



Artículo

Validación cruzada de la estructura factorial de una medida multidimensional de la ansiedad laboral

A. HERNANDEZ, V. GONZALEZ-ROMA,
B. ESPEJO, A. FERRERES, I. TOMAS

Dpto. de Metodología, Psicobiología y Psicología Social
Facultad de Psicología
Valencia

RESUMEN

En el presente estudio se realiza una replicación del trabajo de Espejo (1993), con el objetivo de estudiar la estabilidad de la estructura factorial del Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.) en una muestra multiocupacional ($n=142$). También se analizan las propiedades psicométricas de cada una de las subescalas hipotetizadas. Los resultados muestran, por una parte, que la estructura factorial hipotetizada presenta un ajuste ligeramente inferior en el presente estudio ($RMSR=0.114$), y por otra, que las saturaciones de los ítems incluidos en la dimensión cognitiva son las más estables, mientras que las de los ítems de la dimensión conductual son las más inestables. Por último, los resultados respecto a la fiabilidad y validez de las subescalas son consistentes con los obtenidos por Espejo (1993), ya que la consistencia interna de la dimensión conductual es moderada en ambos casos, mientras que la de las otras dos dimensiones es satisfactoria, manteniéndose prácticamente el mismo patrón de correlaciones con los criterios considerados conflicto de rol, claridad de rol y satisfacción laboral.

ABSTRACT

This study replicates Espejo's (1993) research on the Job Anxiety Questionnaire's factorial structure in a multioccupational sample ($n=142$). Moreover, the psychometric properties of the hypothesized subscales have been studied. On the one hand, the results show that, in the current study, the hypothesized factor structure presents a lightly worse fit, to the observed data ($RMSR=0.114$). On the other hand, the factor loadings in both studies show that the behavioral items are the most unstable. Finally, the results about internal consistency and construct validity are consistent with those reported by Espejo (1993). Whereas internal consistency for the cognitive and physiological subscales is satisfactory in both studies, internal consistency for the behavioral subscale is moderate. Finally the correlation pattern found between the three subscales and some job-related variables as role conflict, role clarity and job satisfaction, is very similar to that obtained by Espejo. In all, these correlational results provide empirical support for the construct validity of the subscales.

PALABRAS CLAVE:

Ansiedad laboral, Instrumento de medida,
Análisis factorial confirmatorio.

KEY WORDS:

Job anxiety, Instrument of measure,
Confirmatory factor analysis.

La hora de estudiar los determinantes y las consecuencias del estrés en las organizaciones se han elaborado diversos modelos teóricos (Kahn et al., 1964; Kahn, 1970; Kahn y French, 1970; Beehr y Newman, 1978; Winnubst, 1984) que coinciden en considerar que una de las consecuencias más relevantes del estrés laboral es la ansiedad que se produce como consecuencia del desempeño de un puesto de trabajo.

La ansiedad, según la Teoría Tridimensional propuesta por Lang (1968), se manifiesta a tres niveles: motor, cognitivo y fisiológico, los cuales presentan bajas correlaciones entre sí. Por ello es necesario medir los tres componentes de la ansiedad. Sin embargo, la mayoría de los instrumentos de medida de la ansiedad elaborados en el campo de la Psicología del Trabajo y de las Organizaciones sólo han intentado medir el componente cognitivo de aquélla, (p. ej., Bedeian y Armenakis, 1981; Kemery et al. 1985, 1987), y sólo algunos de los instrumentos han intentado medir el componente fisiológico de la ansiedad (Meliá et al., 1987; House y Rizzo, 1972).

Por otra parte, los instrumentos desarrollados para medir las tres dimensiones de la ansiedad, no han sido elaborados para ser aplicados en un ámbito organizacional. Con el objeto de medir la ansiedad laboral desde una perspectiva multidimensional se elaboró el Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.) (González-Romá et al., 1993), estudiando su estructura factorial (mediante un análisis de componentes principales), su fiabilidad y validez en una muestra compuesta por 121 sujetos empleados en diversas organizaciones laborales. Las tres dimensiones de la ansiedad que aparecieron reflejadas en dicho análisis no se correspondieron por completo con las que se pretendía medir mediante el cuestionario, ya que sólo dos de ellas, la dimensión cognitiva y, la dimensión fisiológica, quedaron bien representadas en sendos componentes. El tercer componente agrupó un conjunto de ítems que son indicadores de las diferentes dimensiones definidas *a priori*, no apareciendo la dimensión conductual de la ansiedad como una dimensión diferenciada y de contenido específico.

Puesto que el análisis factorial exploratorio realizado en este trabajo no permitía confirmar si la estructura factorial hipotetizada se ajustaba a los datos, en un estudio posterior (Espejo, 1993) se analizó la estructura del Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.) mediante la realización de un análisis factorial confirmatorio, en el que se hipotetizó que los 29 ítems del cuestionario configuran una estructura compuesta por las tres dimensiones de la ansiedad (cognitiva, fisiológica y conductual). La muestra empleada para la realización de este estudio estaba formada por 298 individuos pertenecientes a un organismo de la Administración del Estado, con sede en la Comunidad Valenciana. Los resultados de este

análisis, indicaron que, tras realizar el primer análisis factorial confirmatorio, la estructura factorial hipotetizada no reproducía adecuadamente los datos observados. Sin embargo, la estructura factorial revisada, en la cual se estimó la covariación entre los residuales de tres pares de ítems que presentaban contenidos similares, presentó una mejora en los índices de bondad de ajuste. Por otra parte, las saturaciones factoriales y la fiabilidad de los ítems fueron más altas para los ítems integrantes de las dimensiones fisiológica y cognitiva, mientras que los ítems de la dimensión conductual presentaron saturaciones más bajas.

En el presente trabajo se pretende estudiar la estructura factorial del Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.) con el fin de comprobar si la estructura hipotetizada reproduce adecuadamente las relaciones observadas entre sus ítems en una nueva muestra multicuacional. Asimismo, se estudiarán las propiedades psicométricas que el cuestionario presenta en la muestra del estudio.

METODO**Muestra**

La muestra está compuesta por 142 sujetos empleados de distintas empresas y organizaciones. Del total, el 57,7% son varones, y el 40,88% son mujeres siendo la edad media de los sujetos de 32,72 años, con una desviación típica de 7,70. En cuanto al número de años de experiencia laboral, el promedio de la muestra es de 11,87 años, con una desviación típica de 8,68. La antigüedad profesional presenta una media muestral de 8,31 años, con una desviación típica de 7,06 años, y, en cuanto a la antigüedad en la empresa, la muestra presenta una media de 7,92 años con una desviación típica igual a 7,23. Respecto al nivel jerárquico de los sujetos que componen la muestra, el 2,8% son directivos, el 14,1% son mandos intermedios, el 0,7% son supervisores o capataces, y el 80,3% son empleados o trabajadores de base.

Variables e instrumentos de medida

Con el objeto de estudiar la validez de constructo del C.A.L., y basándonos en ciertos modelos teóricos (Kahn y colaboradores, 1964; Kahn y French, 1970) y en estudios empíricos previos (Espejo, 1993), se han incluido como criterios externos las

siguientes variables: el conflicto de rol, la claridad de rol y la satisfacción laboral.

Conflicto de rol y Claridad de rol. Fueron medidos mediante los cuestionarios de Rizzo, House y Lirtzman (1970), compuestos respectivamente por 8 y 6 ítems. Ambos se responden mediante una escala Likert de seis puntos que oscila entre "1. Completamente en desacuerdo" y "6. Completamente de acuerdo". En ambos casos, cuanto mayor es la respuesta mayor es el nivel percibido de conflicto y claridad de rol. La variable conflicto de rol en nuestra muestra presentó una media promediada de 3,222 y una desviación típica de 1,037, siendo su coeficiente alfa de consistencia interna igual a 0,854. En cuanto a la variable claridad de rol, la media promediada fue de 4,691, la desviación típica de 0,723 y el coeficiente alfa de Cronbach fue igual a 0,766.

Satisfacción laboral. Fue medida a través del cuestionario elaborado por Meliá y Peiró (1989), compuesto por 12 ítems que se responden también por medio de una escala Likert de seis puntos que varía entre "1. Muy insatisfecho" y "6. Muy satisfecho". En la presente muestra, este cuestionario presentó un coeficiente alfa igual a 0,909, siendo su media promediada igual a 4,086 y su desviación típica igual a 1,208.

Análisis

Se ha llevado a cabo un análisis factorial confirmatorio de los ítems del cuestionario para comprobar si el modelo de medida hipotetizado reproduce adecuadamente las relaciones observadas entre los ítems. Los tres factores hipotetizados están constituidos por los siguientes ítems:

- Factor I: dimensión COGNITIVA. Ítems 1, 4, 8, 10, 13, 15, 17, 19, 20, 21, 22 y 23.
- Factor II: dimensión FISIOLÓGICA. Ítems 2, 5, 6, 9, 14, 16, 18, 25, 26 y 27.
- Factor III: dimensión CONDUCTUAL. Ítems 3, 7, 11, 12, 24, 28 y 29.

Este análisis se realizó mediante el método de estimación de máxima verosimilitud, utilizando para ello el programa LISREL VII (Jöreskog y Sörbom, 1989). A continuación se ha calculado la consistencia interna de cada una de las subescalas del C.A.L. y se ha estudiado la validez de constructo de cada una de las subescalas, para lo cual se han calculado las correlaciones de cada subescala con las tres variables hipotéticamente relacionadas con la ansiedad laboral (satisfacción laboral, y conflicto y claridad de rol). Estos

análisis fueron realizados con el paquete estadístico SYSTAT en su versión para Macintosh (Wilkinson, 1986).

RESULTADOS

Los índices de bondad de ajuste del modelo hipotetizado se presentan en la tabla 1. Como puede observarse, estas medidas de ajuste indican que el modelo no logra reproducir adecuadamente los datos observados, ya que la magnitud del estadístico ji-cuadrado es estadísticamente significativa ($\chi^2=840,15$, $p<0,000$), el índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI=0,643) está demasiado lejos del valor que indica el máximo ajuste (1), y los promedios de los residuales estandarizados (RMSR=0,114) superan el valor crítico de 0,1 (Cole y Maxwell, 1985). Por último el cociente $\chi^2/g.l.$, aunque no es inferior a 2 ($\chi^2/g.l.=2,25$), valor que es considerado por algunos autores (Brooke, Russell y Price, 1988) como indicador de un ajuste satisfactorio del modelo, sí presenta un valor inferior a 3 que, según Carmines y McIver (1981), presenta igualmente evidencia en favor de un buen ajuste.

TABLA 1
Medidas de bondad de ajuste del modelo factorial hipotetizado

χ^2	g.l.	AGFI	RMSR	$\chi^2/g.l.$
840,15*	374	0,643	0,114	2,25

* $p<0,000$

Aunque en el modelo se hipotetizó que los errores de medida no presentaban correlaciones entre sí, los índices de modificación calculados para los parámetros fijos de la matriz de covarianza de estos residuales (matriz theta-delta), sugirieron que al menos tres pares de residuales (los de los ítems 12 y 24; 2 y 25; y, 6 y 26) podrían presentar altas correlaciones entre ellos ($IM\theta_{12,24}=67,692$; $IM\theta_{2,25}=35,069$ y $IM\theta_{6,26}=49,081$)¹. Resultados similares respecto a los índices de modificación también se obtuvieron en el estudio de Espejo (1993). Debido a que estos tres pares de ítems representan contenidos muy similares, se liberaron los parámetros que estiman la covariación entre los citados pares de residuales, realizando un segundo análisis factorial confirmatorio. Tras realizar este análisis se observó una mejora en los índices de bondad de ajuste. Sin embargo la matriz phi resultó no estar positivamente definida, lo que indica que el modelo no es adecuado (Jöreskog y Sörbom, 1989).

Centrándonos en el primer análisis, factorial, podemos observar (ver tabla 2) que todas las saturaciones factoriales de los ítems del C.A.L. en las variables latentes hipotetizadas, han resultado ser estadísticamente significativas exceptuando la saturación del ítem 8, incluido en la dimensión cognitiva ($\lambda=0,111$) y las saturaciones de los ítems 11, 28 y 29, incluidos en la dimensión conductual ($\lambda=0,111$, $\lambda=0,120$ y $\lambda=0,167$, respectivamente).

En la dimensión cognitiva aparecen 2 ítems (ítems 4 y 8) con saturaciones inferiores a 0,400, mientras que un grupo de 8 ítems (ítems 13, 15, 17, 19, 20, 21, 22 y 23) presenta saturaciones iguales o superiores a 0,500. En la dimensión fisiológica los ítems 9, 14 y 27 presentan saturaciones inferiores a 0,400, y un grupo de 7 ítems (ítems 2, 5, 6, 16, 18, 25 y 26) presentan saturaciones superiores a 0,500. Respecto a la dimensión conductual, los ítems 7, 11,

28 y 29 saturan por debajo de 0,400, y los ítems 12 y 24 por encima de 0,500.

Los coeficientes alfa de Cronbach de las dimensiones hipotetizadas fueron los siguientes: 0,811 para la dimensión cognitiva (compuesta por 12 ítems), 0,815 para la dimensión fisiológica (configurada por 10 ítems) y 0,583 para la dimensión conductual (integrada por 7 ítems), pudiéndose afirmar que la consistencia interna de las dos primeras dimensiones es satisfactoria, mientras que la de la dimensión conductual es moderada.

Respecto a la validez discriminante de las tres dimensiones del C.A.L., tras llevar a cabo el análisis factorial del modelo hipotetizado se observó que las estimaciones de las correlaciones entre las variables latentes $\phi_{cog,fis}=0,526$, $\phi_{cog,fis}=0,432$ y $\phi_{cog,con}=0,479$, resultaron ser estadísticamente significativas ($p<0,000$). Por otra parte, también se ha observado que las tres dimensiones consideradas son empíricamente discriminables por ser significativamente distintas de la unidad ($1-\phi>2SE$)²

Por otra parte, y en cuanto a la validez de constructo de cada una de las dimensiones de ansiedad laboral (conductual, cognitiva y fisiológica), se pueden observar los siguientes patrones de correlaciones con los criterios externos empleados (conflicto y claridad de rol, y satisfacción laboral). Así, la dimensión cognitiva y la dimensión conductual muestran correlaciones significativas con el conflicto y la claridad de rol, pero no con la satisfacción laboral. En cambio, la dimensión fisiológica mantiene correlaciones significativas con el conflicto de rol y con la satisfacción laboral, pero no con la claridad de rol (ver tabla 3). La aplicación de pruebas t para comprobar la significación de las diferencias entre las correlaciones nos indica que sólo hay dos diferencias significativas, las cuales se dan entre las correlaciones de las tres subesca-

las con el criterio satisfacción laboral. Así, la correlación entre satisfacción laboral y la dimensión fisiológica ($r=-0,247$) es significativamente mayor que la correlación entre este criterio y la dimensión cognitiva ($r=-0,070$) ($t=2,05$, $p<0,05$), y mayor que la correlación entre la satisfacción

laboral y la dimensión conductual ($r=-0,119$) ($t=-2,17$, $p<0,05$). Sin embargo, respecto a los criterios conflicto y claridad de rol no hay diferencias entre las correlaciones que mantienen cada uno de ellos con las tres dimensiones hipotetizadas.

TABLA 2.

Estimaciones de máxima verosimilitud (λ) de las saturaciones factoriales en cada una de las dimensiones latentes hipotetizadas -cognitiva, fisiológica y conductual- en el estudio de Espejo (1993 (λ_1) y en el presente estudio (λ_2). Las X representan ítems del C.A.L.

	COGNITIVA		FISIOLOGICA		CONDUCTUAL	
	λ_1	λ_2	λ_1	λ_2	λ_1	λ_2
X1	.183*	.405	.000	.000	.000	.000
X2	.000	.000	.698	.648	.000	.000
X3	.000	.000	.000	.000	.495	.401
X4	.571	.347	.000	.000	.000	.000
X5	.000	.000	.385	.553	.000	.000
X6	.000	.000	.550	.799	.000	.000
X7	.000	.000	.000	.000	.571	.268
X8	.468	.111*	.000	.000	.000	.000
X9	.000	.000	.549	.342	.000	.000
X10	.417	.477	.000	.000	.000	.000
X11	.000	.000	.000	.000	.504	.111*
X12	.000	.000	.000	.000	.246	.787
X13	.591	.542	.000	.000	.000	.000
X14	.000	.000	.320	.295	.000	.000
X15	.513	.562	.000	.000	.000	.000
X16	.000	.000	.571	.514	.000	.000
X17	.430	.637	.000	.000	.000	.000
X18	.000	.000	.408	.531	.000	.000
X19	.413	.544	.000	.000	.000	.000
X20	.600	.711	.000	.000	.000	.000
X21	.713	.750	.000	.000	.000	.000
X22	.511	.565	.000	.000	.000	.000
X23	.643	.591	.000	.000	.000	.000
X24	.000	.000	.000	.000	.330	.854
X25	.000	.000	.745	.667	.000	.000
X26	.000	.000	.602	.889	.000	.000
X27	.000	.000	.619	.354	.000	.000
X28	.000	.000	.000	.000	.465	.120*
X29	.000	.000	.000	.000	.222	.167*

* No significativa; el resto de saturaciones son significativas con $p<0,01$.

TABLA 3

Intercorrelaciones de las tres subescalas del Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.) (cognitiva, fisiológica y conductual) y correlaciones de cada una de ellas con los criterios externos (conflicto de rol, satisfacción laboral y claridad de rol).

	1	2	3	4	5
1. Dim. Cognitiva	1.000				
2. Dim. Fisiológica	0.515*	1.000			
3. Dim. Conductual	0.532*	0.500*	1.000		
4. Conflicto de rol	0.278*	0.323*	0.302*	1.000	
5. Claridad de rol	-0.265*	-0.129	-0.268*	-0.391*	1.000
6. Satisfacción laboral	-0.070	-0.247*	-0.119	-0.527*	0.335*

* $p<0,01$

CONCLUSIONES Y DISCUSION

Como se indicó anteriormente, el objetivo del presente estudio es analizar la estructura factorial del Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.) y sus propiedades psicométricas en una muestra multiocupacional. A partir de los resultados obtenidos se observa que, de todos los índices de bondad de ajuste considerados, sólo el índice $\chi^2/g.l.$ permite afirmar que la estructura factorial del modelo hipotetizado representa adecuadamente los datos observados ($\chi^2/g.l.=2,25$). Se observa también que los índices de bondad de ajuste χ^2 y $\chi^2/g.l.$ ($\chi^2=840,15$ y $\chi^2/g.l.=2,25$) disminuyen considerablemente en magnitud respecto a los obtenidos por Espejo (1993) ($\chi^2/g.l.=1587,97$ y $\chi^2/g.l.=4,25$) en una muestra de empleados de un organismo de la Administración Pública. Sin embargo, en base a los residuales producidos por el modelo en el presente trabajo (RMSR=0,114) y en el realizado por Espejo (1993) (RMSR=0,100), podemos afirmar que es en este último estudio donde el modelo presenta un ajuste ligeramente mejor.

Respecto a las saturaciones de cada uno de los ítems en los tres factores hipotetizados (ver tabla 2), mientras que en el estudio de Espejo (1993) sólo hubo un ítem (ítem 1, incluido en la dimensión cognitiva) que no mostró una saturación significativa, en el presente estudio aparecen 4 ítems (ítem 8, incluido en la dimensión cognitiva, e ítems 11, 28 y 29, incluidos en la dimensión conductual) que no saturan significativamente en sus respectivos factores, mientras que el ítem 1 sí satura significativamente en la dimensión cognitiva. Por otra parte, encontramos ciertos ítems que, a pesar de ser estadísticamente significativos en los dos estudios, presentan una gran inestabilidad. Así, los ítems 7, 12 y 24, incluidos en la dimensión conductual, muestran, en relación con el trabajo de Espejo (1993), una variación en su saturación mayor a 0,300, 0,400 y 0,500, respectivamente. Concretamente, la saturación del ítem 7 disminuye, mientras que las de los otros dos ítems aumentan. También encontramos ciertos ítems incluidos en la dimensión fisiológica (ítems 6, 26 y 27) cuyas saturaciones varían en torno a 0,250, aumentando, en el presente estudio, en el caso de los ítems 6 y 26, y disminuyendo en el ítem 27. Así,

podemos observar que de las tres dimensiones hipotetizadas, las saturaciones de los ítems que integran la dimensión cognitiva son las más estables, siendo los ítems de la dimensión conductual los que presentan una mayor inestabilidad.

Centrándonos en la consistencia interna de las subescalas del cuestionario, en el presente estudio se observan valores similares a los obtenidos por Espejo (1993) en cuyo trabajo los coeficientes alfa de Cronbach de las dimensiones hipotetizadas fueron 0,780 para la dimensión cognitiva, 0,793 para la dimensión fisiológica y 0,603 para la dimensión conductual (en nuestro estudio los coeficientes alfa han sido 0,811, 0,815 y 0,583 respectivamente). Así pues, parece ser la dimensión conductual la que presenta una consistencia interna inferior, si bien, hay que señalar esta inferioridad pudiera ser debida parcialmente a su menor número de ítems.

Las correlaciones entre las tres subescalas hipotetizadas son todas estadísticamente significativas, al igual que en el trabajo de Espejo (1993), si bien, como muestran los resultados obtenidos, las tres dimensiones son empíricamente discriminables. Por otra parte, el patrón de correlaciones que mantienen las tres subescalas con los criterios externos es prácticamente el mismo en los dos estudios, ya que en ambos casos las dimensiones cognitiva y conductual presentan correlaciones significativas con el conflicto de rol y con la claridad de rol, pero no con la satisfacción laboral. Sin embargo, donde sólo aparecen correlaciones significativas entre esta dimensión y el conflicto de rol y la satisfacción laboral.

A partir de los resultados obtenidos en este trabajo, parece aconsejable realizar nuevos estudios con distintas muestras ocupacionales con el fin de determinar si la estructura factorial hipotetizada se ajusta de manera satisfactoria a los datos observados. También sería conveniente

prestar una atención especial a aquellos ítems que han mostrado un comportamiento más inestable en los estudios realizados, con el fin de mantener como ítems representativos de cada una de las subescalas a los que saturan significativamente de manera estable a través de las distintas muestras. Por otra parte, y respecto a la consistencia interna, hay que seguir estudiando la dimensión conductual, ya que el coeficiente alfa de Cronbach en esta subescala presenta un valor moderado, tanto en nuestro estudio como en los realizados previamente. Respecto a la validez de las subescalas, los resultados obtenidos hasta la fecha son prometedores, si bien en futuros estudios empíricos sería conveniente ampliar el conjunto de correlatos a estudiar así como considerar otras medidas de ansiedad que permitieran estudiar la validez convergente de las subescalas.

REFERENCIAS

- Bedeian, A.G. y Armenakis, A.A. (1981). A path-analytic study of the consequences of role conflict and ambiguity. *Academy of Management Journal*, 24, 2, 417-424.
- Beehr, T.A. y Newman, J.E. (1978). Job stress, employee health and organizational effectiveness: A facet analysis model and literature review. *Personnel Psychology*, 31, 665-699.
- Brooke, P.P., Jr., Russell, D.W. and Price, J.L. (1988). Discriminant validation of measures of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 73, 139-145.
- Carmines, E.G. y McIver, J.P. (1981). Analyzing models with unobserved variables: analysis of covariance structures. En G.W. Bornstedt y E.F. Borgatta (Eds.), *Social measurement: current issues*. Beverly Hills: Sage.
- Cole, J.D. y Maxwell, S.E. (1985). Multitrait-multimethod comparisons across populations: a confirmatory factor analysis approach. *Multivariate Behavioral Research*, 4, 389-418.
- Espejo, B. (1993). *Elaboración y análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.)*. Tesis de Licenciatura. Universitat de València.
- González-Romá, V.; Espejo, B y Lloret, S. (1993). El Cuestionario de Ansiedad Laboral (C.A.L.). Resultados, preliminares. *Psicológica*, 14, 2, 123-136.
- House, R.J. y Rizzo, J.R. (1972). Roles conflict and ambiguity as critical variables in a model of organizational behavior. *Organizational Behavior and Human Performance*, 7, 467-505.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1989). *LISREL VII: Analysis of linear structural relations by maximum likelihood, instrumental variables, and least squares methods*. Mooresville, In: Scientific Software.
- Kahn, R.L. (1970). Some propositions toward a researchable conceptualization of stress. En J. E. McGrath (ed.). *Social and psychological factors in stress*. 97-103. New York: Holt, Rinehart and Winston, Inc.
- Kahn, R.L. y French, J.R.P. (1970). Status and conflict: two themes in the study of stress. En J.E. McGrath (ed.) *Social and psychological factors in stress*. 238-263. Holt, Rinehart and Winstons, Inc.; New York.
- Khan, R.L., Wolfe, D.M., Quinn, R.P.; Snoek, J.D. y Rosenthal, R.A. (1964). *Organizational Stress: studies in role conflict and ambiguity*. New York, Wiley.
- Kemery, R.L., Bedeian, A.G., Mossholder, K.W. y Tauliatos, J. (1985). Outcomes of role stress: a multisample constructive replication. *Academy of Management Journal*, 28, 2, 363-375.
- Kemery, E.R.; Mossholder, K.W. and Bedeian, A.G. (1987). Role stress, physical symptomatology, and turnover intentions: a causal analysis of three alternative specifications. *Journal of occupational behaviour*, 8, 1, 11-24.
- Lang, P.J. (1968). Fear reduction and fear behavior: problems in treating a construct. En Shilen, J.M. (ed.), *Research in psychotherapy*, (Vol III). Washington, American Psychological Association.
- Long, J.S. (1983). Confirmatory factor analysis. Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-033. Beverly Hills y Londres: Sage Pubns.
- 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.
- Meliá, J.L., Peiró, J.M., Zornoza, A., Sanz, M.J.; Morte, M.P. y Zurriaga, R. (1987). "Una escala para la evaluación de la tensión del rol: estructura factorial, fiabilidad y validez". *Trabajo presentado al II Congreso Nacional de Evaluación Psicológica*. Madrid.
- Rizzo, J.R., House, R.J., y Lirtzman, S.I. (1970). Role conflict and ambiguity in complex organizations. *Administrative Science Quarterly*, 15, 150-163.
- Wilkinson, L. (1986). SYSTAT. The system for statistics. Evanston, IL. SYSTAT. Inc.
- Winnubst, J.A.M. (1984). Stress in organizations. En P.J.D. Drenth; H. Thierry; P.J. Willems y C.J. de Wolf (ed.). *Handbook of Work and Organizational Psychology*. 553-570. Jhon Wiley and Sons.