

Validez Estructural de una Versión Reducida del Cuestionario del Sueño de Mannheim

Structural Validity of a Reduced Version of the Mannheim Dream Questionnaire

Mar Mediano¹ y Jesús M. Alvarado²

Resumen

El estudio del sueño y de los sueños es uno de los temas clásicos de la psicología clínica siendo una de las variables de interés la frecuencia con que se recuerdan. El cuestionario del sueño de Mannheim (MADRE, *Mannheim Dream Questionnaire*), es un instrumento de los más utilizados y está disponible en distintos idiomas. El presente estudio tiene como objetivo evaluar la validez estructural de una versión reducida en español (MADRE-RV). Mediante un análisis factorial confirmatorio se probaron cuatro modelos en una muestra de 357 participantes hispanohablantes universitarios: unidimensional, *Bifactor* clásico, *Bifactor* S-1 y multidimensional de cuatro factores. Los resultados ofrecieron el mejor ajuste para el modelo *Bifactor* S-1, con la variable latente recuerdo como factor general común a todos los ítems y las variables actitudes, emociones negativas y relación con la vigilia, como factores específicos.

Palabras clave: Cuestionario MADRE, análisis factorial confirmatorio, bifactor S-1, validez estructura interna

Abstract

The study of sleep and dreams is one of the classic topics of clinical psychology, and one of the variables of interest is the frequency with which they are recall. The MADRE questionnaire is an instrument widely used for this purpose and has been translated into several languages. The present study aims to evaluate the structural validity of a Spanish reduced version. Four models were tested by means of confirmatory factor analysis in a sample of 357 Spanish-speaking university students: unidimensional, classic *Bifactor*, *Bifactor* S-1 and four-factor multidimensional. The results provided the best fit for the *Bifactor* S-1 model, with the latent variables recall as a general factor common to all items and the variables attitudes, negative emotions and relationship with wakefulness, as specific factors.

Keywords: MADRE Questionnaire, confirmatory factor analysis, bifactor s-1, internal structure validity

¹ Máster Interuniversitario en Metodología de las Ciencias del Comportamiento y de la Salud (Universidad Autónoma de Madrid-UAM, Universidad Complutense de Madrid-UCM y Universidad Nacional de Educación a Distancia-UNED). Investigadora en neuropsicología del sueño, Facultad de Psicología de la UNED. Calle Pinar de Doña Consuelo, 11, 28220 Majadahonda, Madrid, España. Tel.: (+34) 916383566. Correo: mar.mediano@uess.es (Autora de correspondencia)

² Doctor en Psicología. Catedrático de Universidad. Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid. Campus de Somosaguas, 28223 Pozuelo de Alarcón, Madrid, España. Tel.: 913943055. Correo: jmalvara@ucm.es

Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · Nº66 · Vol.5 · 53-64 · 2022

ISSN: 1135-3848 print /2183-6051online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>

Introducción

Gracias a los avances en la neurociencia y en las técnicas de neuroimagen, el interés de la ciencia en los procesos de dormir y soñar ha ido creciendo exponencialmente desde la segunda mitad del siglo XX hasta nuestros días (Hobson, 2012). De esta manera, soñar ha pasado a ser un objeto de estudio tanto en la psicología y la medicina, como en la neurociencia, con importantes aplicaciones en la comprensión de la autoconciencia humana (Metzinger, 2013), pero también con implicaciones diagnósticas y terapéuticas. Así, autores como Otaiku (2022) realizaron un estudio de cohorte con 3818 hombres durante cinco años encontrando una asociación entre las pesadillas y el riesgo de desarrollar la enfermedad de Parkinson. Sus resultados sugieren que los sueños angustiosos frecuentes pueden ser un síntoma prodrómico de dicha enfermedad, lo cual permitiría su diagnóstico y tratamiento precoz.

No obstante, uno de los desafíos que se encuentran las investigaciones sobre el tema es el comprender y establecer el motivo por el cual en algunos días las personas recuerdan sus sueños y otros no. También por qué unas personas recuerdan sus sueños con mucha frecuencia, otras con una frecuencia intermedia y otras casi nunca. De esta forma, una de las variables más estudiadas sobre los sueños en psicología es la frecuencia con la que se recuerdan (DRF: *Dream Recall Frequency*), así como sus características generales y contenido. Por ejemplo, Nielsen (2012) analizó la DRF según la edad y el género y encontró que la DRF aumentó desde la adolescencia (entre 10 y 19 años) hasta la edad adulta temprana (entre 20 y 29 años) y disminuyó gradualmente durante los siguientes 20 años; también encontró un patrón de declive diferente entre hombres y mujeres.

En este sentido, se vienen desarrollando numerosas investigaciones en las que se pretende determinar los factores principales que afectan al recuerdo de los sueños. Por ejemplo, Vallat et al. (2018) utilizaron resonancia magnética estructural para comparar la materia blanca y la densidad de materia gris en regiones relacionadas con el recuerdo de los sueños, pudiendo apreciar que las lesiones dentro de la sustancia blanca de la corteza prefrontal medial están asociadas con un cese

parcial o total de los informes de sueños y sugieren una implicación de esta región en la producción de sueños. Por su parte, Schredl et al. (2022) en una muestra de 1.807 participantes encontraron una relación entre la sensibilidad estética y la frecuencia de recuerdo de los sueños.

Otra de las preocupaciones de los estudios sobre los sueños es la referente al estudio de las pesadillas o sueños con emociones negativas intensas, debido a su asociación con diferentes trastornos. Así, por ejemplo, el estudio de Godin et al. (2015) analizó los sueños y las pesadillas experimentados por 68 pacientes con el trastorno de conducta del sueño REM. Sus resultados encontraron evidencia de que un mayor recuerdo de las pesadillas, es característico de este trastorno.

Por otra parte, algunos estudios han mostrado que las actitudes de las personas hacia los sueños puede ser un factor relevante para su recuerdo. Tal es el caso del de la revisión bibliográfica efectuada por Solomonova y Carr (2021), cuyos resultados sugieren que la atención a los sueños (grabar, ensayar y compartir sueños mientras se está despierto) es un fuerte factor habilitador para recordarlos. Por su parte, un estudio de Schredl et al. (2019) con 925 participantes que fueron evaluados dos veces al año durante un período de cinco años, mostró que la frecuencia de recuerdo de los sueños y la actitud hacia los sueños es muy estable a lo largo del tiempo (similar a un rasgo).

Desde otro punto de vista, existe un conjunto de estudios que analizan la influencia de los sueños en la vida de la vigilia. Por ejemplo, Barret (2017) defiende que los sueños han producido arte, música, novelas, películas e incluso otras creaciones arquitectónicas o técnicas. Para Barret soñar es esencialmente nuestro cerebro pensando en otro estado neurofisiológico y, por lo tanto, puede resolver problemas pendientes de la vigilia. Otro ejemplo es el de Klepel et al. (2019) que a través de una muestra con 2492 participantes examinaron la frecuencia de los sueños que estimulan las ideas creativas y ayudan a resolver problemas. Llegaron a conclusiones sorprendentes tales como que, una vez cada dos meses, los participantes tenían en promedio tanto ideas creativas como ayuda para resolver problemas mediante sueños.

Por tanto, y aunque existen muchas otras facetas al respecto, estos cuatro grupos de

variables (el recuerdo de los sueños, las pesadillas o emociones negativas, las actitudes hacia los sueños y su relación con la vigilia) son un conjunto relevante de factores sobre los que se está investigando en la actualidad. Recientemente, se desarrolló un cuestionario que intenta dar cuenta de las cuatro facetas anteriormente referidas y que ha sido utilizado en distintos países y cuenta con traducciones a distintos idiomas. Se trata del cuestionario *Mannheim Dream* (MADRE) de Schredl et al. (2014) el cual está enfocado en obtener información sobre los aspectos más relevantes del soñar. El cuestionario MADRE estudia características como la medición de la DRF, distintos tipos de experiencias, así como diferentes variables relacionadas con el recuerdo de los sueños y la importancia que las personas dan a los mismos.

A pesar del interés en el cuestionario, no existen estudios en los que se haya puesto a prueba la validez estructural del modelo teórico, ya que los estudios realizados se han centrado en análisis preliminares de validez de contenido o bien sobre la fiabilidad con procedimientos test-retest o mediante el coeficiente alfa, sin explorar la adecuación o no de los procedimientos aplicados como se comentará en el siguiente epígrafe.

Estudios Previos de Evaluación del Cuestionario MADRE

El cuestionario MADRE fue traducido al inglés por Schredl et al. (2014), quienes realizaron un estudio a través de la cumplimentación on line del mismo en dos momentos definidos como test y retest mediante correlación de Pearson; observando una alta fiabilidad test-retest de entre $r=.72$ y $r=.84$. Dyck et al. (2017) utilizaron el cuestionario MADRE en inglés tratando de replicar los coeficientes en una nueva muestra, lo cuales oscilaron mayoritariamente entre $.78$ y $.97$. La versión en inglés también fue traducida al francés por Scapin et al. (2018) en una muestra belga. La fiabilidad test-retest de la versión francesa del cuestionario MADRE, con valores entre $r=.56$ y $r=.87$, fue más débil que la de Schredl et al. (2014). Un año más tarde, Ghorayeb et al. (2019) hicieron una nueva traducción del cuestionario al francés y lo probaron en adultos franceses. Sus coeficientes de correlación entre evaluaciones oscilaron entre $.70$ y $.80$.

Shahabian et al. (2017) tradujeron la versión persa del cuestionario y la utilizaron en una muestra de 38 participantes la cual mostró un alfa de Cronbach de $.75$, aunque las pruebas test-retest se realizaron exclusivamente con 10 de ellos. En este estudio también se evaluaron las evidencias en relación al contenido calculando la razón de validez de contenido (CVR) y del índice de validez de contenido (CVI), a través de a un panel compuesto por 15 psicólogos. Para justificar la elección de estos índices se apoyaron en el trabajo de Grant y Davis (1997). Para Shahabian et al. la cantidad más baja aceptable de CVR y CVI se determinaba en $.49$ y $.79$ respectivamente y todos los ítems del instrumento adaptado cayeron dentro de esos límites, por lo que los autores concluyeron que los ítems alcanzaron un nivel adecuado de validez de contenido. Un año después, estos mismos autores, volvieron a publicar otro estudio de validez a través del análisis factorial de la adaptación al persa en una muestra de estudiantes iraníes (Shahabian et al., 2018). Para este propósito los autores crearon una versión reducida de 26 ítems del cuestionario por considerar la redacción original ambigua en su idioma. Así mismo, modificaron la redacción de algunas preguntas con el fin de personalizar los elementos con el contexto cultural de Irán, aunque no ofrecen la redacción definitiva que utilizaron en su estudio. También adaptaron los rangos de respuestas a escalas Likert de cuatro puntos. Uno de los 26 ítems se eliminó posteriormente por obtener un peso muy bajo. Tras sus análisis, los autores se decantaron por una estructura de 25 ítems agrupados en seis factores. El alfa de Cronbach de esta nueva adaptación del cuestionario se calculó en $.85$ y el de cada ítem estuvo dentro del rango de $.83$ y $.84$, aunque no informan de ningún índice de ajuste.

Settineri et al. (2019) tradujeron el Cuestionario MADRE original del inglés al italiano y realizaron un estudio en participantes de habla italiana. No obstante, no realizaron los análisis test-retest ni tampoco otras pruebas de fiabilidad con los participantes de su estudio.

Mediano et al. (2022) tradujeron el cuestionario MADRE del inglés al español y lo utilizaron en un estudio con el objetivo, entre otros, de evaluar la estabilidad de las medidas obtenidas derivadas del cuestionario en una

muestra de 87 adultos jóvenes (entre 20 a 35 años) que se dividieron en dos grupos, experimental y control. Todos completaron la prueba test y retest del cuestionario MADRE y el grupo experimental informó sobre sus sueños durante 14 noches consecutivas. Obtuvieron unos coeficientes de correlación test-retest razonablemente altos (todos a partir de .60 excepto dos ítems que obtuvieron .50). No encontraron diferencias significativas entre ambos grupos, por lo que concluyeron que la replicabilidad retest de los ítems fueron adecuadas. No obstante, Mediano et al. (2022) no evaluaron la estructura interna mediante análisis factorial.

El uso de las puntuaciones del MADRE se ha realizado sin investigar su estructura factorial con la única excepción de Shahabian et al. (2018) que realizaron un análisis factorial exploratorio (AFE), siendo por lo tanto necesario una evaluación más precisa de la estructura del cuestionario mediante análisis factorial confirmatorio (AFC) que permita evaluar la bondad de ajuste y la adecuación de la estructura con el modelo teórico del constructo.

Competición de Modelos

La competición de modelos en el contexto del AFC (Byrne, 2001) es una técnica que permite contrastar y comparar diferentes estructuras factoriales plausibles con el objetivo de identificar la más adecuada. El AFC se aplica para poner a prueba estructuras tanto teóricas como de resultados empíricos (ej. estudios previos mediante AFE), a su vez permite investigar sobre la estructura del modelo de medida más adecuada cuando se comparan a partir de los índices de bondad de ajuste distintas propuestas teóricas o empíricas. No obstante, tal cual señala Ondé (2020), el principal objetivo de la especificación de un modelo de ecuaciones estructurales es poner a prueba la teoría, no el modelo.

En la presente investigación se comparan cuatro propuestas teóricas: Cuatro factores correlacionados (4F), estructura unidimensional (1F), *Bifactor* clásico y *Bifactor* S-1 (o simplemente S-1). El modelo 4F implicaría un uso multidimensional de las puntuaciones, renunciando al uso de una puntuación global para el instrumento. Para poder usar la puntuación global sería necesario obtener bondad de ajuste al modelo 1F, o en su defecto a un modelo *Bifactor*.

En el modelo *Bifactor* de unidimensionalidad esencial, existe un factor general que captura la varianza común a todos los ítems del instrumento, si bien, se observan facetas o factores específicos, que son agrupaciones de ítems generalmente por dominio de contenido. El modelo *Bifactor* se ha utilizado en estudios de diferentes entornos y particularmente en el ámbito educativo, como es el caso del estudio de Pérez-Salas et al. (2019).

Una evolución de los modelos *Bifactor*, es el S-1 en el que uno de los factores específicos pasa a ser el que denomina al factor general. El modelo S-1 resuelve muchos problemas de especificación y convergencia que se suele observar al aplicar el modelo *bifactor* clásico y requiere de una clara conexión entre teoría y estructura, puesto que la selección del factor general de referencia, no puede ser arbitraria y debe realizarse se realice acorde a la teoría del constructo (Eid et al., 2017).

Objetivos e hipótesis

En el presente estudio, el objetivo es evaluar la estructura interna del cuestionario MADRE a través de una muestra de hispanohablantes, mediante competición de modelos en el contexto del AFC. Para ello, en primer lugar, se ha utilizado la traducción al español de Mediano et al. (2022) y se han tenido en cuenta tanto los objetivos del cuestionario como los resultados de los estudios y las evidencias encontradas en los previos. Con todo ello, se han establecido unas posibles estructuras que se han definido con la finalidad de ser objeto de contrastación a efectos de la especificación de un modelo apropiado para un AFC. En segundo lugar, siguiendo la propuesta de Shahabian et al. (2018), se han seleccionado las preguntas susceptibles de tratamiento ordinal. La selección de ítems para el cuestionario se ha realizado exclusivamente en base a cuestiones operativas, a fin de no incluir preguntas con respuestas cualitativas, dicotómicas, de porcentajes o de datos numéricos, como la edad de inicio de alguna experiencia, con ello el cuestionario queda reducido a 20 ítems.

Respecto a la reducción de la escala de las respuestas de los ítems, la opción restringir la escala de respuestas a tan solo cuatro opciones, que fue la realizada por Shahabian et al. (2018), nos ha parecido excesiva en relación a los objetivos del cuestionario, ya que en el original la

inmensa mayoría de preguntas oscilan con respuestas entre cinco a ocho opciones. Por ello, con el fin de reflejar lo más fielmente la estructura original del MADRE, en el presente estudio todos los ítems se han agrupado en una escala politómica de cinco puntos. No obstante, dado que el cuestionario finalmente analizado en este estudio no es idéntico al original, se ha denominado "MADRE-RV" a esta versión reducida a 20 ítems con cinco opciones de respuesta en las que se han recodificado cada uno de ellos. Respecto a la pregunta número 12 del cuestionario original, se puede comprobar que en realidad son ocho preguntas con la misma escala de respuesta, aunque se presentan agrupadas en un mismo cuadro a efectos del instrumento. Por ello, para los análisis se ha otorgado un ítem diferente a cada una de las subpreguntas. Por tanto, la versión MADRE-RV que aquí se propone no sustituye a la original, sino que contribuye a complementarla con una perspectiva nueva que operacionaliza los ítems para los análisis factoriales presentes y futuros que se pretenda realizar. En definitiva, a efectos del presente análisis, se han utilizado 20 ítems, codificados entre M1 a M20, con cinco opciones de respuesta cada uno de ellos y cuya correspondencia frente al cuestionario original se especifica en la Tabla 1.

Para la definición de las variables latentes que formarán los modelos a contrastar en el AFC del presente estudio, se acudió en primer lugar al estudio exploratorio de Shahabian et al. (2018), en el cual los autores se decantaban por una estructura de seis factores. Sin embargo, al analizar los mismos, se puede apreciar que los factores 5 y 6, están formados únicamente por dos ítems cada uno e incluso el factor 6 quedó reducido a tan solo un ítem, ya que finalmente se eliminó el ítem 25. Ello es inferior a los tres ítems por factor recomendados como mínimo, para poder obtener estimaciones más precisas, así como soluciones estables y replicables (MacCallum et al., 2001). De hecho, Shahabian et al. ya observaron una rápida disminución en los autovalores a partir del cuarto factor, por lo que sus resultados apuntan a una estructura de cuatro factores, aunque ellos no comprobaron esta posibilidad. Por tanto, en el presente estudio se ha incluido como una de las hipótesis a confirmar la estructura de cuatro factores específicos, los

cuales han sido definidos en base a la teoría y a los cuatro grupos de preguntas relativas a los cuatro elementos básicos ya referidos: la frecuencia del recuerdo (REC), las actitudes frente a los sueños (ACT), la relación con las emociones y pesadillas (PES) y la influencia de los sueños en la vigilia (VIG). De esta manera, en este estudio se ha contemplado la existencia de los cuatro dominios de contenido que estimamos son los que guiaron la elaboración del instrumento.

Por otra parte, debido al procedimiento de depuración elegido para su construcción (i.e. altas correlaciones ítem-test) es posible contemplar la existencia de un factor general. Desde un punto de vista teórico, sería razonable, ya que las actitudes más positivas y las emociones más intensas, en general son aspectos moduladores del recuerdo. Así mismo, otras cuestiones como el efecto en la vigilia afectan tanto al recuerdo como a la actitud hacia los sueños. Por ello, consideramos que si la correlación entre factores de dominio de contenido fuese muy elevada podría mostrar bondad de ajuste un modelo de un factor, es decir, las facetas o dominios aportarían una varianza despreciable respecto a la varianza común, contribuyendo todos los ítems a la medida global.

Sin embargo, debido a que los ítems se eligieron de dominios diferentes parece más probable que exista unidimensionalidad esencial, en la cual, a pesar de tener un factor general, los cuatro factores específicos también sean relevantes. Por ello, el modelo S-1, es el más adecuado para contrastar esta posible estructura, tal cual se ha descrito en el epígrafe anterior.

En el caso del MADRE, desde un punto de vista teórico, el modelo S-1 tendría sentido ya que uno de los factores, el factor recuerdo (REC), es la base para que se puedan tener ciertas actitudes, para que se desencadene el procesamiento emocional y para que los sueños pudieran tener efectos sobre la vigilia. Ello hace que sea interesante contemplar al factor recuerdo como el factor básico sobre el que se establece una jerarquía respecto al resto de factores, lo que será evaluado mediante el modelo S-1.

Por ello, se realizará una competición de modelos para evaluar y comparar la bondad de ajuste de los siguientes modelos factoriales: 1. Estructura unidimensional; 2. Modelo *Bifactor* con un factor general subyacente a todos los ítems

y cuatro factores específicos; 3. Modelo S-1 con un factor general (el recuerdo) subyacente a todos los ítems y de tres factores específicos y 4. Modelo de 4 factores correlacionados.

El objetivo es contrastar los resultados de estos cuatro modelos de cara a conocer cuál es el que mejor evidencia teórica y empírica ofrece. Con este estudio se pretende, cubrir la falta de estudios previos en relación con la validación estructural del cuestionario MADRE y aportando evidencia de la existencia de un factor general, el recuerdo, en el marco teórico del estudio de los constructos inherentes a los sueños.

Método

Participantes

En la investigación participaron voluntariamente 357 estudiantes de psicología (30.81% hombres, 69.19% mujeres) de las universidades Complutense de Madrid, Autónoma de Madrid y la Universidad Nacional de Educación a Distancia (UNED). La edad media de los participantes era de 31.29 (DT 10.79) años.

El cuestionario se grabó en la aplicación especial de Google Forms y se obtuvo un enlace de acceso que fue remitido a los participantes. Antes de responder al cuestionario, los participantes debían otorgar consentimiento informado dentro de la propia aplicación. Las respuestas fueron anónimas. Todas las preguntas fueron de obligada cumplimentación por la aplicación, lo cual evitó la existencia de datos perdidos y tampoco se observaron datos anómalos que hubiera que descartar. La forma de contacto fue a través de la colaboración de profesores de esas universidades, que remitieron el enlace a sus alumnos durante los meses de marzo y abril de 2022, dentro y fuera de las clases. En todo momento se cumplió con la normativa vigente en materia de protección de datos de carácter personal y ética de la investigación.

Instrumentos psicométricos

Se ha utilizado el cuestionario MADRE que incluye algunas preguntas de tipo sociodemográfico.

El MADRE recoge información sobre diferentes aspectos que se recuerdan de los sueños, diferentes tipos de sueños (pesadillas, sueños lúcidos), actitudes hacia soñar, qué hacen

los soñadores con sus sueños (narrar sueño, registrar sueño) y efectos de los sueños en la vida de vigilia (sueños creativos, sueños de resolución de problemas, experiencias de déjà vu basadas en sueños). El MADRE también incluye aspectos como la frecuencia de pesadillas en la infancia y la edad de inicio del sueño lúcido. Estas preguntas se agrupan en una de las cuatro dimensiones referidas como son el recuerdo, las emociones, las actitudes y la relación con la vigilia.

Procedimiento

En todos los casos se utilizó la matriz de correlación policórica como matriz de entrada para AFC, apropiada cuando se analizan variables ordinales (Brown, 2015). Se utilizaron los paquetes *Lavaan* y *BifactorIndicesCalculator* para el software estadístico R con R-Studio, versión 4.2.1 (Rosseel, 2012) y mínimos cuadrados ponderados en diagonal (DWLS) como método de estimación (Asún et al., 2016).

Para examinar el ajuste de los modelos se utilizaron los índices del error cuadrático medio de aproximación (*RMSEA*), el residuo cuadrático medio estandarizado (*SRMR*), el índice de ajuste comparativo (*CFI*) y el índice de Tucker-Lewis (*TLI*). Los modelos se compararon de acuerdo a su adecuación a los límites recomendados para cada uno de los índices considerando que los valores de *RMSEA* y *SRMR* < .08, y *CFI* y *TLI* > .95 son indicadores de buen ajuste (Schumacker & Lomax, 2016). El ajuste de un modelo en este contexto se puede expresar en “una hipótesis fundamental, que propone que, si el modelo es correcto y conociéramos los parámetros del modelo estructural, la matriz de covarianzas poblacional podría ser reproducida exactamente a partir de la combinación de los parámetros del modelo” (Ruiz et al., 2010, p.42). Por tanto, si se encuentra un buen ajuste, de acuerdo con los índices referidos, se podría decir que estamos en condiciones de reproducir la matriz de covarianzas poblacional a partir de la combinación de los parámetros del modelo.

Otro índice interesante a calcular en este contexto es el omega, que mide la relación entre la varianza de la puntuación derivada de los parámetros estimados del modelo y la suma de las varianzas y covarianzas de los ítems implícitas en el modelo. Por tanto, es una medida de la fiabilidad

de consistencia interna de las estimaciones de los parámetros de AFC en función de la puntuación total del instrumento (McDonald, 1999). Así mismo el omega jerárquico tiene en cuenta la puntuación total, como la existencia de factores específicos, procedente en los modelos *Bifactor*.

Por otro lado, dado que en este estudio se está trabajando con la definición de constructos en relación con el estudio de los sueños, un análisis importante es conocer la replicabilidad de las variables que se encuentren, ya sea en otras muestras o en las adaptaciones en otros idiomas. Para ello, una forma muy apropiada de evaluarlo es el cálculo del denominado índice H, que está basado en los pesos factoriales y ofrece una medida de la variabilidad explicada en el constructo. El valor de H mide la relación entre un factor y la suma de varianzas de los ítems ponderada de manera óptima, por lo que es más apropiado para evaluar la viabilidad de especificar un modelo de medición en un marco SEM (Rodríguez, 2016). Este índice determina la calidad del modelo en cuanto a poder ser replicado en otras muestras, por lo que es de interés calcularlo en este estudio. De acuerdo con Hancock (2001), su valor oscila entre cero (pesos factoriales de cero) y uno (cuando solo uno de los pesos factoriales estandarizados es uno, en valor absoluto, ya que si dos pesos fueran perfectos esto implicaría dos variables completamente colineales). Por tanto, si el índice H resulta de un valor bajo el modelo no podrá ser replicado u obtenido en otras muestras, lo cual supondría que la variable latente no está bien definida por los indicadores y ello implicaría que dicha variable cambiará entre diferentes estudios. Sin embargo, si se acerca a 1 implicará que la variable latente está bien definida por sus indicadores y, por tanto, si será replicable. En este sentido, Hancock y Mueller (2001) han establecido un criterio estándar de $H = .70$, a partir del cual, el factor general estaría perfectamente representado.

Para terminar los análisis, se probará la realización un análisis de invarianza de los resultados entre los dos géneros.

Análisis estadístico

De acuerdo a las hipótesis referidas anteriormente, se pusieron a prueba cuatro modelos del AFC, según los tipos descritos:

- Modelo 1: unidimensional (1F): Un factor general común a todos los ítems;
- Modelo 2: *Bifactor* (BIF-G): los cuatro factores específicos y un factor general (G) inherente a todos los ítems;
- Modelo 3: *Bifactor* avanzado (S-1): tres factores específicos (ACT, PES y VIG) junto con un factor general (DR) inherente al factor REC y a todos los ítems. Es decir, en el que se elimina el factor específico REC que estimamos es el que mejor se identifica con el factor DR o general. Los factores específicos son:
 - Actitud hacia los sueños (ACT): ítems M11 a M18;
 - Valencia emocional y pesadillas (PES): ítems M2, M6, M7 y M8;
 - Influencia de los sueños en la vigilia (VIG): ítems M9, M10, M19 y M20;
- Modelo 4: cuatro factores específicos (4F): los tres factores específicos anteriores más el factor específico REC: ítems M1, M3, M4 y M5.

Se ha dado un tratamiento ordinal a las puntuaciones, siguiendo las recomendaciones de Asún et al. (2016) al respecto.

Resultados

Análisis preliminares

En la Tabla 1 se detalla la correspondencia entre los ítems y las preguntas del cuestionario original. Así mismo se presentan las medias y desviaciones estándar (DE) de cada ítem, junto con las medianas y los valores de asimetría y curtosis, de cada ítem 1. Las medias oscilaron entre 1.40 (ítem M4) y 4.38 (ítem M16). Excepto el ítem M4 (asimetría 3.6 y curtosis 12.4), los índices de asimetría y curtosis, estaban dentro del rango ± 2 , recomendado por Curran et al. (1996).

Índices de ajuste de los modelos comparados

En primer lugar, el modelo *Bifactor* clásico (BIF-G) con cuatro factores específicos y un factor general (G) inherente a todos los ítems no convergió, por lo que fue descartado completamente. De los otros tres modelos se obtuvieron los índices de ajuste que se muestran en la Tabla 2.

Analizando los distintos modelos, se puede apreciar que el 1F muestra una mala bondad de

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los 20 ítems del MADRE-RV

Ítem	Variable	Media	DE	Mediana	Asimetría	Curtosis
M1	1-Frecuencia Recuerdo	4.4	0.9	5	-1.5	1.5
M2	4-Frecuencia Pesadillas	2.8	1.4	3	0.3	-1.2
M3	13-Frecuencia Contar Sueños	3.3	1.5	4	-0.2	-1.4
M4	14-Frecuencia Escribir Sueños	1.2	0.8	1	3.6	12.4
M5	2-Intensidad	3.3	0.9	3	-0.1	0.2
M6	3-Valencia Negativa	2.0	1.2	1	0.8	-0.3
M7	15-Frec Afecta Animo	2.3	1.5	2	0.7	-1.0
M8	5-Nivel Estrés Pesadillas	2.4	1.3	2	0.7	-0.8
M9	8-Frecuencia Niñez Pesadillas	2.6	1.5	2	0.3	-1.4
M10	10-Frecuencia Sueño Lúcido	2.4	1.5	2	0.6	-1.1
M11	12.1-Significado Sueños	3.1	1.1	3	0.0	-0.5
M12	12.2-Interés Sueños	3.7	1.1	4	-0.3	-0.8
M13	12.3-Sueños Significativos	3.6	1.1	4	-0.3	-0.7
M14	12.4-Quiere Saber Mas	4.2	1.1	4	-1.2	0.5
M15	12.5-Vida Enriquecida	3.2	1.3	3	-0.2	-1.0
M16	12.6-Fenomeno Interesante	4.4	1.0	5	-1.3	0.5
M17	12.7-Sirven Para Aprender	3.7	1.2	4	-0.4	-0.8
M18	12.8-Afectan a Vigilia	3.1	1.3	3	-0.1	-1.0
M19	16-Frecuencia Ideas Creativas	1.7	1.2	1	1.5	1.1
M20	18-Frecuencia <i>Deja Vú</i>	2.5	1.4	2	0.5	-1.0

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste para los modelos 1F, S-1 (REC) y 4F

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA (90% CI)	SRMR
1F	1740.98*	170	10.24	.749	.719	.161 (.154-.168)	.156
S-1	227.76*	154	1.48	.975	.970	.037 (.26-.040)	.055
4F	311.20*	164	1.90	.957	.951	.050 (.042-.059)	.064

* $p < .001$

Tabla 3. Correlaciones entre los factores (Modelo de 4 Factores)

Factores	REC	ACT	PES
REC	-		
ACT	.292*	-	
PES	.765*	.204**	-
VIG	.661**	.177**	.384**

* $p < .01$, ** $p < .001$ - REC=Recuerdo; ACT=Actitudes hacia los sueños; PES=Nivel emocional negativo; VIG=Efectos en la vigilia

ajuste puesto que los índices *CFI* y *TLI* no alcanzan los mínimos recomendados de .95. Además, el *RMSEA* y el *SRMR*, superan el máximo recomendado de .08. Por su parte el modelo 4F presenta los índices *CFI* y *TLI* razonablemente buenos pero el *RMSEA* supera el valor de .05 y el *SRMR* supera .08, por lo cual la bondad de este índice es moderada. Por tanto, de acuerdo a los datos de la Tabla 2, los modelos que mejor ajustan son el 4F y el S-1, aunque este último mejora el ajuste en todos los índices.

En la Tabla 3 se muestran los coeficientes de correlación entre factores del Modelo 4F, donde se confirma que existe una correlación alta entre el factor REC con los factores PES y VIG y moderada con ACT y también moderada entre PES y VIG. Ello apoya la hipótesis de un posible factor común general a los cuatro factores específicos.

En la Figura 1 se puede apreciar la estructura del modelo S-1 que es el que presenta el mejor ajuste, cuyos pesos factoriales se muestran en la Tabla 4.

En la Tabla 4 se puede apreciar que la mayoría de ítems presentan un peso bastante alto en el factor general del recuerdo DR, destacando los cuatro últimos, que eran los que pertenecían al factor específico REC y que ahora saturan únicamente en DR. Ello confirma la hipótesis de que el recuerdo es inherente a los otros tres factores específicos.

La fiabilidad estimada para la puntuación total del instrumento aparentemente es elevada, ya que el coeficiente omega total fue de .87. No obstante la varianza común explicada fue no alcanzó el 60% y el omega jerárquico fue solo de .56, por debajo del .70 recomendado para estructuras esencialmente unidimensionales (Ondé et al., 2021), por lo que la puntuación total debe aplicarse con cautela. En cuanto al uso de las puntuaciones de los factores específicos, sí se obtienen valores adecuados de fiabilidad con valores de omega en ACT de .85 y de PES .80; aunque en el factor VIG fue tan solo de .61.

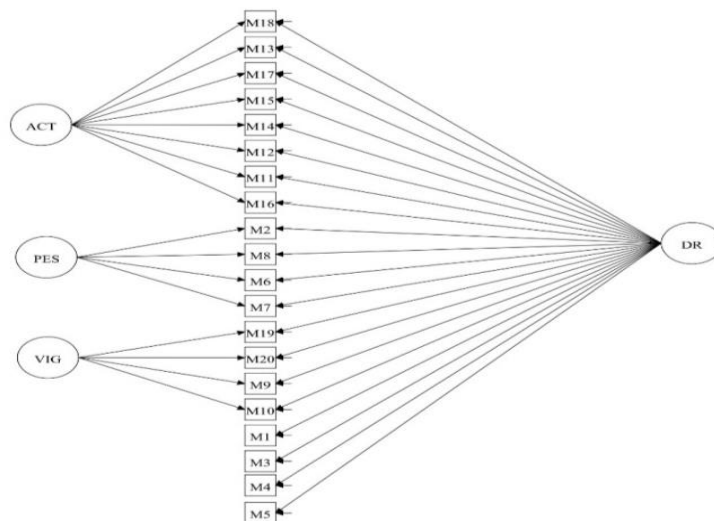


Figura 1. Representación gráfica del Modelo Bifactor S-1

ACT=Actitudes hacia los sueños, PES=Nivel emocional negativo VIG=Efectos en la vigilia y DR=Factor general recuerdo sueños

Tabla 4. Pesos factoriales estimados de los modelos 4F y S-1

Ítems	Modelo 4F - Cuatro factores específicos				Modelo S-1 - Un factor general y tres factores específicos			
	ACT	PES	VIG	REC	ACT	PES	VIG	DR
M18	.677				.647			.216
M13	.674				.669			.179
M17	.630				.669			.121
M15	.631				.670			.120
M14	.676				.586			.276
M12	.624				.524			.289
M11	.593				.532			.231
M16	.479				.399			.221
M2		.766				.708		.526
M8		.584				.409		.418
M6		.288				.632		.057
M7		.746				.210		.638
M19			.582				.286	.448
M20			.500				.292	.377
M9			.413				.508	.274
M10			.479				.280	.355
M1				.627				.606
M3				.680				.677
M4				.291				.306
M5				.586				.547

ACT=Actitudes hacia los sueños; PES=Nivel emocional negativo; VIG=Efectos en la vigilia; REC=Recuerdo; DR=Factor general recuerdo sueños

Respecto a la posible replicabilidad del constructo en diferentes muestras, los resultados del índice H para cada variable latente del modelo elegido fueron de .88 para DR, .87 para ACT, .69 para PES y .42 para VIG. Ello supone que, excepto VIG, los dos factores DR y ACT superan ampliamente el límite de .70 establecido para considerar que están perfectamente representados y PES muy cerca del límite. Esto implica que, en principio, el modelo S-1 elegido puede ser adecuado para la representatividad de los constructos y apto para su replicabilidad en diferentes muestras, quedando pendiente de nuevas pruebas para el factor VIG.

Discusión

En el presente estudio se han analizado las evidencias de validez de estructura interna de una versión reducida del cuestionario MADRE, a la que se ha denominado MADRE-RV. Esta versión incluye los ítems susceptibles de tratamiento ordinal que fueron presentados en una escala ordinal de cinco puntos, siguiendo la propuesta de Shahabian et al. (2018), con el objetivo de poner a prueba las distintas estructuras en el contexto de competición de modelos que permite la técnica de AFC para conocer el modelo de medida más adecuado.

Nuestra propuesta de un modelo *Bifactor S-1* tiene importantes implicaciones teóricas y aplicadas que aportan una mejor explicación de la medida que la simple constatación de la existencia de factores correlacionados. En cuanto a las implicaciones teóricas, el instrumento original y su versión abreviada fueron diseñados para evaluar ciertas características sobre los sueños, tales como su recuerdo, las actitudes hacia los mismos, las pesadillas y su relación con la vigilia. En este caso, se ha podido comprobar que el recuerdo de los sueños puede ser una variable latente que es inherente a los otros tres factores. Este es un hallazgo novedoso dentro del marco teórico del estudio de los constructos relacionados con los sueños, donde el recuerdo se suele tratar en paralelo y no implicado con los otros factores (Nielsen, 2012). Ello es razonable ya que solo cuando se recuerdan los sueños tiene sentido evaluar el resto de factores. Además, el papel preponderante del recuerdo de los sueños tiene relevancia tanto en su estudio desde un punto de vista fisiológico (Vallat et al., 2018), como a través de cuestionarios (Schredl et al., 2022).

La adecuación de los índices de ajuste de los diferentes modelos probados en la versión reducida en español, apoyaría una estructura *Bifactor S-1*. Así mismo, los valores de los índices H de tres de los cuatro factores de este modelo han resultado bastante altos de acuerdo a los niveles propuestos por Hancock (2001) y el cuarto muy cerca del límite. Ello implica que, en principio se puede hablar de buenos resultados en la calidad de los constructos puestos a prueba y de alta probabilidad de replicabilidad en futuros estudios. También avala la utilización del índice H de Hancock (2001), para estudios de naturaleza semejante.

En cuanto a las implicaciones prácticas, se ha podido comprobar que en esta muestra los tres factores específicos son relevantes, aunque no en la misma medida. El factor de las actitudes se ha confirmado como una variable latente que ha justificado el incluir todos estos ítems en la misma pregunta (la número 12) de cara al cuestionario. Sin embargo, en el factor de las pesadillas el ítem M2 es un caso Heywood ya que la suma de sus pesos es superior a 1 y el M7 ha quedado con pesos muy bajos. Lo mismo ha ocurrido con casi todos los ítems del factor vigilia, ya que la mayor

parte de la varianza de los mismos ha sido absorbida en el factor general. Además, el resultado del índice H en esta variable ha resultado bajo, por lo que no se puede inferir que se replique en otras muestras. Todo ello hace que sea conveniente la revisión de algunas preguntas de cara a su reformulación o incluso la creación de otros nuevos ítems para la variable latente VIG.

En cuanto a las principales limitaciones, en relación con los análisis de invarianza, en este estudio no han podido ser realizados debido a la descompensación de los tamaños de la muestra de cada grupo. Sin embargo, se recomienda realizar en futuros estudios este análisis puesto que los meta-análisis realizados por Nielsen (2015) revelan diferencias del recuerdo entre los dos géneros. Además, los resultados del presente estudio se obtuvieron de una muestra de estudiantes de psicología de universidades españolas que constituían muestras de conveniencia. Por ello, hay que ser cautos con la generalización de estos resultados al resto de la población. Ello vuelve a evidenciar la importancia de estudios adicionales, de cara a verificar si los resultados de los dos géneros y de otros grupos sociales, de edad, o de otras características, se replican respecto a los obtenidos en este estudio. Finalmente, es posible que haya un componente cultural en los resultados obtenidos o que incluso la traducción pueda afectar a la validez de contenido. Ello implica que estos resultados no se pueden generalizar a otros idiomas y culturas sin estudios adicionales.

Conclusiones

Se han evaluado las evidencias de validez de la estructura interna del cuestionario MADRE a través de una muestra de hispanohablantes, aplicando un procedimiento de competición de modelos en el contexto del AFC lo que ha permitido mostrar que, si bien los ítems se agrupan en cuatro factores según su contenido, la propuesta de un modelo *Bifactor S-1* de un factor general (REC) y tres factores específicos (ACT, PES y VIG), mostró una mejor bondad de ajuste. El modelo *bifactor* clásico y el unidimensional fueron descartados por problemas en bondad de ajuste o valores impropios. El modelo *Bifactor S-1* tal como se ha tratado en este estudio ha

mostrado que el factor general del recuerdo está presente en todos los ítems del cuestionario. Este es un enfoque interesante, si bien no exclusivo, para evaluar la versión del MADRE-RV, aunque es necesaria investigación adicional para confirmar las hipótesis.

La versión MADRE-RV sobre la que se realiza la investigación no pretende sustituir a la original, pero la presentación de una versión reducida con alternativas de respuesta operativamente funcionales para un AFC, mejora la calidad del cuestionario. Adicionalmente, esta versión reducida lo hace más versátil para poder ser utilizada en otros países.

Referencias

- Asún, R. A., Rdz-Navarro, K., & Alvarado, J. M. (2016). Developing multidimensional Likert scales using item factor analysis: The case of four-point items. *Sociological Methods & Research, 45*(1), 109-133. <https://doi.org/10.1177/0049124114566716>
- Aumann, C., Lahl, O., & Pietrowsky, R. (2012). Relationship between dream structure, boundary structure and the Big Five personality dimensions. *Dreaming, 22*(2), 124-135
- Brown, T. (2015). Confirmatory factor analysis for applied research, Second Edn. *Guilford Publications*.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing, 1*(1), 55-86. https://doi.org/10.1207/S15327574IJT0101_4
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods, 1*(1), 16.
- Dyck, S., Schredl, M., & Kühnel, A. (2017). Retest reliability study of the Mannheim Dream Questionnaire (MADRE). *International Journal of Dream Research, 10*(2), 173-176.
- Eid, M., Geiser, C., Koch, T., & Heene, M. (2017). Anomalous results in G-factor models: Explanations and alternatives. *Psychological Methods, 22*, 541-562. <https://doi.org/10.1037/met0000083>
- Ghorayeb, I., Napias, A., Denechere, E., & Mayo, W. (2019). Validation of the French version of the Mannheim. *International Journal of Dream Research, 12*(2), 23-34.
- Godin, I., Montplaisir, J., & Nielsen, T. (2015). Dreaming and nightmares in REM sleep behavior disorder. *Dreaming, 25*(4), 257-273. <https://doi.org/10.1037/drm0000011>
- Grant, J. S., & Davis, L. L. (1997). Selection and use of content experts for instrument development. *Research in Nursing & Health, 20*(3), 269-274.
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and MIMIC approaches to between groups hypothesis testing of means on a single latent construct. *Psychometrika, 66*, 373-388. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294440>
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. En R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future—A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 195-216). Scientific Software International.
- Hobson, J. A., & Friston, K. J. (2012). Waking and dreaming consciousness: Neurobiological and functional considerations. *Progress in Neurobiology, 98*(1), 82-98. <https://doi.org/10.1016/j.pneurobio.2012.05.003>
- Klepel, F., Schredl, M., & Göritz, A. (2019). Dreams stimulate waking-life creativity and problem solving: Effects of personality traits. *International Journal of Dream Research, 12*(1), 95-102. <https://doi.org/10.11588/ijodr.2019.1.58950>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Preacher, K. J., & Hong, S. (2001). Sample size in factor analysis: The role of model error. *Multivariate Behavioral Research, 36*(4), 611-637. https://doi.org/10.1207/S15327906MBR3604_06
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Mediano, M., Montoro, P. R., Contreras, M. J., & Mayas, J. (2022). Assessment of a Spanish

- version of the Mannheim Dream questionnaire (MADRE) in a young adult Spanish sample. *International Journal of Dream Research*, 15(2), 184-197.
<https://doi.org/10.11588/ijodr.2022.2.84172>
- Metzinger, T. (2013). Why are dreams interesting for philosophers? The example of minimal phenomenal selfhood, plus an agenda for future research. *Frontiers in Psychology*, 4, 746. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00746>
- Napias, A., Denechere, E., Mayo, W., & Ghorayeb, I. (2021). Assessment of dream-related aspects and beliefs in a large cohort of French students using a validated French version of the Mannheim Dream questionnaire. *PLoS ONE* 16(3): e0247506. <https://doi.org/10.1371/journal>
- Nielsen T. (2012). Variations in dream recall frequency and dream theme diversity by age and sex. *Frontiers in neurology*, 3, 106. <https://doi.org/10.3389/fneur.2012.00106>
- Ondé, D. (2020). A revision of the causality concept in the confirmatory factor analysis framework. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 1(54), 103-117.
- Ondé, D., Alvarado, J. M., Sastre, S., & Azañedo, C. M. (2021). Application of S-1 bifactor model to evaluate the structural validity of TMMS-24. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(14), 7427.
- Otaiku, A. I. (2022). Distressing dreams and risk of Parkinson's disease: A population-based cohort study. *eClinicalMedicine*, 101474. [https://www.thelancet.com/journals/eclinm/article/PIIS2589-5370\(22\)00204-8/fulltext#%20](https://www.thelancet.com/journals/eclinm/article/PIIS2589-5370(22)00204-8/fulltext#%20)
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48, 1-36.
- Ruiz, M. A., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 34-45.
- Scapin, F., Dehon, H., & Englebert, J. (2018). Assessment of a French version of the Mannheim Dream questionnaire (MADRE) in a Belgian sample. *International Journal of Dream Research*, 11(1), 46-53
- Settineri, S., Frisone, F., Alibrandi, M., & Merlo, M. (2019). Italian adaptation of the Mannheim Dream Questionnaire. (MADRE): Age, gender and dream recall effects. *International Journal of Dream Research*, 12(1), 119-129.
- Shahabian, M., Kargar, E., Ferdosi, N. S., Sorayani, F. J., Moghadam, S. A., & Rad, E. (2018). Validity, reliability and factor analysis the Persian adaption of Mannheim Dream questionnaire (MADRE). *International Journal of Dream Research*, 11(2), 135-140.
- Shahabian, M., Taghipour, A., Khademi, G., Ferdosi, N. S., Jahantiq, H., Salmani, E. R., & Ebadirad, M. (2017). Validity and reliability assessment of Persian adaption of Mannheim Dream questionnaire (MADRE). *International Journal of Dream Research*, 10(1), 53-58.
- Schredl, M., Berres, S., Klingauf, A., Schellhaas, S., & Göritz, A. (2014). The Mannheim Dream questionnaire (MADRE): Retest reliability, age and gender effects. *International Journal of Dream Research*, 7(2). 141-147.
<http://dx.doi.org/10.11588/ijodr.2014.2.16675>
- Schredl, M., Braband, M., Gödde, J., Kreicker, S., & Göritz, A. S. (2019). Dream recall frequency and attitude toward dreams: Stability over a 5-year period. *Dreaming*, 29(4), 303.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling* (4th Ed.). Routledge
- Solomonova, E., & Carr, M. (2021). The role of attention and intention in dreams. *Access and Mediation*, 163.
- Trizano-Hermosilla, I., Gálvez-Nieto, J. L., Alvarado, J. M., Saiz, J. L., & Salvo-Garrido, S. (2021). Reliability estimation in multidimensional scales: Comparing the bias of six estimators in measures with a bifactor structure. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://www.frontiersin.org/article/10.3389/fpsyg.2021.508287>
- Vallat, R., Eichenlaub, J. B., Nicolas, A., & Ruby, P. (2018). Dream recall frequency is associated with medial prefrontal cortex white-matter density. *Frontiers in Psychology*, 9, 1856.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01856>