VALIDACIÓN FACTORIAL DEL "GENERAL HEALTH QUESTIONNAIRE" (GHQ-12) MEDIANTE UN ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO[1]

Cifre Gallego, E. y Salanova Soria, M.
Departamento de Psicología Evolutiva, Educativa, Social y Metodología.
Universitat Jaume I

RESUMEN

En la literatura se encuentran estudios contradictorios referentes a la dimensionalidad del General Health Questionnaire (GHQ) en su versión de 12 ítems. Esto es así tanto a partir de la utilización de técnicas exploratorias como confirmatorias. Por ello, el objetivo del presente estudio es analizar la estructura factorial de este instrumento (GHQ-12) en una nueva muestra de trabajadores del sector cerámico. Para ello se han empleado técnicas de Análisis Factorial Confirmatorio mediante el programa EQS 5.0. Los resultados obtenidos muestran, aún sin presentar un ajuste a los datos satisfactorio, una superioridad del modelo llamado "bifactorial" que postula la existencia de dos factores denominados "ansiedad" y "depresión" respectivamente, frente al modelo monofactorial. En la última parte del artículo se justifica este resultado, así como la covarianza existente entre los dos factores, a partir de la *comorbilidad* de los síntomas de la ansiedad y la depresión.
Palabras clave: GHQ-12, Análisis Factorial Confirmatorio, bienestar psicológico.

ABSTRACT

Contradictory studies related to the dimensionality of the GHQ in its 12-item version are found in the literature. It is like this in both, exploratory and confirma-

tory techniques. Due to this fact, the goal of this study is to analyse the factorial structure of this instrument (GHQ-12) in a new sample of the ceramic sector workers. Confirmatory Factorial Analysis techniques have been used through the program EQS 5.0. The results show a superiority of the "bifactorial" model which postulate the existence of two factors called "anxiety" and "depression" in front of the "monofactorial" model, although none of the models show a satisfactory adjustment to the data. In the last part of the paper both, this result and the covariance between the factors, are justified due to the comorbility of the symptoms of anxiety and depression.
Key words: GHQ-12, Confirmatory Factorial Analysis, psychological wellbeing.

INTRODUCCIÓN

La salud mental de los trabajadores es uno de los aspectos más novedosos a tener en cuenta cada vez más por las organizaciones por su posible traducción en términos de eficacia y de eficiencia en el trabajo. Ejemplos de estas traducciones son un decremento del rendimiento y aumento del absentismo, así como un deterioro en la salud física (Brooke y Price, 1989; González-Romá, Lloret y Espejo, 1993; Price y Mueller, 1986). Por otra parte, una mejora de esta salud mental puede conllevar una mejora del rendimiento y la realización de conductas prosociales en favor a la organización (ej. O'Reilly y Chatman, 1986, cit. en González-Romá, 1994), por lo que autores como Cooper y Cartwrigh (1994) señalan la existencia de una relación positiva entre la salud (física, psicológica y mental) de los trabajadores y la salud financiera de la empresa.

En esta línea, parece útil validar instrumentos de medida del bienestar psicológico (como índice de la salud mental en el trabajo) en diferentes tipos de organizaciones. En este sentido una de las medidas más estudiada y utilizada para medir y detectar la enfermedad mental presente y diagnosticable es la proporcionada por el cuestionario denominado General Health Questionnaire (GHQ), desarrollado por David Goldberg en 1972.

El General Health Questionnaire (1972, 1978) es una medida de autoinforme elaborada por Goldberg con el objetivo de medir trastornos psiquiátricos no psicóticos en curso y diagnosticables. De este modo, el GHQ fue diseñado para identificar dos clases principales de problemas: "incapacidad para llevar a cabo las funciones normales 'saludables'" y "la aparición de nuevos fenómenos de naturaleza 'distresante'" (McDowell y Newell, 1987). Como se ve, el GHQ no se centra tanto en aspectos de personalidad sino en las situaciones de naturaleza estresante que rompen con el funcionamiento normal de una persona.

Como indica Rodríguez (1991) el GHQ no clasifica a las personas como sanas o enfermas, puesto que el contenido de los ítems hacen referencia a conductas, emociones o pensamientos que se pueden encontrar en personas "sanas". El modo en el que se distribuyan sus puntuaciones indicará mayor (con puntuaciones más altas) o menor probabilidad de padecer un trastorno psiquiátrico, y por tanto una mayor o menor salud mental y bienestar psicológico.

El GHQ fue diseñado originalmente para ser utilizado en encuestas de población general, en centros de atención primaria o para pacientes médicos en general, es decir, como un primer instrumento de chequeo de enfermedades mentales. Sin embargo, este primer uso clínico-médico ha dejado paso a su utilización en otros ámbitos, tales como el comunitario (Anderson, Huppert y Rose, 1993; Huppert, Roth y Gore, 1987; Huppert, Walters, Day y Elliott, 1989) y el ocupacional (García-Rodríguez, 1990; Jackson y Warr, 1984, cit. en Rodríguez, 1991). Del mismo modo ha sido utilizado en muestras diferentes, tales como policías locales (González-Romá *et al.*, 1993), estudiantes de bachillerato (Oliver, Sancerni, Tomás y Lis, 1995; Shek, 1993;), estudiantes de primer ciclo de Formación Profesional (Peiró, Hontangas y Salanova, 1994; Rodríguez, 1991), jóvenes empleados (Rodríguez *et al.*, 1993), residentes comunitarios (Anderson *et al.*, 1993; Huppert *et al.*, 1987, 1989), padres de niños preescolares disminuidos psíquicos (Shek y Tsang, 1995), parientes de primer grado de pacientes psiquiátricos (Shamasunder, Sriram, Murali Raj y Shanmugham 1986) y mujeres casadas (Elliot y Huppert, 1991).

Por otra parte, y a pesar de que Goldberg recomienda utilizar la versión amplia del cuestionario (de 60 ítems) cuando sea posible, la versión de 12 ítems se ha convertido en quizás la versión más utilizada, tanto por su reducida longitud como por su buen funcionamiento. A pesar de que esta versión de 12 ítems del GHQ parece surgir a partir de un factor principal detectable en todas las versiones del GHQ (Banks *et al.*, 1980) estudios posteriores de dimensionalidad realizados con técnicas exploratorias de esta versión del cuestionario obtienen resultados diferentes.

De este modo, Banks *et al.* (1980) encontraron evidencia empírica a favor de una estructura monofactorial subyacente al GHQ-12 (que explicaba entre un 34 y 48% de la varianza) en tres muestras diferentes: empleados en una empresa de ingeniería, jóvenes de 16 años que acababan de dejar la escuela y desempleados. Este resultado es similar al que obtuvo Goldberg en 1972, un primer factor que daba cuenta del 45.6% de la varianza de los ítems (Rodríguez, 1991). Este mismo resultado fue encontrado por García Rodríguez (1990) en una muestra de desempleados, dónde la estructura unidimensional explicaba el 46.31% de la varianza. Sin embargo, en una muestra de empleados, este mismo autor halló una estructura bifactorial *ansiedad-depresión*. Moret, Hontangas, Sancerni y Zurriaga (1987), en una adaptación del GHQ-12 a una muestra de estudiantes de Formación Profesional

obtuvieron una estructura bifactorial cuya composición es muy similar a la obtenida por García Rodríguez en 1990.

Siguiendo el modelo vitamínico de Warr (1987), esta estructura bifactorial del GHQ cubriría un conjunto de síntomas relacionados con los polos ansiedad y depresión de su modelo teórico. Sin embargo, Rodríguez *et al.* (1993) encontraron una estructura bifactorial del cuestionario en una muestra de 416 jóvenes empleados españoles que no coincide con las mencionadas anteriormente, al ser dos factores que hacían referencia a "ansiedad-depresión" por un lado (explicando el 20.88% de la varianza) y a "competencia o capacidad de afrontamiento" por otro (y que explicaba el 18.98% de la varianza)

Finalmente, un análisis factorial realizado en una muestra australiana ofreció una estructura trifactorial: anhedonia y problemas de sueño, actuación social y pérdida de confianza (Worsley y Gribbin, 1977). Por su parte, Rodríguez (1991) encontró también una estructura de tres factores que denomina "depresión", "ansiedad" y "competencia o capacidad de afrontamiento" y que explican el 54.63% de la varianza.

Ahora bien, la gran mayoría de estudios realizados sobre la estructura factorial del instrumento se han realizado por medio de técnicas exploratorias de análisis factorial (análisis factorial exploratorio o AFE). Sin embargo, siguiendo a Marsh y Richards (1987) en casos donde no se encuentra claramente definida a priori la estructura (como en el caso del GHQ) es preferible generar modelos alternativos basados en las investigaciones anteriores, especialmente derivados del AFE.

González-Romá *et al.* (1991, 1993) fueron pioneros en comparar el ajuste de las estructuras monofactorial y bifactorial en una misma muestra mediante Análisis Factorial Confirmatorio. El Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) permite la construcción de modelos alternativos que pueden ser probados empíricamente. Así, tanto en 1991, con una muestra de 167 empleados de organizaciones laborales como en 1993 con una muestra de 112 policías locales, los autores compararon la bondad de ajuste de los modelos de uno y de dos factores. Concretamente, el modelo monofactorial asume que los ítems que contiene el cuestionario son explicados por un único factor referido a la salud general, mientras que por su parte el modelo bifactorial señala que los ítems 3, 4, 6 y del 8 al 12 son explicados por el factor "depresión" y los ítems 1, 2, 5 y 7 son explicados por el factor "ansiedad". Los resultados obtenidos en ambos estudios mostraron comparativamente una superioridad del modelo bifactorial, al mostrar éste un mejor ajuste a los datos, a pesar de que dicho ajuste no era todavía satisfactorio.

Finalmente, y también empleando AFC, Oliver *et al.* (1995) encontraron, con una muestra de 381 estudiantes de bachillerato, unos resultados similares a los anteriores, al apoyar una estructura bifactorial de depresión y ansiedad, altamente relacionados, como mejor representación de la escala aunque, al igual que ocurría

en los estudios anteriores, el ajuste global no puede considerarse plenamente satisfactorio. Sin embargo, los autores resaltan el hecho de que la replicabilidad del resultado en muestras tan diferentes como las indicadas habla a favor de la generabilidad de la estructura factorial encontrada, aspecto importante en una escala de este tipo que pretende ser de uso general.

El presente trabajo pretende analizar las características psicométricas del GHQ-12 realizando una nueva validación de su estructura factorial en una muestra de trabajadores del sector cerámico. Concretamente, se pretende el estudio del ajuste de los datos a uno de los dos modelos mayormente hipotetizados por la literatura (monofactorial o bifactorial).

MÉTODO

La recogida de datos se ha llevado a cabo entre los meses de mayo y noviembre de 1996. A los participantes se les administró una batería de cuestionarios (WONT-SC vr.2) entre los que se encontraban los instrumentos que se estudian en el presente trabajo. El modo de administración fue generalmente a partir del personal del departamento de recursos humanos, quien fue el encargado de entregarlos a los trabajadores de la empresa y recogerlos. De un total de 150 cuestionarios distribuidos se recuperaron 75, lo que supone un porcentaje de respuesta del 50%.

Muestra

La muestra se encontró finalmente compuesta por 75 trabajadores/as pertenecientes a 4 empresas del sector cerámico de la provincia de Castellón (España). Estas cuatro empresas fueron seleccionadas para llevar a cabo un estudio de caso teniendo en cuenta criterios expertos sobre el nivel de implantación de innovación tecnológica[2]. Los puestos de trabajo ocupados por los participantes pertenecen en mayor medida al área de producción (58.66%, entre línea y mantenimiento). El resto de participantes pertenecían al área de I+D (14.67%), de comercial (6.67%), ocupaban puestos administrativos (4%) u otros (8%). Hubo un 8% de participantes que no indicaron el puesto que ocupaban en la empresa. De estos puestos, 24 habían sufrido un cambio tecnológico en los últimos meses, mientras que 51 no.

De los 75 participantes pertenecientes a la muestra, la mayoría eran hombres (91%) con una edad comprendida entre los 22 y los 60 años (media de 35 años).

Variables y su operacionalización

El *bienestar psicológico* se ha medido a partir del cuestionario GHQ-12 de Goldberg, donde se ha mantenido el modo original de codificación de los doce ítems en sus cuatro alternativas de respuesta (escala tipo Likert), utilizando para ello el denominado modo GHQ, es decir, haciendo corresponder la puntuación a la

escala (1-2-3-4) con las puntuaciones inversas (3-2-1-0), con lo cual una puntuación mas elevada indica un menor bienestar psicológico, mientras que una puntuación menor indica un bienestar psicológico superior. El coeficiente alfa de Cronbach obtenido es de .78, lo que indica una buena consistencia interna del cuestionario. La puntuación promediada en el cuestionario que presentó la muestra de estudio fue de .8 con una desviación típica de .5 lo que indica que la muestra mostraba un buen nivel de bienestar psicológico.

Análisis

Para la estimación de los modelos de medida planteados en el estudio de la estructura factorial, se utilizó el programa EQS versión 5. Los parámetros de los modelos se estimaron a través de máxima verosimilitud, método de mayor adecuación para muestras pequeñas (ver, por ejemplo, Satorra, 1997)[3]. Con este tipo de análisis realizamos un contraste empírico global que evalúa la bondad de ajuste a los datos de la secuencia causal hipotetizada.

Para la evaluación del ajuste de los datos a los modelos propuestos se han considerado diversos estadísticos y medidas de ajuste que proporciona el EQS, considerando la recomendación de Benler y Bonett (1980) de que la evaluación de la bondad de ajuste debe basarse en un criterio múltiple. La estrategia de elección entre los modelos será comparar, en primer lugar, dichos modelos, para pasar posteriormente a examinar si el mejor modelo identificado ofrece un buen ajuste. Para la comparación entre los modelos se emplearán: a) diferencia entre el estadístico ji-cuadrado de ambos modelos (puesto que el modelo monofactorial está anidado en el bifactorial) (Long, 1983, cit. en González-Romá y otros, 1993) y su probabilidad asociada, que indica el grado de ajuste con que el modelo propuesto reproduce los datos observados (el modelo hipotetizado se ajustará al empírico si no se rechaza la hipótesis nula con un alfa de .05); b) los índices de medidas de comparación entre modelos AIC de Akaike y CAIC de Bozdogan. Estos índices no están acotados entre 0 y 1, por lo que son especialmente útiles cuando se trata de comparar modelos con las mismas variables y datos pero con distinto número de parámetros. Valores bajos o incluso negativos reflejan un modelo parco y que aproxima bien la realidad (Batista-Foguet y Coenders, 1998).

Pasando ya al examen de la bondad del ajuste, se emplearán en primer lugar índices de bondad de ajuste relativo, es decir, que sólo se pueden emplear como medidas de ajuste para la comparación de dos o más modelos (Smith, 1989). El primero de los índices examinados es el *índice de ajuste normado de Bentler y Bonnet* (NFI), que evalúa la disminución del estadístico ji-cuadrado de nuestro modelo con respecto al modelo base. Sin embargo, siguiendo a Batista-Foguet y Coenders (1998), la utilización de este índice es desaconsejable porque favorece la adopción de modelos sobreparametrizados. Otros índices relacionados pero que mejoran el NFI que nos ofrece el programa EQS son el *índice de ajuste no norma-*

do de Bentler y Bonnet (NNFI) y el *índice de no centralidad relativo de McDonald y Marsh* (MFI) índices que no introducen directamente los estadísticos ji-cuadrado sino que comparan previamente con su esperanza, los grados de libertad del modelo base y el modelo en cuestión. Estos índices tienen en cuenta la parquedad del modelo y si el modelo es correcto, la esperanza de ambos índices es aproximadamente igual a la unidad para cualquier tamaño de muestra. La cota superior del estadístico no es la unidad, y valores superiores a 1 tienden a indicar sobreparametrización del modelo. El *índice de ajuste comparado* (CFI) es una modificación del índice de no centralidad relativo truncado para que no pueda adquirir valores superiores a 1 (Batista-Foguet y Coenders, 1998). En general con relación a todos los índices recién mencionados se puede decir que valores de estos índices superiores a .8 son indicativos de un buen ajuste entre el modelo hipotetizado y el empírico (Bentler, 1995). Entre todos estos índices relativos, Marsh, Balla y Hau (1996) recomiendan el uso del NNFI y el CFI.

Finalmente, el programa ofrece una medida de la varianza y covarianza residual, que es el *promedio de los residuales estandarizados* (RMSR). Según Cole y Maxwell (1985), se acepta que valores inferiores a .1 indican que la discrepancia entre la matriz de covarianza reproducida por el modelo y la matriz de covarianza observada probablemente no es importante. Es esta una medida que "puede usarse para comparar el ajuste de dos modelos diferentes a los mismos datos" (Jöreskog y Sörbom, 1985, p. 141).

RESULTADOS

Los resultados de los índices que evalúan la bondad de ajuste del modelo se presentan en la tabla 1.

Tabla 1.- Índices de bondad del ajuste para cada modelo estudiado

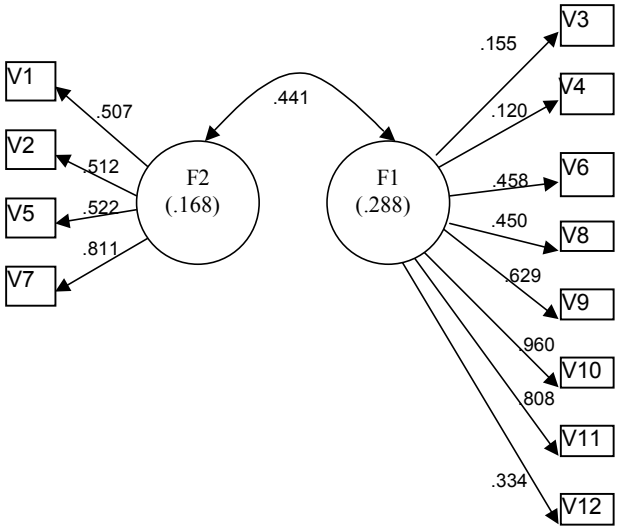
	χ^2 (g.l) (Sig)	AIC	CAIC	NFI	NNFI	MFI	CFI	RMSR
Modelo monofactorial	149.26 (54) (<.001)	41.26	-137.9	.53	.54	.53	.62	.04
Modelo bifactorial	116.61 (53) (<.001)	10.61	-165.2	.63	.68	.65	.75	.04

Desde el punto de vista comparativo, siguiendo a González-Romá *et al.* (1993), el ajuste de dos modelos alternativos puede compararse si uno está anidado en el otro. Para ello se calcula la diferencia entre los estadísticos ji-cuadrado asociados a cada modelo. Esa diferencia se distribuye como una ji-cuadrado con un número de grados de libertad igual a la diferencia entre los grados de libertad de los modelos.

Si el valor ji-cuadrado resulta estadísticamente significativo, podemos afirmar que el modelo que presenta un mejor ajuste representa los datos significativamente mejor que el otro (Brooke, Russell y Price, 1988). De este modo, en este caso obtenemos que el modelo bifactorial presenta un ajuste a los datos significativamente mejor que el modelo monofactorial ($p < .001$). Además, los índices de medidas de comparación AIC y CAIC siguen mostrando una superioridad del modelo bifactorial frente al monofactorial, al presentar el primero valores inferiores.

En cuanto al examen de la bondad del ajuste, los resultados obtenidos indican que ninguno de los dos modelos logra reproducir adecuadamente los datos observados, puesto que las magnitudes del estadístico ji-cuadrado resultan en ambos casos significativas (con una probabilidad < .001) y los índices de bondad NFI, NNFI, MFI y CFI muestran valores inferiores a 0.8. Los únicos índices que presentan evidencia en favor del buen ajuste de los modelos hipotetizados son los promedios de los residuales estandarizados (al mostrar valores inferiores a .1), aunque podemos afirmar que estos resultados favorables resultan insuficientes.

Figura 1.- Estimaciones de las saturaciones para el modelo bifactorial de la estructura del GHQ-12 (F1: Factor depresión, F2: Factor ansiedad)



Nota: Los valores junto a los ítems son las saturaciones estandarizadas[2], todas ellas con una significatividad de **p< .05.** Los valores entre los paréntesis son las varianzas de los factores. Todas ellas también resultaron significativas **(p< .05)**. La covarianza estandarizada entre los factores muestran también **p< .05**.

DISCUSIÓN

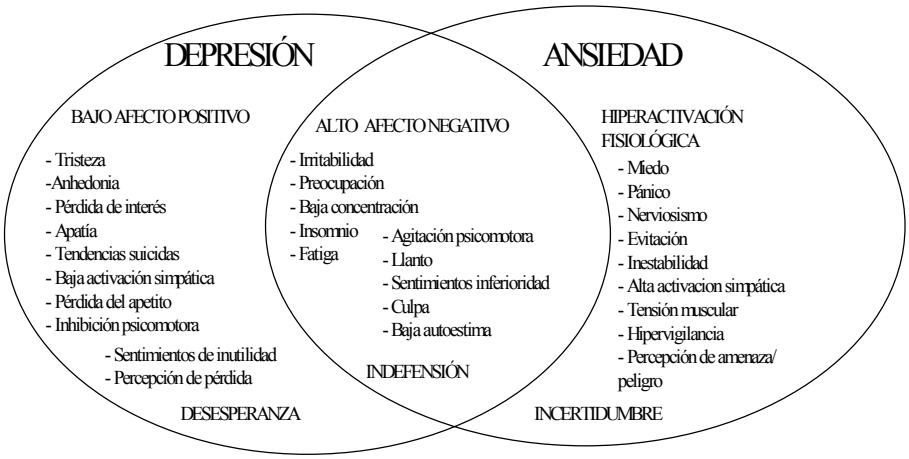
Se ha realizado una comparación de dos modelos acerca de la estructura del cuestionario GHQ-12 en una muestra de trabajadores del sector cerámico. Si bien los resultados muestran que ninguno de los dos modelos hipotetizados (monofactorial frente a bifactorial) presentan un ajuste satisfactorio a los datos empíricos, el modelo bifactorial sí que presenta un ajuste superior a los datos que el modelo monofactorial, tal y como demuestra la prueba ji-cuadrado de la diferencia. El resto de índices de comparación también muestran la superioridad del modelo bifactorial.

De este modo, la estructura factorial del cuestionario (estudiada a partir del Análisis Factorial Confirmatorio) muestra una superioridad del modelo bifactorial encontrado por otros trabajos realizados con muestras españolas (González-Romá *et al.*, 1991 y 1993; Moret *et al.*, 1987; Oliver *et al.*, 1995), los cuales postulan dos dimensiones denominadas ansiedad (ítems 1, 2, 5 y 7) y depresión (ítems 3, 4, 6, 8, 10, 11 y 12).

La covariación de estas dos dimensiones ya mencionadas por la literatura asumimos que es debida a lo que se ha denominado *comorbilidad de los síntomas de ansiedad y depresión*, es decir: los síntomas que se consideran característicos de depresión o de ansiedad pueden aparecer también en el otro trastorno, no siendo específicos de dicho trastorno. De este modo, siguiendo a Sandin y Chorot (1991), es factible hablar de analogías entre ansiedad y depresión tales como: 1) Solapamiento de contenido; un mismo síntoma (por ejemplo, insomnio) o una respuesta psicofisiológica puede ser característico simultáneamente de los dos trastornos; 2) Existencia de un substrato neurofisiológico común; 3) Covariación positiva entre los dos trastornos, debido a que ambos estados son manifestaciones negativas que implican un estado general de malestar o "distress"; 4) Elevada correlación empírica en síntomas no solapados, puesto que es frecuente que los ansiosos posean síntomas depresivos (tristeza, ideas de suicidio, etc.) y los depresivos síntomas de ansiedad (fobias, ataques de pánico, etc.).

Siguiendo a estos mismos autores, en 1995 elaboran la figura 2, basándose en Clark y Watson (1991) y Alloy, Kelly, Mineka y Clemens, (1990), figura en la que aparecen los aspectos más significativos comunes y específicos de la depresión y de la ansiedad:

Figura 2.- Aspectos comunes de ansiedad y depresión (Sandin y Chorot, 1995).



De este modo, nos encontramos que los 12 ítems del cuestionario pueden pertenecer a los dos trastornos, aunque en principio pudiéramos decantar cada uno de ellos hacia uno de los dichos trastornos. Así, se podría decir que la alta tensión (ítem 5) es característica de ansiedad, y que los ítems 3 (no ver que está desempeñando un papel útil en la vida), el 4 (capacidad para la toma de decisiones), el 6 (no capacidad de superación de dificultades), el 7 (no disfrute de las actividades), el 8 (no capacidad de enfrentamiento a los problemas), el 9 (sentimiento de estar poco feliz y deprimido), el 10 (pérdida de confianza), el 11 (pensamiento de que no vale para nada) y el 12 (relativamente feliz) son indicativos de depresión. Finalmente, el ítem 1 (baja concentración) y el 2 (las preocupaciones le han hecho perder el sueño) son aspectos comunes de los dos trastornos.

Ya en relación con el GHQ-12, este suceso de la comorbilidad se puede comprobar con el hecho de que distintos autores han denominado con el mismo término ("ansiedad") a agrupaciones distintas de ítems del GHQ-12. De este modo, nos encontramos con que el factor "ansiedad" en González-Romá (1993) (ítems 1, 2, 5 y 7) no es el mismo que el de Rodríguez (1990) (ítems 2, 5 y 7). De forma similar ocurre con el factor de "depresión" en el trabajo de Rodríguez (1993).

Por otra parte, siguiendo el modelo vitamínico de Warr (1987) sobre la conceptualización y medición del bienestar psicológico, los 12 ítems/síntomas del GHQ-12 se situarían alrededor de los tres ejes de medida (depresión-feliz; ansiedad-cómodo; contento-descontento), pero sin ubicarse de ninguna manera específica en función a los factores encontrados.

De este modo concluimos que el modelo que mejor se ajusta a los datos a partir de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) es el modelo bifactorial, aún teniendo en cuenta la covariación entre los dos factores. Además, y siguiendo las recomendaciones de Bollen y Long (1993) queremos apuntar la importancia de interpretar diferentes índices a la hora de llegar a un consenso en la evaluación de los modelos.

En resumen, ante la controversia de resultados encontrados en la literatura defendiendo tanto una estructura monofactorial como bifactorial de los datos obtenidos a partir del GHQ-12 de Goldberg, los estudios comparativos realizados mediante técnicas de AFC respaldan la superioridad del modelo bifactorial, con un ajuste satisfactorio evaluado a partir de diferentes índices. Sin embargo, esta estructura bifactorial se obtiene teniendo en cuenta una covariación de los dos factores, lo que apoya la idea de la comorbilidad de los síntomas de los factores encontrados (es decir, depresión y ansiedad), comorbilidad que se apoya a su vez al origen monofactorial de esta versión del GHQ.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Alloy, L.B., Kelly, K.A., Mineka, S., Clements, C.M. (1990). Comorbidity of anxiety and depressive disorders: A helplessness-hopelessness perspective. En J.D. Maser, C. Cloninger, C.R. (Eds): *Comorbidity of mood and anxiety disorders*, pp. 499-543. Washington, DC, US: American Psychiatric Press, Inc.

Anderson, J., Huppert, F. y Rose, G. (1993). Normality, deviance and minor psychiatric morbidity in the community. A population-based approach to General Health Questionnaire data in the Health and Lifestyle Survey. *Psychological Medicine, 23*, 475-485.

Banks, M.H., Clegg, C.P., Jackson, P.R., Kemp, N.J., Stafford, E.M. y Wall, T.D. (1980). The use of the General Health Questionnaire as an indicator of mental health in occupational studies. *Journal of Occupational Psychology, 53*, 187-194.

Batista-Foguet, J.M. y Coenders, G. (1998). Introducción a los modelos estructurales. Utilización del Análisis Factorial Confirmatorio para la depuración de un cuestionario. En J. Renom (coord): *Tratamiento informatizado de datos*, pp. 229-286. Barcelona: Masson.

Bentler, P.M. (1995). *EQS Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software Inc.

Bollen, K.A. y Long, J.S. (Eds) (1993). *Testing structural equation models.* Thousand Oaks, CA, US: Sage Publications, Inc.

Brooke, P.P. y Price, J.L. (1989). The determinants of employee absenteeism: An empirical test of a causal model. *Journal of Occupational Psychology, 62*, 1-19.

Brooke, P.P., Russell, D. y Price, J.L. (1988). Discriminant validation of measures of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology, 73*, 139-145.

Clark, L.A. y Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology, 100,* 316-336.

Cole, D.A. y Maxwell, S.E. (1985). Multitrait-multimethod comparisons across populations: A confirmatory factor analytic approach. *Multivariate-Behavioral-Research, 20*, 389-417

Cooper, C.L. y Cartwrigh, S. (1994). Healthy mind; healthy organization: A proactive approach to occupational stress. *Human Relations, 47*, 455-471.

Elliot, B.J. y Huppert, F.A. (1991). In sickness and in health: associations between physical and mental well-being, employment and parental status in a British nationwide sample of married women. *Psychological Medicine, 21*, 515-524.

García Rodríguez, Y. (1990). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Salud Mental General y su utilidad en el área de psicología del trabajo. Comunicación presentada al *II Congreso del Colegio de Psicólogos.* Alicante.

Goldberg, D.P. (1972). *The detection of psychiatric illness by questionnaire.* London: Oxford University Press.

Goldberg, D. (1978). *Manual of the General Health Questionnaire.* England: NFER Publishing.

González-Romá, V., Peiró, J.M., Luna, R., Baeza, J.A., Espejo, B. y Muñoz, P. (1991). Un estudio de la estructura factorial del Cuestionario de Salud General (GHQ-12):Comparación de dos modelos factoriales. *Psicológica, 12*, 119-129.

González-Romá, V., Lloret, S. y Espejo, B. (1993). Comparación de dos modelos de medida del Cuestionario de Salud General (GHQ-12). *Psicológica, 14*, 259-268.

González-Romá, V. (ed.) (1994). *La medición del bienestar psicológico y otros aspectos de la salud mental.* Valencia: Nau Llibres.

Huppert, F.A., Roth, M. y Gore, M. (1987). Psychological factors. En B.D. Cox y otros (eds.): *Health and lifestyle survey: Preliminary report of a nationwide suervey of pshysical ans mental health, attitudes and lifestyle of a random sample of 9,003 British adults,* pp. 51-58. London: Health Promotion Research Trust.

Huppert, F.A., Walters, D.E., Day, N.E. y Elliott, J. (1989). The factor structure of the General Health Questionnaire (GHQ-30). A realibility study on 6317 community residents. *British Journal of Psychiatry, 155*, 178-185.

Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1985). *LISREL VI. Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood. Instrumental Variables and Least Squares methods.* Mooresville, In.: Scientific Software Inc.

Marsh, H.W., Balla, J.R. y Hau, K. (1996). An evaluation of incremental fit indices: a clarification of mathematical and empirical properties. En G.A. Marcoulides y R.E. Schumacker (eds.)*: Advanced Structral Equation Modeling. Issues and Techniques*, pp. 315-354. Mahwah, N.J.: LEA.

Marsh, H. y Richards, G.E. (1987). The multidimensionality of the Rotter I-E scale and its higher-order structure: An application of confirmatory factor analysis. *Multivariate Behavioral Research, 22*, 39-69.

McDowell, I. y Newell, C. (1987). *Measuring health: A guide to rating scales and questionnaires*. Oxford: Oxford University Press.

Moret, D., Hontangas, P., Sancerni, M.D. y Zurriaga, R. (1987). Una adaptación española del GHQ-12 para una muestra de estudiantes de formación profesional. *II Congreso de Evaluación Psicológica.* Madrid.

Oliver, A., Sancerni, M.D., Tomás, J.M. y Lis, R. (1995). Métodos de estimación y tamaños muestrales en Análisis Factorial Confirmatorio: Implicaciones en la validez factorial del GHQ. *Psicológica, 16*, 101-113.

Peiró, J.M., Hontangas, P.M. y Salanova, M. (1994). Propensity to leave school and transitions from school to the labour market after compulsory education in Spain a causal model. En R. Roe y V. Russinova (Eds.): *Psychosocial aspects of Employment: European perspectives*, pp. 41-64. Tilburg: University Press.

Price, J.L. y Mueller, C.W. (1986). *Absenteeism and turnover of hospital employees*. Greenwich: JAI Press Inc.

Rodríguez, I. (1991). Cambio en el bienestar psicológico en función de las transiciones que se producen al finalizar la Formación Profesional de primer ciclo. [Memoria de Licenciatura no publicada]. Universitat de València.

Rodríguez, I., Hontangas, P., Bravo, M.J., Grau, R. y Ramos, J. (1993). Bienestar psicológico. En J.M.Peiró y otros (dirs.): *Los jóvenes ante el primer empleo. El significado del trabajo y su medida*, pp.139-148. Valencia: Nau Llibres.

Sandín, B. y Chorot, P. (1991). Psicopatología de la ansiedad. En A. Belloch y E. Ibáñez (eds.): *Manual de psicopatología, vol. II*, pp.605-668. Valencia: Promolibro.

Sandín, B. y Chorot, P. (1995). Concepto y categorización de los trastornos de ansiedad. En A. Belloch, B. Sandín y F. Ramos (eds.), *Manual de psicopatología, vol. 2*, pp. 54-80. Madrid: McGraw-Hill.

Shamasunder, C.; Sriram, T.G.; Murali Raj, S.G. y Shanmugham, V. (1986). Validity of a short 5-item version of the General Health Questionnaire (G.H.Q.). *Indian Journal of Psychiatry, 28*, 217-219.

Shek, D.T. (1993). Factor structure of the Chinese version of the General Health Questionnaire (GHQ-30): A confirmatory factor analysis. *Journal of Clinical Psychology, 49*, 678-684.

Shek, D.T.L. y Tsang, S.K.M. (1995). Reliability and factor structure of the Chinese GHQ-30 for parents with preschool mentally handicapped children. *Jounal of Clinical Psychology, 51,* 227-234.

Smith, L.M. (1989). Is it fitting? Comments on the LISREL analysis by Stoner & Arora of variables affecting the psychological health of strikers. *Journal of Occupational Psychology, 62,* 257-262.

Warr, P. (1987). *Work, Unemployment and Mental Health.* Oxford: Clarendon Press.

Worsley, A. y Gribbin, C.C. (1977). A factor analytic study of the twelve item general health questionnaire. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry, 11*, 269-272.

Notas:

[1] El presente estudio pertenece a un proyecto más amplio denominado WONT-SC subvencionado por Bancaixa (P1B94-26) y la Conselleria d'Educació i Ciència (GV2418/94) de la Comunitat Valenciana.

[2] El criterio de selección de las empresas debe entenderse a partir de que el presente trabajo se encuentra enmarcado en un proyecto más amplio (WONT-SC), que cuenta, entre sus objetivos principales, el estudio de la posible relación entre la innovación tecnológica en el puesto de trabajo y características psicosociales, laborales y organizacionales de las empresas del Sector Cerámico de Castellón.

[3] El tamaño muestral con respecto al número de variables es adecuado según Bentler (1995) debido a que el método de estimación de máxima verosimilitud exige la proporción 5:1 como mínimo.

Correspondencia
Eva Cifre Gallego
Universitat Jaume I
Departamento Psicología Evolutiva, Educativa, Social y Metodología.
Campus Crta. Borriol, s/n
12080 Castellón
Telf: 964729190
Fax: 964 729349
e-mail: cifre@psi.uji.es