



2009, 15(1), 13-27

ADAPTACIÓN DE LA ESCALA MULTIDIMENSIONAL DE PERFECCIONISMO A ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS ESPAÑOLES

M. A. Rodríguez Campayo, L. Rojo Moreno, E. Ortega Toro y A. R. Sepúlveda

Universitario de Albacete

Universidad de Valencia

Universidad Católica San Antonio de Murcia

King's College of London, Institute of Psychiatry, Londres

Resumen: El presente trabajo presenta los resultados sobre las propiedades psicométricas de la Escala Multidimensional de Perfeccionismo (EMP) (Multidimensional Perfectionism Scale, MPS; Hewitt & Flett, 1991), tras la adaptación al castellano en población universitaria española. La escala tiene 45 ítems que miden tres dimensiones de la conducta perfeccionista: perfeccionismo auto-orientado, perfeccionismo socialmente prescrito y perfeccionismo orientado a los demás. La escala EMP y la subescala de perfeccionismo del EDI (Garner, 1998) fue administrada a una muestra de 356 estudiantes (18 a 42 años) y un subgrupo (n=276) completó el test-retest tras 5 semanas. Los resultados replicaron la estructura original de tres factores relacionados con el perfeccionismo con valores aceptables de consistencia interna, similar al estudio original. Los coeficientes de estabilidad temporal fueron satisfactorios al igual que su validez convergente. Dos dimensiones del perfeccionismo fueron asociadas con malestar, lo que sugiere que el perfeccionismo orientado a los demás contiene un componente adaptativo. La versión en castellano del EMP puede asumirse como un instrumento fiable para la evaluación del perfeccionismo entre estudiantes universitarios.

Palabras clave: perfeccionismo, escalas, adultos, evaluación y validación.

Abstract: This study presents the psychometric properties of the Multidimensional Perfectionism Scale (MPS; Hewitt & Flett, 1991) after adapting it to Spanish language. The MPS has 45 items that assess three dimensions of perfectionist behaviour: self-oriented perfectionism, socially prescribed perfectionism and other-oriented perfectionism. The MPS and the EDI perfectionism subscale (Garner, 1998) were administered to a sample of 356 Spanish university students (18 to 42 years old), and a subgroup (n= 276) completed retest with a 5-week gap. Results replicated the original three factor structure for perfectionism, with acceptable internal consistency, similar to the original study. Convergent validity and temporal stability coefficients were satisfactory. Two perfectionism dimensions were associated with distress, suggesting that other-oriented perfectionism has an adaptive component to it. The Spanish version of the MPS can be regarded as a reliable scale for the assessment of perfectionism among university students.

Key words: Perfectionism, scale, adult, assessment, validation.

Título: *Validation of the Multidimensional Perfectionism Scale: Assessment of perfectionism in Spanish university students*

El concepto de perfeccionismo ha sido un constructo de amplio interés, estudiado desde perspectivas tan diversas como la fi-

losófica (Abril, 1984), la socioeconómica (Rawls, 2002; Sen, 1998), y por supuesto la psicológica (Adler, 1956; Horney, 1950).

Los primeros estudios, en general, sobre el origen del perfeccionismo ponían el énfasis en el papel de la neurosis. Se suponía que el perfeccionismo surgía, en parte, de una necesidad neurótica de agradar a las personas cercanas, por presentar miedo

*Dirigir la correspondencia a
M. A. Rodríguez Campayo
Servicio de Salud Mental. Complejo Hospitalario Universitario de Albacete.
C/ Seminario, Nº 4. 02006 Albacete.
España.
E-mail: marcampayo@ono.com
© Copyright 2009: de los Editores de *Ansiedad y Estrés*

al fracaso y dudas propias (Adler, 1956; Hamachek, 1978). Por lo tanto, los clínicos e investigadores plantearon el perfeccionismo como un conjunto de rasgos claramente negativos tales como sentimientos de culpa, actitud tensa respecto a la ejecución de las tareas, autocrítica, pensamientos de todo o nada, baja autoestima e inhibición de la creatividad, de tal forma que la presentación de los mismos en ciertas personas estaría claramente vinculada a desajustes y trastornos psicopatológicos como los trastornos de la alimentación (Joiner, Heatherton, Rudd, & Schmidt, 1997), depresión (Minarik & Ahrens, 1996), fobia social (Bieling & Alden, 1997), y disfunción eréctil (Burns, 1983; DiBartolo & Barlow, 1996). Posteriormente, algunos autores han descrito la conducta perfeccionista como un factor positivo para conseguir logros y orientado a la propia mejora (Therry-Short, Owens, Slade, & Dewey, 1995).

Por otra parte, el perfeccionismo, como respuesta de afrontamiento, consiste en extremar los criterios o requisitos de satisfacción o logro. Lleva al individuo a establecer planes minuciosos, a la tendencia perfeccionista por marcarse objetivos excesivamente elevados y metas irreales, a la realización de auto-evaluaciones sesgadas y a la presentación de un estilo de pensamiento dicotómico. Se produce un ciclo constante de esfuerzo, fracaso y autocrítica, donde los aspectos ansiosos están comúnmente presentes. La respuesta de ansiedad o depresión puede ser elicitada tanto por estímulos externos o situacionales como por estímulos internos al sujeto, como son las respuestas anticipatorias, tales como pensamientos de fracaso, ideas de ser perfecto y/o imágenes de fracaso de carácter subjetivo (Sola, Martínez-Arias, Prados, & Martín, 2003; Valdés & Arroyo, 2002).

Se han desarrollado distintos instrumentos para medir el perfeccionismo, consi-

derándolo inicialmente como un constructo unidimensional (Burns, 1980) y posteriormente como un rasgo multidimensional (Frost, Marten, Lahart, & Rosenblate, 1990; Hewitt & Flett, 1991a). Desde esta última perspectiva, Frost y su equipo (1990) desarrollan una escala centrada en los aspectos intrapersonales del perfeccionismo como dudas sobre las conductas realizadas o pautas personales estrictas, mientras que la escala creada por Hewitt y Flett (1991b) evalúa las características interpersonales como las conductas dirigidas a agradar y a ser perfecto para los demás. Ambas aproximaciones teóricas apoyan la idea de que el perfeccionismo elevado puede contribuir a la psicopatología.

Hewitt y Flett (1991b) sugieren tres dimensiones que componen el perfeccionismo. La escala fue desarrollada siguiendo este modelo teórico: el autoorientado, el socialmente prescrito y el orientado a los demás. Los autores afirman que la diferencia fundamental entre cada uno de estos componentes no consiste en el patrón de comportamiento en sí mismo, sino en el objeto al que se dirige la conducta perfeccionista. El perfeccionismo auto-orientado sería visto como el deseo motivado internamente de ser perfecto y podría considerarse como un factor de riesgo para cualquier tipo de trastorno psicológico. El perfeccionismo socialmente prescrito, descrito como la creencia de que otros te valorarán sólo si eres perfecto, ha sido asociado con depresión y otros problemas, incluido el suicidio. Por último, el perfeccionismo orientado a los demás, ha sido definido como la tendencia a exigir perfección a los amigos, familia, compañeros de trabajo u otros, el cual puede ser dañino en las relaciones cercanas y/o íntimas. Labrecque, Stephenson, Boivin y Marchard (1999) validaron la escala de Hewitt y Flett (1991b) en población canadiense y Soares, Gomes, Macedo y Azevedo (2003) en población

portuguesa, replicando la misma estructura factorial.

El objetivo del presente estudio es validar la Escala Multidimensional de Perfeccionismo (EMP) de Hewitt y Flett (1991b) en población universitaria y de formación profesional española, debido a que no había sido validada previamente en esta población. Se exploran sus propiedades psicométricas relacionadas con la estructura factorial, su fiabilidad, estabilidad temporal y validez convergente y predictiva.

Método

Participantes

La muestra estaba compuesta por un total de 356 sujetos, de los cuales 276 (77,5%) eran estudiantes universitarios (media: 19,8 años (DT: 3,5) y 80 (22,5%) eran estudiantes de ciclos formativos (media: 24,8 años (DT: 6,4). La edad varía entre un mínimo de 17 años y un máximo de 42 años, con una media de 20,9 años (DT = 4,8). El estudio fue transversal con prueba test-retest. Los participantes fueron voluntarios, por lo que el muestreo fue no probabilístico (Hernández, Fernández & Baptista, 2000). Del total de la muestra, 38% (n= 132) eran varones y 62% (n= 224) eran mujeres.

Instrumentos

La Escala Multidimensional de Perfeccionismo (EMP) de Hewitt y Flett (1991b) es un instrumento de medida compuesto por 45 ítems que describe tres subescalas o componentes esenciales de la conducta perfeccionista: a) perfeccionismo autoorientado (P-AO) (b) perfeccionismo socialmente prescrito (P-SP), y c) perfeccionismo orientado a los demás (P-OD). El cuestionario consta de una escala tipo Likert con siete opciones de respuestas referidas a características o rasgos personales, en las que el valor 1 representa un grado de total desacuerdo y el valor 7 un grado de acuerdo total. La consistencia interna de la escala total fue buena con una al-

fa de Cronbach de .79. La corrección de la escala se realizó siguiendo el manual original de los autores (Hewitt & Flett, 2004).

Diferentes estudios realizados por Hewitt y Flett (1991a; Hewitt, Flett, Turnbull-Donovan, & Mikail, 1991) han demostrado claramente la validez convergente y discriminante de sus subescalas, así como la validez predictiva de las mismas en un amplio espectro de condiciones psicopatológicas (Hewitt & Flett, 1991b; Hewitt, Flett, & Ediger, 1995, 1996; Hewitt, Norton, Flett, Callander, & Cowan, 1998).

El Inventario de Trastornos de la Conducta Alimentaria (Eating Disorders Inventory, EDI; Garner, 1998) en su versión en castellano (EDI-2) evalúa las actitudes y los comportamientos relacionados con el peso, la imagen corporal, la alimentación y otras características psicológicas propias de pacientes con trastornos alimentarios. El EDI-2 consta de 11 escalas: 64 ítems originales que forman 8 escalas más 27 ítems nuevos que forman tres escalas adicionales. La fiabilidad de cada escala del cuestionario se sitúa entre .84 y .92. Para este estudio sólo se utilizó la subescala de Perfeccionismo (P) que consta de 6 ítems con una puntuación máxima de 18 puntos y con un alfa de Cronbach de .76 en población no clínica (Garner, Olmsted, & Polivy, 1983). Las respuestas a cada pregunta se realizan a través de una escala de 0 a 3 puntos que corresponden a las siguientes opciones: 0 se obtiene si se contesta “nunca, pocas veces o a veces” a la pregunta; 1 si se elige la opción de “a menudo”; 2 si se da la respuesta de “casi siempre”; y 3 si se elige la opción de “siempre”.

El Cuestionario de Ansiedad y Depresión (Hospital Anxiety and Depression Scale; HADS (Zigmond & Snaith, 1983) traducido al castellano y validado por Quintana et al. (2003) en muestra clínica. Esta escala consta de dos subescalas, ansiedad y depresión, donde cada una consta de 7 ítems, apareciendo de forma intercalada con 4 alternati-

vas de respuestas que puntúan de 0 a 3. La consistencia interna fue alta, con el mismo alfa de Cronbach de .86 para la escala de ansiedad como para la escala de depresión. Posteriormente fue validada en población no clínica por Terol et al. (2007) con similar fiabilidad.

Procedimiento

La adaptación al castellano de la EMP (Anexo 1) se inició tras pedir la autorización formal a los autores para realizar la validación. Los autores habían cedido el permiso del cuestionario a la empresa Multi-Health Systems Incorporated (permissions@mhs.com) que, tras el abono de las tasas correspondientes, se autorizó su validación al castellano, posteriormente, fue co-tejada por los traductores de esta empresa. El instrumento fue traducido por cinco profesionales expertos en textos científicos de contenido psicológico que llegaron a acuerdos para seleccionar las frases que más concordaran con el significado original. Posteriormente, la versión final fue remitida a Multi-Health Systems, empresa en posesión de los derechos (copyright) de la mencionada escala. Tras la primera aplicación del cuestionario a los 356 sujetos de la muestra, se volvió a aplicar, cinco semanas después, el mismo cuestionario (test-retest) a dicha población. En esta ocasión, respondió el 77,5% de la muestra (el total de la muestra de estudiantes universitarios).

Análisis estadístico

Para el cálculo de la validez de constructo se utilizó el análisis factorial mediante la extracción de componentes principales con rotación Varimax, y .30 como mínimo criterio de saturación, siguiendo el mismo procedimiento que los autores de la escala. La rotación Varimax se asume como el más adecuado, dado que se espera discriminar el máximo de factores que forman la escala. Se calculó los estimadores de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO; rango entre 0-1) y de significación estadística de

Bartlett (si su valor es cercano a la unidad y son significativos $p < .05$, indican que el análisis con reducción de variables es adecuado).

Para el cálculo de la validez convergente se calcularon las correlaciones mediante el coeficiente de correlación de Pearson entre los resultados del EMP, y la subescala de perfeccionismo del EDI-2 y también para la escala HADS. De igual modo, se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson para conocer la correlación entre las diferentes subescalas del EMP. Se estudiaron las diferencias en las puntuaciones del EMP según puntos de corte para las escalas del HADS mediante la *t* de Student.

La fiabilidad del EMP se calculó mediante el análisis de la consistencia interna y el estudio de la estabilidad temporal. Para el primero de ellos se utilizó el coeficiente Alfa de Cronbach, el cual debe interpretarse como un indicador de la consistencia interna de los ítems, ya que se calcula a partir de la covarianza entre ellos. Los índices de fiabilidad situados alrededor de .70 sugerirían que existe una adecuada consistencia interna. Para apreciar la estabilidad temporal se utilizó el test-retest. En concreto se calculó mediante el Coeficiente de Correlación Intraclase la estabilidad total del EMP, de cada subescala y de cada uno de los ítems de la escala (Bravo & Potvin, 1991; Fernández & Díaz, 2004; Prieto, Lamarca, & Casado, 1998). Se calcularon las medias y desviaciones típicas para las subescalas. Se analizaron las diferencias por género o por tipo de muestra mediante la *t* de Student.

Para el análisis de los datos se utilizó el programa estadístico SPSS 14.0, en su versión para Windows. Los análisis estadísticos se han realizado con un nivel de significación de $p \leq .05$.

Resultados

Análisis factorial de la versión traducida

Se realizó un análisis de componentes principales y rotación varimax similar al análisis de la escala realizado por los autores, con la idea de encontrar la misma estructura tripartita. La solución inicial encontrada contenía 12 factores con autovalor mayor que 1. Estos 12 factores explicaban un 60,2 por ciento de la varianza total, pero algunos de ellos incluían sólo una o dos variables y explicaban un porcentaje de varianza muy pequeño. Posteriormente, se repitieron los análisis de componentes principales, pero esta vez forzando la extracción a tres componentes. En la Tabla 1 se puede apreciar que la matriz rotada ajustada a la concepción teórica original de la EMP con tres dimensiones, por lo que los ítems se agrupan en tres factores principales y estadísticamente independientes. En concreto, el factor 1 agrupa 20 ítems que explican el 15,03% de la varianza y siendo el ítem de mayor saturación “siempre me exijo a mí mismo la perfección” (.79), indicador del perfeccionismo auto-orientado (P-AO). En el factor 2 se agrupan 14 ítems con una varianza explicada del 9,2%, siendo el ítem de mayor saturación “los demás van a seguir queriéndome, aunque no sobresalga en todo” (-.62), que se refiere al perfeccionismo socialmente prescrito (P-SP). El factor 3 agrupó 11 ítems que explicaban el 6,3% de la varianza. El ítem de máxima saturación fue “no tengo grandes expectativas sobre los que me rodean” (.58) que hace referencia al perfeccionismo orientado a los demás (P-OD). Los tres factores dan cuenta de un 30,56% de la varianza total explicada. La medida de adecuación muestral (KMO) fue .81, superando el valor recomendado de .60 y el estimador de esfericidad de Bartlett fue estadísticamente significativo ($p < .01$).

En la Tabla 1 se aprecia que los pesos factoriales de todos los ítems son estadísti-

camente significativos ($p < .001$), aspecto que refuerza la validez convergente y de constructo. En concreto, los pesos factoriales correspondientes a los veinte ítems del primer factor oscilan entre .78 y .25; los catorce relacionados con el segundo entre .62 y .22; y finalmente los once del tercer factor oscilan entre .58 y .31.

Aplicación y corrección de la escala

La escala consta de 45 ítems con siete alternativas de respuesta. En concreto, consta de 26 ítems que se puntúan de forma directa, sumando las puntuaciones de cada ítem de 1 a 7 (ej. “Siempre me exijo a mí mismo la perfección”) y los siguientes 19 ítems (2, 3, 4, 8, 9, 10, 12, 19, 21, 22, 24, 30, 34, 36, 37, 38, 43, 44, 45), se puntúan de forma inversa, es decir, primero es necesario calcular el valor inverso (escala de 7 a 1) antes de sumar los ítems (ej. “No critico a alguien que abandona con facilidad”). La puntuación de las tres subescalas de perfeccionismo (P-AO, P-SP y P-OD) se calcularon tras sumar todos los ítems directos e inversos. La corrección de las subescalas se realizó de acuerdo a la versión original inglesa de la escala MPS, recogida en el manual de los autores, lo que nos permite a su vez la comparabilidad de los resultados con otros estudios. Asimismo, los autores de la escala sugieren en el manual no sumar las tres subescalas con el fin de obtener una puntuación total de la escala global, sino mantener las tres puntuaciones por separado, en apoyo de la multidimensionalidad del perfeccionismo (Hewitt & Flett, 2004).

Las medias totales obtenidas por subescalas son las siguientes: P-AO = 63,3 (DT: 12,4; Rango: 33 a 99), P-SP = 47,6 (DT: 9,8; Rango: 21 a 75) y por último P-OD = 60,3 (DT: 7,9; Rango: 37 a 82). No existen diferencias significativas por género en las subescalas del EMP, excepto en la subescala P-OD (varón= 61.6 (7.8) vs. mujer=59.5 (7.9), $t = 5,5$, g.l. = 341, $p = .02$). No exis-

Tabla 1. Análisis factorial. Matriz de componentes rotados y sus saturaciones por factor.

ÍTEM	Factor 1 P-AO	Factor 2 P-SP	Factor 3 P-OD	Correlación Escala-Ítem	Alfa si se elimina el elemento	Comunalidades
Factor 1: Perfeccionismo Autoorientado (P-AO)						
(Alfa de Cronbach= .87)	.79	.02	.03	.56	.71	.62
20. Siempre me exijo a mí mismo la perfección.	.76	.05	-.07	.52	.71	.58
15. Es muy importante para mí conseguir el mayor grado de perfección en todo lo que hago.	.71	.04	-.03	.49	.71	.51
14. Hago todo lo posible para alcanzar el mayor grado de perfección.	.67	.08	.01	.49	.71	.45
40. Me impongo normas muy altas.	.67	-.07	.03	.47	.71	.45
28. Tiendo a la perfección cuando establezco mis objetivos.	.62	.14	-.24	.43	.72	.46
17. Me esfuerzo en ser el/la mejor en todo.	.61	.17	-.11	.42	.71	.42
6. Uno de mis objetivos es ser perfecto(a) en todo lo que hago.	.55	.00	-.14	.36	.72	.32
42. En la escuela o en el trabajo debo tener siempre éxito.	.54	.03	.02		.72	.30
11. Cuanto más éxito tengo, más se espera de mí.	.50	.15	-.26	.40	.72	.34
18. Los que me rodean esperan que tenga éxito en todo.	.50	.25	-.19	.46	.71	.35
26. Si le pido a alguien que haga algo, espero que lo haga perfectamente.	.48	.04	-.07	.38	.72	.24
32. En todo momento debo rendir plenamente.	-.48	.01	.28		.75	.31
8. Nunca tengo como objetivo la perfección.	.42	.29	-.23	.33	.72	.31
7. Todo lo que las demás personas hacen debe ser de excelente calidad.	.40	.36	.06	.38	.72	.29
31. Tengo la sensación de que la gente exige demasiado de mí.	.40	.33	-.05	.41	.71	.27
35. Mi familia espera que sea perfecto/a.	.34	.20	.06	.31	.72	.16
23. Me siento desdichado/a cuando descubro algún error en mi trabajo.	.33	-.24	-.09	.20	.73	.17
29. Las personas que me rodean no deberían dejar nunca de apoyarme.	.32	.08	-.01	.17	.73	.11
1. No consigo relajarme si no está todo perfecto.	-.25	-.07	.22	-.12	.74	.12
12. En pocas ocasiones siento la necesidad de ser perfecto/a.						
Factor 2: Perfeccionismo Socialmente Prescrito						
(P-SP) (Alfa de Cronbach= .76)	-.07	-.62	.00	-.17	.74	.39
21. Los demás van a seguir queriéndome, aunque no sobresalga en todo.	-.04	-.61	-.04	-.17	.74	.38
30. Los demás me aceptan tal como soy, incluso cuando no triunfo.	-.06	-.60	.05	-.19	.74	364,00
9. Los que me rodean aceptan que yo también pueda cometer errores.	.17	-.53	-.01	-.02	.73	.31
44. Los que me rodean consideran que soy competente, aunque cometa un error.	.27	.53	-.04	.33	.72	.35

Cont. Tabla 1. Análisis factorial. Matriz de componentes rotados y sus saturaciones por factor.

ÍTEM	Factor 1 P-AO	Factor 2 P-SP	Factor 3 P-OD	Correlación Escala-Ítem	Alfa si se elimi- na el elemen- to	Comunali- dades
27. No puedo tolerar que personas cercanas a mí cometan errores.	.27	.49	.04	.34	.72	.32
13. Todo lo que haga que no sea extraordinario. será considerado de poca calidad por las personas de mi entorno	.10	-.48	-.02	-.05	.73	.24
38. Respeto a la gente normal	.36	.47	.08	.44	.72	.36
39. Las personas no esperan de mí más que la perfección.	.09	.45	.19	.23	.73	.25
5. Tengo dificultades en satisfacer las expectativas que los demás tienen sobre mí.	.33	.39	.21	.40	.72	.30
41. La gente espera de mí más de lo que puedo dar.	-.35	-.37	.17	-.27	.75	.29
34. No tengo necesidad de ser el/la mejor en todo lo que hago.	.34	.34	-.03	.36	.72	.23
33. Aunque no lo manifiesten. los demás se molestan cuando fallo en lo que hago	.25	.31	-.13	.23	.73	.17
25. Tener éxito significa para mí tener que trabajar más para agradar a los demás.	.17	.22	-.01	.14	.73	.08
22. No me interesa la gente que no se esfuerza en mejorar.						
Factor 3: Perfeccionismo Orientado a los Demás (P-OD) (Alfa de Cronbach = .66)	.02	.27	.58	.14	.73	.41
19. No tengo grandes expectativas sobre los que me rodean.	-.03	-.10	.51	.02	.74	.27
45. Rara vez espero que los demás sobresalgan en todo.	-.10	.01	.50	-.02	.74	.26
10. Me importa poco que los que me rodean no lo hagan lo mejor que puedan.	-.11	.19	.49	.04	.74	.28
37. Mis padres casi nunca esperaban que yo sobresaliera en todo en la vida.	.14	-.27	.46	.10	.73	.30
4. Raras veces critico a mis amigos, cuando se contentan con poca calidad.	-.08	.16	.45	.04	.73	.23
43. Me resulta indiferente que un buen amigo no trate de hacer las cosas lo mejor posible.	.35	.06	-.45	.23	.73	.32
16. Espero mucho de las personas que son importantes para mí.	.07	-.25	.44	.07	.73	.26
3. No es importante que la gente que me rodea tenga éxito en todo.	.00	.29	.42	.11	.73	.26
24. No espero mucho de mis amigos.	-.17	.26	.39	.03	.73	.25
36. Mis objetivos no son muy altos.	-.17	-.11	.31	-.10	.74	.14
2. No critico a alguien que abandona con facilidad.	15,03	9,20	6,31			
Porcentaje de la varianza explicada	15,03	24,24	3,56			
Porcentaje acumulado de la varianza explicada	.79	.02	.03	.56	.71	.62

ten diferencias significativas entre el grupo universitario y el grupo de estudiantes de formación profesional por subescalas.

La escala EMP permite discriminar las dimensiones de una personalidad perfeccionista al conocer los valores de referencia por percentiles que permiten comparar las personas con rasgos perfeccionistas con un grupo de referencia (Tabla 2). Recomendamos prudencia al interpretar los datos, porque en rigor, podrían ser comparables sólo aquellos individuos que presenten características semejantes a las personas del presente estudio.

Fiabilidad e intercorrelaciones

En primer lugar, la fiabilidad del EMP se calculó mediante la consistencia interna, calculando el coeficiente Alfa de Cronbach y obteniendo un valor de .86 para la escala total. Tal y como puede observarse en la Tabla 1, se obtuvo un coeficiente de .87 para la subescala P-AO, .76 para la subescala P-SP, y .66 para la subescala de P-OD. En la Tabla 3 se aprecia la pertenencia de cada uno de los ítems a los distintos factores del EMP, relacionándolos con los diferentes estudios realizados en otros países para validar la escala que ha sido objeto de estudio del presente trabajo.

Los autores de la versión original cada uno de los tres factores estaba compuesto por 15 ítems, para el resto de las versiones el número de ítems que compone cada uno de los factores es diferente.

En segundo lugar, se calculó la fiabilidad mediante el estudio de la estabilidad temporal. Para ello se utilizó el test-retest mediante el cálculo del coeficiente de correlación intraclase. En este sentido, con respecto a la puntuación total de la escala EMP, se apreció un coeficiente de correlación intraclase de .78 (ver Tabla 3).

Al analizar la estabilidad de cada una de las subescalas (calculadas a partir de los ítems que saturaron alto en los factores del presente estudio, y que se puede apreciar en la Tabla 1), se obtuvo un coeficiente de correlación intraclase de .82 en la subescala de perfeccionismo autoorientado (P-AO), .63 en la subescala de perfeccionismo socialmente prescrito (P-SP) y .72 en la subescala de perfeccionismo orientado a los demás (P-OD). Finalmente, al analizar la estabilidad de cada uno de los ítems, se apreció un coeficiente de correlación intraclase mínimo de .30 (ítem 38) y un máximo de .74 (ítem 17).

Tabla 2. Valores de Referencia por Percentiles de las subescalas de Perfeccionismo

Percentil	Valor medio (P-AO)	Valor medio (P-SP)	Valor medio (P-OD)
10	49	35	50
20	53	39	54
30	56	43	56
40	60	46	58
50	63	48	60
60	66	50	62
70	70	52	64
80	74	55	67
90	81	61	71

Correlaciones

Como se observa en la Tabla 4, se pueden apreciar las correlaciones entre los diferentes factores de la escala EMP, las correlaciones son estadísticamente significativas y moderadas ($r = .47$; $p < .01$). Estas correlaciones son satisfactorias y reafirma la independencia de los tres factores entre sí.

Validez convergente y predictiva

Sobre las relaciones entre el cuestionario EMP y la subescala de perfeccionismo del EDI-2, conviene destacar la relación estadísticamente significativa entre las subescalas del EMP y la Escala de Perfeccionismo del EDI-2 (Tabla 4), siendo la más elevada con el perfeccionismo autoorientado ($r = .61$; $p < .01$), seguida de la subescala P-SP ($r = .57$, $p < .01$), lo que implica una buena validez convergente.

Por otra parte, la Tabla 4 también presenta la relación positiva y estadísticamente significativa entre el perfeccionismo socialmente prescrito y las subescalas de ansiedad y de depresión. A su vez, el perfeccionismo autoorientado está asociado a la dimensión de ansiedad ($r = .29$; $p < .01$).

Discusión y conclusiones

Los resultados que se han obtenido en el presente trabajo permiten afirmar que la escala elaborada por Hewitt y Flett (1991b) es válida para su aplicación en población universitaria española, ya que cumple con los criterios de validez y fiabilidad necesarios. Estos resultados concuerdan sustancialmente con diversos trabajos de validación de dicha escala realizados en la población de Québec (Labrecque et al., 1999), en población portuguesa (Soares et al., 2003), y la llevada a cabo por los propios autores.

La solución inicial de 12 factores se ha considerado insatisfactoria por el relativamente bajo porcentaje de varianza total

asociada a la mayoría de los factores, dado que la mitad de las variables presentaba una saturación factorial máxima inferior a .30 en todos los factores. Siguiendo el constructo teórico de la versión original, en la población universitaria española se observa que el análisis total explica el 30,56% de la varianza, de manera que el factor P-AO explica el 15,03%, el P-SP el 9,20%, y el P-OD explica el 6,31%. Estos resultados son ligeramente inferiores a los registrados por Hewitt y Flett (1991b), cuyo análisis total de su estudio explica el 36% de la varianza, y a los observados por Labrecque et al., (1999) en la población de Québec (40% de la varianza), los cuales son incluso algo superiores a los registrados por los propios autores creadores de la escala. Los resultados obtenidos por Soares et al. (2003) en población portuguesa explican un 33,18% de la varianza, valores más similares a los obtenidos por la población universitaria española. Esta semejanza es fácilmente justificable, ya que ambas poblaciones tienen más similitud entre sí en rasgos personales, estilo de vida, aspectos socio-culturales, etc., que con la población norteamericana.

En contraste, Labrecque et al., (1999) indican que, para la población de Québec, el primer factor (P-AO) lo forman 18 ítems, el mismo número de ítems que indican Soares et al. (2003) para la población portuguesa. En este sentido, los datos del presente estudio indican que el factor P-AO, para la población universitaria española, estaría compuesto por 20 ítems. En concreto, los ítems del primer factor de la versión española son idénticos a los registrados por la versión portuguesa (salvo por los ítems 36, 11 y 31). Esta gran similitud posiblemente sea debida a las semejanzas culturales, de rasgos personales, estilo de vida, aspectos socio-culturales, etc., entre ambas poblaciones.

Tabla 3. Estudios de validación y fiabilidad sobre la escala multidimensional de perfeccionismo (EMP)

Ítems	Versión Original (Hewitt y Flet, 1991b)	Versión francesa (Labrecque et al., 1999)	Versión portuguesa (Soares et al., 2003)	Versión española (estudio actual)
Ítems 01	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 02	PSP	POD	POD	POD
Ítems 03	PSP	POD	POD	POD
Ítems 04	PSP	POD	POD	POD
Ítems 05	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 06	PSP	PAO	PAO	PAO
Ítems 07	PSP	PAO	PAO	PAO
Ítems 08	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 09	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 10	PSP	POD	POD	POD
Ítems 11	POD	PSP	PSP	PAO
Ítems 12	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 13	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 14	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 15	PSP	PAO	PAO	PAO
Ítems 16	PSP	POD	POD	POD
Ítems 17	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 18	POD	PSP	PAO	PAO
Ítems 19	PSP	POD	POD	POD
Ítems 20	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 21	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 22	PSP	POD	POD	PSP
Ítems 23	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 24	PSP	POD	POD	POD
Ítems 25	POD	PAO	PSP	PSP
Ítems 26	PSP	PAO	PAO	PAO
Ítems 27	PSP	PSP	PSP	PSP
Ítems 28	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 29	PSP	PAO	-	PAO
Ítems 30	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 31	POD	PSP	PSP	PAO
Ítems 32	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 33	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 34	PAO	PSP	PAO	PAO
Ítems 35	POD	PSP	PSP	PAO

Cont. Tabla 3. Estudios de validación y fiabilidad sobre la escala multidimensional de perfeccionismo (EMP)

Ítems 36	PAO	PAO	PAO	POD
Ítems 37	POD	-	-	POD
Ítems 38	PSP	-	-	PSP
Ítems 39	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 40	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 41	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 42	PAO	PAO	PAO	PAO
Ítems 43	PSP	POD	POD	POD
Ítems 44	POD	PSP	PSP	PSP
Ítems 45	PSP	PSP	-	POD
Explicación de la varianza	36%	40,6%	33,18%	30,56%
Alfa de Cronchah	-	-	.89	.86
Test-retest	-	-	.65	.78

Leyenda: PAO= Perfeccionismo autoorientado; PSP= Perfeccionismo socialmente prescrito; POD= Perfeccionismo orientado a los demás

Tabla 4. Correlaciones entre las dimensiones del EMP y otras escalas.

Dimensión	P-AO	P-SP	P-OD	EDI-P	Ansiedad-HADS	Depresión-HADS
P-AO	--	.47**	.41**	.61**	.29**	.10
P-SP	--	--	.30**	.57**	.35**	.33**
P-OD	--	--	--	.33**	.03	-.09

** La correlación es significativa al nivel .01 (bilateral).

* La correlación es significativa al nivel .05 (bilateral).

Respecto al segundo factor (P-SP), Labrecque et al. (1999), en la población de Québec, incluyen 16 ítems, mientras que Soares et al. (2003), en la versión portuguesa, incluyen 14 ítems, el mismo número que en la versión española. En concreto, los ítems de la versión portuguesa coinciden con los de la versión española salvo en los ítems 11, 31 y 35.

Con respecto al último factor (P-OD), Labrecque et al. (1999) observaron que estaba compuesto por 9 ítems, el mismo número de ítems que registraron Soares et al. (2003) para la población portuguesa.

Los datos del presente trabajo indican que para la población universitaria española este factor queda formado por 11 ítems. De nuevo se vuelve a apreciar gran similitud entre las versiones española y portuguesa.

Finalmente, con respecto a los datos obtenidos en el análisis factorial y debido al bajo peso que presentan algunos ítems, Labrecque et al. (1999) descartan los ítems 37 y 38, mientras que Soares et al. (2003), además de ambos ítems, rechazan los ítems 45 y 29. En la versión española aparecen dos ítems (12 y 22) con un peso poco signifi-

ficativo (inferior a .30), sin embargo se ha decidido mantenerlos debido a la importancia conceptual que tienen ambos ítems en el total de la escala.

Para el cálculo de la validez convergente se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson entre la EMP y la subescala de perfeccionismo de EDI-2. Los datos del estudio reflejan adecuados índices de correlación entre la escala de EMP y la subescala de perfeccionismo del EDI-2. En concreto, en el presente estudio se aprecia un índice de correlación semejante e incluso superior a los obtenidos por Hewitt y Flett (1991b) al calcular la validez convergente entre la Multidimensional Perfectionism Scale, de Hewitt y Flett (1991b), la Multidimensional Perfectionism Scale de Frost et al. (1990), y la Almost Perfect Scale de Slaney et al., (2001). Estos datos corroboran la estrecha relación entre dos instrumentos que pretenden medir la misma variable, en este caso el perfeccionismo.

En cuanto a la relación con la ansiedad o la depresión, aparece una relación positiva y significativa entre las dos subescalas del HADS y la dimensión de perfeccionismo socialmente prescrito, una relación positiva y significativa entre la ansiedad y la dimensión de perfeccionismo auto-orientado y ninguna relación entre el HADS y la dimensión de perfeccionismo orientado a los demás. Destaca que la máxima correlación se encontró entre los aspectos ansiosos y el perfeccionismo socialmente prescrito ($r = .35$), seguido de mayor ansiedad cuando el perfeccionismo es auto-orientado ($r = .29$). En conclusión, las dimensiones de P-AO y P-SP fueron asociadas con elevados niveles de malestar en estudiantes universitarios lo que sugiere que el perfeccionismo orientado a los demás, contiene un componente adaptativo. Este resultado no coincide con la afirmación de algunos autores que defienden que

el perfeccionismo auto-orientado es el que tiene un componente más adaptativo.

Respecto al análisis de la fiabilidad, los resultados que se han obtenido en este estudio confirman que la versión española de la EMP cumple con los criterios de fiabilidad desde la perspectiva de la consistencia interna y de la estabilidad temporal.

En relación a la consistencia interna se obtuvo un alfa de Cronbach de .86, valor similar a los obtenidos por los distintos autores. En este sentido cabe destacar que tanto Hewitt y Flett (1991b) como Labrecque et al. (1999) no indican los niveles del alfa de Cronbach del total de la escala, sino que en sus trabajos señalan el valor del alfa de Cronbach de cada una de las subescalas. En concreto ambos autores obtuvieron valores comprendidos entre .79 y .92. Por el contrario, Soares et al. (2003) sí obtuvieron el alfa de Cronbach del total de la escala, registrando un valor de .88. En este sentido, en el presente trabajo de investigación, los datos indican que la eliminación de algunos de los ítems, por ejemplo del ítem 34, permitiría el aumento del alfa de Cronbach del total de la escala, si bien el incremento sería escaso, mientras que la inclusión de dichos ítems en la escala es conceptualmente muy relevante.

Finalmente, al calcular la estabilidad temporal, se siguen apreciando resultados muy similares a los obtenidos por el resto de autores que han validado dicha escala. Así, al analizar la estabilidad del total de la escala, Soares et al. (2003) obtuvieron un coeficiente de correlación de $r = .85$, ligeramente superior al obtenido en el presente trabajo de investigación ($r = .78$). Ambos valores se acercan a los registrados por Labrecque et al. (1999), si bien estos autores obtuvieron el coeficiente de correlación de cada una de las subescalas; en concreto registraron un coeficiente de correlación de $r = .83$ en la P-OA (frente al $r = 0.82$ del presente estudio), un $r = .77$ en la P-SP (frente

al $r = .63$) y un $r = .85$ en la P-OD (frente al $r = .72$). Por último cabe señalar que únicamente Soares et al. (2003) calcularon el índice de estabilidad de cada ítem, registrando valores mínimos de $r = .35$ y máximos de $r = .68$, valores muy semejantes a los obtenidos en el presente trabajo de investigación (mínimo de $r = .30$ y máximo de $r = .74$).

En cualquier caso hay que señalar que en los estudios precedentes se utilizó el coeficiente de correlación de Pearson, mientras que en el presente estudio se ha utilizado el coeficiente de correlación intraclase. Esta elección ha sido debida a que multitud de autores indican que el índice más apropiado para cuantificar la concordancia entre mediciones de una variable numérica es el coeficiente de correlación intraclase (Bland & Altman, 1996; Bravo & Potvin, 1991; Fernández & Díaz, 2004; Prieto, Lamarca & Casado, 1998).

A pesar de que el porcentaje de la varianza es relativamente bajo (30%), y debido a que se trata de una traducción y adaptación del cuestionario original, se cree muy interesante conceptualmente, utilizar el total de ítems del cuestionario original, por lo que no se ha eliminado ningún ítem. De esta manera, la consistencia interna de la escala global o las tres subescalas es satisfactoria en esta muestra de estudiantes mayormente universitaria. Se puede concluir que el presente trabajo presenta una propuesta inicial, que posteriormente pueda mejorarse y adaptarse, a la población adulta española.

A modo de conclusión, los resultados obtenidos en el presente trabajo permiten afirmar que:

1) Esta escala representa un procedimiento válido y fiable para la valoración del perfeccionismo en población universitaria española, ya que permite la obtención de los índices de perfeccionismo autoorien-

tado, socialmente prescrito y orientado a los demás.

2) La escala es equiparable psicométricamente a las validaciones realizadas en otros países y/o poblaciones, como por ejemplo en Canadá (Hewitt & Flett, 1991b), Québec (Labrecque et al., 1999) y Portugal (Soares et al., 2003).

3) En relación a la validez convergente, se han encontrado elevados índices de correlación entre las subescalas del EMP y la subescala de perfeccionismo del EDI, encontrándose un índice de correlación parecido e incluso superior a los obtenidos por Hewitt y Flett (1991b). De esta forma se confirma una estrecha relación entre dos instrumentos que pretenden medir el perfeccionismo. Se encontró una asociación significativa entre los síntomas ansiosos y depresivos y el perfeccionismo socialmente prescrito del individuo.

Agradecimientos

Los autores quieren expresar su más sincero agradecimiento a todos los estudiantes y profesores de los Centros Universitario y de Formación Profesional participantes, sin cuyo tiempo y esfuerzo este estudio no hubiese sido llevado a cabo. También queremos agradecer los comentarios y sugerencias de los revisores del artículo, que han potenciado el mismo.

Nota. Una copia de la escala traducida al castellano se puede obtener poniéndose en contacto con la primera autora.

Artículo recibido: 02-04-2008 aceptado: 01-05-2009

Referencias

- Abril, P. (1984). *Aristóteles. Ética a Nicómaco*. Barcelona: Orbis.
- Adler, A. (1956). The neurotic disposition. In H.L. Ansbacher & R. R. Ansbacher (Eds.), *The Individual Psychology of Alfred Adler* (pp. 239-262). New York: Harper.
- Bieling, P. J. & Alden, L. E. (1997). The consequences of perfectionism for patients with social phobia. *British Journal of Clinical Psychology, 36*, 387-395.
- Bravo, G. & Potvin, L. (1991). Estimating the reliability of continuous measures with Cronbach's alpha or the intraclass correlation coefficient: Toward the integration of two traditions. *Journal of Clinical Epidemiology, 44*, 381-90.
- Burns, D. D. (1980). The perfectionist's script of self-defeat. *Psychology Today, 11*, 34-52.
- Burns, D. D. (1983). The spouse who is a perfectionist. *Medical Aspects of Human Sexuality, 20*, 219-230.
- DiBartolo, P. M. & Barlow, D. H. (1996). Perfectionism, marital satisfaction, and contributing factors to sexual dysfunction in men with erectile disorder and their spouses. *Archives of Sexual Behavior, 25*, 581-588.
- Fernandez, P. & Díaz, P. (2004). La fiabilidad de las mediciones clínicas: el análisis de concordancia para variables numéricas. *Atención primaria en la red*, 1-11 (Recuperado el 3 de febrero de 2009 de http://www.fisterra.com/mbe/investiga/conc_numerica/conc_numerica.pdf)
- Frost, R. O., Marten, P., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research, 14*, 449-468.
- Garner, D. M. (1998). *EDI-2, Inventario de Trastornos de la Conducta Alimentaria*. Madrid: TEA Ediciones.
- Garner, D. M., Olmsted, M. P., & Polivy, J. (1983). Development and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia. *International Journal of Eating Disorders, 2*, 15-34.
- Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology, 15*, 27-33.
- Hewitt, P. L. & Flett, G. L. (1991a). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology, 100*, 98-101.
- Hewitt, P. L. & Flett, G. L. (1991b). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality & Social Psychology, 60*, 456-470.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Ediger, E. (1995). Perfectionism traits and perfectionist self-presentation in eating disorder attitudes, characteristics, and symptoms. *International Journal of Eating Disorder, 18*, 317-326.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., & Ediger, E. (1996). Perfectionism and depression: Longitudinal assessment of a specific vulnerability hypothesis. *Journal of Abnormal Psychology, 105*, 276-280.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., Turnbull-Donovan, W., & Mikail, S. F. (1991). The Multidimensional Perfectionism Scale: Reliability, validity, and psychometric properties in psychiatric samples. *Psychological Assessment, 3*, 464-468.
- Hewitt, P. L., Norton, G. R., Flett, G. L., Callander, L., & Cowan, T. (1998). Dimensions of perfectionism, hopelessness, and attempted suicide in a sample of alcoholics. *Suicide and Life-Threatening Behavior, 28*, 395-406.
- Hewitt, P. L. & Flett, G. L. (2004). *The Multidimensional Perfectionism Scale: Technical manual*. Toronto: Multi-Health Systems
- Horney, K. (1950). *Neurosis and Human Growth*. New York: Norton.
- Joiner, T. E., Heatherton, T. F., Rudd, M. D., & Schmidt, N. B. (1997). Perfectionism, perceived weight status, and bulimic symptoms: Two studies testing a diathesis-stress model. *Journal of Abnormal Psychology, 106*, 145-53.
- Minarik, M. L. & Ahrens, A. H. (1996). Relations of eating behaviour, depressive symptoms and anxiety to the dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy, 35*, 239-248.
- Prieto, L., Lamarca, R., & Casado, A. (1998). La evaluación de la fiabilidad en las observaciones clínicas: el coeficiente de correlación intraclass. *Medicina Clínica, 110*, 142-145.
- Quintana, J. M., Padierna, A., Esteban, C., Arostegui, I., Bilbao, A., & Ruiz, I. (2003). Evaluation of the psychometric characteristics of the Spanish version of the Hospital Anxiety and Depression Scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 107*, 216-221.
- Rawls, J. (2002). *La justicia como equidad. Una reformulación*. Barcelona: Paidós.
- Sen, A. (1998). *Bienestar, justicia y mercado*. Barcelona: Paidós.
- Sola, R., Martínez-Arias, R., Prados, A., & Martín, J. (2003). La ansiedad de los individuos en la sociedad del riesgo. *Ansiedad y Estrés, 9*, 93-103.
- Terol, M. C., López-Roig, S., Rodríguez-Marin, J., Martín-Aragón, M., Pastor, M. A., & Reig, M. (2007). Propiedades

- psicométricas de la escala hospitalaria de ansiedad y depresión (HADS) en población española. *Ansiedad y Estrés*, 13, 163-176.
- Therry-Short, L. A., Owens, G., Slade, P., & Dewey, M. (1995). Positive and negative perfectionism. *Personality and individual differences*, 18, 663-668.
- Valdés, M. & Arroyo, M. C. (2002). Estrategias de afrontamiento y ansiedad: estudio preliminar en una muestra de mujeres con trastornos alimentarios. *Ansiedad y Estrés*, 8, 49-58.
- Zhang, Y., Gan, Y., & Cham, H. (2007). Perfectionism, academic burnout and engagement among Chinese college students: A structural equation modelling analysis. *Personality and Individual Differences*, 43, 1529-1540.
- Zigmond, A.S. & Snaith, R.P. (1983). The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67, 361-370.