

REFERENCIAS

- Ackerman, T. (1993): *Differential item functioning as a function of the valid subtest space*. Comunicación presentada en la 1993 European Meeting of the Psychometric Society, Barcelona.
- Glass GV. (1976). Primary, Secondary and meta-analysis of research. *Educational Research*, 5: 3-8.
- Cooper HM. (1982). Scientific Guidelines for conducting integrative research reviews. *Review of Educational Research*, 5 (2): 291-302.
- Jenicek (1989). Meta-analysis in Medicine. *J Clin Epidemiol.*, 42 (1): 35-44.
- Fernández-Ballart JD, Vobecky J, y Martí-Henneberg C. (1991). Metaanálisis: síntesis e integración de los resultados de estudios independientes en medicina. *Med Clin*, 96: 382-387.
- Chalmers TC. (1981). A method for assessing the quality of a randomized control trial. *Controlled Clinical Trials*, 2: 31-49.
- Kohr RL, y Suydam MN. (1970). An Instrument for Evaluating Survey Research. *Journal of Educational Research*, 64: 78-85.
- Longnecker MP, Berlin JA, Orza MJ, y Calmers TC. (1988). A Meta-analysis of Alcohol Consumption in Relation to Risk of Breast Cancer. *JAMA* 260 (5):652-656.
- L'Abbe KA, Detsky AS, y O'Rourke K. (1987). Meta-Analysis in Clinical Research. *Annals of Internal Medicine*, 107: 224-233.
- Gómez-Benito J. (1987). *Meta-Análisis*. Ed.PPV. Barcelona.
- Pignon JP. (1988). La mèta-analyse en recherche clinique. *La Press Médicale*, 17 (44): 2328-2330.
- Cohen J. (1977). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. Academic Press. New York.
- Hedges e Ingram. (1984). Non parametric Estimators of Effect Size in Meta-Analysis. *Psychological Bulletin*, 96: 573-580.
- Eddy DM. (1990). An Introduction to the Bayesian Method for Meta-analysis: The confidence profile Method. *Medical Decision Making*, 10: 15-23.
- Carlin JB. (1992). Meta-analysis for 2 * 2 tables: a bayesian approach. *Statistics in Medicine*, 11: 141-158.
- Rosenthal R. (1979). The "File Drawer Problem" and Tolerance for Null Results. *Psychological Bulletin*, 3:638-641.
- Orwin RG. (1983). A fail-safe "N" for effect size in meta-analysis. *Journal of Educational Statistics*, 8 (2): 157-159.
- Begg CB. (1985). A Measure to aid in the interpretation of published clinical trials. *Statistics in Medicine*, 4: 1-9.
- Wachter KW. (1988). Disturbed by Meta-Analysis?. *Science*, 241:1407-1408.
- Green BF, y Hall JA. (1984). Quantitative Methods for Literature Reviews. *Ann Rev Psychol*, 35: 37-53.
- Phillips KA. (1991). The use of Meta-Analysis in technology assessment: a Meta-analysis of the enzyme immunosorbent assay human immunodeficiency virus antibody test. *J Clin Epidemiol*, 44 (9): 925-931.
- Needleman HL, y Gatsonis CA. (1990). Low-Level Lead Exposure and the IQ of Children. *JAMA*, 263 (5): 673-678.

(Revisión aceptada: 15/12/93)

Psicológica (1994) 15, 329-341.

Estudio de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Competencia Laboral (Warr, 1990).

Vicente González Romá, Doris Ferreres, Ana Hernández , Begoña Espejo e Inés Tomás.

Universidad de Valencia.

El propósito del presente trabajo es estudiar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Competencia Laboral (Warr, 1990). La muestra empleada está compuesta de 298 sujetos pertenecientes a un organismo administrativo del Estado. La estructura factorial fue estudiada mediante el programa LISREL VII. El modelo de medida monofactorial hipotetizado fue sometido a prueba. Los resultados obtenidos indican que este modelo presenta un ajuste poco satisfactorio a los datos observados. En concreto, los ítems 4 y 5 presentan saturaciones inferiores a 0.26. Tras eliminar estos ítems el nuevo modelo monofactorial presentó un ajuste más satisfactorio. Los índices de homogeneidad y fiabilidad de los ítems revelan valores muy bajos para los ítems 4 y 5, de modo que la consistencia interna del cuestionario mejoraría si se excluyeran tales ítems. Para estudiar la validez de constructo del cuestionario se calcularon las correlaciones con un conjunto de criterios y se analizó la validez discriminante respecto a una medida de aspiración en el trabajo. Respecto a los análisis correlacionales con otras variables, la competencia presentó correlaciones significativas con una dimensión del bienestar psicológico "eje ansioso/confortable" y la aspiración. En relación a la validez discriminante, los resultados aportaron apoyo empírico a favor de la validez discriminante del cuestionario de competencia (Warr, 1990) en relación al cuestionario de aspiración (Warr, 1990). De este modo, los resultados obtenidos sugieren el estudio de la estructura factorial y la validez del cuestionario analizado en otras muestras ocupacionales prestando una especial atención al comportamiento de los ítems 4 y 5.

La mayoría de las investigaciones realizadas sobre la salud mental priman la necesidad de una definición o conceptualización más adecuada de este constructo (Jahoda, 1958; Kasl, 1973; Strupp y Hadley, 1977; Warr, 1987; Work in America, 1973). En este sentido, numerosos estudios han criticado la conceptualización de la salud mental como una ausencia de enfermedad mental (Jahoda, 1958) y, de este modo, diversos autores han intentado abordar la salud mental desde un acercamiento más positivo (Kasl, 1973; Strupp y Hadley, 1977; Warr, 1987).

Uno de los trabajos pioneros en este ámbito es el modelo de salud mental de Warr (1987). Este autor propone una definición de salud mental compuesta por cinco componentes: el bienestar psicológico, formado por tres ejes: a) eje contento-descontento, b) ansioso/calmado, y c) eje deprimido/entusiasmado, la competencia, la autonomía, la aspiración y el funcionamiento integrado. Además, Warr (1990) ha desarrollado medidas de la mayor parte de las dimensiones y componentes de su conceptualización de Salud Mental.

En concreto, Warr (1990) desarrolló, a partir de medidas elaboradas por Pearlin, Menaghan, Lieberman y Mullan (1981), Rotter (1966) y Wagner y Morse (1975), una escala de Competencia Laboral compuesta por 6 ítems. La Competencia en el ámbito laboral (Warr, 1990) es un constructo entendido como la valoración que el individuo realiza sobre su propia capacidad para afrontar adecuadamente las demandas laborales de su puesto de trabajo. Concretamente, Warr (1990) estudió las propiedades psicométricas de la escala de Competencia Laboral en una muestra de 1686 empleados. Los resultados obtenidos aportaron, por una parte, un valor moderado respecto a la consistencia interna obtenida, y por otra, ofrecieron apoyo empírico acerca de la existencia de correlaciones significativas y de signo positivo entre la competencia laboral y la aspiración, la oportunidad de control y las dos dimensiones de medida del bienestar psicológico, en concreto, el eje ansioso/calmado, y el eje deprimido/entusiasmado en el ámbito laboral.

Por otra parte, los resultados obtenidos en las distintas investigaciones realizadas han aportado cierta evidencia empírica acerca del impacto que determinadas características del puesto de trabajo, el clima organizacional y la moral laboral ejercen sobre el nivel de competencia en el contexto laboral (Lorsch y Morse, 1974; Wagner, 1976; Sekaran, 1977; Tharenou y Harker, 1984; Bhagat y Allie, 1989; Sekaran, 1989; Kelloway y Barling, 1991). En concreto, Bhagat y Allie (1989) muestran que el nivel de competencia laboral presenta correlaciones positivas y estadísticamente significativas con tres tipos específicos de satisfacción laboral: (a) la satisfacción con el trabajo; (b) la satisfacción con los compañeros y, (c) la satisfacción con los supervisores. Avanzando en este área, Serakan (1989) sometió a prueba empírica un modelo causal. Los resultados obtenidos de los análisis correlacionales indican que la competencia laboral presentaba relaciones de signo positivo con la oportunidad de uso de habilidades y la satisfacción laboral. Los coeficientes path obtenidos en los análisis de regresión indican, por una parte, que la oportunidad de uso de habilidades presenta un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la competencia en el ámbito laboral. Por otra parte, la oportunidad de uso de habilidades y el estrés laboral ejercen un efecto directo positivo y negativo, respectivamente, sobre la satisfacción laboral. Asimismo, el nivel de competencia ejerce un efecto directo, positivo y estadísticamente significativo sobre la satisfacción laboral y la implicación en el puesto de trabajo. Y por último, esta última, a su vez, presenta un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre la competencia en el ámbito laboral. Posteriormente, Kelloway y Barling (1991) hallaron que el nivel de

competencia adquirido en el ámbito laboral era un buen predictor de la salud mental general del sujeto.

Visto el panorama actual, podemos decir que los resultados y argumentos obtenidos son lo suficientemente alentadores y sugerentes para perfilar al término competencia laboral como un área de investigación con grandes posibilidades de desarrollo. No obstante, el tipo de investigaciones desarrolladas en esta línea de trabajo todavía es escaso en la literatura especializada. De este modo, para contribuir al desarrollo de este área de investigación es necesario desarrollar y evaluar instrumentos de medida que permitan obtener medidas fiables y válidas de la competencia en el ámbito laboral. En este sentido, diversos autores han advertido la conveniencia de estudiar la estructura factorial que los cuestionarios de auto-informe presentan en diversas muestras (Cudeck y Brown, 1983) dentro del marco de un proceso de validación continua (Campbell y Fiske, 1959).

Por todo ello, el objetivo del presente trabajo es el estudio de las propiedades psicométricas del "Cuestionario de Competencia Laboral" de Warr (1990). En concreto, se estudiará: 1. su estructura factorial, es decir, si el modelo de medida monofactorial que sugiere Warr (1990) reproduce adecuadamente las relaciones observadas entre los ítems; 2. su fiabilidad y consistencia interna; y 3. su validez de constructo.

METODO

Descripción de la muestra. La muestra utilizada en este estudio está compuesta por 298 sujetos pertenecientes a un organismo administrativo central del Estado, con sede en la Comunidad Valenciana. El procedimiento de recogida de información se efectuó mediante la distribución de una batería de cuestionarios entre los sujetos que componen la muestra a través del Gabinete Técnico y de sus Jefes de Sección. La participación de los sujetos fue siempre voluntaria y el anonimato absolutamente garantizado.

Un 43.1% son varones, y el 56.8% mujeres. La distribución de la edad se extiende desde los 22 a los 65 años, con una edad media de 35.63 años y una desviación típica de 8.55. Respecto a la experiencia laboral de los sujetos, esta muestra posee un promedio de 13.97 años con una desviación típica de 9.59. En cuanto a la variable antigüedad en la empresa, la media obtenida es de 10.25 años, con una desviación típica de 8.25 años. Por su parte, la antigüedad profesional presentó una media muestral de 10.32 años, con una desviación típica de 8.38 años. Y por último, en relación al nivel jerárquico, se observó que el 67.82% eran trabajadores o empleados; el 9.34% jefes de equipo; el 13.14% jefes de negociado; el 7.61% jefes de sección o agencia; y el 2.07% directivos.

Variables e instrumentos de medida. En el presente estudio se midieron siete variables psicológicas relacionadas con los determinantes ambientales y la salud mental en el ámbito laboral: 1). La competencia; 2).

Las dos dimensiones de medida del bienestar psicológico: el eje ansioso/calmado, y el eje deprimido/entusiasmado; 3). La aspiración; 4). La oportunidad de control; 5). La oportunidad de uso y desarrollo de habilidades en el puesto de trabajo, y 6). La satisfacción laboral.

Todas estas variables se midieron a través de una batería de cuestionarios y preguntas de autoinforme. Los instrumentos de evaluación empleados son descritos a continuación:

- **Competencia (C)**. Esta variable ha sido medida mediante el cuestionario elaborado por Warr (1990). Este cuestionario consta de 6 ítems que se responden utilizando una escala de cinco alternativas de respuesta que oscila entre "1. Muy en desacuerdo" y "5. Muy de acuerdo". En esta variable, la media promediada obtenida fue de 3.715, y la desviación típica de 0.483. La consistencia interna obtenida fue de $\alpha=0.68$.

- **Aspiración (A)**. Esta variable fue medida mediante seis ítems del cuestionario elaborado por Warr (1990) que se contestan utilizando una escala de cinco alternativas de respuesta que oscilan entre "1. Muy en desacuerdo" y "5. Muy de acuerdo". La media promediada obtenida fue de 3.799, la desviación típica de 0.595, y el coeficiente alfa obtenido en este estudio de 0.744.

- **Bienestar psicológico (BP)**. Dos dimensiones de bienestar psicológico fueron medidas: el eje ansioso/calmado, y el eje deprimido/entusiasmado. La evaluación de estas dos dimensiones del bienestar psicológico se llevó a cabo mediante la utilización de dos cuestionarios elaborados por Warr (1990). Ambos cuestionarios constan de 6 ítems para cada dimensión que se responden a través de una escala de respuesta que oscila entre "1. Nunca" y "6. Siempre". Para la primera dimensión - eje ansioso/calmado -, la media promediada obtenida fue de 4.163, la desviación típica de 0.723, y el coeficiente alfa de Cronbach de 0.796. Respecto a la segunda dimensión - deprimido/entusiasmado -, la media promediada obtenida en esta muestra fue de 4.266, la desviación típica de 0.757, y el coeficiente alfa obtenido fue de 0.810.

- **Oportunidad de control (OPC)**. Esta variable ha sido medida mediante cuatro ítems del cuestionario elaborado por Van de Ven y Ferry (1980) que se contestan utilizando una escala de cinco alternativas de respuesta que oscilan "1. Ninguna" y "5. Mucha". La media promediada obtenida en esta variable fue de 3.151, la desviación típica de 1.092, y el coeficiente alfa de Cronbach del instrumento utilizado en este estudio de 0.847.

- **Satisfacción laboral (SL)**. La satisfacción laboral fue medida mediante el cuestionario elaborado por Meliá y Peiró (1989). Este cuestionario está compuesto por 12 ítems, y las respuestas se dieron a lo largo de una escala de siete alternativas que van desde "1. Muy insatisfecho", y "7. Muy satisfecho". En esta variable, la media promediada fue de 4.040, la desviación típica de 1.126, y el coeficiente alfa de Cronbach obtenido de 0.882.

- **Oportunidad de uso y desarrollo de habilidades (OPUH)**. Esta variable fue medida mediante 1 ítem propuesto por Warr (1990). Este ítem se responde utilizando una escala tipo Likert de cinco puntos, que oscilan entre "1. Ninguna", y "5. Muchas". La media promediada obtenida en esta variable fue de 2.651 y la desviación típica de 1.108.

Análisis. Con el fin de determinar el ajuste del modelo de medida monofactorial hipotetizado, la matriz de correlaciones entre los ítems del cuestionario de competencia se sometió a un análisis factorial confirmatorio desarrollado mediante el método de Máxima Verosimilitud utilizando el programa LISREL VII (Jöreskog y Sörbom, 1989). Este programa permite imponer restricciones específicas sobre un modelo hipotetizado y, de este modo, contrastar modelos definidos a priori. Además, ofrece distintas medidas sobre la bondad de ajuste de cada modelo que permiten comprobar cuál es el que mejor se ajusta a los datos observados. Una de las medidas más comúnmente utilizadas es la prueba "X²", la cual indica el grado de ajuste/discrepancia con que el modelo propuesto reproduce los datos observados. Un buen ajuste se corresponde con un valor de X² estadísticamente no significativo. Sin embargo, la prueba X² presenta el inconveniente de que es sensible al tamaño de la muestra (Jöreskog y Sörbom, 1986). Ante esta problemática, se han propuesto otros índices para evaluar la bondad de ajuste. Uno de ellos es la "ratio" X²/g.l. (Carmines y McIver, 1981). En este caso, no hay consenso respecto al valor del cociente que indica un buen ajuste, con criterios que van desde valores inferiores a 3 ó 2 (Carmines y McIver, 1981) hasta valores inferiores a 5 (Wheaton, Muthen, Almin y Summers, 1977). Otra medida utilizada es el índice de bondad de ajuste (GFI) y el índice de bondad de ajuste ajustado a los grados de libertad del modelo (AGFI), índices que permiten medir la cantidad relativa de varianza y covarianza explicada por el modelo (Jöreskog y Sorböm, 1985). Ambos índices oscilan entre 0 y 1, siendo mejor el ajuste cuando más cerca estén de 1. Sin embargo, sus respectivas distribuciones estadísticas se desconocen (Jöreskog y Sorböm, 1986) por lo que no existen pruebas sobre su significación. Por ello, el GFI y el AGFI "sólo pueden ser usados como medidas relativas de ajuste, es decir, solamente para la comparación de dos o más modelos" (Smith, 1986, p.260). Por otro lado, el LISREL VII ofrece el promedio de los residuales estandarizados RMSR (Root Mean Square Residuals), que es un indicador de la cantidad de varianza y covarianza residual (Jöreskog y Sorböm, 1985, p.141). La utilidad de este índice reside en que puede usarse para comparar el ajuste de dos modelos diferentes de los mismos datos. Generalmente, cuando la matriz input es una matriz de correlaciones se acepta que valores inferiores a 0.1 indican que la discrepancia entre la matriz de covarianza reproducida por el modelo y la matriz de covarianza observada probablemente no es importante (Cole y Maxwell, 1985).

En segundo lugar, se realizaron análisis de la consistencia interna del cuestionario mediante el módulo TESTAT del paquete estadístico SYSTAT

(Wilkinson, 1986). Y en tercer lugar, con el fin de evaluar la validez de constructo, se realizaron dos tipos de análisis: en primer lugar, se calcularon las correlaciones que la medida de competencia de Warr (1990) presenta con ciertas variables hipotéticamente relacionadas con el citado constructo; y, en segundo lugar, se estudió la validez discriminante entre la citada medida de competencia y una medida de aspiración en el contexto laboral. Para ello, la matriz de correlaciones de los 12 ítems que componen los dos cuestionarios (competencia y aspiración) de Warr (1990) fue sometida a dos análisis factoriales confirmatorios, a fin de comparar dos modelos de medida alternativos: un modelo monofactorial, que niega la validez discriminante de las dos medidas, y otro bifactorial que asume que los dos constructos (competencia y aspiración) son empíricamente discriminables. Cuando los dos modelos alternativos están anidados, como en este caso, Jöreskog y Sörbom (1985) sugieren que la diferencia entre los valores del estadístico X^2 de los dos modelos es útil para comparar su ajuste. La diferencia entre las X^2 se distribuye como una X^2 con grados de libertad igual a la diferencia entre los grados de libertad de los dos modelos. De este modo, si el valor X^2 de la diferencia (X^2_{dif}) resulta estadísticamente significativo, podemos afirmar que uno de los modelos presenta un ajuste a los datos significativamente mejor (Brooke et al., 1988).

RESULTADOS

Las medidas de bondad de ajuste del modelo de medida hipotetizado se muestran en la tabla 1.

TABLA 1. Índices de bondad de ajuste del modelo de medida hipotetizado.

X^2	G.L.	$X^2 / G.L.$	GFI	AGFI	RMSR
87.04 (p=0.000)	9	9.67	0.907	0.783	0.103

Según, los resultados obtenidos (ver tabla 1) el modelo monofactorial hipotetizado no presenta un ajuste satisfactorio a los datos observados. A este respecto hay que señalar que esta medida de bondad de ajuste es sensible al tamaño de la muestra, de manera que con grandes muestras prácticamente ningún modelo es sostenible (Kemery et al., 1985). En este caso, otro índice que puede emplearse para evaluar la bondad de ajuste del modelo es el cociente entre el valor del test X^2 y los grados de libertad asociados (Boruch y Wolins, 1970). En nuestro modelo, el valor de dicho cociente $X^2/g.l.$ es superior a los criterios comúnmente adaptados. Por lo tanto, dicho modelo no ofrece una buena representación de los datos observados. Respecto a los índices (GFI y AGFI) y el índice RMSR, observamos que el ajuste tampoco resulta satisfactorio.

Las saturaciones factoriales estimadas se muestran en la tabla 2.

Todas las saturaciones factoriales resultaron ser estadísticamente significativas ($p < 0.01$).

TABLA 2. Saturaciones y fiabilidades de los ítems del modelo de medida hipotetizado.

	SATURACION	FIABILIDAD
ITEM 1	0.603 **	0.363
ITEM 2	0.539 **	0.290
ITEM 3	0.554 **	0.307
ITEM 4	0.250 **	0.063
ITEM 5	0.231 **	0.053
ITEM 6	0.482 **	0.232

** $p < 0.01$

Además, el LISREL VII ofrece los índices de fiabilidad de los ítems bajo el modelo de medida hipotetizado (ver tabla 2). Estos índices indican la proporción de varianza observada en el ítem que se debe a la varianza de la varianza latente. Los valores ofrecidos indican que la fiabilidad de los ítems 4 y 5 es muy baja, alcanzando valores cercanos a 0. A partir de los resultados obtenidos, y para comprobar si la exclusión de los ítems 4 y 5 mejoraba el ajuste del modelo de medida, se realizó un nuevo análisis factorial confirmatorio considerando únicamente los ítems 1, 2, 3 y 6. Los resultados obtenidos (ver tabla 3) indican que el modelo de medida revisado se ajusta de forma más adecuada a los datos observados.

TABLA 3. Índices de bondad de ajuste del modelo monofactorial para la versión del cuestionario de 4 ítems.

X^2	g.l.	$X^2 / g.l.$	GFI	AGFI	RMSR
10.68 (p=0.005)	2	5.34	0.982	0.909	0.043

Concretamente, los índices GFI y AGFI presentan valores cercanos a 1 y el valor de RMSR (promedio de los residuales) indica que la discrepancia existente entre la matriz de correlaciones reproducida por el modelo y la matriz de correlaciones observada no es importante.

La consistencia interna obtenida para la escala total de ítems fue igual a 0.545. Además, se calcularon (ver tabla 4) el índice de homogeneidad (I.H.) -correlación entre el ítem y el test-; el índice de fiabilidad (I.F.) -producto entre el índice de homogeneidad de un ítem por su desviación típica-; el índice de homogeneidad corregido (I.H_{corr}) -correlación entre el ítem y el test sin la inclusión del ítem-, y el coeficiente alfa de Cronbach que resulta tras excluir cada uno de los respectivos ítems.

TABLA 4. Índices psicométricos de los ítems del cuestionario.

	I.H.	I.F.	I.H _{corr}	α (excluyendo ítem)
ITEM 1	0.607	0.392	0.435	0.454
ITEM 2	0.677	0.708	0.395	0.440
ITEM 3	0.637	0.531	0.414	0.442
ITEM 4	0.461	0.471	0.121	0.591
ITEM 5	0.386	0.338	0.091	0.588
ITEM 6	0.607	0.461	0.399	0.455

En conjunto, estos resultados sugieren que la consistencia interna del cuestionario mejoraría si se excluyeran los ítems 4 y 5. Para su comprobación, posteriormente se calculó la fiabilidad de la escala formada únicamente por los ítems 1, 2, 3 y 6, obteniéndose un alfa de Cronbach de 0.606 y los siguientes índices psicométricos para cada ítem (ver tabla 5).

TABLA 5. Índices psicométricos de los ítems del cuestionario (versión 4 ítems).

	I.H.	I.F.	I.H _{corr}	α (excluyendo ítem)
ITEM 1	0.653	0.422	0.436	0.518
ITEM 2	0.758	0.792	0.411	0.532
ITEM 3	0.662	0.551	0.364	0.552
ITEM 6	0.649	0.492	0.380	0.542

Posteriormente, se realizaron una serie de análisis adicionales para evaluar la validez de constructo. En primer lugar, las puntuaciones de la medida de competencia (Warr, 1990) fueron correlacionadas con dos dimensiones del bienestar psicológico, la aspiración, la satisfacción laboral, la oportunidad de control y la oportunidad de uso de habilidades. Los resultados obtenidos de los análisis correlacionales realizados (ver tabla 6) ponen de manifiesto que, sólo una dimensión del bienestar psicológico -el eje ansioso/confortable- y la aspiración, presentaban correlaciones significativas con la competencia en el ámbito laboral.

En segundo lugar, se estudió la validez discriminante entre la citada medida de competencia y una medida de aspiración en el contexto laboral. Para ello, la matriz de correlaciones de los 12 ítems que componen los dos cuestionarios (competencia y aspiración) de Warr (1990) fue sometida a dos análisis factoriales confirmatorios, a fin de comparar dos modelos de medida: un modelo monofactorial y otro bifactorial. Las medidas de bondad de ajuste de los dos modelos se muestran en la tabla 7.

TABLA 6. Correlaciones entre las variables hipotéticamente relacionadas con la competencia en el ámbito laboral.

	BP1PT	BP2PT	CPT	APT	SLPT	OPCPT	OPUH
BP1PT	1.000						
BP2PT	0.513**	1.000					
CPT	0.137*	0.072	1.000				
APT	0.045	0.436**	0.215**	1.000			
SLPT	0.321**	0.460**	-0.014	0.206**	1.000		
OPCPT	0.052	0.260**	0.098	0.403**	0.234**	1.000	
OPUH	0.051	0.387**	-0.036	0.402**	0.388**	0.527*	1.000

* $p < 0.05$. ** $p < 0.01$. BP1PT: EJE ANSIOSO/CALMADO; BP2PT: EJE DEPRIMIDO/ENTUSIASMADO; CPT: COMPETENCIA LABORAL; APT: ASPIRACION LABORAL; SLPT: SATISFACCION LABORAL; OPCPT: OPORTUNIDAD DE CONTROL; OPUH: OPORTUNIDAD USO DE HABILIDADES.

TABLA 7. Medidas de bondad de ajuste de los dos modelos factoriales contrastados para evaluar la validez discriminante.

MODELOS	X ²	g.l.	GFI	AGFI	RSMR
M.MONOFACTOR	352.03 (p=0.000)	54	0.815	0.733	0.115
M.BIFACTOR	257.85 (p=0.000)	53	0.862	0.798	0.098

La diferencia entre las X² de los dos modelos anidados (X²_{dif}=352.03-257.85= 94.18, con g.l.=54-43=1) resulta estadísticamente significativa ($p < 0.001$), indicando que el modelo bifactorial presenta un mejor ajuste a los datos. A su vez, los índices de bondad de ajuste (GFI y AGFI) y el índice de los residuales estandarizados (RMSR) de dicho modelo ofrecen valores más favorables que el modelo monofactorial. Por tanto, los resultados permite afirmar que el modelo bifactorial presenta un mejor ajuste que el que ofrece el modelo monofactorial. Otra aproximación para evaluar si los dos constructos son empíricamente discriminables es determinar si su correlación es distinta de 1. En nuestro caso, el modelo bifactorial muestra que la correlación entre los constructos competencia y aspiración es igual a 0.370, y su error estándar 0.075. De manera que $(1-0.370) > 2(0.075)$, por tanto los resultados obtenidos aportan apoyo empírico a favor de la validez discriminante entre los constructos competencia y aspiración medidos a través de las escalas de Warr (1990).

CONCLUSIONES Y DISCUSION.

El propósito del presente trabajo es estudiar las propiedades psicométricas del cuestionario de competencia laboral (Warr, 1990). Los resultados obtenidos en el presente estudio indican que el modelo monofactorial hipotetizado presenta un pobre ajuste a los datos observados. No obstante, el nuevo modelo hipotetizado, resultado de la eliminación de los ítems 4 y 5 debido a su baja fiabilidad, ofrece un ajuste satisfactorio mucho mejor que el primer modelo. En segundo lugar, a través de los valores obtenidos en los coeficientes de fiabilidad, pudimos apreciar también que la consistencia interna del presente cuestionario mejoraba si se eliminaban los ítems 4 y 5. Por tanto, los resultados hasta aquí analizados indican la necesidad de estudiar con especial atención el comportamiento de los ítems 4 y 5 en nuevas muestras ocupacionales. De confirmarse en nuevos estudios los resultados obtenidos en el presente trabajo habría que elaborar nuevos ítems que sustituyeran a los citados. En tercer lugar, los resultados acerca de la validez de constructo del cuestionario de Competencia Laboral (Warr, 1990) no fueron del todo concluyentes. En concreto, los resultados de los análisis correlacionales mostraron que solamente una dimensión de la medida bienestar psicológico -el eje ansioso/comfortable- y la aspiración, presentaban correlaciones significativas con la competencia en el ámbito laboral. Sin embargo, la correlación hipotetizada entre el eje deprimido/entusiasmado y la competencia laboral no resultó estadísticamente significativa. En cambio, dicha correlación cuenta con cierto apoyo empírico en el estudio realizado por Warr (1990). Concretamente, este autor encontró una correlación de 0.26 ($p < 0.001$) entre la competencia y el eje deprimido/entusiasmado. Respecto a la relación hipotetizada entre la competencia y la satisfacción en el ámbito laboral, ésta tampoco resultó estadísticamente significativa en la presente muestra, no mostrando además el signo esperado. Sin embargo, diversos estudios han llevado a cabo la contrastación empírica de esta hipótesis aportando evidencia empírica a favor de dicha relación (Sekaran y Wagner, 1980; Sekaran, 1989; Bhagat y Allie, 1989). Por su parte, la relación entre la competencia y la oportunidad de control tampoco alcanzó el nivel de significación estadística requerida, aunque sí presentó el signo esperado. No obstante, los resultados del estudio de Warr (1990) ofrecieron una relación positiva y estadísticamente significativa (0.13, $p < 0.001$) entre la misma medida de la competencia laboral y la oportunidad de control en el puesto de trabajo. Y por último, la correlación hipotetizada entre la competencia y la oportunidad de uso y desarrollo de habilidades en el puesto de trabajo tampoco resultó estadísticamente significativa, mostrando además el signo contrario a la hipótesis formulada al respecto. Esta relación también fue contrastada por Warr (1990), en base a su modelo teórico, y encontró al igual que en el presente estudio que dicha relación no resultaba estadísticamente significativa. En síntesis, podemos apreciar que sólo dos de las hipótesis de validación formuladas en este estudio fueron confirmadas. De este modo, los resultados obtenidos confirman una falta de consistencia en el patrón de relaciones que podría ser debida a diversas particularidades de la muestra

empleada. Es por tanto necesario seguir estudiando las relaciones que la competencia laboral mantiene con otras variables en distintas muestras ocupacionales antes de realizar estudios meta-analíticos que permitan extraer conclusiones más sólidas. Por otra parte, en relación a los análisis realizados sobre la validez discriminante, los resultados obtenidos aportaron apoyo empírico a favor de la validez discriminante del cuestionario de competencia (Warr, 1990) en relación al cuestionario de aspiración (Warr, 1990).

En definitiva, todos estos resultados sugieren la realización de nuevas investigaciones en otras muestras ocupacionales con el fin de estudiar con especial atención el comportamiento de los ítems 4 y 5 del cuestionario de competencia laboral (Warr, 1990), ya que en el caso de que los resultados obtenidos en el presente estudio se confirmaran habría que elaborar nuevos ítems.

ABSTRACT

The purpose of this paper is to study the psychometric properties of the Job Competence Questionnaire (Warr, 1990). 298 employees of Administration made up the study sample. The factorial structure was studied using LISREL VII. The hypothesized monofactorial model was tested. The results obtained showed that the model provide a poor fit to observed data. The items 4 and 5 showed saturations lower than 0.26. The elimination of these items in a new model led to a better fit to data. The homogeneity and reliability coefficients showed low values for the items 4 and 5, so that the internal consistency would be improved with the elimination of these items. To test the construct validity of this questionnaire, correlations with a number of variables was computed and discriminant validity with regard a job aspiration measure was analyzed. Only two correlations, the one with the axe of affective well-being "anxiety-contentment" and that with aspiration were statistically significant. However, the results support empirically the discriminant validity of the Job Competence Questionnaire (Warr, 1990). So it seems convenient to study in other occupational samples the factor structure and validity of this questionnaire paying special attention to items 4 and 5.

REFERENCIAS

- Bhagat y Allie, (1989). Organizational Stress, Personal Life Stress, and Symptoms of Life Strain: An Examination of the Moderating Role of Sense of Competence. *Journal of Vocational Behavior*, 35, 231-253.
- Boruch, R. F. y Wolins, L. (1970). A procedure for estimation of trait, method, and error variance attributable to a measure. *Educational and Psychological Measurement*, 30, 547-574.
- Campbell, D. T. y Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.

- Carmine, E. G. y McIver, J. P. (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. In G. W. Bornstedt and E. F. Borgatta (Eds), *Social Measurement: current issues*. Beverly Hills: Sage.
- Cole, D y Maxwell, S.E. (1985). Multitrait-multimethod comparisons across populations: a confirmatory factor analysis approach. *Multivariate Behavioral Research*, 4, 389-418.
- Cudeck, R. y Brown, M.W. (1983). Cross-validation of covariance structures. *Multivariate Behavioral Research*, 18, 147-167.
- Jahoda, M. (1958). *Current concepts of positive mental health*. New York: Basic Books.
- Jones, G. R. (1986). Socialization tactics, self-efficacy, and newcomers' adjustment to organizations. *Academy of Management Journal*, 29, 262-279.
- Jöreskog, K. G. y Sorböm, D. (1989). *LISREL VII User's reference guide*. :Moorestville, Inc: Scientific Software, Inc.
- Kasl, S. V. (1973). Mental Health and work environment: An examination of the evidence. *Journal of Occupational Medicine*, 15, 509-518.
- Kelloway, K. E. y Barling, J. (1991). Job characteristics, Role stress and mental health. *Journal of Occupational Psychology*, 64, 291-304.
- Keremy, E. R., Bedeian, A. G., Mossholder, K. W. y Touliatos, J. (1985). Outcomes of role stress: a multisample constructive replication. *Academy of Management Journal*, 28, 2, 363-375.
- Lorsch, J. M. y Morse, J. J. (1974). *Organizations and their members: a contingency approach*. New York: Harper y Row.
- Meliá, J. L. y Peiró, J. M. (1989) El cuestionario de satisfacción S10/12: estructura factorial, fiabilidad y validez. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 4, 179-187.
- Pearlin, L. I., Menaghan, E. G., Lieberman, M. a., y Mullan, J. T. (1981). The Stress process. *Journal of Health and Social Behavior*, 22, 337-356.
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80, 1-28.
- Sekaran, U. (1977). The dynamics of job involvement: a study of the congruence among personality, job, and organization factors. *Unpublished Doctoral Dissertation*, UCLA.
- Sekaran, U. (1989). Paths to the job satisfaction of bank employees. *Journal of Organizational Behavior*, 10, 347-359.
- Sekaran, U. y Wagner, F. R. (1980). Sense of competence: a cross-cultural analysis for managerial application. *Group and Organization Studies*, 5, 340-352.
- Smith, M. B. (1986). Competence and mental health. In S.B. Sells (Ed), *The definition and Measurement Mental Health*. Washington: Department of Health, Education and Welfare.
- Strupp, H. H. y Hadley, S. W. (1977). A tripartite model of mental health and therapeutic outcomes. *American Psychologist*, 32, 187-196.
- Tharenou, P. y Harker, P. (1984). Moderating influence of self-esteem on relationships between job complexity, performance, and satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 69, 623-632.
- Van de Ven y Ferry (1980). *Measuring and assessing organization*. Wiley and sons NEW YORK.
- Wagner, F. R. (1976). The confluence of job design personality variables and work system design: Implications for productivity and quality of working life. *Unpublished Doctoral Dissertation*, UCLA.
- Wagner, F. R. y Morse, J. J. (1975). A measure of individual sense of competence. *Psychological Reports*, 36, 451-9.

- Warr, P. (1987). *Work, Unemployment and Mental Health*. New York: Oxford University Press.
- Warr, P. (1990). The measurement of well-being and other aspects of mental health. *Journal of Occupational Psychology*, 63, 193-210.
- Wheaton, B., Muthen, B., Almin, D., y Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. En D. Heise (Ed), *Sociological Methodology*. San Francisco: Jossey Bass.
- Wilkinson, L (1986). SYSTAT. *The system for statistics*. Evanston, IL. SYSTAT, Inc.
- Work in America, (1973). *Report of a Special Task Force to the Secretary of Health, Education and Welfare*, Washington, DC.

(Revisión aceptada: 15/12/93)