

El análisis de la conmensurabilidad en una medida de ajuste persona-ambiente: Un estudio empírico

María Carmen Ximénez y Rafael San Martín

Universidad Autónoma de Madrid*

El principal problema metodológico que plantea cualquier investigación basada en un modelo de ajuste persona-ambiente (o *ajuste P-A*) reside en la medida del constructo del *ajuste P-A*, que impone una serie de condicionantes que raramente se demuestran empíricamente. Uno de los más discutidos consiste en la obtención de medidas conmensurables para sus componentes (*P* y *A*). En este artículo se revisa el concepto de conmensurabilidad y los métodos empleados para su estudio y se presenta una medida de *ajuste P-A* de tipo organizacional basada en 'la teoría del ajuste laboral' de Dawis y Lofquist (1984). Un estudio empírico examina la conmensurabilidad de sus componentes en una muestra de 591 sujetos de diferentes organizaciones españolas mediante análisis factoriales tanto de tipo exploratorio como confirmatorio. Los resultados dan un cierto apoyo a la similaridad en la medida de *P* y *A*, pero cuando ésta se estudia a partir de criterios de invarianza factorial, el apoyo solo es moderado. El artículo discute que aunque se haya concedido tanta importancia al condicionante de la conmensurabilidad, constituye un concepto que no está suficientemente claro ni estudiado y que precisa procedimientos más formales para su evaluación.

Palabras Clave: Conmensurabilidad, medida del ajuste persona-ambiente (*ajuste P-A*), teoría del ajuste laboral (T.A.L.), análisis factorial confirmatorio (AFC), métodos de invarianza factorial.

* Queremos agradecer a Miguel A. Ruiz y a dos revisores anónimos por sus revisiones y comentarios a este trabajo. Dirección de contacto de los autores: Departamento de Psicología Social y Metodología. Ciudad Universitaria de Cantoblanco. Universidad Autónoma de Madrid. Madrid, 28049.

Los modelos de *ajuste persona-ambiente* (o *ajuste P-A*) constituyen un enfoque que tiene como objeto la explicación del comportamiento a partir de *la correspondencia* entre ‘las características de la persona’ (a las que nos referiremos como *P*) y ‘las del ambiente’ (*A*). Este enfoque emerge de la psicología interaccionista (véase Endler y Magnuson, 1976; Pervin y Lewis, 1978) y ha sido adoptado para el desarrollo de teorías tradicionales en psicología como ‘la teoría de la elección vocacional’ de Holland (1985) y ‘la teoría del ajuste laboral’ de Dawis y Lofquist (1984); las cuales a su vez han servido de marco teórico para el desarrollo de numerosos trabajos empíricos aplicados a diferentes áreas de investigación, como la vocacional (véase Mount y Muchinsky, 1978), la del estrés (Furnham y Schaeffer, 1984) y la del trabajo y las organizaciones (p.e. Bretz y Judge, 1994; Hesketh, McLachlan y Gardner, 1992).

Los investigadores que adoptan el enfoque del *ajuste P-A* se enfrentan a una serie de problemas tanto de tipo teórico como metodológico. Los problemas teóricos se resumen en dos: el primero se refiere a la definición del *ajuste*, sobre la que no hay consenso; y el segundo al tipo de enfoque adoptado para el planteamiento de la investigación que suele ser aislado, por lo que los resultados de los estudios difícilmente pueden generalizarse. En cuanto a los problemas metodológicos, se resumen en tres: el primero se refiere a la operativización del constructo *ajuste P-A*, que puede adoptar diversas formas (ver Hontangas, 1994, p.14-17 para una revisión) aunque la más común consiste en la medida separada de sus componentes (*P* y *A*) y la construcción de un índice que refleje la discrepancia entre ambos en una sola puntuación (p.e. una puntuación diferencial: $d = A - P$); precisamente la elección de dicho índice constituye uno de los temas más discutidos. El segundo problema conecta directamente con el anterior ya que para expresar el constructo del *ajuste* de esta forma es necesario que sus componentes cumplan una serie de requisitos, entre los que se encuentra que sean conmensurables o se expresen en dominios teóricos similares. Por último, el tercer problema se refiere al estudio del tipo de relación funcional que se establece entre el *ajuste P-A* y un resultado comportamental y ha sido uno de los más polémicos, aunque recientemente se ha propuesto que la metodología de superficies de respuesta constituye un procedimiento sugerente para solventarlo (véase Edwards, 1991, 1994; y Edwards y Parry, 1993 para una revisión del tema).

En este artículo nos ocuparemos únicamente del problema del análisis de la conmensurabilidad, revisaremos su concepto desde el enfoque del *ajuste P-A* y los criterios que se han propuesto para su evaluación. Nos detendremos específicamente en la aplicación que se ha realizado de dichos criterios en los estudios empíricos y en las insuficiencias metodológicas que éstos presentan. Por último presentaremos una medida de *ajuste persona-ambiente* y un estudio

empírico a partir del cual analizaremos los criterios de conmensurabilidad en la medida de sus componentes.

El análisis de la conmensurabilidad

Como se señalaba más arriba, la conmensurabilidad hace referencia al grado en que las medidas de P y A se expresan en dominios teóricos similares o comparables. Muchos autores han subrayado la importancia de este requisito indicando que su justificación radica en que proporciona una base lógica para la construcción de índices que operativicen el *ajuste P-A* de forma coherente (véase Caplan, 1987; Edwards, 1991; French, Rogers y Cobb, 1974; Kulka, 1979; Pervin, 1968); sin embargo, su análisis es un punto que aún no está claro ni tampoco suficientemente investigado. Este condicionante suele evaluarse a partir de los tres criterios propuestos por Rounds, Dawis y Lofquist (1987). El primero, la **conmensurabilidad de conceptos**, consiste en la descripción de las características de la persona y del ambiente mediante dominios conceptualmente paralelos. El procedimiento habitualmente empleado para asegurar este criterio consiste en utilizar los mismos ítems en ambas medidas. El segundo, la **conmensurabilidad de unidades de medida**, consiste en el uso de un intervalo de medida equivalente para responder a la medida de P y A . Este criterio puede demostrarse formalmente mediante métodos de escalamiento, pero en la práctica algunos autores (p.e. Edwards, 1994) sugieren que basta con utilizar escalas de respuesta semejantes para ambas medidas. El tercero, la **conmensurabilidad de estructura**, consiste en la organización paralela y equivalente tanto de las características de la persona como del ambiente, y se evalúa comprobando si ambas medidas obtienen estructuras factoriales similares mediante análisis factoriales.

Paradójicamente, aunque tantos autores hayan enfatizado la importancia de la conmensurabilidad en la medida del *ajuste P-A*, a efectos prácticos los estudios no dedican un apartado demasiado extenso para su análisis y los que lo hacen, tan sólo evalúan el criterio de estructura a partir de la comparación de las soluciones factoriales resultantes de análisis factoriales de tipo exploratorio separados para los ítems de P y de A . Dicha comparación suele realizarse muy laxamente (p.e. basta que ambas estructuras contengan factores similares, aunque difieran en número y varianza explicada, para que se considere que son conmensurables; véase Dawis y Lofquist, 1984; y O'Reilly, Chatman y Caldwell, 1991, para un ejemplo), sin que se utilicen criterios de invarianza factorial para determinar la similaridad entre factores; por tanto, aunque el criterio de estructura sea el único para el que se han ofrecido métodos directos de estudio, existen ciertas insuficiencias metodológicas en la aplicación de los mismos.

En este artículo se presenta una medida de *ajuste P-A* de tipo organizacional basada en uno de los instrumentos de medida propuestos en 'la teoría del ajuste laboral' (a la que nos referiremos como T.A.L.) de Dawis y Lofquist (1984) y se examinan los criterios de conmensurabilidad en la medida de sus componentes. La justificación de la elección de la T.A.L. como enfoque teórico se encuentra en que es una de las teorías más evaluadas y que ha estimulado más estudios en distintas áreas de la psicología. La medida que presentamos aquí se refiere al *ajuste P-A* como la correspondencia entre las necesidades de la persona (*P*) y el grado en que la organización las promueve (*A*). Desde la T.A.L. se ha propuesto el *Minnesota Importance Questionnaire*, MIQ (Gay, et al., 1971) para la evaluación del componente *P*; y el *Minnesota Job Description Questionnaire*, MJQ (Borgen, et al., 1968) para la del componente *A*. Ambos instrumentos constan de 20 ítems, cada uno de los cuales describe un aspecto del trabajo. Estudios factoriales (sólo de tipo exploratorio) llevados a cabo con las puntuaciones en el MIQ y el MJQ de más de 22.000 sujetos han mostrado que tanto la medida de *P* como la de *A* se organizan en seis dimensiones teóricas comparables: 'la seguridad' o el grado el ambiente de trabajo proporciona estabilidad a las personas (definida por 6 ítems); 'la autonomía' o el grado en que el ambiente estimula la iniciativa (definida por 3 ítems); 'el altruismo' o el grado en que el ambiente fomenta la armonía entre las personas que lo componen (definido por 3 ítems); 'el confort' o el grado en que el ambiente ofrece comodidad y no estrés (definido por 3 ítems); 'el logro' o el grado en que el ambiente de trabajo promueve que se cumplan sus objetivos (definido por 3 ítems); y 'la posición/estatus' (definido por 2 ítems) o el grado en que el ambiente proporciona reconocimiento y prestigio a las personas (ver Dawis y Lofquist, 1984, p. 82-88 para una revisión completa). Hemos elaborado un cuestionario basado en algunos de estos ítems que pretende reflejar los mismos seis factores.

El estudio que se presenta a continuación tiene como objetivo en primer lugar obtener las dimensiones factoriales de las medidas de la persona y del ambiente propuestas, y en segundo estudiar si las soluciones factoriales de ambas son conmensurables a nivel de estructura. Aunque los estudios derivados de la T.A.L. examinen este criterio solamente a partir de análisis factoriales de tipo exploratorio, dado el apoyo teórico y empírico que ha recibido el modelo de seis factores aquí también llevaremos a cabo análisis factoriales de tipo confirmatorio para contrastar su bondad en una muestra española, y compararemos las soluciones factoriales de *P* y de *A* utilizando métodos de invarianza factorial. El interés en el estudio de las dimensiones teóricas de las medidas de *P* y *A* propuestas en la T.A.L. se hace manifiesto porque contrastar su validez en una muestra española es un objetivo aún no llevado a cabo.

MÉTODO

Proceso de recogida de datos. El estudio que se presenta aquí forma parte de una investigación más amplia que contiene una serie de cuestionarios actitudinales (entre los que se encuentra el cuestionario sobre *el ajuste P-A*) que se enviaron a una muestra de 2.000 antiguos alumnos de la Universidad Autónoma de Madrid seleccionados al azar con el criterio de que hubieran finalizado sus estudios entre 1974 y 1996 y se encontraran trabajando en una organización española en la actualidad. Los cuestionarios fueron devueltos en un sobre cerrado. Se obtuvieron 591 respuestas debidamente cumplimentadas (véase Ximénez, 1998 para consultar resultados globales).

Muestra. De las 591 personas que componen la muestra, el 50% son hombres y el 50% mujeres con una edad promedio de 35 años (desviación típica: 6.21). El 13% son licenciados en derecho, el 26% en económicas y empresariales, el 13% en psicología, el 18% en ciencias, el 14% en filosofía y letras, el 14% en medicina y el 3% en magisterio. El 8% lleva trabajando menos de un año en la organización y el resto entre uno y treinta años, estando el promedio en ocho años (desviación típica: 6.16). El 17% ocupa puestos directivos, el 42% mandos intermedios, el 37% administrativos y el 4% operativos. El tipo de organización a que pertenecen los sujetos es de diversa índole: El 13% trabaja en la administración pública, el 17% en banca, seguros y abogacía, el 18% en enseñanza y formación, el 17% en hospitales, el 9% en medios de comunicación, el 10% en industria y fabricación, el 9% en centros de investigación y el 7% en empresas de servicios varios.

Instrumento de medida. La medida de *ajuste P-A* empleada es de tipo indirecta y subjetiva y se refiere a “la correspondencia percibida entre las necesidades de la persona (*P*) y el grado en que la organización las promueve (*A*)”. El cuestionario se compone de quince ítems basados en el MIQ y el MJDQ de la T.A.L adaptados al castellano (ver apéndice 1). Se desestimaron cinco de los ítems originales tras la valoración de jueces expertos y el cálculo del índice congruencia ítem-objetivo de Rovinelli y Hambleton (1987) en estudios pilotos previos (véase Ximénez, 1998, p. 155-175), por lo que finalmente el factor ‘seguridad’ está representado por cuatro ítems, el factor ‘autonomía’ por tres y los factores ‘altruismo’, ‘confort’, ‘logro’ y ‘reconocimiento’ por dos ítems cada uno. Los 15 ítems se presentan en el centro de una tabla de tres columnas, y se pedía a los sujetos que primero contestaran en la columna derecha indicando la importancia que otorgaban a cada uno ellos (medida de *P*) y que

más tarde volvieron al principio y contestaron en la columna izquierda indicando si cada uno de los aspectos es importante o no para su organización (medida de *A*). El sujeto dispone de una escala tipo Likert de 5 puntos (siendo 1: nada importante y 5: muy importante) para responder ambas medidas.

Procedimiento de análisis Siguiendo los criterios de Rounds, et al. (1987), para examinar la conmensurabilidad de los componentes *P* y *A* de esta medida suponemos que a nivel de conceptos y unidades de medida se cumple ya que se utilizan los mismos ítems y formato de respuesta para ambas. La conmensurabilidad de estructura se evalúa a partir de la comparación de la estructura factorial obtenida para los ítems de *P* y de *A*. Teniendo en cuenta el procedimiento habitualmente seguido en estudios previos y que no hay antecedentes de estudios sobre las dimensiones teóricas subyacentes a los ítems de la T.A.L. en castellano, en primer lugar realizaremos análisis factoriales exploratorios separados en la medida de *P* y *A* para detectar y descubrir relaciones entre las variables y obtener sus dimensiones empíricas. Considerando las características de las variables y los resultados que se espera encontrar en cuanto a su distribución (asimetría y no-normalidad), utilizaremos el método de extracción de factores de mínimos cuadrados generalizados. Asimismo, los factores serán rotados oblicuamente para obtener una estimación de sus correlaciones y solamente se considerarán las saturaciones superiores a .40 para su interpretación. Teniendo en cuenta el modelo teórico de partida, la extracción de factores se fija en seis y la solución se evalúa mediante la prueba de bondad de ajuste ². Todos los análisis se realizan con el programa estadístico SPSS 7.5.2S.

Asimismo, sobre la base de los resultados de los análisis exploratorios y teniendo en cuenta que la estructura factorial planteada se basa en una teoría bien consolidada, también llevaremos a cabo análisis factoriales de tipo confirmatorio (AFCs) para contrastar la bondad del modelo de seis factores, expresado formalmente como: $\mathbf{x} = \mathbf{\lambda} + \mathbf{\epsilon}$, tanto en la medida de *P* como en la de *A* (ver figura 1).

De nuevo, dadas las características esperadas para las variables observadas y su distribución (no-normal) utilizaremos dos métodos de estimación de parámetros: el método de máxima verosimilitud (ML, maximum likelihood) y el de mínimos cuadrados ponderados (WLS, weighted least squares) también llamado ADF (asymptotic distribution free, Browne, 1984). El método ML supone la normalidad multivariada en los datos y lleva a cabo los análisis a partir de la matriz de correlaciones estandarizadas; asimismo, resulta robusto a las

violaciones del supuesto de normalidad (véase Browne, 1984; Satorra, 1990). El método WLS puede utilizarse para cualquier tipo de distribución de las variables observadas y lleva a cabo los análisis a partir de la matriz de covarianzas asintóticas. Este método ofrece resultados estables siempre que la muestra se adecue a la complejidad del modelo. Asimismo, dado que las variables son ordinales se calculan los coeficientes policóricos (véase Muthen, 1984) y se ajustan al procedimiento de estimación WLS. Hemos considerado apropiado ofrecer los resultados de ambos métodos para obtener mayor confianza en los mismos.

La bondad de ajuste del modelo se determina a partir de la evaluación de: (1) la solución factorial, (2) diferentes índices de bondad de ajuste global, y (3) el ajuste de los componentes. Para determinar si la solución factorial está bien definida es necesario considerar la convergencia del proceso iterativo, cuyo criterio está situado en 20 iteraciones y requiere que las matrices \mathbf{x} (o de saturaciones de las variables en los factores comunes) no tengan filas que únicamente presenten ceros, que las matrices $\mathbf{\Sigma}$ (o de covarianzas entre los factores comunes) y $\mathbf{\Psi}$ (o de covarianzas de los residuos) estén positivamente definidas, y que los valores estimados para los parámetros no presenten casos Heywood ya que implicarían errores en la especificación del modelo (Jöreskog y Sörbom, 1993). Entre los índices de bondad de ajuste global que emplearemos se encuentra el test χ^2 que permite determinar el grado de ajuste estadístico con que el modelo propuesto reproduce los datos observados, considerándose que existe un buen ajuste cuando su valor no resulta estadísticamente significativo. Sin embargo, esta prueba es muy sensible al tamaño de la muestra, de modo que con muestras grandes prácticamente cualquier modelo sería rechazado (véase Bollen y Long, 1993; Marsh, Balla y McDonald, 1988), por lo que se recomienda la utilización de otros índices prácticos de bondad de ajuste. Aquí tomaremos algunos de los revisados por Marsh, et al. (1988) específicamente para el análisis factorial confirmatorio, entre los que se encuentra el cociente entre χ^2 y los grados de libertad (χ^2/df) que, como señalan Bollen y Long (1993), presenta el problema de que no existe consenso respecto al valor que indica un buen ajuste ya que los criterios de aceptación van de 3 ó 2 (véase Carmines y McIver, 1981) hasta valores inferiores a 5 (véase Wheaton, et al., 1977), aunque el ajuste se considera mejor mientras menor sea el cociente. También utilizaremos la familia de índices de bondad de ajuste que ofrece el programa LISREL (Jöreskog y Sörbom, 1993): el índice GFI (goodness of fit index) que mide la cantidad de varianza y covarianza relativa que explica el modelo hipotetizado, el AGFI o índice de bondad de ajuste ajustado a los grados de

libertad (para ambos se consideran apropiados valores .90), y el promedio de residuos (RMR) y de residuos estandarizados (RMRS) que miden la discrepancia entre la matriz de covarianzas estimada y observada (se consideran apropiados los valores .05). Todos estos índices dependen del tamaño muestral por lo que también se estimará el tamaño que la muestra ha de tener (CN, critical N) para aceptar el ajuste del modelo (Hoelter, 1983 señala que valores superiores a 200 sugieren que las diferencias entre el modelo planteado y los datos no son relevantes). Asimismo, obtendremos cuatro índices de carácter relativo: el índice de ajuste normativo (NFI, normed fit index) de Bentler y Bonett (1980) y el índice de ajuste no-normativo (NNFI, non-normed fit index) de Tucker y Lewis (1973) que comparan el modelo hipotetizado con el modelo nulo en el que existe independencia completa entre las variables (se consideran apropiados cuando adoptan valores .90). Los estudios de simulación de Marsh, et al. (1988) mostraron que el índice Tucker-Lewis (1973) es el mejor de todos y el único que no se ve influido por el tamaño de la muestra. Por último, también se obtienen el índice de parsimonia PNFI (parsimonious normed fit index) de James, et al. (1982) que consiste en el producto del índice NFI y el cociente de los grados del libertad del modelo propuesto y del modelo nulo y el índice PGFI (parsimonious goodness of fit index) de Jöreskog y Sörbom (1993) que es similar al anterior pero referido al índice GFI. Estos índices penalizan el uso de demasiados parámetros y son complementarios a los índices de bondad de ajuste (según Mulaik, et al. 1989 suelen considerarse apropiados valores .50). Además del ajuste global del modelo, evaluaremos el ajuste de sus componentes examinando la magnitud de los parámetros estimados (γ_{ij}), los errores de medida (δ_i) y las pruebas de significación t . Por último también examinaremos la matriz de residuos estandarizados que contiene las diferencias entre la matriz de covarianzas estimada y observada (según Byrne, 1989, los valores estandarizados mayores que 2 ó 3 denotan que existe discrepancia entre ambas matrices y que el modelo no ha sido bien estimado). Todos los análisis confirmatorios se realizan mediante los programas PRELIS 2.12a y LISREL v8.12.a. de Jöreskog y Sörbom (1993). La razón para llevar a cabo tanto análisis exploratorios como confirmatorios radica en que algunos autores los recomiendan como procedimientos alternativos (véase Gerbing y Hamilton, 1996) y porque en este caso se dispone de una teoría de partida por lo que puede utilizarse el AFC para contrastar la hipótesis sobre su ajuste a los datos de una forma más rigurosa.

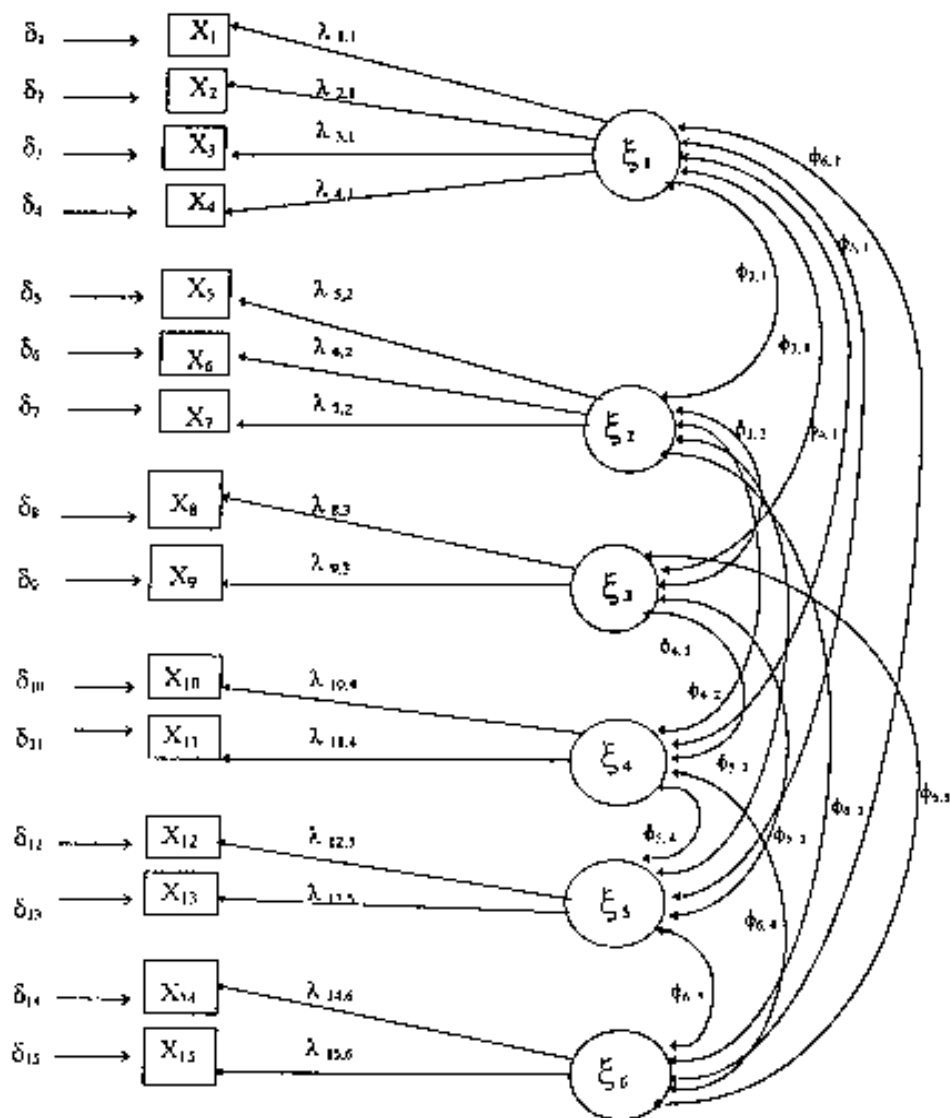


Figura 1 Parámetros de medida y estructurales del modelo de factores. Siendo: 1: 'seguridad', 2: 'autonomía', 3: 'altruismo', 4: 'confort', 5: 'logro' y 6: 'posición estatus'. Las flechas indican que las seis dimensiones se presuponen relacionadas.

Una vez se obtengan las soluciones factoriales para las medidas de P y de A procederemos a compararlas y determinar el grado de similaridad entre ellas. Para ello emplearemos dos criterios de invarianza factorial. El primero se refiere a la similaridad global entre ambas soluciones y equivale a contrastar si la matriz de saturaciones factoriales en P es equivalente a la de A ; es decir, si los ítems en P se relacionan con cada uno de los factores de la misma forma que en A . Esta idea se expresa formalmente mediante: $\mathbf{H}_0: \mathbf{x}^{(P)} = \mathbf{x}^{(A)}$ (Jöreskog, 1971). No estableceremos ningún tipo de restricción en los elementos diagonales de las matrices λ_i y γ_i porque es probable que las medidas difieran con respecto a sus varianzas en los factores latentes (ver McCallum y Tucker, 1991). Esta hipótesis se contrastará a partir del módulo de LISREL 8 sobre análisis multi-muestra en el AFC (Jöreskog y Sörbom, 1993). Además de comparar las soluciones factoriales de forma global, compararemos cada uno de los factores (en P y A) calculando los cuatro índices de comparación entre pares de factores revisados por Hontangas (1994, véase págs. 43-49), cuya breve descripción se resume en la tabla 1.

La razón para emplear diversos índices radica en que no existe consenso sobre cuál de todos es el más eficaz, por lo que se recomienda la utilización de varios simultáneamente (véase Barret, 1986).

RESULTADOS

En la tabla 2 se presentan los estadísticos descriptivos y pruebas sobre normalidad para los ítems que componen la medida de la persona (P) y del ambiente (A).

Como puede observarse, los resultados indican una tendencia a valorar más positivamente los ítems de la medida de P que los de la de A . Es decir, los sujetos consideran bastante o muy importantes cada uno de los aspectos del trabajo (medias entre 3.45 y 4.47; alpha de Cronbach: $\alpha = .81$, y distribuciones con asimetría negativa) pero opinan que sus organizaciones les conceden menor importancia (medias entre 2.31 y 4.06; $\alpha = .90$ y distribuciones con asimetría positiva en la mayor parte). La diferencia entre las medias de los ítems de P y A es significativa ($p < .005$) para todos los ítems salvo para el ítem 10. Por último, los resultados en las pruebas de normalidad Kolmogorov-Smirnov (K-SZ) indican que todos los ítems en P y A se alejan significativamente ($p < .005$) de la distribución normal.

La tabla 3 ofrece los resultados de los análisis factoriales de tipo exploratorio (método de extracción de factores de mínimos cuadrados generalizados y rotación oblicua) realizados por separado para la medida de P y la de A a partir de la matriz de correlaciones entre ambas (véase apéndice 2).

Tabla 1: Índices de comparación entre pares de factores

INDICE	Descripción
<p><i>Coefficiente de saliencia</i> (Catell et al., 1969)</p> $s_{12} = \frac{f_{11} + f_{22} - f_{12} - f_{21}}{f_{11} + f_{22} + f_{12} + f_{21} + 0,50(f_{12} + f_{21} - f_{22} - f_{11})}$	<ul style="list-style-type: none"> - Informa sobre el grado de semejanza de la forma del patrón factorial. Se calcula clasificando las saturaciones según su saliencia (salties positivas si obtienen valores mayores a +.30, salientes negativas si los valores son menores a -.30, e hiperplanas si están comprendidos entre ambos) y obteniendo las frecuencias conjuntas resultantes del cruce de factores según estos 3 criterios. - Oscila entre 1 y -1 y su nivel de significación puede determinarse a partir de las tablas estadísticas de Catell et al. (1969). - Este índice es sencillo en su cálculo y comprensión pero no indica las diferencias de magnitud entre saturaciones.
<p><i>Coefficiente de correlación de Pearson</i> (Levine, 1977)</p> $r_{12} = \frac{k \sum_{i=1}^k f_{1i} f_{2i} - \sum_{i=1}^k f_{1i} \sum_{i=1}^k f_{2i}}{\sqrt{k \sum_{i=1}^k f_{1i}^2 - (\sum_{i=1}^k f_{1i})^2} \sqrt{k \sum_{i=1}^k f_{2i}^2 - (\sum_{i=1}^k f_{2i})^2}}$	<ul style="list-style-type: none"> - Indica la semejanza de la forma del patrón de saturaciones entre los factores. - Oscila también entre -1 y 1 y se considera apropiado en valores superiores a .80. - El inconveniente de este índice es que no informa sobre las diferencias en magnitud entre saturaciones y los valores altos en las mismas pueden llegar a afectar a la media del factor.
<p><i>Coefficiente de congruencia</i> (Burt, 1949; y Tucker, 1951)</p> $C_{12} = \frac{\sum_{i=1}^k f_{1i} f_{2i}}{\sqrt{\sum_{i=1}^k f_{1i}^2} \sqrt{\sum_{i=1}^k f_{2i}^2}}$	<ul style="list-style-type: none"> - Evalúa simultáneamente la similitud en la forma y en la magnitud de las saturaciones entre dos factores. - Es equivalente a la correlación entre puntuaciones factoriales y oscila entre -1 y +1, considerándose adecuado si $C \geq .80$. - Presenta la ventaja de que su interpretación es sencilla, pero el inconveniente de que puede adoptar valores elevados cuando los factores tienen muchas variables del mismo signo y saturaciones altas. Asimismo no dispone de un test de significación adecuado.
<p><i>Raíz cuadrada de la media de desviaciones cuadráticas</i> (Levine, 1977)</p> $RMS_{12} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k (f_{1i} - f_{2i})^2}{k}}$	<ul style="list-style-type: none"> - Refleja simultáneamente la similitud en la forma y magnitud del patrón de los factores y es más exigente. - Oscila entre 0 y +2 y se considera que un valor $\leq .20$ es indicador de similitud. - Presenta la desventaja de no tener distribución conocida y por tanto no ofrecer un test de significación adecuado.

Tabla 2. Análisis descriptivos y pruebas de normalidad para los ítems de P y A

		Media	Desv. Típ.	$\bar{P} - \bar{A}$	asimetría	curtosis	K-SZ
Ítem 1:	Preferida (P)	4.03	.74	1.55	-.55	.41	6.96 (p < .005)
	Percibida (A)	2.48	1.01	(p < .005)	.31	-.43	5.09 (p < .005)
Ítem 2:	Preferida (P)	4.40	.73	1.58	-1.21	1.44	7.74 (p < .005)
	Percibida (A)	2.82	1.15	(p < .005)	.13	-.80	4.21 (p < .005)
Ítem 3:	Preferida (P)	4.08	.90	1.27	-1.02	1.06	6.28 (p < .005)
	Percibida (A)	2.81	1.14	(p < .005)	.11	-.74	4.07 (p < .005)
Ítem 4:	Preferida (P)	3.97	.84	.72	-.62	.25	6.27 (p < .005)
	Percibida (A)	3.25	1.16	(p < .005)	-.25	-.78	4.83 (p < .005)
Ítem 5:	Preferida (P)	4.38	.67	1.36	-.86	.75	7.27 (p < .005)
	Percibida (A)	3.02	1.17	(p < .005)	-.05	-.88	4.20 (p < .005)
Ítem 6:	Preferida (P)	4.38	.68	1.61	-1.09	2.00	7.08 (p < .005)
	Percibida (A)	2.77	1.14	(p < .005)	.22	-.71	4.51 (p < .005)
Ítem 7:	Preferida (P)	4.37	.66	1.34	-.73	.27	7.25 (p < .005)
	Percibida (A)	3.03	1.18	(p < .005)	-.02	-.88	3.89 (p < .005)
Ítem 8:	Preferida (P)	4.01	.91	1.55	-.80	.44	5.88 (p < .005)
	Percibida (A)	2.46	1.11	(p < .005)	.47	-.46	5.13 (p < .005)
Ítem 9:	Preferida (P)	4.07	.79	1.11	-.59	.15	6.06 (p < .005)
	Percibida (A)	2.96	1.21	(p < .005)	.08	-.88	3.86 (p < .005)
Ítem 10:	Preferida (P)	3.59	.89	-.01	-.53	.42	6.09 (p < .005)
	Percibida (A)	3.60	1.23	(p > .60)	-.47	-.86	4.94 (p < .005)
Ítem 11:	Preferida (P)	3.45	.93	.88	-.33	-.09	5.41 (p < .005)
	Percibida (A)	2.57	1.23	(p < .005)	.40	-.83	5.06 (p < .005)
Ítem 12:	Preferida (P)	4.47	.63	.41	-.82	-.16	8.32 (p < .005)
	Percibida (A)	4.06	1.13	(p < .005)	-1.03	.10	6.75 (p < .005)
Ítem 13:	Preferida (P)	4.26	.85	1.93	-1.05	.69	6.77 (p < .005)
	Percibida (A)	2.33	1.06	(p < .005)	.44	-.44	4.75 (p < .005)
Ítem 14:	Preferida (P)	3.66	.98	1.26	-.42	-.27	5.46 (p < .005)
	Percibida (A)	2.40	1.11	(p < .005)	.55	-.32	5.29 (p < .005)
Ítem 15:	Preferida (P)	3.49	.97	1.18	-.30	-.28	5.19 (p < .005)
	Percibida (A)	2.31	1.00	(p < .005)	.42	-.35	4.12 (p < .005)

Tabla 3. Resultados de los análisis factoriales exploratorios para la medida de P y la de A

	Medida de P						Medida de A					
	I	II	III	IV	V	VI	I	II	III	IV	V	VI
Item1	.61	.12	.03	.13	.18	.18	.73	.42	.43	.23	.45	.37
Item2	.46	.11	.19	.06	.13	.01	.61	.33	.14	.37	.48	.27
Item3	.48	.25	.20	.17	.28	.06	.58	.29	.41	.35	.33	.21
Item4	.72	.19	.17	.14	.22	.29	.59	.20	.37	.43	.41	.29
Item5	.21	.70	.17	.15	.15	.33	.26	.70	.49	.31	.42	.34
Item6	.25	.74	.19	.34	.12	.07	.49	.83	.42	.53	.27	.12
Item7	.17	.72	.19	.16	.13	.18	.33	.66	.29	.27	.18	.19
Item8	.32	.28	.21	.22	.48	.08	.42	.34	.23	.25	.70	.17
Item9	.26	.24	.22	.14	.91	.19	.23	.31	.27	.24	.69	.19
Item10	.24	.21	.12	.19	.13	.43	.28	.28	.21	.12	.11	.62
Item11	.28	.32	.16	.14	.10	.41	.34	.38	.25	.14	.12	.66
Item12	.25	.20	.32	.46	.23	.14	.33	.27	.29	.76	.11	.23
Item13	.34	.27	.14	.58	.19	.12	.40	.33	.28	.77	.31	.17
Item14	.24	.21	.98	.22	.21	.08	.37	.34	.71	.26	.33	.16
Item15	.39	.28	.61	.22	.20	.05	.43	.38	.65	.31	.25	.11
	Correlaciones:						Correlaciones:					
	I	II	III	IV	V	VI	I	II	III	IV	V	VI
I	-						-					
II	.42	-					.47	-				
III	.39	.38	-				.37	.41	-			
IV	.36	.27	.44	-			.37	.36	.42	-		
V	.26	.22	.38	.36	-		.29	.27	.46	.24	-	
VI	.28	.19	.22	.23	.25	-	.27	.24	.24	.11	.26	-
	Bondad de ajuste: $\chi^2_{30} = 38.53$ ($p = .136$)						Bondad de ajuste: $\chi^2_{30} = 36.21$ ($p = .20$)					

Nota: En las tablas aparecen las matrices de saturaciones factoriales (pattern matrix) resultantes de la rotación oblicua para la medida de P y A. Las saturaciones más altas de los ítems en los factores aparecen en negrilla.

Como puede observarse, se obtuvo una estructura de seis factores relacionados entre sí para ambas medidas. El orden de extracción de factores fue idéntico tanto para la medida de P como para la de A y cada uno de ellos está compuesto por los mismos ítems en ambas medidas: El primer factor ha obtenido las saturaciones más altas en los ítems sobre seguridad con respecto al sueldo, el puesto de trabajo, el apoyo del supervisor y las expectativas de la organización; el segundo factor obtiene saturaciones elevadas en los ítems sobre autonomía; el tercero en los ítems sobre reconocimiento y prestigio obtenidos por el trabajo realizado; el cuarto en los ítems sobre sensación de logro y perspectivas de promoción; el quinto, en los ítems sobre la relación entre los miembros de la organización; y el sexto y último en los referentes a la confortabilidad en la

realización de tareas en el trabajo. Estos resultados se asemejan a los de 'la teoría del ajuste laboral' (véase matrices factoriales para P y A en Dawis y Lofquist, 1984; p. 82-84). En cuanto a la bondad de ajuste del modelo ha resultado adecuada ya que los valores del estadístico χ^2 están próximos a los grados de libertad (g.l.=30) y no son significativos ($p=.14$ para la medida de P y $p=.20$ para la de A); sin embargo algunos factores han obtenido altas correlaciones entre sí y están representados por muy pocos ítems por lo que los resultados son inestables y han de interpretarse con precaución.

Los resultados de los análisis factoriales de tipo confirmatorio (AFCs) para contrastar la hipótesis del modelo de seis factores de la T.A.L. tanto por el método de estimación ML como WLS y los índices de bondad de ajuste para la medida de P y de A se presentan en las tablas 4 y 5. La solución obtenida para los ítems de P convergió tras un proceso de 13 iteraciones, y la de A tras un proceso de 12 iteraciones. No se obtuvieron matrices Λ con filas que únicamente presentaran ceros, matrices Φ y Ψ no positivamente definidas, ni casos Heywood en ninguno de los dos AFCs, por lo que parece que la solución factorial está bien definida en ambas medidas.

En cuanto a los índices de bondad de ajuste, como puede observarse en la tabla 5, el estadístico χ^2 es alto y significativo ($p<.005$) por ambos métodos de estimación y en ambas medidas, por lo que el modelo no representa adecuadamente la variabilidad de los datos. En cuanto a los restantes índices, el cociente χ^2/df obtiene valores en torno a 3, que no superan el criterio de Carmines y McIver (1981) pero sí el de Wheaton et al. (1977) por lo que el modelo presenta un ajuste discreto a los datos. El índice χ^2/df también indica la parsimonia del modelo que ha resultado moderada o discreta. Los índices GFI y AGFI presentan valores superiores a .90 y los índices RMR y RMRS están próximos a .05, lo que indica que no existen diferencias importantes entre la matriz de varianzas y covarianzas de los datos y la reproducida por el modelo. El índice CN indica que la muestra debería tener en torno a 219 sujetos en la medida de P y 233 en la de A para aceptar el modelo. Según Hoelter (1983) valores superiores a 200 indican que las diferencias entre el modelo planteado y los datos no son relevantes. Los índices NFI y NNFI están próximos a .90, criterio comúnmente aceptado como indicativo de bondad de ajuste para los datos observados. En cuanto a la parsimonia del modelo, los índices PGFI y PNFI se encuentran próximos al valor .60. Del estudio de los parámetros individuales para cada medida se desprende que el método de estimación ML y WLS ofrecen resultados similares. Todos los parámetros son positivos, su magnitud es media

o alta y son significativos ($p < .05$). Por último, los residuos estandarizados para la medida de P oscilan entre -5.83 y 5.92, estando el valor promedio en -.55. En total, solamente 22 residuos obtuvieron valores absolutos mayores que 3 (criterio de Byrne, 1989), siendo 17 negativos y 5 positivos. En cuanto a la medida de A los residuos estandarizados oscilan entre -6.94 y 6.27, estando el valor de la media en -1.06 (solamente 26 residuos obtuvieron valores absolutos mayores que 3, siendo 25 negativos y 1 positivo). Se han encontrado más residuos en la medida de A que en la de P , por lo que parece que la matriz de covarianzas estimada está más cercana a la observada en P que en A .

En síntesis, los resultados de los análisis confirmatorios muestran un ajuste discreto del modelo de seis factores de la T.A.L. para esta muestra de sujetos tanto en la medida de P como en la de A . Ello puede deberse a los pocos ítems que constituyen determinados factores y a que algunos factores están relacionados entre sí. Sin embargo, el apoyo teórico y empírico que ha recibido esta teoría en la investigación anterior también puede considerarse como otro indicador de bondad de ajuste del modelo (véase Reise, et al., 1993).

Aunque tanto los análisis exploratorios como confirmatorios hayan ofrecido soluciones aparentemente similares para los ítems de la medida de P y de A , antes de concluir sobre dicha similaridad ha de someterse a contrastación empírica. Los resultados sobre la hipótesis de invarianza factorial o similaridad entre la matriz Σ en P y en A aparecen en la tabla 5. Como puede observarse, al contrastar la hipótesis $H_0: \Sigma^{(P)} = \Sigma^{(A)}$ el valor del estadístico χ^2 sufre un cambio significativo (de 24.31 $p < .005$ con respecto al valor obtenido en P , y de 15.58 $p < .005$ con respecto al de A) pero sigue siendo muy superior a los grados de libertad por lo que no puede mantenerse la hipótesis sobre invarianza factorial global. En cuanto a los índices de bondad de ajuste de tipo práctico, sus valores apenas se han modificado y resultan aceptables. Sin embargo, globalmente no puede hablarse de una similaridad estadística entre los patrones de covarianza encontrados para P y A , por lo que los ítems en cada una de las medidas no se relacionan de la misma forma con cada uno de los factores. Los resultados en cuanto a la similaridad entre cada uno de los pares de factores en P y A aparecen en la tabla 6. Los índices de invarianza entre pares de factores se calcularon a partir de las saturaciones factoriales obtenidas tanto a partir del método de estimación ML como del método WLS.

Tabla 4. Resultados de los análisis factoriales confirmatorios para la medida de P y la de A

	Medida de P		Medida de A			Medida de P		Medida de A	
	ML	WLS	ML	WLS		ML	WLS	ML	WLS
$\lambda_{1,1}$ (δ_1)	.62 (.47)*	.65* (.40)	.65 (.32)	.77* (.41)	$\phi_{2,1}$.48*	.64*	.86*	.86*
$\lambda_{2,1}$ (δ_2)	.63 (.48)*	.65* (.43)	.53 (.37)*	.58* (.36)	$\phi_{3,1}$.52*	.47*	.81*	.81*
$\lambda_{3,1}$ (δ_3)	.59 (.38)*	.64* (.39)	.77 (.32)*	.72* (.28)	$\phi_{4,1}$.99	.88	.84	.86
$\lambda_{4,1}$ (δ_4)	.57 (.41)*	.64* (.39)	.68 (.33)*	.70* (.30)	$\phi_{5,1}$.98*	.86	.99	.99
$\lambda_{5,2}$ (δ_5)	.63 (.30)*	.69* (.33)	.75 (.31)*	.75* (.24)	$\phi_{6,1}$.48*	.43*	.88*	.91*
$\lambda_{6,2}$ (δ_6)	.64 (.29)*	.80* (.26)	.87 (.28)*	.86* (.26)	$\phi_{3,2}$.40*	.35*	.68*	.76*
$\lambda_{7,2}$ (δ_7)	.62 (.26)*	.77* (.28)	.81 (.34)*	.82* (.33)	$\phi_{4,2}$.57	.58	.59	.67
$\lambda_{8,3}$ (δ_8)	.57 (.39)*	.69* (.36)	.80 (.37)*	.75* (.34)	$\phi_{5,2}$.77*	.74*	.90*	.86*
$\lambda_{9,3}$ (δ_9)	.69 (.34)*	.74* (.35)	.73 (.39)*	.69* (.32)	$\phi_{6,2}$.39*	.42*	.77*	.81*
$\lambda_{10,4}$ (δ_{10})	.49 (.42)*	.49* (.45)	.55 (.48)*	.58* (.46)	$\phi_{4,3}$.66	.54	.74	.75
$\lambda_{11,4}$ (δ_{11})	.52 (.41)*	.60* (.44)	.73 (.46)*	.68* (.44)	$\phi_{5,3}$.60	.49	.85	.79
$\lambda_{12,4}$ (δ_{12})	.59 (.33)*	.61* (.37)	.70 (.48)*	.70* (.42)	$\phi_{6,3}$.41*	.54*	.84*	.74*
$\lambda_{13,5}$ (δ_{13})	.74 (.34)*	.79* (.33)	.84 (.29)*	.84* (.29)	$\phi_{5,4}$.97	.74	.95	.85
$\lambda_{14,6}$ (δ_{14})	.73 (.32)*	.75* (.35)	.85 (.36)*	.79* (.38)	$\phi_{6,4}$.74	.50	.61	.74
$\lambda_{15,6}$ (δ_{15})	.74 (.40)*	.83* (.34)	.79 (.17)*	.90* (.19)	$\phi_{6,5}$.65*	.56*	.97*	.89*

Nota: Se han tomado las soluciones estandarizadas para los parámetros de medida y las no estandarizadas para los estructurales y residuos.
* $p < .05$ ** $p < .01$ (prueba de significación t)

Tabla 5. Índices de bondad de ajuste del modelo de seis factores en P y A

	medida de P		medida de A		Invarianza factorial ($H_0: \Lambda_X^{(P)} = \Lambda_X^{(A)}$)
	ML	WLS	ML	WLS	
χ^2_{75}	281.80	273.67	246.35	233.78	249.36
p	< .005	< .005	< .005	< .005	< .005
χ^2/df	3.75	3.64	3.28	3.12	3.06
GFI	.93	.95	.93	.97	.96
AGFI	.90	.92	.91	.95	.94
RMR	.03	.06	.05	.05	.06
RMRS	.05	.06	.04	.05	.06
CN	203.78	218.72	204.51	233.12	227.23
NFI	.89	.90	.91	.91	.91
NNFI	.87	.89	.90	.90	.90
PGFI	.58	.60	.58	.61	-
PNFI	.58	.58	.60	.60	-

Nota: GFI (Goodness of fit index); AGFI (Adjusted goodness of fit index); RMR (Root mean squared residual); RMRS (Standardized root mean squared residual); CN (Critical N); NFI (Normed fit index); NNFI (Non-normed fit index); PGFI (Parsimonious goodness of fit index); PNFI (Parsimonious normed fit index); y H_0 : (Hipótesis sobre invarianza factorial)

Tabla 6. Resultados de los índices de comparación entre pares de factores

Coeficiente	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F1	F2	F3	F4	F5	F6
	con método de estimación ML						con método de estimación WLS					
s_{12}	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**	1.00**
r_{12}	.90	.92	.96	.94	.94	.95	.91	.93	.98	.95	.95	.97
C_{12}	.95	.97	.99	.98	.97	.96	.97	.99	.99	.99	.99	.99
RMS_{12}	.16	.09	.19	.17	.13	.26	.14	.05	.18	.17	.14	.25

** $p < .01$ (nivel de significación del coeficiente s_{12} , Cattell, et al., 1969).

Como se observa, en líneas generales los valores de los coeficientes superan los criterios de similaridad prefijados. Los valores obtenidos para el coeficiente de saliencia (s_{12}), el coeficiente de correlación de Pearson (r_{12}) y el coeficiente C han resultado superiores a .80 por lo que los seis factores son equivalentes en la medida de P y en la de A . En cuanto al índice RMS, obtiene resultados también apropiados al criterio de similaridad ($<.20$) para todos los factores excepto para el sexto ('el confort'). En síntesis, aunque los resultados no ofrezcan evidencia empírica para afirmar que las soluciones factoriales de P y A sean commensurables a nivel global, en líneas generales los resultados sobre los índices de similaridad entre pares de factores sí ofrecen apoyo sobre la equivalencia en la medida de P y de A para cada uno de los factores.

DISCUSION Y CONCLUSION

En este artículo hemos revisado el concepto de análisis de la commensurabilidad desde el enfoque de los modelos de *ajuste persona-ambiente* (o *ajuste P-A*) y los problemas metodológicos derivados de sus criterios de evaluación: la commensurabilidad de conceptos, de unidades de medida y de estructura (Rounds, et al., 1987). Nos hemos centrado específicamente en el criterio de estructura ya que ha sido el más evaluado en las investigaciones empíricas, no habiéndose ofrecido métodos directos de estudio para los dos restantes criterios. La idea básica que se ha pretendido enfatizar en este artículo se refiere a la falta de rigor metodológico en la evaluación de la equivalencia o similaridad entre dos soluciones factoriales. Los estudios determinan dicha similaridad a partir de la comparación entre los resultados de análisis factoriales exploratorios separados para los ítems de la medida de P y la de A pero realizan dicha comparación muy laxamente, sin emplear criterios de invarianza factorial. En este artículo hemos evaluado el criterio de

conmensurabilidad de estructura en una medida de *ajuste P-A* basada en ‘la teoría del ajuste laboral’ de Dawis y Lofquist (1984) a partir de análisis factoriales separados para la medida de *P* y de *A* tanto de tipo exploratorios como confirmatorios con una muestra de 591 sujetos de diferentes organizaciones españolas, y hemos realizado la comparación de ambas soluciones factoriales empleando métodos de invarianza factorial para la solución global y para cada uno de los factores considerado por separado. Los resultados de los análisis exploratorios han mostrado que las soluciones factoriales reflejan seis factores tanto para la medida de *P* como para la de *A* y los de los análisis confirmatorios que existe un ajuste moderado del modelo de seis factores para los ítems de ambas medidas. Sin embargo, los criterios de invarianza factorial no han ofrecido apoyo sobre la similaridad estadística entre los patrones de covarianza encontrados en *P* y en *A*, aunque sí para la conmensurabilidad de estructura en cada uno de los factores considerado separadamente. Estos resultados sugieren que el criterio de conmensurabilidad de estructura no puede determinarse solamente a partir del examen de las matrices resultantes de análisis factoriales exploratorios sino que precisa criterios más rigurosos para su evaluación, los cuales pueden incluso llegar a modificar las conclusiones respecto a su cumplimiento.

El estudio presentado aquí ha ofrecido apoyo a la idea de emplear métodos de invarianza factorial para evaluar el criterio de la conmensurabilidad de estructura con mayor rigor metodológico, aunque también presenta diversas limitaciones las cuales a su vez ponen de manifiesto otros problemas en el concepto del análisis de la conmensurabilidad. Una de las limitaciones se refiere al tipo de medidas de *P* y *A* que se han empleado aquí, las cuales solamente recogen el punto de vista de la persona a través de valoraciones de tipo auto-informe y esto ha podido crear efectos de deseabilidad social. Asimismo, ambas medidas se suministran sin supervisión directa por parte del encuestador y en el mismo momento temporal, por lo que ha podido ocurrir que se encuentren contaminadas. Esto conecta con la idea de cuán similares han de ser las medidas de *P* y de *A* para que se considere que son conmensurables y a qué obedece esta similaridad. Este aspecto no ha sido sometido a investigación, de ahí que algunos autores (p.e. Caplan, 1987) hayan planteado que la similaridad entre *P* y *A* pueda deberse a artefactos y no a la equivalencia entre conceptos teóricos. En este sentido, sería interesante llevar a cabo una investigación sobre el análisis de la conmensurabilidad de estructura de la medida de *ajuste P-A* presentada aquí pero utilizando diferentes muestras de sujetos y presentando las medidas de sus componentes en diferentes momentos temporales.

En suma, en este artículo se ha enfatizado la idea de que aunque los investigadores que adoptan el enfoque del *ajuste persona-ambiente* hayan

concedido tanta importancia al condicionante de la conmensurabilidad, el hecho de que los estudios empíricos no dediquen un apartado demasiado extenso para su análisis, pone de manifiesto que este concepto necesita mayor consideración y sobre todo el desarrollo de métodos directos para su estudio. En este artículo hemos criticado los métodos empleados para el estudio del criterio de la conmensurabilidad de estructura y propuesto métodos más rigurosos para su evaluación. Los criterios de conmensurabilidad de conceptos y unidades de medida también deberían recibir mayor consideración en la investigación futura y propuestas formales sobre métodos directos para su estudio. En este sentido, la conmensurabilidad de conceptos podría mejorarse si se estudiara la validez de contenido de los ítems tanto en la medida de *P* como en la de *A* a partir de diferentes muestras de sujetos; y la conmensurabilidad de unidades de medida podría mejorarse a partir de métodos de escalamiento y también mediante la aplicación de modelos politómicos (Masters, 1982; Samejima, 1972).

ABSTRACT

The commensurability analysis is a person-environment fit measure:

An empirical study The main methodological concern of any research based on a person-environment (P-E) fit approach is on the operationalization of the fit, which imposes some requirements that are rarely empirically demonstrated. One of the most discussed is the assessment of the P and E components along commensurate dimensions. This article reviews what we know about the commensurability concept and the ways in which it has been examined and presents an organizational P-E fit measure based on 'the theory of work adjustment' by Dawis and Lofquist (1984). One empirical study examines the commensurability on the P and E measures in a sample of 591 subjects from different Spanish organizations. Both exploratory and confirmatory factor analyses supported that the P and E components are measured along commensurate dimensions but measurement invariance criteria only gave moderately support to this similarity. Even if the commensurability has been considered as a matter of concern, it is discussed that this concept remains unclear and needs a more rigorous evaluation approach.

Key Words Commensurability, person-environment (P-E) fit measurement, theory of work adjustment (TWA), confirmatory factor analysis (CFA), approaches to measurement invariance.

REFERENCIAS

- Barret, P. (1986). Factor comparison: An examination of three methods. *Personality and Individual differences*, 7, 327-340.
- Bentler, P.M. y Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bollen, K.A. y Long, J.S. (1993). *Testing structural equation models*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Borgen, F.H., Weiss, D.J., Tinsley, H.E.A., Dawis, R.V. y Lofquist, L.H. (1968). The measurement of occupational reinforcer patterns. *Minnesota studies in Vocational Rehabilitation*, 25.
- Bretz, R.D. y Judge, T. (1994). Person-organization fit and the theory of the work adjustment: implications for satisfaction, tenure and career success. *Journal of Vocational Behavior*, 44, 32-54.
- Browne, M. W. (1984). Asymptotically distribution-free methods in the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62-83.
- Burt, C. (1949). Factor analysis and canonical correlations. *British Journal of Statistical Psychology*, 1, 95-106.
- Byrne, B. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.
- Caplan, R.D. (1987). Person-environment theory and organizations: commensurate dimensions, time perspectives and mechanisms. *Journal of Vocational Behavior*, 31, 248-267.
- 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.
- Cattell, R.B., Bolcar, K.R., Horn, J.L. y Nesselroade, J.R. (1969). Factor matching procedures: an improvement of the s index; with tables. *Educational and Psychological Measurement*, 29, 781-792.
- Dawis, R.V. y Lofquist, L.H. (1984). *A psychological theory of work adjustment*. University of Minnesota Press. Minneapolis.
- Edwards, J.R. (1991). Person-job fit: A conceptual integration, literature review and methodological critique. En Cooper, C.L. y Robertson, I.T. (eds.). *International Review of Industrial and Organizational Psychology*, 6, 283-357.
- Edwards, J.R. (1994). The study of congruence in organizational behavior research: critique and a proposed alternative. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 58, 51-100.
- Edwards, J.R. y Parry, M.E. (1993). On the use of polynomial regression equations as an alternative to difference scores in organizational research. *Academy of Management Journal*, 36, 1577-1613.
- Endler, N.S., y Magnuson, D. (1976). *Interactional Psychology and personality*. New York: Hemisphere.

- French, J.R.P. Jr., Rogers, W. y Cobb, S. (1974). Adjustment as person-environment fit. En Coelho, G.V., Hamburg, D.A., Adams, J.E. (eds.), *Coping and adaptation* (p. 316-333). New York: Basic books.
- Furnham, A. y Schaeffer, R. (1984). Person-environment fit, job satisfaction and mental health. *Journal of Occupational Psychology*, 57, 295-307.
- Gay, E.G., Weiss, D.J., Hendel, D.D., Dawis, R.V. y Lofquist, L.H. (1971). Manual for the Minnesota Importance questionnaire. *Minnesota Studies in Vocational Rehabilitation*, 28.
- Gerbing, D.W. y Hamilton, J.G. (1996). Viability of exploratory factor analysis as a precursor to confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling*, 3, 2-72.
- Hesketh, B. McLachlan, K. y Gardner, D. (1992). Work adjustment theory: an empirical test using a fuzzy rating scale. *Journal of Vocational Behavior*, 40, 318-337.
- Hoelter, J.W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness of fit indices. *Sociological methods & Research*, 11, 325-344.
- Holland, J.L. (1985). *Making Vocational Choices* (2nd ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Hontangas, P.M. (1994). *Estudio de la congruencia de habilidades persona-puesto: Aplicación de dos métodos alternativos*. Tesis Doctoral (Mimeo). Universidad de Valencia.
- James, L.R., Mulaik, S.A. y Brett, J. (1982). *Causal analysis: models, assumptions and data*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Jöreskog, K.G. (1971). Simultaneous factor analysis in several populations. *Psychometrika*, 36, 409-426.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Kulka, R.A. (1979). Interaction as person-environment fit. *New Directions for Methodology of Behavioral Science*, 2, 55-71.
- Levine, M.S. (1977). *Canonical correlation analysis and factor comparison techniques*. Sage, Beverly Hills.
- Marsh, H.W., Balla, J.R. y McDonald, R.P. (1988). Goodness of fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391-410.
- Masters, G.N. (1982). A rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika*, 47, 149-174.
- McCallum, R.C. y Tucker, L.R. (1991). Representing sources of error in the common factor model: Implications for theory and practice. *Psychological Bulletin*, 109, 501-511.
- Mount, M. y Muchinsky, P. (1978). Person-environment congruence and employee job satisfaction: a test of Holland's theory. *Journal of Vocational Behavior*, 13, 84-100.
- Mulaik, S.A., James, L.R., Van Alstine, J., Bennett, N.; Lind, S. y Stilwell, C.D. (1989). Evaluation of goodness of fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin*, 105, 430-445.
- Muthen, B. (1984). A general structural equation model with dichotomous ordered categorical and continuous latent variables indicators. *Psychometrika*, 49, 115-132.
- O'Reilly, C.A. III., Chatman, J. y Caldwell, D.F. (1991). People and organizational culture: a profile comparison approach to assessing person-organization fit. *Academy of Management Journal*, 34, 487-516.

- Pervin, L.A. (1968). Performance and satisfaction as a function of individual-environment fit. *Psychological Bulletin*, 69, 56-68.
- Pervin, L.A. y Lewis, M. (1978). *Perspectives in interactional psychology*. New York: Plenum.
- Reise, S.P., Widaman, K.F. y Pugh, R.H. (1993). Confirmatory factor analysis and item response theory: two approaches for exploring measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 114, 552-566.
- Rounds, J.B., Dawis, R.V. y Lofquist, L.H. (1987). Measurement of person-environment fit and prediction of satisfaction in the theory of work adjustment. *Journal of Vocational Behavior*, 31, 297-318.
- Rovinelli, R.J. y Hambleton, R.K. (1977). On the use of content specialists in the assessment of criterion-referenced tests item validity. *Dutch Journal of Educational Research*, 2, 49-60.
- Samejima, F. (1972). A general model for free response data. *Psychometric Monograph*, 18.
- Satorra, A. (1990). Robustness issues in structural equation modeling: A review of recent developments. *Quality and Quantity*, 24, 367-386.
- Tucker, L.R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies*. Personnel Research Section Report. Department of the Army, Washington.
- Tucker, L.R. y Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 35, 417-437.
- 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.
- Ximénez, M.C. (1998). *El ajuste de la persona a la organización: Revisión, planteamiento de una medida y de un estudio empírico en una muestra española*. Tesis doctoral (Teseo). Universidad Autónoma de Madrid.

APÉNDICE 1: Cuestionario sobre ajuste persona-ambiente

A continuación se presenta un listado de 15 aspectos del trabajo que pueden caracterizar tanto lo que las personas buscamos en una organización como lo que las organizaciones fomentan en sus empleados. La tarea que te pedimos es que examines cada uno de ellos y respondas a lo siguiente:

- 1°. Contesta en la Columna Derecha dando tu opinión sobre si cada uno de estos aspectos **ES IMPORTANTE O NO para TI**.
- 2°. Vuelve al principio y Contesta en la Columna Izquierda si crees que cada uno de esos mismos aspectos **ES IMPORTANTE o NO para la ORGANIZACIÓN** en que **ACTUALMENTE TRABAJAS**

Para contestar dispones de cinco opciones de respuesta (en forma numérica), siendo:

Nada importante **Poco importante** **Valor medio** **Bastante importante** **Muy importante**
 1 2 3 4 5

En definitiva, tu tarea es pensar cuanta importancia otorgas a cada uno de estos valores (columna derecha) y cuanta crees que tu organización otorga a los mismos (columna izda.). Contesta ambas cuestiones por separado, rodeando con un círculo el número que mejor refleje tu opinión. Si te equivocas, tacha y marca tu respuesta de nuevo.

...EMPIEZA POR AQUÍ

Para mi ORGANIZACIÓN es importante que...		PARA MÍ es importante que...
Nada Poco Medio Bastante Mucho		Nada Poco Medio Bastante Mucho
1 2 3 4 5		1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Yo obtenga un sueldo competitivo.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Tenga un puesto de trabajo estable.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Mi supervisor me apoye.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Tenga claro lo que se espera de mí.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Pueda tomar decisiones por mi cuenta.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Pueda aportar y poner en práctica mis ideas.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Pueda planificar mi trabajo.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Tenga amistad con mis compañeros de trabajo.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Pueda ayudar a los demás.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Pueda estar ocupado/a todo el tiempo.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Pueda cambiar de tarea con frecuencia.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Cumpla con mis objetivos.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Tenga oportunidades claras de promoción.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Se reconozca públicamente mi trabajo.....	1 2 3 4 5
1 2 3 4 5	...Me "sienta importante" en mi grupo de trabajo.....	1 2 3 4 5

...CONTINÚA EN LA COLUMNA IZQUIERDA

APÉNDICE 2: Matriz de correlaciones entre los ítems de P y A

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1	.12	.39**	.42**	.44**	.22**	.18*	.22**	.17	.16	.11**	.16	.26**	.36**	.25**	.27**
2	.45**	.08	.16*	.17*	.15	.21*	.18*	.14**	.15	.14**	.20*	.05	.23**	.19*	.29*
3	.43**	.33**	.21*	.35**	.10	.15**	.14**	.20*	.15	.20*	.12	.15	.25**	.18*	.32**
4	.52**	.43**	.53**	.12	.16	.29**	.27**	.18*	.14	.16	.24**	.19*	.25**	.19*	.23**
5	.25**	.29**	.45**	.35**	.15	.48**	.54**	.13	.17	.08	.11	.32**	.17*	.15	.19*
6	.33**	.35**	.57**	.56**	.61**	.22*	.50**	.19*	.23*	.11	.15	.35**	.15	.19*	.22*
7	.26**	.36**	.36**	.45**	.43**	.63**	.10	.17	.24**	.13	.09	.29**	.22*	.14	.12
8	.28**	.28**	.37**	.35**	.34**	.30**	.41**	.23**	.50**	.08	.14	.12	.18*	.17*	.20**
9	.18*	.25**	.36**	.31**	.31**	.35**	.36**	.49**	.28**	.17*	.12	.25**	.10	.24**	.19*
10	.14	.24**	.27**	.36**	.15	.16*	.22**	.16*	.24**	.16*	.39**	.18*	.12	.17*	.16*
11	.19*	.16*	.27**	.34**	.25**	.24**	.27**	.20**	.24**	.37**	.10	.15	.17*	.13	.18*
12	.23**	.13	.36**	.37**	.36**	.36**	.36**	.20**	.29**	.30**	.27**	.00	.49**	.16	.17*
13	.28**	.34**	.36**	.31**	.34**	.31**	.37**	.36**	.38**	.24**	.37**	.53**	.03	.29**	.24**
14	.33**	.36**	.35**	.39**	.37**	.29**	.32**	.36**	.33**	.16**	.28**	.31**	.42**	.18*	.57**
15	.32**	.37**	.42**	.35**	.41**	.37**	.39**	.34**	.38**	.22**	.36**	.32**	.40**	.66**	.22*

Nota: En la diagonal y en negrita: correlaciones entre ítems de las medidas de P y de A
 Por encima de la diagonal: correlaciones entre los ítems para la medida de P
 Por debajo de la diagonal: correlaciones entre los ítems para la medida de A
 * p < .05 ** p < .01

(Revisión aceptada: 5/11/98)