPAR	CMIN	DF	P	CMIN/DF	CFI	RMSEA
Unconstrained	78	395.82	194	0.00	2.04	0.87	0.06
Measurementweights	66	402.03	206	0.00	1.95	0.87	0.06
Structuralcovariances	57	429.40	215	0.00	1.99	0.86	0.06
Measurementresiduals	39	447,965	233	0.00	1.92	0.86	0.06
Saturatedmodel	272	0.00	0			1.00	0.16

ENURESIS EN LA INFANCIA Y ADOLESCENCIA: ANÁLISIS MULTIDIMENSIONAL

José Antonio López-Villalobos^{1*}, María Victoria López-Sánchez**, Jesús María
Andrés- De Llano***, María Isabel Sánchez-Azón****, Nuria Miguel-De
Diego*****, Elena Pérez-Llorente*****, Estela Castaño-García***** y Ana
Pascual-Alonso*****

**Psicólogo Clínico, Hospital San Telmo-Salud mental infanto juvenil; **Psicólogo.
Estudiante master Psicología General Sanitaria de la Universidad de Santiago de
Compostela; *** Jefe de Servicio del Complejo Asistencial Universitario de Palencia.
Hospital Río Carrión; ****Psicólogo, Diputación de Palencia; *****Psicólogo,
Hospital San Telmo-Salud mental*

RESUMEN. Antecedentes: el estudio tiene como objetivo el análisis de la contribución de variables sociodemográficas, clínicas, familiares y académicas en la probabilidad de presentar enuresis (EE) en un contexto clínico de salud mental. Método. Utilizamos un diseño *ex post facto*, retrospectivo, transversal, comparativo con dos grupos (casos de EE y controles clínicos). La muestra es incidental y consta de 1837 casos clínicos, con edades comprendidas entre los 6 y 16 años. Casos ($n = 288$) y controles ($n = 1549$) se han definido mediante entrevista clínica según criterios DSM-IV. El procedimiento incluye una fase descriptiva y un método estimativo multivariable de regresión logística para dar respuesta al objetivo principal. Resultados. Las proporciones observadas manifiestan diferencias significativas ($\alpha \leq 0,01$), en las que los casos de EE tienen mayor comorbilidad [$\chi^2_{(1, 1837)}=8,46$], mas antecedentes psiquiátricos [$\chi^2_{(1, 1837)}=14,15$], menos cursos repetidos [$\chi^2_{(1, 1837)}=6,23$], menor proporción de CI límite [$\chi^2_{(1, 1837)}=8,93$] y menor edad [$t_{(1837)}= 5,50$]. El modelo de regresión logística propuesto es significativo [$\chi^2_{(10, n = 1837)}=73,57, p < 0,00$]. Considerando el conjunto de las variables propuestas la comorbilidad ($OR = 1,75; p = 0,001$), antecedentes psiquiátricos ($OR = 1,72; p = 0,000$), menos CI límite ($OR = 4,49; p = 0,002$), menor edad ($OR = 0,91; p = 0,000$) y menos padres separados ($OR = 2,07; p = 0,018$), incrementan significativamente el *odds ratio* para EE en un contexto clínico. Los casos de EE presentan comorbilidad en un 15,7%, siendo más frecuente en la categoría de problemas de relación, abuso o negligencia y problemas adicionales (8,3%), trastorno por déficit de atención con hiperactividad (9%), trastornos del comportamiento (5,2%) y trastornos por ansiedad (2,1%). Conclusiones. El EE presenta asociación con variables clínicas susceptibles de intervención clínica o inclusión en programas preventivos.

Palabras clave: Enuresis. Infancia y adolescencia. Estudio *ex post facto*.

¹ Correspondencia: José Antonio López-Villalobos. Complejo Asistencial Universitario de Palencia. Hospital San Telmo. Salud mental infanto juvenil. Avenida san Telmo s/n. 34004 Palencia. E-mail: villalobos@cop.es

ABSTRACT. Background. The aim of this study is to analyze the contribution of sociodemographic, clinical, family and academic variables to the probability of suffering enuresis (EE) in a clinical context of mental health. Method. We used a retrospective, cross-sectional, observational, comparative ex post facto design with two groups (EE cases and clinical controls). The sample is incidental and consists of 1837 clinical cases, aged between 6 and 16 years. Cases ($n = 288$) and controls ($n = 1549$) were defined by clinical interview according to DSM-IV criteria. Data analysis included a descriptive phase and an estimated multivariate logistic regression method in order to respond the main objective. Results. The observed proportions show significant differences ($\alpha \leq .01$), in which EE cases have greater comorbidity [$\chi^2_{(1, 1837)} = 8.46$], more psychiatric history [$\chi^2_{(1, 1837)} = 14.15$], less repetitive courses [$\chi^2_{(1, 1837)} = 6.23$], lower proportion of IQ limit [$\chi^2_{(1, 1837)} = 8.93$] and lower age [$t_{(1837)} = 5.50$]. The proposed logistic regression model is significant [$\chi^2_{(10, n = 1837)} = 73.57, p < .000$]. Among the proposed variables, comorbidity (OR = 1.75, $p = .001$), psychiatric history (OR = 1.72, $p = 0.000$), less IQ limit (OR = 4.49, $p = .002$), (OR = 0.91, $p = .000$) and fewer separated parents (OR = 2.07, $p = .018$) significantly increased the odds ratio for EE in a clinical setting. EE cases presented comorbidity in 15.7%, being more frequent in the category of relationship problems, abuse or neglect and additional problems (8.3%), attention deficit disorder with hyperactivity (9%), disorders of the behavior (5.2%) and anxiety disorders (2.1%). Conclusions. EE presents association with clinical variables susceptible to clinical intervention or inclusion in preventive programs.

Keywords: Enuresis. Childhood. Adolescence. Ex post facto design.

Introducción

La enuresis (EE), según criterios del manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales en su quinta edición [DSM-5] (American Psychiatric Association [APA], 2013), consiste en la emisión de orina en la cama o en la ropa, ya sea voluntaria o involuntaria. El comportamiento es clínicamente significativo por su frecuencia o por la presencia de malestar significativo o deterioro social, académico o en otras áreas importantes de funcionamiento. Para que se considere EE la edad cronológica debe ser de al menos 5 años y no debe atribuirse a los efectos fisiológicos de una sustancia u otra afección médica. Estos criterios son similares a los del manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales en su cuarta edición [DSM-IV] (APA, 2000).

Este trastorno representa una de las causas frecuentes, en población infantil, de remisión a Psicólogos Clínicos (López-Villalobos, 2002) y presenta una prevalencia del 5-10% en niños de 5 años, del 3-5% en niños de 10 años y de alrededor del 1% en personas de 15 o más años (APA, 2013).

Algunos autores consideran la EE como una patología de singular transcendencia por su elevada prevalencia, carácter universal, larga duración, gravedad variable, secuelas psicológicas en la autoestima y vida de relación, secuelas en la familia, elevado gasto sanitario y familiar, etiología multifactorial y tratamiento multidisciplinar (Lago, Centeno, Cerchar, Toro, y Mérida, 2012). Estos mismos autores dividen la enuresis en monosintomática o no complicada sin otra patología funcional ni orgánica del tracto urinario inferior (equivalente a la EE del DSM-5) y síndrome enurético complicado con patología y sintomatología miccional o vésico esfinteriana diurna.

La etiología de la enuresis nocturna primaria aparece como multifactorial y en el 98% de los casos sin patología orgánica. Entre las posibles causas tenemos el retraso en la maduración del sistema nervioso central, causas genéticas, alteraciones del sueño, alteraciones respiratorias durante el sueño, producción insuficiente de la hormona antidiurética, alteraciones del tracto urinario, fármacos, trastornos convulsivos, diabetes mellitus y factores psicológicos (Cornella y Loño, 2010). Entre estos factores psicológicos podemos citar los problemas de conducta, síndrome de hiperactividad, conflictos socio-familiares y estrés psicosocial (Lago et al., 2012).

Finalmente, diversos autores piensan que la enuresis es un trastorno del desarrollo infantil responsable de problemas de estrés, sociales y emocionales en los niños y sus familias (Graham y Levy, 2009; Traisman, 2015).

En este contexto, nuestro estudio tiene como objetivo conocer la demanda clínica de EE en una Unidad de Salud Mental y de las características asociadas a la misma, contrastando los rasgos clínicos, familiares, académicos y demográficos de los niños/as con EE (casos), con el resto de la población clínica infanto juvenil (controles).

Método

Participantes

Participaron todos los casos clínicos ($n = 1837$), entre seis y dieciséis años, atendidos en una Unidad de Salud Mental. El muestreo fue consecutivo y se compone de 288 casos de EE definidos según criterios DSM-IV y 1549 casos clínicos sin EE.

Los casos de EE son del sexo masculino un 62,5% ($n = 180$) con media de edad de 8,44 años ($DE = 2,68$) y del sexo femenino un 37,5% ($n = 108$) con media de edad de 8,55 años ($DE = 2,90$). Los casos clínicos sin EE son del sexo masculino un 57,1% ($n = 884$) con media de edad de 9,30 años ($DE = 3,90$) y del sexo femenino un 42,9% ($n = 665$) con media de edad de 10,55 años ($DE = 4,04$).

Instrumentos

1. Test de inteligencia de Wechsler para niños (Wechsler, 1999). La variable capacidad intelectual límite se considera según criterios DSM-IV en los márgenes entre un CI de 71 a 84.

2. Se consideraron las variables comorbilidad, antecedentes psiquiátricos globales hasta la segunda generación, educación de los padres (dos niveles: educación básica hasta EGB y superior), educación de los hijos (dos niveles: repetir o no repetir curso), núcleo de convivencia (tener o no padres separados), atención sanitaria previa a acudir a salud mental y tener capacidad intelectual límite.

Procedimiento y Diseño

Se utilizó un diseño estudio ex post facto retrospectivo de dos grupos, uno de cuasi control (Montero y León, 2007).

El muestreo fue consecutivo de pacientes atendidos en salud mental. Todos los casos y controles se analizaron mediante entrevista clínica ajustada a criterios DSM-IV (equivalentes a DSM-5). Se consideraron casos los trastornos por EE y controles el resto de la población clínica.

Resultados

Los EE representan el 15,7% de los casos ($n = 288$) atendidos en salud mental.

La Tabla 1 incluye un análisis descriptivo de las variables analizadas en casos (EE) y controles (No EE). Se refleja el número de casos en cada variable y el porcentaje que representa en cada categoría.

Tabla 1

Análisis descriptivo diferencial T. Enuresis / No T. Enuresis

Variable	Enuresis n (%)	No Enuresis n (%)
Sexo masculino	180 (62,5%)	884 (57,1%)
Media de edad	8,48 (DE = 2,7)	9,84 (DE = 4,01)
Antecedentes psiquiátricos	164 (59,2 %)	695 (46,9%)
Comorbilidad	62 (21,5%)	228 (14,7%)
Atención sanitaria previa	25 (8,7%)	191 (12,3%)
Repetición de cursos	35 (12,2%)	282 (18,2%)
Padres separados	15 (5,2%)	122 (7,9%)
Educación básica madres	215 (75,2%)	1164 (75,6%)
Educación básica padres	211 (74%)	1153(75,1%)
CI Limite	5 (1,7%)	94 (6,1 %)

Las proporciones observadas indican que los casos de EE atendidos, por contraste con los controles, tienen menor media de edad [$t_{(1835)} = 5,50$; $p = 0,00$], más antecedentes psiquiátricos [$\chi^2_{(1, 1837)} = 14,15$; $p = 0,00$], más comorbilidad asociada [$\chi^2_{(1, 1837)} = 8,46$; $p = 0,00$], menor número de casos con CI Límite [$\chi^2_{(1, 1837)} = 8,93$; $p = 0,00$] y menos cursos repetidos [$\chi^2_{(1, 1837)} = 6,23$; $p = 0,01$].

Los casos de EE presentan comorbilidad en un 21,5%, siendo más frecuente en la categoría de problemas de relación, abuso o negligencia y problemas adicionales (8,3%), trastorno por déficit de atención con hiperactividad (9%), trastornos del comportamiento (5,2%) y trastornos por ansiedad (2,1 %).

Para estimar la presencia o ausencia de EE en función de las variables relevantes relacionadas con nuestra investigación utilizamos el modelo de análisis de regresión logística. Los resultados indican que las variables menor edad, tener más comorbilidad, mas antecedentes psiquiátricos, no tener CI límite y tener menos padres separados tienen un efecto significativo positivo sobre el incremento de la probabilidad de que exista EE (Tabla 2). El modelo propuesto es significativo [$\chi^2_{(10, 1837)} = 73,57$; $p < 0,00$].

Tabla 2
Regresión logística multivariable sobre Enuresis

	B	ET	W ^a	gl	p ^a	Exp(B)	I.C. 95% para EXP(B)	
							Inferior	Superior
Sexo masculino	,127	,140	,825	1	,364	1,136	,863	1,496
Edad	-,092	,020	21,597	1	,000*	,912	,877	,948
Antecedentes psiquiátricos	,545	,138	15,705	1	,000*	1,725	1,317	1,258
Comorbilidad	,562	,173	10,544	1	,001*	1,754	1,250	2,463
No CI Límite	1,502	,482	9,701	1	,002*	4,493	1,745	11,564
Repetir curso	-,024	,224	,012	1	,914	,976	,629	1,515
Atención sanitaria previa	,249	,235	1,116	1	,291	1,282	,809	2,033
Educación padres	-,036	,177	,041	1	,840	,965	,682	1,365
Educción madres	,158	,180	,773	1	,379	1,172	,823	1,668
Padres no separados	,729	,308	5,621	1	,018*	2,074	1,135	3,790
Constante	-	,655	32,711	1	,000	,024		
	3,747							

Nota: Exp(B) = odds ratio; ^aTest de Wald; * $p < 0,05$.

Discusión / Conclusiones

En las líneas que siguen a continuación reflexionaremos sobre cada una de las variables asociadas a EE, reflejadas en nuestra investigación.

En primer lugar revisamos las dimensiones sociodemográficas. Las variables sexo masculino y tener menor edad incrementan la probabilidad de EE, en consonancia con diversos estudios que indican una mayor proporción de niños y que la prevalencia va disminuyendo progresivamente con la edad (Cornella y Loño, 2010).

Entre las dimensiones clínicas, una de las variables más asociada a EE es la comorbilidad. La comorbilidad más frecuente en nuestra investigación es con el trastorno por déficit de atención con hiperactividad (TDAH), trastornos del comportamiento y con la categoría de problemas de relación, abuso o negligencia y problemas adicionales que merecen atención clínica independiente. La literatura científica observa que la prevalencia de comorbilidad es mayor entre los niños con EE, que en los niños sin este problema (APA, 2013), así como que presentan más trastornos del comportamiento (APA, 2000). Paralelamente también se ha observado que Los niños con TDAH tienen más probabilidades de tener EE que los controles (Mellon et al., 2013) y que determinadas carencias afectivas relacionadas con la vinculación predisponen a la EE (Cornella y Loño, 2010). Se trata de elementos asociados relevantes que deben ser objeto de intervención terapéutica con entidad propia y por su vinculación con la EE. Al respecto no podemos olvidar, que aunque la enuresis en sí misma es patológicamente benigna y tiene una alta tasa de remisión espontánea, puede traer estigma social y emocional, estrés e inconvenientes tanto a la persona con EE como a sus familias (Claudius, Chhatwal y Sohi, 2016).

Desde la perspectiva clínica también observamos en los niños con EE mayores tasas de antecedentes psiquiátricos que en los controles clínicos. Esta circunstancia está potencialmente vinculada a su tasa de comorbilidad y tiene potencial incidencia en la presencia de mayores tasas de EE.

En el ámbito familiar no existen diferencias entre casos y controles clínicos en la educación de los padres, como se ha observado en otros estudios (Gomes, Teixeira,

Freitas y Ribeiro, 2016) y la tasa de padres separados es menor en nuestros casos de EE que en los controles clínicos. Esta última circunstancia está probablemente vinculada a la menor edad de los niños con EE que representa menor probabilidad de separación de los padres y a que todos los casos están incluidos en población clínica. En población general el divorcio de los padres está más asociado con la EE (Cornella y Loño, 2010).

En el ámbito académico los casos de EE repitieron menos cursos, circunstancia probablemente vinculada a su menor media de edad y a que presentaron menos casos con CI límite.

Concluimos con la reflexión de diversos autores sobre el hecho de que muchas familias consideraron que la EE había afectado la vida familiar, social o escolar de sus hijos (Gomes et al., 2016) y que aunque muchos de los niños que tienen EE no sufren alteraciones psicológicas de entidad es posible que su presencia esté vinculada a la aparición de otros problemas (Butler, 2001).

En nuestro estudio hemos observado la vinculación de la EE con dimensiones de comorbilidad susceptibles de intervención clínica que deben ser consideradas y que potencialmente, mediante tratamiento, pueden contribuir a la remisión de la EE.

En cuanto a las limitaciones, el estudio presentado se realiza con población clínica lo que puede haber oscurecido la capacidad predictiva de algunas variables y no resulta extensible a población general; sin embargo al comparar casos de EE con controles clínicos se potencia la capacidad de discriminación de los factores investigados, puesto que existe una mayor exigencia para lograr diferencias significativas entre grupos.

Referencias

- American Psychiatric Association (APA). (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (4th ed., text rev.). Washington, DC: APA.
- American Psychiatric Association (APA). (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders* (5th Ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Publishing.
- Butler, R. J. (2001). Impact of nocturnal enuresis on children and young people. *Scandinavian Journal of Urology and Nephrology*, 35(3), 169-176.
- Claudius, G., Chhatwal, J., y Sohi, I. (2016). Efficacy of alarm intervention in primary monosymptomatic nocturnal enuresis in children. *International Journal of Contemporary Pediatrics*, 3(2), 621-624.
- Cornella, J., y Loño, J. (2010). Enuresis y Encopresis. En C. Soutullo y M.J. Mardomingo (Eds.), *Manual de psiquiatría del niño y del adolescente* (pp. 265-277). Madrid: Editorial Médica Panamericana.
- Gomes, M. M., Teixeira, J., Freitas, J., y Ribeiro, A.G. (2016). Nocturnal enuresis in children from 5 to 10 years of a personalized health care unit of Portugal's north zone. *Atención Primaria*, 48(4), 274-275.
- Graham, K. M., y Levy, J. B. (2009). Enuresis. *Pediatrics in Review*, 30(5), 165-172.
- Lago, C. M., Centeno, M. L., Cerchar, M. M., Toro, M. S., y Mérida, M. G. (2012). Enuresis. Diagnóstico diferencial y tratamiento específico. *Revista Española de Pediatría: Clínica e Investigación*, 68(4), 240-255.
- López-Villalobos, J. A. (2002). *Perfil evolutivo, cognitivo, clínico y socio-demográfico de las personas con trastorno por déficit de atención con hiperactividad, atendidas en una unidad de salud mental* (Tesis de doctorado no publicada). Universidad de Salamanca, Facultad de Psicología, España.
- Mellon, M. W., Natchev, B. E., Katusic, S. K., Colligan, R. C., Weaver, A. L., Voigt, R. G., y Barbaresi, W. J. (2013). Incidence of enuresis and encopresis among

- children with attention-deficit/hyperactivity disorder in a population-based birth cohort. *Academic Pediatrics*, 13(4), 322-327.
- Montero, I., y León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Traisman, E. S. (2015). Enuresis: Evaluation and Treatment. *Pediatric Annals*, 44(4), 133-137.
- Wechsler, D. (1999). *Escala de inteligencia de Wechsler para niños revisada*. Madrid: TEA.

PRECISIÓN DIAGNÓSTICA Y MINUSVALORACIÓN DE SÍNTOMAS EN EL MMPI-2-RF

Guadalupe Sánchez-Crespo^{1*}, Amada Ampudia-Rueda** y Fernando Jiménez-Gómez*

**Facultad de Psicología, Universidad de Salamanca; **Facultad de Psicología,
Universidad Nacional Autónoma de México*

RESUMEN. Antecedentes. La detección de la simulación al contestar el Minnesota Multiphasic Personality Inventory (MMPI/2/RF) ha sido un tema que ha suscitado el interés de los investigadores por la elaboración de un grupo de escalas de validez que detectan el estilo de respuesta de las personas evaluadas, llegando a configurar una “segunda generación” de escalas detectoras de la simulación y disimulación de respuestas en el MMPI-2. El objetivo de este estudio se centra en analizar la precisión diagnóstica de las principales escalas simuladoras de minusvaloración de síntomas en la versión reestructurada (MMPI-2-RF). **Método.** Se trata de un diseño experimental en el que se establecen dos grupos, control (Sincero, con 309 participantes) y experimental (Simulador, con 278), asignados al azar, sin evidencia de patología alguna. Al grupo Simulador se le instruyó para que contestaran al cuestionario ofreciendo una imagen positiva de sí mismo. A las escalas de Validez propuestas (*L-r* y *K-r*) en el MMPI-2-RF (adaptación española) se les añadieron las escalas de Deseabilidad Social (*Wsd*) de Wiggins (1959), la de Otro engaño, de Nichols y Greene (1991) (*Odec*), la Superlativa (*S*), de Butcher y Han (1995), y la Deseabilidad social (*ESD*) de Edwards (1953). **Resultados.** Los resultados se muestran con el análisis de la fiabilidad (α de Cronbach), las diferencias estadísticas y “*d*” de Cohen y su precisión diagnóstica a través de la curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*) comparando los grupos sincero y simulador. **Conclusiones.** Se señalan las escalas que aportaron mayor precisión diagnóstica que el *L-r* y el *K-r* en la detección de los simuladores de minimización de síntomas.

Palabras clave: MMPI-2-RF, simulación de minusvaloración de síntomas, Precisión diagnóstica, Curva ROC.

ABSTRACT. The detection of the simulation to the reply the Minnesota Multiphasic Personality Inventory (MMPI / 2 / RF) has been a theme that has oversubscribed the interest of them researchers by the elaboration of a group of scales of validity that detected the style of response of them people evaluated, coming to configure a “second generation” of scales detection of it simulation and dissimulation of answers in the MMPI-2. The objective of this study is focused in analyze the precision diagnostic of them main scales simulating of underestimation of symptoms in the version restructured (MMPI-2-RF). Method. Is of a design experimental in which are established two groups, control (sincere, with 309 participating) and experimental

¹ Correspondencia: Guadalupe Sánchez-Crespo. Universidad de Salamanca. Facultad de Psicología. Avda. de la Merced, 101, 37005.- Salamanca. E-mail: lupes@usal.es

(Simulator, with 278), assigned to the random, without evidence of Pathology any. The Simulator Group was instructed that they reply to the questionnaire providing a positive image of itself. To validity scales (1-r and k-r) proposals in the MMPI-2-RF (Spanish adaptation) were added to the scale of Social desirability (Wsd) of Wiggins (1959), the other deception, Nichols y Greene (1991) (Odec), the superlative (S), Butcher y Han (1995), and the social desirability (ESD) of Edwards (1953). Results. These are shown with the reliability analysis (α of Cronbach), statistical differences and "d" of Cohen and his diagnostic accuracy through the ROC (Receiver Operating Characteristic) curve comparing groups sincere and Simulator. Conclusions. Is point them scales that provided greater precision diagnostic that them 1-r and k-r in the detection of them simulators of minimization of symptoms.

Keyword: MMPI-2-RF, underreporting, Diagnostic Accuracy, ROC Curve.

Introducción

En los contextos judiciales, tanto de Familia, de lo Penal como de lo Social, la minusvaloración de los síntomas de una determinada enfermedad, discapacidad o trastorno, es considerada como un tipo de conducta simulada, deliberadamente ejercida, que tiene la intención de engañar a otra persona o institución y que persigue obtener un beneficio, bien económico, psicológico o de eximir responsabilidades u obligaciones.

En la evaluación psicológica forense evaluar el grado de cooperación del examinado es determinante (Butcher, Hass, Greene y Nelson, 2015). Dado el formato que presenta el cuestionario del MMPI-2, al poder responder "verdadero/falso" a los ítems ofrece la posibilidad de responder de dos maneras: según se tenga en cuenta el contenido del ítem, o no. En el primer caso el sujeto puede tratar de manipular la respuesta para que se refleje sus propios intereses; en el segundo caso el sujeto puede contestar al azar o no entender el contenido del ítem (p. e. personas con dificultades con el idioma). Precisamente, por esta importante posibilidad en las diferentes actualizaciones y versiones (MMPI-2 y MMPI-2-RF), los investigadores se han interesado en la detección del engaño (Ben-Porath y Tellegen (2008/2011).

Algunos investigadores han centrado sus estudios en la detección de las variables de simulación en contextos, tanto clínicos (Jiménez-Gómez, Sánchez-Crespo, y Ampudia-Rueda, 2013; Jiménez, Sánchez y Tobón, 2009; Rogers, 2008) como judiciales con diversidad de técnicas y estrategias. Otros autores se han servido de la metodología de la curva ROC (*Receiver Operating Characteristic*), con el objetivo de poder detectar su precisión diagnóstica (Nicholson, Mouton, Bagby y Buis, 1997; Pelegrina, Ruiz-Soler y Wallace, 2000).

La estructura interpretativa del MMPI-2-RF se ha actualizado considerablemente en dos grandes apartados y cada uno de ellos presenta subapartados relevantes: 1) la validez del protocolo que incluye el estudio de la consistencia de la respuesta con posible presencia de patrones de exageración (*overreporting*) de síntomas (Sellbom y Bagby, 2010) o minusvaloración (*underreporting*) (Sellbom y Bagby, 2008) y 2) las diferentes escalas Sustantivas que se agrupan para estudiar específicamente la posible existencia de alteraciones somáticas/cognitivas, alteraciones emocionales, del pensamiento, comportamentales, relaciones interpersonales, intereses del sujeto evaluado o consideraciones diagnósticas y terapéuticas (Greene, 2011).

En el MMPI-2-RF, las escalas de Validez han sufrido pequeñas modificaciones en su denominación (por ejemplo, la *L (Lie)*- ahora es denominada como *Uncommon Virtues*

scale y la escala *K* como *Adjustment Validity Scale*, añadiéndole al acrónimo original de la escala una “*r*” (*revisada*) para distinguirlas de su antecesor, el MMPI-2 (por ejemplo, *L-r*, *K-r*).

El objetivo de este estudio es poder apreciar la aportación de la precisión diagnóstica de las escalas de validez que detectan la minusvaloración de síntomas para obtener las conclusiones correspondientes.

Metodología

Diseño

Se trata de un estudio experimental formado por dos grupos, control (Sincero) y experimental (Simulador), en el que participaron un total de 587 personas sin evidencia de patología alguna. El grupo control se encuentra formado por 309 participantes, elegidos al azar de un conjunto mayor de protocolos obtenidos del proceso de elaboración de los baremos españoles del MMPI-2, contesta de forma sincera y honesta el cuestionario que es denominado como "Sincero". El grupo experimental está compuesto por 278 participantes que, elegidos y elegidos igualmente de forma aleatoria de un grupo mayor, contestan al cuestionario siguiendo las instrucciones para ofrecer una imagen favorable de sí mismo con el objetivo de conseguir un determinado beneficio denominándosele como "Simulador".

Participantes

De los 309 que integran el grupo "Sincero", 163 son mujeres, con una media de edad de 32.57 años y un rango entre 19 y 64 años, y 163 son varones, con una media de edad de 33.29 años y un rango de 19 a 64, igual que las mujeres. El grupo "Simulador" lo componen 278 personas de las que 161 son mujeres, con una edad media de 26.64 años y un rango establecido entre 19 y 59; y 117 varones con una edad media de 28.08 años y un rango entre 19 y 63 años.

Instrumentos

El material empleado en este estudio es el Inventario Multifásico de personalidad de Minnesota-2-Reestructurado (MMPI-2-RF) en su adaptación española (Santamaría, 2009). Dicha adaptación, para detectar la posible minusvaloración de los síntomas (*underreporting*), dispone de las escalas de Validez *Virtudes inusuales* (*L-r*) y Validez de ajuste (*K-r*). En el estudio que se presenta se han añadido otras cuatro escalas más fruto de la investigación: la Escala Superlativa *S* de Butcher y Han (1995), la Escala de Otro engaño *Odecip* de Nichols y Greene (1991), la escala de Deseabilidad social *Wsd* de Wiggins (1959), y la escala de Deseabilidad social de Edwards (1953). A estas cuatro últimas, siguiendo las directrices del MMPI-2-RF, se les añadieron la "r" de "reestructurada".

Procedimiento

Todos los participantes respondieron al cuestionario del MMPI-2 de forma voluntaria. El grupo considerado como "Sincero" contestó al cuestionario siguiendo las instrucciones sobre sinceridad y referencia a sí mismo, establecidas en el MMPI-2 (normas estándar). Al grupo Simulador se les dio la siguiente instrucción: “*Tienen ante Vds. un cuestionario al que deben responder como verdadero o falso a las preguntas que se le plantean, pero deben mostrar en todo momento una imagen favorable, o una buena imagen, de sí mismos con el objetivo de conseguir un buen beneficio*”.

De acuerdo con las sugerencias de Greene (2011) sobre el control de fiabilidad de los datos, se eliminaron todos aquellos protocolos MMPI-2 que la suma de dobles marcas y respuestas en blanco fueran ≥ 30 ; $L \geq 80T$; $F/Fb \geq 100T$; $K \geq 70T$ así como los que alcanzaron un valor en las variables de inconsistencia $VRIN/TRIN \geq 12$ puntuaciones directas (equivalentes a $>80T$). Todos los ítems de las diversas escalas fueron obtenidos de los 567 que componen el MMPI-2 en su reestructuración del MMPI-2-RF.

Resultados

Se realizaron los cálculos referentes a la fiabilidad (α de Cronbach) aportada por cada escala, sus diferencias de medias y tamaño del efecto de Cohen (d) entre los grupos y la precisión diagnóstica a través de los índices principales de la curva ROC.

La escala que ha presentado mayor fiabilidad (α de Cronbach), es la Superlativa ($S-r = .857$; con 26 ítems), seguida por la de Otro engaño ($ODEcp-r = .827$; con 17 ítems) y por la escala de Deseabilidad social de Edwards ($ESD-r = .809$; con 24 ítems). Las escalas $L-r$ (14 ítems) y $K-r$ (14 ítems) muestran la fiabilidad más baja del grupo (0,617 y 0,730 respectivamente).

La significación estadística entre sus diferencias de medias entre los grupos Sincero y Simulador, avalada por el tamaño del efecto (" d " de Cohen), se muestran muy elevadas y significativamente diferentes entre los grupos en todas y cada una de las variables. La Tabla 1 muestra que la mayor diferencia la obtiene la $ODEcp-r$ ($d = 2.16$) y la menor la $ESD-r$ ($d = 1.21$).

Tabla 1
Diferencias de Medias y " d " de Cohen

Variables	Sincero/Simulador	N	Media	Desv. típ.	t	"d" de Cohen
ODEcp-r	Sincero	309	7,96	2,722	-26.130	-2.16
	Simulador	278	13,94	2,807		
L_r	Sincero	309	5,28	1,634	-24.303	-2.02
	Simulador	278	9,03	2,054		
K_r	Sincero	309	6,34	2,552	-17.908	-1.48
	Simulador	278	9,96	2,347		
Wsd-r	Sincero	309	6,35	2,122	-24.329	-2.01
	Simulador	278	10,74	2,238		
S-r	Sincero	309	10,92	4,229	-18.879	-1.57
	Simulador	278	17,92	4,699		
ESD-r	Sincero	309	16,20	3,804	-14.741	-1.21

Nota: $ODEcp-r$: Escala de Otro engaño (Nichols y Greene, 1991); $L-r$: Escala de Virtudes inusuales; $K-r$: Escala de Validez de ajuste; $Wsd-r$: Escala de Deseabilidad social de Wiggins (1959); $S-r$: Escala Superlativa de Butcher y Han (1995); $ESD-r$: Escala de Deseabilidad social de Edwards (1953).

Tabla 2

Precisión diagnóstica a través de la curva ROC. Escalas MMPI-2-RF de Minimización de síntomas

Escalas	Precisión diagnóstica						Punto de corte
	AUC	SE	95% CI	Sign	Se	Sp	
ODecp-r	,922	0,0114	0,897 to 0,942	<0,0001	82,37	90,61	>11
L-r	,911	0,0124	0,885-0,933	<0,0001	79,14	92,23	>7
K-r	,848	0,0162	0,816-0,876	<0,0001	79,14	79,29	>8
Wsd-r	,911	0,0123	0,885-0,933	<0,0001	85,61	85,44	>8
S-r	,859	0,0154	0,828-0,886	<0,0001	83,09	73,14	>13
ESD-r	,820	0,0174	0,787-0,851	<0,0001	81,29	70,55	>18

Note. AUC: Area bajo la curva; SE = Standard Error; CI= Intervalo de confianza; Se = Sensibilidad; Sp = Especificidad; ODecp= Escala de Otro engaño (Nichols y Greene, 1991); L-r=Virtudes inusuales; K-r = Validez de ajuste; Wsd-r = Escala de Deseabilidad social (Wiggins); S-r = Escala Superlativa (Butcher y Han); ESD-r = Escala de Deseabilidad social (Edwards).

Los resultados sobre la precisión diagnóstica a través de la curva ROC, presentados en la Tabla 2, muestra unos índices elevados en todas las escalas evaluadas, teniendo el mayor índice AUC la de Otro engaño (ODecp-r) y el de menor precisión es la Deseabilidad Social de Edward (ESD-r).

Discusión/Conclusiones

En este estudio se han añadido cuatro escalas detectoras de minimización de síntomas existentes en la literatura científica diferentes a las propuestas en la adaptación española del MMPI-2-RF (Santamaría, 2009) que podrían aportar mayor precisión diagnóstica a la detección de la minusvaloración de síntomas. Los valores sobre la fiabilidad de las escalas, las diferencias de medias entre los grupos Sincero y Simulador y el tamaño del efecto de Cohen (entre 1,21 y 2,16) aportan mayor evidencia a la precisión diagnóstica de las escalas.

Dicha precisión no sólo es apreciada por el valor del AUC (*Area Under Curve*) sino también por los índices de Sensibilidad y Especificidad. La sensibilidad se considera como la probabilidad de clasificar correctamente a un individuo cuya situación real sea definido como “positivo” (Simulador) y la Especificidad como la probabilidad de clasificar correctamente a un individuo cuya situación real sea definido como “negativo” (Sincero). Así, por ejemplo (Tabla 1), la sensibilidad de la escala ODecp-r puede detectar a una persona simuladora en el 82,7% de los casos (con el riesgo del 17,3% de detectar falsos positivos) y al 96,7% de los casos como sincera (con el riesgo de considerar como falsos negativos al 9,39%). Jiménez, Sánchez y Ampudia (2008) ya encontraron en esta variable (ODecp) con el MMPI-2, una sensibilidad del 80,58% y una especificidad del 93,16%, muy elevada. También, Jiménez et al. (2009), se preguntaron por la existencia de una escala que evaluara la deseabilidad social en el MMPI-2 entre las escalas de Wiggins y Edwards, inclinándose por Wiggins por disponer de mejor precisión mediante la curva ROC (AUC = 0,94, sensibilidad = 84,98%, y especificidad = 91,4%, con (punto de corte >18).

El estudio realizado por Sellbom y Bagby (2010), analizando las escalas L-r y K-r del MMPI-2-RF, con un grupo de 94 estudiantes que intentaba minusvalorar su sintomatología, encontró que dichas escalas son apropiadas para detectar la simulación.

Bagby, Rogers, Buis y Kalembe, (1994) ya encontraron en su investigación, con el MMPI-2, que la Escala de Fingimiento positivo (*Mp*, posteriormente reestructurada por Nichols y Greene (1991) - como *ODecp*), es más efectiva que las Escalas de Validez *L* y *K* para identificar a los que mostraban una imagen positiva de sí mismos.

Los resultados de este estudio son coincidentes con la mayor parte de los estudios que utilizan el análisis de la curva ROC, sin embargo este estudio ha aportado algo más: 1) que la escala de Otro engaño (*ODecp-r*) ha presentado la mayor precisión, superior, incluso, a la de Virtudes inusuales (*L-r*); y 2) también han resultado tener mayor precisión diagnóstica las escalas de Deseabilidad social de Wiggins (*Wsd-r*) y la Psiquiátrica (*S-r*) que la de Validez de ajuste (*K-r*).

Una de las limitaciones importantes que tiene este estudio es la de no poder investigar con los verdaderos simuladores (muy difícil detectar a personas que colaboren en estos estudios, porque, precisamente, son simuladores) y tener que disponer de simuladores instruidos.

Referencias

- Bagby, R. M., Rogers, R., Buis, T., y Kalembe, V. (1994). Malingered and defensive response styles on the MMPI-2: An examination of validity scales. *Assessment*, 1, 31-38.
- Ben-Porath, Y. S., y Tellegen, A. (2011). *MMPI-2-RF (Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2 Restructured Form): Manual for administration, scoring, and interpretation*. Minneapolis, MN: University of Minnesota Press. Trabajo original 2008.
- Butcher, J. N., y Han, K. (1995). Development of an MMPI-2 scale to assess the presentation of self in a superlative manner: The S Scale. In J. N. Butcher y Ch. Spielberger (Eds), *Advances in personality assessment* (pp. 25-50). Hillsdale, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates.
- Butcher, J. N., Hass, G. A., Greene, R. L., y Nelson, L. D. (2015). *Using the MMPI-2 in forensic assessment*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Edwards, A. L. (1953). *Manual for the Edwards personal preference schedule*. New York: Psychological Corporations.
- Greene, R. L. (2011). *The MMPI-2 / MMPI-2-RF. An interpretative manual* (3rd Ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Jiménez, F., Sánchez, G. y Ampudia, A. (2008). Utilidad de la escala *ODecp* de Nichols & Green (1991) en el MMPI-2. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 26, 75-91.
- Jiménez, F., Sánchez, G., y Tobón, C. (2009). A social desirability scale for the MMPI-2. Which of the two: Wiggins (*WSD-R*) or Edwards (*ESD*)? *The European Journal of Psychology Applied to Legal Context*, 1, 147-163.
- Jiménez-Gómez, F., Sánchez-Crespo, G., y Ampudia-Rueda, A. (2013). Is there a social desirability scale in the MMPI-2-RF? *Clínica y Salud*, 24, 161-176.
- Nichols, D. S., y Greene, F. L. (1991). *New measures for dissimulation on the MMPI/MMPI-2*. Trabajo presentado en el 26th Annual Symposium on Recent Developments in the Use of the MMPI. St. Petersburg Beach, Fl.
- Nicholson, R. A., Mouton, G. J., Bagby, R. M., y Buis, T. (1997). Utility of MMPI-2 indicators of response distortion: Receiver operating characteristic analysis. *Psychological Assessment*, 9, 471-479.
- Pelegrina, M., Ruiz-Soler, M., López, E., y Wallace, A. (2000). Análisis de variables mediante curvas ROC y modelos categóricos. *Psicothema*, 12, 427-430.

- Rogers, R. (2008). *Clinical assessment of malingering and deception* (3rd. Ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Santamaría, P. (2009). *Adaptación española del MMPI-2-RF*. Madrid: TEA Ediciones.
- Sellbom, M., y Bagby, R. M. (2008). Validity of the MMPI-2-RF (Rstructured Form) L-r and K-r Scales in detecting underreporting in clinical and nonclinical samples. *Psychological Assessment*, 20, 370-376.
- Sellbom, M., y Bagby, R. M. (2010). Detection of overreported psychopathology with the MMPI-2 RF form Validity Scales. *Psychological Assessment*, 22, 757-767. doi: 10.1037/a0020825.
- Wiggins, J. S. (1959). Interrelations among the MMPI measures of dissimulation under standard and social desirability instructions. *Journal of Consulting Psychology*, 23, 419-427.

VALIDACIÓN DE LA ESCALA MOS-SSS DE APOYO SOCIAL EN UNA MUESTRA DE PACIENTES ONCOLÓGICOS RECIÉN DIAGNOSTICADOS

Amador Priede^{1*}, Yolanda Andreu-Vaillo^{**}, Paula Martínez-López^{**}, María Ruiz-Torres*, Fernando Hoyuela* y César González-Blanch*

**Hospital Universitario Marqués de Valdecilla; **Universidad de Valencia*

RESUMEN. Antecedentes: El apoyo social es un factor importante en la adaptación psicológica de las personas que han recibido un diagnóstico de cáncer. El presente trabajo analiza la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la escala Medical Outcomes Study – Social Support Survey (MOS-SSS) de apoyo social percibido. **Método:** Se evaluó una muestra de 128 pacientes oncológicos recién diagnosticados por medio de la escala MOS-SSS y medidas de malestar emocional y estrategias de afrontamiento. Se realizó un análisis descriptivo y un análisis factorial exploratorio (AFE) con el fin de estudiar la estructura dimensional de la escala. Se calcularon índices de consistencia interna y de estabilidad temporal. Se analizó su validez de constructo y predictiva. **Resultados:** El AFE reveló la existencia de tres factores: apoyo emocional/informacional, apoyo instrumental y apoyo afectivo. La escala presenta unos índices de fiabilidad y de validez adecuados y su capacidad para predecir malestar emocional resulta significativa, aunque las proporciones de varianza explicada son modestas. **Conclusiones:** El estudio confirma la estructura trifactorial encontrada en otros estudios. La escala MOS-SSS constituye un instrumento adecuado y de sencilla aplicación para evaluar apoyo social percibido en pacientes oncológicos recién diagnosticados.

Palabras Clave: apoyo social, cáncer, escala MOS-SSS, análisis factorial exploratorio.

ABSTRACT. Background: Social support is an important factor for psychological adaptation of people diagnosed of cancer. This study analyses the factorial structure and psychometric properties of the Medical Outcomes Study – Social Support Survey (MOS-SSS). **Method:** A sample of 128 newly diagnosed cancer patients was assessed using the MOS-SSS scale and measures of emotional distress and coping strategies. A descriptive analysis and an exploratory factor analysis (EFA) were performed in order to study the dimensional structure of the scale. Indices of internal consistency and temporal stability were calculated. Construct and predictive validity were analysed. **Results:** EFA revealed a three-factor structure: emotional/informational support, instrumental support and affective support. The scale has adequate reliability and validity and its ability to predict emotional distress is significant, although the proportion of explained variance is modest. **Conclusions:** The study confirms the trifactorial structure

¹ Correspondencia: Amador Priede, Hospital Universitario Marqués de Valdecilla, Servicio de Psiquiatría, Av. Valdecilla 25, 39008 Santander, España.
Email: amador.priede@scsalud.es

found in other studies. The MOS-SSS scale is an adequate and simple instrument to assess perceived social support in newly diagnosed cancer patients.

Keywords: social support, cancer, MOS-SSS scale, exploratory factor analysis.

Introducción

Una de las variables psicosociales de mayor importancia en Psicooncología es el apoyo social (Durá y Garcés, 1991). Entre los instrumentos empleados para su evaluación se encuentra la *Medical Outcomes Study-Social Support Survey (MOS-SSS)* (Sherbourne y Stewart, 1991) que evalúa aspectos cuantitativos y cualitativos del apoyo social percibido a través de 20 ítems, 19 de ellos puntuables mediante una escala tipo Likert de 5 puntos y uno adicional que evalúa el tamaño de la red social. Según los autores, la estructura del cuestionario estaría formada por las siguientes cuatro dimensiones de apoyo social: (1) Apoyo emocional/informacional (8 ítems): referido a la expresión de afectos positivos, empatía, comprensión y ánimo y a la disponibilidad de consejo, información, guía y feedback; (2) Apoyo instrumental (4 ítems): referido a la provisión de ayuda material o conductual; (3) Interacción social positiva (4 ítems): entendida como la disponibilidad de otras personas para compartir actividades de ocio; (4) Apoyo afectivo (3 ítems): entendido como la disponibilidad de expresiones de amor y afecto. En nuestro país, Revilla, Luna del Castillo, Bailon y Medina (2005) realizaron una primera validación de la escala en una muestra de 301 pacientes ambulatorios con diferentes patologías físicas crónicas, encontrando unos índices elevados de consistencia interna. Al valorar su estructura por medio de un AFE, encontraron que una solución de tres factores era la más adecuada, incluyendo un factor de *Apoyo Emocional/Informacional*, un factor de *Apoyo Afectivo* y un factor de *Apoyo Instrumental*. Costa, Salamero, y Gil (2007) realizaron una validación de la escala en población oncológica por medio de una muestra de 400 pacientes con cáncer, encontrando una elevada consistencia interna. A través de un AFE, hallaron una estructura compuesta por: *Apoyo Emocional/Informacional* (que incluiría las escalas de apoyo emocional/informacional e interacción social positiva de la escala original), *Apoyo Afectivo* y *Apoyo Instrumental*.

El objetivo del presente trabajo es estudiar las propiedades psicométricas de la escala MOS-SSS en una muestra española de pacientes oncológicos recién diagnosticados

Método

Procedimiento

El estudio se llevó a cabo en el Hospital Universitario Marqués de Valdecilla (Santander, España), en el marco de un programa asistencial realizado en colaboración con la Asociación Española Contra el Cáncer.

Los pacientes fueron derivados desde los servicios implicados en la atención directa a los pacientes con cáncer. La evaluación inicial se realizó durante los cuatro meses posteriores al diagnóstico. Un año después de la evaluación inicial se contactó nuevamente con los pacientes para realizar la evaluación de seguimiento.

Participantes

Se incluyeron aquellos pacientes con un primer diagnóstico de cáncer que aceptaron participar en el estudio. Se excluyeron los menores de 18 años y mayores de 70, aquellos con un tiempo desde el diagnóstico superior a 4 meses, pacientes con recidivas y aquellos

con déficit cognitivo, retraso mental o dificultad para la comprensión de las pruebas de evaluación, así como los que no habían sido informados sobre su diagnóstico.

De los 215 pacientes que cumplían los criterios de inclusión en el estudio, 21 rechazan participar. De los 194 pacientes restantes, se recabaron datos completos de 128.

Instrumentos

–Medical Outcomes Study – Social Support Survey (MOS-SSS) (Sherbourne y Stewart (1991), adaptado al castellano por Revilla et al. (2005)). Evalúa apoyo social percibido a través de 19 ítems tipo Likert con cinco niveles de respuesta (desde 1 = *Nunca* hasta 5 = *Siempre*) y un ítem adicional que evalúa la extensión de la red social del paciente (“Aproximadamente, ¿cuántos amigos íntimos o familiares cercanos tiene Ud?”).

–Escala de Ansiedad y Depresión Hospitalaria (Hospital Anxiety and Depression Scale; HADS) (Zigmond y Snaith, 1983) (Martínez et al., 2012). Cuestionario de 14 ítems con 4 niveles de respuesta (entre 0 y 3 puntos), divididos en una subescala de ansiedad (HADS-A) y una de depresión (HADS-D). La escala total aporta una medida del malestar emocional.

–Inventario de Estrategias de Afrontamiento (Coping Strategies Inventory; CSI) (Tobin, Holroyd, Reynolds y Wigal, 1989), adaptado al castellano por Cano, Rodríguez y García (2007). Compuesto por 40 ítems agrupados en ocho escalas que evalúan diferentes estrategias de afrontamiento, tanto adaptativas, como desadaptativas. Los ítems tienen formato Likert, con cinco niveles de respuesta, entre 0 y 4. En el estudio únicamente se emplearon las escalas de Apoyo Social y Retirada Social.

Por medio de un cuestionario elaborado ad-hoc se recogieron variables sociodemográficas (sexo, edad, nivel educativo, estado civil y situación laboral) y clínicas (origen de la derivación, localización del tumor primario, estadio de la enfermedad, tiempo desde el diagnóstico y antecedentes psicopatológicos).

Análisis estadístico

Se realizó un análisis descriptivo de las variables sociodemográficas y médicas más relevantes y de las escalas y subescalas administradas.

Se llevó a cabo un AFE, por medio del método de componentes principales para la extracción de los factores. Para valorar la adecuación muestral se empleó el estadístico de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Barlett. Para determinar el número óptimo de factores se empleó el criterio de Kaiser. Se realizó una rotación ortogonal por medio del método VARIMAX, con el fin de simplificar la interpretación de los resultados y la pertenencia de cada ítem en uno de los factores encontrados, empleándose como punto de corte una saturación ≥ 50 .

Se estimó la consistencia interna de la prueba por medio del estadístico α de Cronbach. Con el fin de determinar la validez convergente y discriminante, se calcularon las correlaciones de Spearman con las subescalas de Apoyo Social y Retirada Social del Inventario de Estrategias de Afrontamiento.

Para analizar la validez predictiva de la prueba sobre la presencia de malestar emocional, se realizó un análisis de regresión múltiple (método *enter*), controlando el efecto de aquellas variables sociodemográficas y clínicas cuyo coeficiente de correlación con malestar emocional alcanzó una significación $p < 0,1$. Estos análisis se repitieron con las puntuaciones de malestar emocional evaluadas un año más tarde, con el fin de estimar la capacidad predictiva del apoyo social a más largo plazo.

Todos los análisis estadísticos se llevaron a cabo mediante el software IBM SPSS Statistics 19.0.0 (IBM, 2010).

Resultados

Descripción de la muestra

La Tabla 1 muestra las principales características de los participantes.

Tabla 1

Características sociodemográficas, médicas y psicológicas de la muestra

Variables sociodemográficas	
Sexo (mujer; n, %)	83 (64,8)
Edad (M, DT)	53,2 (10,2)
Estado civil (casado/en pareja; n, %)	97(75,8)
Nivel educativo (n, %)	
Primaria	43 (33,6)
Secundaria	50 (39,1)
Universidad	35 (27,3)
Situación laboral (n, %)	
Trabaja/estudia	13 (10,1)
Desempleado	8 (6,3)
Jubilado/pensionado	23 (18,0)
Incapacidad temporal	60 (46,9)
No trabaja	24 (18,7)
Variables médicas	
Origen de la derivación (n, %)	
Hospital de día	98 (76,5)
Oncología	13 (10,2)
Ginecología	10 (7,8)
Otros	7 (5,5)
Diagnóstico oncológico (n, %)	
Mama	46 (35,9)
Pulmón	20 (15,6)
Colorrectal	16 (12,5)
Gástrico	11 (8,6)
Cabeza y cuello	11 (8,6)
Hematológico	11 (8,6)
Ginecológico	6 (4,7)
Otros	7 (5,5)
Estadio (n, %)	
0	1 (0,8)
I	10 (7,9)
II	46 (36,5)
III	26 (20,6)
IV	43 (34,1)
Tiempo diag., días (Mdn, RIC)	48 (51)
Antec. Psicopatológicos (sí; no, %)	49 (38,3)
Variables psicológicas	
HADS (M, DT)	11,0 (7,2)
CSI-Apoyo social (M, DT)	14,1 (4,6)
CSI-Retirada social (M, DT)	4,1 (4,1)

Descriptivos de la escala

En la Tabla 2 pueden verse los datos descriptivos de los ítems de la escala MOS-SSS y las correlaciones ítem-total.

Tabla 2

Análisis de los ítems que componen la escala MOS-SSS (N = 128^a)

	Media	DT	r ítem- total
MOS-1.Número de amigos íntimos y familiares cercanos	12,49	16,38	-
MOS-2.Alguien que le ayude cuando tenga que estar en la cama	4,52	0,95	0,65***
MOS-3.Alguien con quien pueda contar cuando necesita hablar	4,53	0,77	0,81***
MOS-4.Alguien que le aconseje cuando tenga problemas	4,39	0,90	0,83***
MOS-5.Alguien que le lleve al médico cuando lo necesite	4,70	0,75	0,57***
MOS-6.Alguien que le muestre amor y afecto	4,72	0,60	0,64***
MOS-7.Alguien con quien pasar un buen rato	4,46	0,78	0,72***
MOS-8.Alguien que le informe y le ayude a entender una situación	4,16	0,96	0,71***
MOS-9.Alguien en quien confiar o con quien hablar de sí mismo y de sus preocupaciones	4,47	0,83	0,77***
MOS-10.Alguien que le abrace	4,49	0,92	0,60***
MOS-11.Alguien con quien pueda relajarse	4,36	0,90	0,85***
MOS-12.Alguien que le prepare la comida si no puede hacerlo	4,70	0,71	0,57***
MOS-13.Alguien cuyo consejo realmente desee	4,20	0,95	0,75***
MOS-14.Alguien con quien hacer cosas que le sirvan para olvidar sus problemas	4,23	0,95	0,72***
MOS-15.Alguien que le ayude en sus tareas domésticas si está enfermo	4,58	0,82	0,67***
MOS-16.Alguien con quien compartir sus temores y problemas más íntimos	4,40	0,88	0,76***
MOS-17.Alguien que le aconseje cómo resolver sus problemas personales	4,20	0,97	0,81***
MOS-18.Alguien con quien divertirse	4,25	0,93	0,84***
MOS-19.Alguien que comprenda sus problemas	4,35	0,90	0,79***
MOS-20.Alguien a quien amar y hacerle sentirse querido	4,63	0,85	0,65***

^a N = 113 en MOS-1; *** $p < 0,001$

Análisis factorial exploratorio

Los resultados de la prueba KMO (0,92) y de la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2_{(171)}=2163,91$; $p<0,001$) fueron satisfactorios, indicando la idoneidad de realizar un análisis factorial, que reveló la existencia de tres factores que explicaban el 72,03% de la varianza total del instrumento (Factor 1, 34,90%; Factor 2, 19,19 %; Factor 3, 17,94%).

La Tabla 3 muestra la matriz de componentes rotados.

Tabla 3

Matriz de componentes rotados de la escala MOS-SSS

Ítem	Factor 1	Factor 2	Factor 3
MOS-17	0,83	0,22	0,22
MOS-13	0,79	0,21	0,19
MOS-18	0,78	0,29	0,30
MOS-19	0,75	0,25	0,31
MOS-11	0,73	0,18	0,51
MOS-16	0,73	0,19	0,32
MOS-4	0,72	0,46	0,20
MOS-9	0,68	0,27	0,34
MOS-8	0,67	0,28	0,24
MOS-3	0,67	0,41	0,31
MOS-14	0,66	0,35	0,19
MOS-12	0,23	0,86	0,05
MOS-5	0,16	0,75	0,29
MOS-15	0,41	0,75	0,09
MOS-2	0,32	0,73	0,10
MOS-10	0,34	0,02	0,84
MOS-6	0,25	0,23	0,82
MOS-20	0,34	0,13	0,81
MOS-7	0,36	0,48	0,55

La consistencia interna fue elevada para los tres factores (Factor 1, $\alpha=0,96$; Factor 2, $\alpha=0,86$; (Factor 3, $\alpha=0,87$).

Validez de constructo

El Factor 1 ($r_s = .33$; $p < 0,001$) y el Factor 3 ($r_s = 0,22$; $p < 0,05$) correlacionan significativamente con la escala de apoyo social del CSI, y con el ítem MOS-1 ($r_s = 0,21$; $p < 0,05$; $r_s = 0,24$; $p < 0,05$, respectivamente). El Factor 2 no presenta correlaciones significativas con ninguna de estas variables.

Validez predictiva

En el modelo de regresión múltiple para explicar malestar emocional al inicio del estudio, se observó que únicamente el Factor 1 explicaba significativamente el nivel de malestar emocional ($F_{4,122} = 6,82$; $p < 0,001$; $R^2_{aj.}=0,16$). En el modelo para predecir malestar emocional al año, el Factor 1 junto a la presencia de antecedentes psicopatológicos fueron los únicos predictores significativos del malestar emocional ($F_{5,76} = 4,55$; $p < 0,001$; $R^2_{aj.}=0,23$). Sin embargo, las proporciones de varianza explicada en malestar emocional fueron pequeñas, la capacidad predictiva sobre el malestar emocional al año mejora frente a la encontrada al inicio.

Discusión/Conclusiones

La estructura factorial presentada por la escala MOS-SSS consta de tres factores, que consiguen explicar una parte sustancial de la varianza en la escala y que presenta similitudes con las halladas por los estudios previos de validación con población española (Revilla et al., 2005; Costa et al., 2007). El Factor 1 evaluaría apoyo

emocional/informacional/interacción social positiva, el Factor 2 apoyo instrumental y el Factor 3 apoyo afectivo.

La escala presentó adecuadas propiedades psicométricas. En cuanto a su fiabilidad, las tres dimensiones mostraron una elevada consistencia interna. En cuanto a su validez convergente, los Factores 1 y 3 se asociaron en el sentido esperado con otras medidas relacionadas con apoyo social. En lo referente a su validez predictiva se pudo comprobar que, de las tres dimensiones de la escala, únicamente el Factor 1 de *Apoyo Emocional/Informacional/Interacción social positiva* se asocia con medidas de malestar emocional en las pruebas de regresión múltiple. Los análisis multivariados evidenciaron que esta asociación se producía tanto para explicar el malestar emocional de modo concurrente tras el diagnóstico, como a la hora de predecir el nivel de malestar emocional un año más tarde. Sin embargo, la proporción de la varianza en distrés que logra explicar esta variable es modesta, reforzando lo encontrado por estudios anteriores (Schroevers, Ranchor y Sanderman. 2003). A pesar de ello, la capacidad del apoyo social a la hora de predecir una variable tan relevante como el malestar emocional remarca la utilidad y el interés de la escala.

Futuros estudios deberán analizar la estructura dimensional de esta escala por medio de análisis factorial confirmatorio, con el fin de aclarar las discrepancias encontradas en diferentes estudios, además de contrastar las propiedades psicométricas de las versiones breves que han surgido (Holden, Lee, Hockey, Ware y Dobson, 2014; Moser, Stuck, Silliman, Ganz y Clough-Gorr, 2012).

En cuanto a las limitaciones del trabajo, las medidas empleadas para evaluar la validez convergente de la escala MOS-SSS no fueron las más adecuadas, y no se incluyó ninguna medida previamente validada de apoyo social percibido. Podemos concluir que la escala MOS-SSS es un instrumento válido y fiable para evaluar apoyo social en pacientes oncológicos, también en aquellos recientemente diagnosticados, permitiendo una valoración rápida del apoyo social percibido

Referencias

- Cano, F. J., Rodríguez, L., y García, J. (2007). Adaptación española del Inventario de Estrategias de Afrontamiento. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 35(1), 29-39.
- Costa, G., Salamero, M., y Gil, F. (2007). Validity of the questionnaire MOS-SSS of social support in neoplastic patients. *Medicina Clínica*, 128(18), 687-691.
- Durá, E. y Garcés, J. (1991). La teoría del apoyo social y sus implicaciones para el ajuste psicosocial de los enfermos oncológicos. *Revista de Psicología Social*, 6(2), 257-271.
- Holden, L., Lee, C., Hockey, R., Ware, R. S., y Dobson, A. J. (2014). Validation of the MOS Social Support Survey 6-item (MOS-SSS-6) measure with two large population-based samples of Australian women. *Quality of Life Research*, 23(10), 2849-2853.
- IBM. (2010). *IBM SPSS statistics version 19.0.0*. Chicago: SPSS, Inc., an IBM Company (1989, 2010).
- Martínez, P., Durá, E., Andreu, Y., Galdón, M. J., Murgui, S., y Ibáñez, E. (2012). Structural validity and distress screening potential of the Hospital Anxiety and Depression Scale in cancer. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 12(3), 435-447.
- Moser, A., Stuck, A.E., Silliman, R.A., Ganz, P.A., y Clough-Gorr, K.M. (2012). The eight-item modified Medical Outcomes Study Social Support Survey:

- psychometric evaluation showed excellent performance. *Journal of Clinical Epidemiology*, 10, 1107–1116.
- Revilla, L., Luna del Castillo, J., Bailon, E., y Medina, M. I. (2005). Validacion del cuestionario MOS de apoyo social en Atencion Primaria. *Medicina de Familia (And)*, 6(1), 10-18.
- Schroevers, M., Ranchor, A. V., y Sanderman, R. (2003). Depressive Symptoms in Cancer Patients Compared with People from the General Population: The Role of Sociodemographic and Medical Factors. *Journal of Psychosocial Oncology*, 21(1), 1-26.
- Sherbourne, C. D., y Stewart, A. L. (1991). The MOS social support survey. *Social Science and Medicine*, 32(6), 705-714.
- Tobin, D., Holroyd, K., Reynolds, R., y Wigal, J. (1989). The hierarchical factor structure of the coping strategies inventory. *Cognitive Therapy and Research*, 13(4), 343-361.
- Zigmond, A. S., y Snaith, R. P. (1983). The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67(6), 361-370.