

# Propiedades psicométricas del Cuestionario de Condiciones de Trabajo (qCT) en una muestra multiocupacional venezolana

Psychometric properties of the Questionnaire of Working Conditions (qCT) in a Multi-occupational Venezuelan Sample

Anthony Millán<sup>1</sup>, Nicolina Calvanese<sup>2</sup> y María Eugenia D'Aubeterre<sup>3</sup>

<sup>1</sup>Universidad Metropolitana, <sup>2</sup>Universidad Simón Bolívar, Venezuela.

Forma de citar: Millán, A., Calvanese, N. & D'Aubeterre, M.E. (2013). Propiedades psicométricas del Cuestionario de Condiciones de Trabajo (qCT) en una muestra multiocupacional venezolana. *Revista CES Psicología*, 6 (2), 28-52.

---

## Resumen

En el presente estudio se determinó la validez de constructo y las propiedades psicométricas del Cuestionario de Condiciones de Trabajo (qCT), de Blanch, Sahagún y Cervantes (2010), en una muestra multiocupacional venezolana, que evalúa los componentes psicosociales del entorno laboral que afectan salud y rendimiento, siguiendo el método de dos pasos de Anderson y Gerbing (1988) y Boomsma (2000). Se determinaron tres modelos factoriales posibles (paso 1); se depuraron estadísticamente hasta obtener un modelo final (paso 2), que coincidió con el modelo teórico original. Adicionalmente se verificó la validez de criterio convergente del qCT con un indicador de bienestar psicológico general, encontrando que el modelo con mayor correlación con este indicador coincide con aquel de mejor ajuste obtenido en el paso 2. Se sugiere la estandarización de ítems, mediante la reducción de amplitud de respuesta en la escala Likert y el cálculo del puntaje en los factores por medio del método ponderado.

Palabras claves: Condiciones de Trabajo, Propiedades Psicométricas, Validez de Constructo, Validez de Criterio.

---

<sup>1</sup> Docente Asociado, Departamento de Ciencias del Comportamiento - Escuela de Psicología, Universidad Metropolitana (UNIMET), Venezuela. Doctorando en Ciencias Sociales y Humanidades de la Universidad Simón Bolívar. [anmillan@unimet.edu.ve](mailto:anmillan@unimet.edu.ve)

<sup>2</sup> Docente Asociado, Departamento de Ciencias y Tecnologías del Comportamiento de la Universidad Simón Bolívar. Jefe del Departamento de Ciencias y Tecnologías del Comportamiento de la Universidad Simón Bolívar. Doctoranda en Psicología Clínica y Salud de la Universidad de La Laguna; Tenerife, España. [depetrissimone@gmail.com](mailto:depetrissimone@gmail.com)

<sup>3</sup> Docente Asociado, Departamento de Ciencias del Comportamiento - Escuela de Psicología, Universidad Metropolitana (UNIMET), Venezuela. [mdaubeterre@unimet.edu.ve](mailto:mdaubeterre@unimet.edu.ve)

## Abstract

This research work aimed to establish the number of factor models underlying the Working Conditions Questionnaire (Blanch, Sahagún and Cervantes, 2010) that assesses the psychosocial components of the environment at work place. Its methodological justification is focused on the accuracy of the instrument, to clarify psychosocial aspects of work that affect employees' health and performance; as well as to determine the psychometric properties of the instrument in the country. The 2-phase method of Anderson, Gerbing and Boomsma was used to solve the error of factorial indeterminacy Exploratory Factor Analysis, and evaluate level adjustment models. Finally, two factor models were determined viable, the theoretical model obtained the highest number of indicators in the confirmatory stage setting and a good relation with the psychological well-being indicator. It is suggested items standardization, calculating weighted score obtained from confirmed factors, and reducing the scale response.

Keywords: Working Conditions, Psychometric Properties, Psychometrics, Construct Validation, Validation Criteria, Test Validity.

## Introducción

A lo largo de su historia, la psicología ha centrado su atención en los aspectos negativos de los seres humanos y la sociedad en general (Seligman, 2002), y aunque se reconocen los importantes hallazgos realizados desde este enfoque, ciertamente su aproximación se ha enfocado en los diagnósticos de atención a los daños o consecuencias y a la identificación de factores de riesgo que generan deterioros en la salud. Este sesgo negativo también está presente en el ámbito organizacional y según lo plantean Bakker y Rodríguez-Muñoz (2012), "esta aproximación sesgada no puede proporcionar una comprensión completa de los mecanismos que conducen al bienestar y rendimiento óptimo (...)" (p. 62).

Desde la perspectiva de la Psicología Positiva se ha intentado adoptar un enfoque más amplio respecto a las potencialidades humanas, motivaciones y capacidades. La Psicología de la Salud Ocupacional Positiva (PSOP) es una vertiente de este nuevo enfoque, en el que investigadores y organizaciones están

interesados en conocer las causas de la salud en el trabajo y las posibles consecuencias asociadas. Lo relevante es que el foco de atención está en el lado positivo del trabajo y no se limita tan sólo a los aspectos negativos: los factores de riesgo o el síndrome de burnout, por ejemplo. En contraposición, se destaca la importancia de la medición y promoción de aquellos componentes de las condiciones de trabajo que hacen referencia a consecuencias positivas, como la satisfacción, el bienestar y las interacciones positivas en el ambiente laboral.

El enfoque centrado en la PSOP permite esclarecer cómo los contextos de trabajo afectan y se ven afectados por las relaciones, las emociones y los significados positivos (Bakker & Rodríguez-Muñoz, 2012). Adicionalmente, promueve la salud en el trabajo y examina cómo ciertos fenómenos positivos (contextos y recursos personales) se pueden utilizar para protegerse contra los riesgos laborales, complementando así el modelo negativo tradicional con un modelo de bienestar. Es por ello que, el estudio de las condiciones de trabajo no se remite solamente al entorno laboral, las características del

empleo y la organización del trabajo, sino, además, a determinados aspectos no salariales del mismo como la salud, la seguridad, el bienestar y la conciliación trabajo-vida. Las encuestas tradicionales se limitaron casi exclusivamente a la identificación de los riesgos físicos, pero progresivamente fueron incorporando ítems que captan la dimensión subjetiva y psicosocial de la experiencia laboral y el grado de satisfacción y bienestar subjetivo, lo que ha permitido la superación de estos sesgos y limitaciones (Blanch, Sahagún & Cervantes, 2010).

En este sentido, estos mismos autores exponen la estructura y las propiedades psicométricas del Cuestionario de Condiciones de Trabajo (qCT), diseñado por ellos como herramienta para evaluar componentes centrales de la dimensión psicosocial, percibida y subjetiva de las condiciones de trabajo en organizaciones de servicio a personas; "su contenido incluye aspectos de tales condiciones, que en función de su presencia e intensidad, pueden funcionar como factores protectores y promotores de salud, o por el contrario, como factores de riesgo psicosocial" (p.178). Según este modelo, las condiciones de trabajo se configuran en torno a una triple relación de la organización con el método, el entorno y la persona.

Éstos autores conceptualizan las condiciones de trabajo a partir de la Ley española 31/1995 de Prevención de Riesgos Laborales, entendidas como "cualquier característica del mismo que pueda tener una influencia significativa en la generación de riesgos para la salud y la seguridad del trabajador" (Blanch et al., 2010, p. 176). Vale decir que esta definición resulta congruente con la legislación venezolana, contemplada en el Artículo 1 de la Ley Orgánica de Prevención, Condiciones y

Medio Ambiente de Trabajo -LOPCYMAT- (2005) como aquellas condiciones de seguridad, salud y bienestar en un ambiente de trabajo adecuado y propicio para el ejercicio pleno de sus facultades físicas y mentales, mediante la promoción del trabajo seguro y saludable, la prevención de los accidentes de trabajo y las enfermedades ocupacionales, la reparación integral del daño sufrido y la promoción e incentivo al desarrollo de programas para la recreación, utilización del tiempo libre, descanso y turismo social.

De acuerdo con el modelo teórico original del qCT (Blanch et al., 2010, p. 179), éste presenta seis escalas a saber: Regulación (Escala 1.1), Desarrollo (Escala 1.2), Organización y Entorno Material (Escala 2.1), Organización y Entorno Social (Escala 2.2), Ajuste Organización-Persona (Escala 3.1) y Adaptación Persona - Organización (Escala 3.2); las cuales se agrupan a su vez en tres categorías a saber: Organización y Método (Escalas 1.1. y 1.2), Organización y Entorno (Escalas 2.1 y 2.2) y Organización y Persona (Escalas 3.1. y 3.2). Finalmente éstas tres categorías se agrupan en una sola dimensión denominada (Condiciones de Trabajo).

Si bien ésta distribución presenta una alta fiabilidad (ya que los coeficientes de consistencia interna para todos ellos oscilan entre un  $\alpha$  de 0.83 y 0.97 puntos), también es cierto que técnicamente de ésta estructura sólo se validó la presencia de las primeras seis dimensiones, pues se utilizó para ello el análisis factorial exploratorio (AFE), el cual puede verificar estructuras de un solo nivel de agrupación, en éste caso 44 ítems en 6 factores denominados de primer nivel por ser la primera agrupación de elementos a considerar desde la teoría. Para evaluar las subsecuentes agrupaciones de éstos 6 factores en otros tres, denominados de segundo nivel por ser la

segunda agrupación de elementos y nuevamente la agrupación de éstos últimos 3 a un último factor de agrupación denominado de tercer nivel por ser la tercera agrupación de elementos, se debió utilizar adicionalmente el análisis factorial confirmatorio (AFC), técnica estadística que permite evaluar la agrupación de elementos (ítems y factores), en diferentes niveles de agrupación entre sí. Por otro lado, fenomenológicamente parece incongruente la utilización de un único factor de tercer nivel para agrupar todas las condiciones de trabajo (sean los 6 factores de primer nivel o los 3 factores de segundo nivel), puesto que semánticamente, el constructo de *Condiciones de Trabajo*, en sí mismo supone una naturaleza multidimensional, pues abarca múltiples situaciones o circunstancias de trabajo que afectan a la salud y el rendimiento de los trabajadores.

Adicional al aspecto técnico anterior, en Venezuela, para hacer uso de un material acreditado como de uso psicológico más allá de la investigación o de la docencia, se requiere que sus propiedades sean conocidas y estudiadas en el país, de acuerdo con el Artículo 91 del Código de Ética Profesional del Psicólogo en Venezuela -CEPP- (1981).

Teniendo en cuenta lo expuesto, el propósito fundamental del presente trabajo fue determinar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Condiciones de Trabajo (qCT), en una muestra multiocupacional venezolana, la cual posee características profesionales y geográficas distintas al estudio original de Blanch et al. (2010), quienes evaluaron específicamente a profesionales del ámbito hospitalario y bajo un enfoque de análisis estadístico que satisfaga la verificación técnica de la estructura teórica propuesto. Así mismo, se determinó la necesidad de proveer evidencia de la validez de criterio

del qCT, puesto que así lo especificaron sus autores originales, cuando señalaron: “la falta de evidencia empírica sobre validez discriminante del cuestionario y la necesidad de nuevos estudios confirmatorios en cuanto a su validez y fiabilidad en sectores profesionales distintos de los que han servido de base para la presente investigación” (Blanch et al., 2010, p. 182). Conforme a lo anterior, se abordó éste aspecto a partir de la verificación de su correlación con un indicador de bienestar psicológico general, el cual debía estar previamente validado en el país, ser aplicable a muestras multiocupacionales y ser coherente semánticamente con la noción de salud (en especial la psicológica), al cual se supone que la noción de condiciones de trabajo pretende predecir (en especial la que utiliza el qCT); de manera de evitar caer en lo que Cronbach & Meehl (1955) denominan como una tautología por asumir a la medida de criterio (en vez de verificarla) como una variable en sí misma como válida.

Para tal efecto, se contrastó primero la validez de constructo del qCT, siguiendo el método de dos pasos descrito por Anderson & Gerbing (1988) y por Boomsma (2000), el cual es coherente con los estándares internacionales que actualmente rigen el proceso de validación de test psicométricos (Prieto & Muñiz, 2000; Borsboom, 2006; Ponsoda, 2009), y su uso permite resolver el problema de los múltiples niveles de agrupación de ítems y factores, y minimizar el efecto de tres tipos de errores que suceden al momento de evaluar cualquier estructura factorial; a saber:

- El error de indeterminación factorial (Pérez-Gil, Chacón & Moreno, 2000; Morales, 2008; Hair, Anderson, Tatham & Black, 1999), que es propio del AFE, dado que supone la inexistencia de una

sola solución factorial, sino más bien la identificación en una misma corrida de múltiples modelos factoriales igualmente probables de ser ciertos, pues para su identificación se hace uso de diferentes criterios que son igualmente válidos entre sí; algunos de los cuales son: el criterio a priori o teórico, el de autovalor mayor o igual a 1, el de porcentaje de varianza explicada, o de caída en el gráfico de sedimentación.

- El error de capitalización del azar (Batista-Foguet, Coenders & Alonso, 2004), que sucede cuando se asume como estructura factorial explicativa a aquella obtenida en una sola muestra de estudio, sin que se realice previamente una validación cruzada en muestras con diferentes características o una simulación por métodos de remuestreo o *bootstrap*.
- El sesgo confirmatorio (Hair et al., 1999), el cual sucede cuando al momento de aplicar el AFC, sólo se realiza en un único modelo factorial, sin considerar la presencia de los modelos factoriales alternativos. A esta estrategia de análisis Hair et al. (1999) también la denominan *estrategia de análisis por medio de modelos alternativos o rivales*.

De hecho, tanto el error de indeterminación factorial como el sesgo confirmatorio tienen como fuente común el mismo tipo de tautología señalada por Cronbach & Meehl (1955) en cuanto a la validez de criterio, ya que el asumir desde la teoría una estructura factorial particular, de las múltiples opciones que pueden determinarse desde el AFE, por el simple hecho de ser ésta congruente con la estructura dimensional que establece su teoría de origen, hace que el razonamiento sea circular, pues no debe utilizarse la teoría como criterio legítimo para su validación (que es el objetivo último de la

validez de constructo); por ello, la importancia de la segunda fase del método de dos pasos de Anderson y Gerbing (1988), que también es descrito por Boomsma (2000), ya que éste hace que la estructura factorial a ser considerada como estadísticamente válida para explicar las respuestas obtenidas en un instrumento cualquiera, sea confirmada independiente de la teoría a la que éste pertenece, pues depende exclusivamente de la evidencia empírica recolectada y, por lo tanto, si luego de ello, ésta estructura llegase a coincidir con el planteamiento teórico considerado como hipotético de ésta, se tiene un proceso robusto que legitima su validez.

Luego de todo lo anterior, se analizó la validez de criterio convergente del qCT a partir de su correlación con el indicador de bienestar psicológico general de Sánchez-Cánovas (2007), ya que este último es conceptualmente coherente con la noción de salud de la OMS, en especial en lo que respecta a su aspecto psicológico; además es factible de ser aplicado en muestras multiocupacionales y había sido validado recientemente en el país por Millán & D'Aubeterre (2011). Finalmente, se puede señalar que el presente estudio se enmarcó dentro de la necesidad de investigación N° 343 en salud ocupacional, relativa al estudio de los aspectos sociales, culturales, psicológicos y genéticos asociados a la salud laboral, que emana del Ministerio del Poder Popular para Ciencia, Tecnología e Industrias Intermediarias de Venezuela - MCTI- (2011); puesto que la posibilidad de validar la estructura factorial de las diferentes condiciones de trabajo que mide el qCT y de encontrar muestras de su relación con el indicador general de salud psicológica en la muestra multiocupacional de trabajadores, representan evidencias cuantitativas que pueden ser considerados como aspectos psicosociales del trabajo

que afectan la salud y el rendimiento de los trabajadores en nuestro contexto nacional.

## Método

De acuerdo con Hurtado (2008), el presente estudio es de tipo proyectivo porque su objetivo es de naturaleza instrumental y busca determinar las propiedades psicométricas del qCT en una muestra distinta a la original. Este tipo de estudios aborda un problema de carácter metodológico al presentar evidencias empíricas suficientes que sustenten la utilización de metodologías o instrumentos de medición como encuestas, formularios o modelos matemáticos de cálculo, en un contexto de evaluación específico (Méndez, 1988).

Por su parte, Norenzayan y Heine (2005) señalan que este tipo de problema es de particular importancia en psicología, dado el gran desafío que representa la existencia de la diversidad cultural en los seres humanos; por lo tanto, el descubrimiento de constructos psicológicos que sean universalmente genuinos, implica la posibilidad que tiene esta disciplina para generalizar sus hallazgos a través de poblaciones que tienen diferentes ecologías, idiomas, sistemas de creencias y prácticas sociales. Por su parte, Abelson (1996), y Shavelson y Webb (1991) revelan la calidad instrumental del problema al señalar que se trata de un caso especial de la capacidad de generalización de los efectos estadísticos de los instrumentos de medida a través de distintos contextos, ítems y poblaciones. En este mismo sentido, Barbero, Vila y Holgado (2008) señalan que una técnica para abordar este problema es el uso del AFC, que a diferencia del AFE, puede predefinir la estructura teórica original de un

instrumento como uno de los modelos a ser contrastado en un estudio de validación, en diferentes grupos culturales, bajo la hipótesis de que esa estructura se reproducirá en todos ellos. Esta validación cruzada de la estructura factorial de un test específico en diferentes muestras, es lo que se denomina la reducción del error por capitalización del azar (Batista-Foguet, et al., 2004).

Por otro lado, dado el posible carácter explicativo de los factores sobre la respuestas obtenidas en los ítems ( $E \rightarrow O \rightarrow R$ ), también puede ubicarse como un estudio *ex post facto*, dado que el mismo se aborda con la limitación de manipulación de las variables consideradas como causales (Montero & León, 2007). El diseño de investigación es confirmatorio (Prieto & Muñiz, 2000) porque se sometió a prueba la estructura teórica de la validación original de Blanch et al. (2010), en una muestra profesional y geográfica diferente.

El proceso supuso luego de la aplicación del instrumento, la transcripción de datos, el análisis exploratorio de datos (AED), para detectar y corregir la presencia de datos imposibles y perdidos (Shaughnessy, Zechmeister & Zechmeister, 2007), el análisis de ítems y el análisis factorial de dos pasos (Anderson & Gerbin, 1988; Boomsma, 2000), que involucró en el paso 1, el uso del AFE para identificar las posibles estructuras factoriales subyacentes a la muestra de estudio, las cuales fueron calculadas con el PASW 18 (antiguo SPSS), a partir de la matriz de correlaciones inter-ítems, debido a la existencia de diferentes rangos de respuestas en 22 de los 44 ítems del qCT. Los criterios utilizados para identificar las diferentes estructuras factoriales posibles fueron: raíz latente (también conocido como de autovalor mayor o igual a 1), el porcentaje de la varianza explicada mayor al 60% y

finalmente, el criterio de contraste de caída. El paso 2, supuso el uso del AFC (calculado por medio del Lisrel 8.8), para determinar empíricamente cuál de todas las estructuras factoriales detectadas en el paso anterior, era la más verosímil como modelo explicativo de la diversidad de respuestas de los sujetos a los ítems del qCT, para lo cual se utilizaron los indicadores de ajuste absoluto, incremental y parsimonia (Hair, Anderson, Tatham & Black, 1999).

Finalmente, se analizó la validez de criterio del qCT al estimar el grado de relación existente entre cada uno de los modelos factoriales con un indicador del bienestar psicológico general en la muestra de trabajadores multiocupacionales, el cual es uno de los tres componentes de la salud (física, mental y social) establecido por la OMS en 1946 y porque así también lo describen las diferentes normativas en materia laboral de la República Bolivariana de Venezuela (Millán & D'Aubeterre, 2010).

### Participantes

La selección de los participantes de la investigación se realizó con apoyo logístico de los estudiantes de la asignatura de Psicometría I de la Escuela de Psicología de la Universidad Metropolitana (UNIMET), en Caracas; previo entrenamiento para su aplicación según los lineamientos y como parte del modelo de aprendizaje por proyectos que posee el Diseño Instruccional (DIUM) de dicha Universidad.

El muestreo utilizado fue de tipo incidental (Prieto & Muñiz, 2000), y balanceado en cuanto al sector económico en el que laboraban los participantes (público= 48.98%; privado = 51.02%;  $\chi^2 = 0.265$ ;  $p=0.606$ ) y el sexo (femenino= 48.14%; masculino = 51.86%;  $\chi^2 = 0.892$ ;  $p=0.345$ ), mediante la técnica de control por

apareamiento al momento de la selección (Arnau, 1979), para maximizar la heterogeneidad de la muestra y fortalecer el criterio de potencia estadística. Además, se contó con la presencia de más de 15 profesiones y cargos diferentes: personal estratégico (como gerentes y supervisores), profesionales libres (como psicólogos, médicos y abogados), personal administrativo, auxiliar y de apoyo, personal de seguridad, obreros y constructores, vendedores, comerciantes y otros.

En definitiva, la muestra quedó conformada por 646 trabajadores activos, teniendo presente la verificación de la calidad del tamaño de la muestra obtenida tanto por el criterio de significancia como por el de potencia estadística (Hair et al., 1999), así como la adecuación con los estándares internacionales descritos por Prieto y Muñiz (2000), los cuales suponen el uso de una muestra superior a los 500 sujetos para la validación de constructo. Todos los participantes son del Distrito Capital de Venezuela, cuya población para el año 2011, según datos oficiales del Instituto Nacional de Estadística de Venezuela -INE- (2012a), fue de 968785 trabajadores; 55.43% hombres y 44.57% mujeres; 72.76% del sector formal de empleo y el otro 27.24% en el sector informal; 26.44% labora para el sector público y 73.56% en el sector privado.

En términos descriptivos, la edad de la muestra osciló entre 17 y 74 años, con un promedio de 37.19 (Mediana de 35 años), una variación entorno al promedio de 31.35%, con una leve asimetría positiva ( $As=0.53$ ); lo cual supone que con respecto a la población de origen (INE, 2012b, p. 13), la edad mediana de la muestra es relativamente cercana (Mediana = 31 años). Sus ciclos vitales (Papalia & Olds, 1998), se agrupan en: 2.17% adolescentes, 61.30%

adultos jóvenes, 32.97% adultos medios y el 2.48% adultos tardíos.

En cuanto al nivel educativo, el 3.10% culminó educación básica o primaria, el 32.82% era bachiller, el 40.40% universitario y finalmente el 22.45% con algún estudio de postgrado (el 1.24% no reportó). En relación al estado civil, 50.15% solteros, 32.97% casados, 5.57% vive en concubinato, 9.13% divorciados y el restante 1.08% viudo(a) (1.08% no aportó información).

En referencia al nivel socioeconómico según la Escala Graffar de Estratificación Social (Seijas, 2003) descrita en el apartado siguiente, se obtuvo que 14.24% pertenece a la clase obrera, 27.40% a la clase media-baja, 46.59% a la clase media y 10.68% a la clase alta (1.08% no reportó). Según el tipo de contratación, 19.97% reportó contratación a tiempo determinado, 78.64% a tiempo indeterminado y el 1.39% no respondió. Finalmente, la distribución osciló entre 0.3 meses y 43 años de antigüedad en el trabajo, con un promedio de 8.71 años, un 101.64% de variabilidad y una asimetría marcadamente positiva ( $As = 1.47$ ). El 4.02% no suministró esta información.

### Instrumentos

*Escala Graffar de Estratificación Social.* El Método Graffar modificado para Venezuela por Méndez-Castellanos (1982) reporta un índice socioeconómico mediante el uso de puntajes asociados a variables como: profesión del jefe del hogar, nivel de instrucción de la madre, principal fuente de ingreso y condiciones de vivienda; el cual, según Seijas (2003), es utilizado por la Fundación Centro de Estudios Sobre Crecimiento y Desarrollo de la Población Venezolana (FUNDACREDESA). La clasificación determina cinco estratos a saber: Alto (Nivel I), Medio (Nivel II), Medio

Bajo (Nivel III), Obrero (Nivel IV) y Marginal (Nivel V), con un nivel de confiabilidad entre 0.62 y 0.75 puntos (Contasti, 1975; Laxage, Noguera & Méndez, 1986). También cuenta con estudios longitudinales que verifican su estabilidad dentro del área metropolitana de Caracas (López & Landaeta-Jiménez, 2003).

*Cuestionario de condiciones de trabajo.* El instrumento original, de acuerdo con Blanch et al. (2010), fue diseñado como una herramienta de evaluación de los componentes psicosociales del entorno laboral en organizaciones de servicio a personas, el cual se compone por seis subescalas a saber: 1. Ajuste Organización-Persona, 2. Desarrollo, 3. Adaptación Persona-Organización, 4. Organización y Entorno Social, 5. Organización y Entorno Material, 6. Regulación; las cuales se reconfiguran en una triple organización: 1. Organización y método (regulación y desarrollo); 2. Organización y Entorno (material y social); 3. Organización y persona (ajuste y adaptación O-P). La escala total obtuvo un  $\alpha=0.96$ , y sus puntuaciones pueden extenderse desde "1" (total desacuerdo) al "7" (total acuerdo) para las subescalas Ajuste Organización-Persona y Adaptación Persona-Organización, mientras que para el resto de las subescalas va desde "0" (valor pésimo) a "10" (valor óptimo).

*Escala de Bienestar Psicológico (EPB).* La segunda edición de la EPB, elaborada por Sánchez-Cánovas (2007) y validada para Venezuela por Millán & D'Aubeterre (2011), es un cuestionario de administración individual o colectiva que puede ser aplicable, tanto a adolescentes como a adultos de ambos sexos, entre 17 y 90 años de edad. La EPB permite hacer una estimación independiente de cada una de sus 4 subescalas a saber: bienestar subjetivo, material, laboral y de las



relaciones de pareja, sin embargo, a nivel de interpretación general siempre debe considerarse el uso de los indicadores de bienestar subjetivo y bienestar material. En el presente caso, además de lo anterior, se agregó el indicador de bienestar laboral dentro del indicador de bienestar psicológico general, puesto que el mismo es de gran importancia dada la naturaleza del constructo que evalúa el qCT; tal como se describió anteriormente. En Venezuela, tal como reportan Millán & D'Aubeterre, (2011), la EBP cuenta con indicadores adecuados de consistencia interna, tanto para las subescalas de bienestar subjetivo ( $\alpha = 0.925$ ), bienestar material ( $\alpha = 0.908$ ), Bienestar Laboral ( $\alpha = 0.809$ ) y bienestar en la relación con la pareja ( $\alpha = 0.706$ ), así como también para el indicador de bienestar psicológico general ( $\alpha = 0.923$ ) y goza de una adecuada validez de constructo, dada la coherencia entre la estructura teórica de la prueba propuesta por Sánchez-Cánovas (2007) y la estructura empírica reportada a partir del análisis factorial realizado por estos mismos autores en una muestra multiocupacional de 747 trabajadores.

### Procedimiento

La aplicación contó con el apoyo de estudiantes de Psicología de la Universidad Metropolitana (Venezuela), quienes contactaron a nivel personal o por medio de distintas instituciones u organizaciones a los participantes seleccionados. Se conformó un cuadernillo de aplicación con los instrumentos antes señalados y se incorporó adicionalmente una sección para registrar la información socioeconómica para fines descriptivos de la muestra. También se anexó una carta de presentación explicativa del propósito del estudio y de su aporte, asegurando la confidencialidad de los datos y su uso únicamente para fines investigativos,

respetando en todo momento el anonimato. Se les indicó a los participantes que la entrega o devolución de los instrumentos completamente llenos, era evidencia expresa de su consentimiento de participación, dando cumplimiento a los Artículos 57, 59, 60 del Código de Ética Profesional del Psicólogo -CEPP- (1981).

La información recolectada fue transcrita en Microsoft Excel 2003 y se analizó con el paquete estadístico PASW Statistics 18 (antiguo SPSS), para el caso del AED y el AFE, y el Lisrel 8.8 en el caso del AFC. La migración de los datos fue automatizada con el fin de mantener la equivalencia entre las bases de datos. El análisis abarcó descripción de la muestra, análisis de confiabilidad por consistencia interna y análisis de ítems, el cual supuso la evaluación de la capacidad discriminativa de cada ítem, de la magnitud de su varianza compartida con el resto de ítems de la prueba (comunalidad) y la agrupación de las respuestas en torno al rango establecido por la escala Likert.

En el paso 1, con el propósito de determinar el número de modelos explicativos del qCT que están presentes en los datos recogidos más allá de lo establecido en el modelo original de Blanch et al. (2010), se llevó a cabo el AFE, utilizando como método de extracción el de componentes principales y como rotación la Varimax en vez de la Promax, que fue la utilizada originalmente por Blanch et al. (2010), para asegurar la independencia estadística entre los factores, lo cual se supone debe existir en los test psicométricos. Posteriormente en el paso 2, se llevó a cabo el AFC de los modelos, bajo la estrategia de modelos rivales (Hair et al., 1999, p.619), que permite evaluar el nivel y el grado de ajuste de los diferentes modelos a los datos obtenidos, por medio de tres bloques o familias de indicadores a

saber: medidas de ajuste absoluto, incremental y parsimonia; permitiendo así determinar el modelo factorial más verosímil con aquel que posea todos los indicadores de ajuste absoluto y que acumule, a su vez, el mayor número de indicadores de ajuste incremental y parsimonia de los modelos rivales evaluados.

En este sentido, el paso 1 del método de validación utilizado permitió identificar la presencia de diferentes modelos alternativos que pueden o no coincidir con el modelo teórico original, para luego someterlos a comprobación confirmatoria en el paso 2, que diera evidencia de su capacidad de generalización más allá de la muestra de estudio original. Se limita así, la presencia del sesgo confirmatorio y de indeterminación factorial, porque no se asume la existencia de un solo modelo factorial posible, sino que se someten a prueba empírica todos los que se generan en el AFE y de capitalización del azar. Por lo tanto, se presentan múltiples evidencias de la validez de constructo de la estructura factorial original en el caso de coincidir con la estructura obtenida en el segundo paso en una población nueva.

Si bien autores como Pérez-Gil, Moscoso & Rodríguez (2000) critican éste método de dos pasos, ya que suponen que el mismo es un *pseudo-procedimiento* de validación. El razonamiento utilizado para justificar tal afirmación, implica desde nuestra perspectiva un problema de origen, dado que asumen como válida la estructura teórica original, antes de salir a campo e independientemente de lo que señalen los datos. Analicemos con mayor profundidad éste planteamiento: Pérez-Gil et al. (2000), señalan que “éste proceder, es correcto en sí mismo y se ajusta a los criterios de validez de constructo ya señalados, es decir, asumida *a priori* una estructura

teórica, obtenemos una muestra representativa de la población y aplicamos el EFA” (Pérez-Gil et al., 2000, p. 443); agregan adicionalmente que si la solución factorial obtenida coincide con la estructura previa, “hemos confirmado nuestro modelo teórico” (Pérez-Gil et al., 2000, p. 443), obviando con ello que el AFE nunca ofrecerá un solo modelo factorial (es decir, el error de indeterminación factorial) y cómo al correr el AFE, siempre tendrán que elegir a un modelo específico de una lista de modelos obtenidos; de hecho, es muy probablemente que tales autores sometan su selección a partir de la coincidencia que tenga alguno de éstos con el modelo teórico original. Tal solución supondría un planteamiento circular o tautológico, puesto que la teoría no puede ser utilizada a la vez como un criterio de su propia comprobación o validación. Aunado a esto, está el razonamiento posterior que hacen dichos autores en el caso de que ninguna de las soluciones factoriales obtenidas coincida con el modelo teórico original; si bien técnicamente se debería activar una fase denominada re-especificación del modelo (Hair et al., 1999), que implica el replantearse la estructura explicativa de los datos, a la luz de los resultados obtenidos en el binomio AFE-AFC; e incluso en algunos casos, si se quiere ser más sistemático aún, se llevaría a cabo un segundo estudio que confirme nuevamente la existencia de ésta nueva estructura obtenida, a partir de otra muestra con características similares al estudio original (con lo cual se estaría minimizando el error de capitalización del azar y se estaría dando evidencia empírica de la capacidad de generalización del modelo explicativo dentro de la población a la que pertenecen ambas muestras). Sin embargo, Pérez-Gil et al. (2000), señalan que en éste caso no deberíamos “modificar nuestro modelo teórico y supeditararlo a la estructura obtenida” (p. 444), y alegan que ello es así

dado precisamente a la existencia del error de indeterminación factorial, con lo cual llama la atención que por un lado, si asuman ahora dicho error de indeterminación cuando la solución no es favorable con su hipótesis original, pero que no lo hicieran así cuando ella sí coincidía (ejemplo anterior); y por el otro lado, obvian el hecho de que cuando en el AFC se descarta un modelo explicativo específico, se hace precisamente para minimizar empíricamente dicho error, pues se demostró empíricamente que dicho modelo tiene un menor grado de ajuste a los datos, en comparación con otros modelos factoriales alternativos (es decir, porque explica menos a los datos). De hecho todo lo anterior nos lleva a preguntarnos: si éstos autores confían en la estructura teórica original antes de salir a campo e independientemente de la evidencia empírica obtenida en torno a la capacidad explicativa que ésta tenga sobre los datos obtenidos, ¿por qué entonces se someten entonces a un proceso de validación empírica, si, independientemente de los hallazgos que se encuentren, se confiará de forma irrestricta en la estructura teórica original, sin siquiera pensar en la posibilidad de que sea una hipótesis falsa?, contrario por cierto al principio clásico del falsacionismo (Popper, 1967); por otro lado, si se supone que algunas de las características principales de la ciencia es su capacidad de ser fáctica, sistemática y metódica (Bunge, 1966), ¿por qué éstos autores están renuentes al uso del modelo de dos pasos que busca precisamente el explorar sistemáticamente la capacidad explicativa de un modelo teórico sobre los datos, más allá de lo que lo podrían explicar otros modelos alternativos?, ¿será cónsona su forma de proceder con las características del conocimiento científico y con los estándares internacionales que actualmente rigen el proceso de validación

de test psicométricos descritos por Prieto & Muñiz (2000)?.

En otro orden de ideas, con el AFC se puede afirmar la existencia de un carácter explicativo de los factores sobre las respuestas obtenidas en el test, ya que con esta técnica estadística se supone un abordaje de los datos de tipo causal, sin que sea necesario realizar una manipulación directa sobre los mismos, pues se conceptualizan los factores como una variable latente, inobservable o subyacente (O), que se encuentra temporalmente ubicada entre los efectos que generan los ítems, que funcionan como estímulos (E), sobre las respuesta de cada uno de los participantes a (R); es decir: un modelo explicativo del tipo cadena causal ( $E \rightarrow O \rightarrow R$ ) (Batista-Foguet, Coenders & Alonso, 2004). En resumen, para establecer el modelo factorial que mejor explicara las respuestas obtenidas en el qCT en una muestra multiocupacional venezolana se aplicó el AFE para determinar el número y estructura de los diferentes modelos factoriales posibles en esta nueva población de estudio (paso 1); luego, se depuraron los mismos, a partir de los indicadores de ajuste calculados por medio del AFC (paso 2), para cada uno de los modelos obtenidos en el primer paso. Posteriormente, al modelo que obtuvo el mejor ajuste se le verificó su coincidencia con la estructura original, descrita por Blanch et al. (2010), para así describir sus propiedades psicométricas.

Finalmente, se analizó la validez de criterio convergente del qCT a partir de la correlación de cada uno de los modelos obtenidos con un indicador de bienestar psicológico general, ya que conceptualmente el cuestionario evalúa los componentes psicosociales del entorno laboral. Se decidió realizar una aproximación convergente de la validez de

criterio, en vez de una aproximación discriminante (o divergente) como lo proponen sus autores originales, porque resulta más congruente con la noción vigente de salud, la cual abarca al bienestar psicológico, físico y social (WHO, 1946). Por lo tanto, se puede abordar la validez del instrumento para tomar decisiones pragmáticas más allá de su validez teórica (Yela, 1990), considerando que el error de indeterminación factorial del AFE hace que se identifiquen múltiples modelos explicativos en el primer paso de la validación de constructo, calculando tanto el coeficiente de consistencia interna como el coeficiente de validez de criterio para todos los modelos factoriales obtenidos, sin caer en el sesgo confirmatorio (Hair et al., 1999), que sucedería si solamente se hubiese calculado este indicador para el modelo confirmado en el segundo paso.

## Resultados y Discusión

Para dar inicio a la etapa de validación que forma parte del propósito de esta investigación se tomó como base teórica fundamental el modelo original de Blanch et al. (2010), que incluye componentes centrales de la dimensión psicosocial, subjetiva y percibida de las condiciones de trabajo en organizaciones de servicio a personas, las cuales en función de su presencia e intensidad pueden funcionar como factores protectores y promotores de salud, bienestar y calidad de vida laboral o como factores de riesgo psicosocial. El análisis de los resultados muestra en un primer apartado las propiedades psicométricas de los ítems del cuestionario qCT, seguido de las matrices de los componentes para los distintos modelos factoriales detectados en el AFE (paso 1) y los indicadores de ajustes de estos modelos en el AFC (paso 2). Se presenta la

matriz de los coeficientes beta para calcular las puntuaciones de los participantes en los factores del modelo confirmado en el paso 2, bajo el método de cálculo ponderado y se evalúa el supuesto de independencia factorial para el método de cálculo ponderado y sumado de los factores obtenidos, de manera de presentar evidencia empírica sobre la adecuación de ambos métodos de cálculo. Finalmente, se presentan los resultados de la validez de criterio del qCT con respecto al bienestar psicológico general de los participantes de la muestra, a partir de la regresión múltiple de cada uno de los modelos factoriales obtenidos en el paso 1 y de sus métodos de cálculo (sumado y ponderado), de manera de determinar cuál de estas múltiples opciones son las más pertinentes de utilizar en investigaciones futuras o al momento de tomar decisiones prácticas con el qCT. Tal como se observa en la Tabla 1, existe un déficit en la capacidad discriminativa de los ítems: Escala 1.1\_p1, Escala 2.2\_p1, Escala 2.2\_p2, Escala 3.1\_p2, Escala 3.2\_p1, Escala 3.2\_p2, Escala 3.2\_p3, Escala 3.2\_p4, Escala 3.2\_p5, Escala 3.2\_p6, y Escala 3.2\_p7; dado que su correlación con el puntaje total del test es menor a los 0.30 puntos. Sin embargo, tal aspecto no afectó la comunalidad de los ítems entre sí, porque el valor menor observado fue de 0.393 (Escala 1.1\_p2); quizás esto se deba a que el constructo *condiciones de trabajo*, no sea realmente unidimensional (Blanch et al., 2010) y por lo tanto, no tiene tanto sentido analizar la relación que tiene cada ítem con un puntaje total, sino más bien con el puntaje en el factor que le corresponde. Para determinar la veracidad de esta afirmación, se verificó la saturación de los ítems en la matriz de componentes rotados del AFE y luego, el ajuste total de cada modelo en la segunda fase confirmatoria del presente estudio.

Tabla 1. Análisis de las propiedades psicométricas de los ítems del qCT

ANTHONY MILLÁN, NICOLINA CALVANESE Y MARÍA EUGENIA D'AUBETERRE  
Propiedades Psicométricas del Cuestionario de Condiciones de Trabajo (qCT) en una muestra multiocupacional venezolana

Ítems	Opción 1	Opción 2	Opción 3	Opción 4	Opción 5	Opción 6	Opción 7	Opción 8	Opción 9	Media	Desviación típica	Correlación ítem - Test	Comunalidad: Extracción
Escala 1.1_p1	15.79%	1.08%	3.87%	3.72%	11.3%	11.3%	19.97%	21.83%	11.15%	5.83	2.61	0.286	0.490
Escala 1.1_p2	12.07%	0.77%	2.01%	6.66%	10.06%	10.68%	18.58%	22.91%	16.25%	6.2	2.49	0.423	0.393
Escala 1.1_p3	9.75%	3.41%	6.97%	6.81%	12.07%	13.16%	19.66%	15.79%	12.38%	5.79	2.43	0.374	0.489
Escala 1.1_p4	9.6%	1.24%	4.64%	7.12%	10.68%	11.15%	19.5%	22.76%	13.31%	6.13	2.39	0.328	0.442
Escala 1.1_p5	14.55%	1.24%	4.33%	5.88%	10.06%	12.85%	16.41%	18.27%	16.41%	5.9	2.63	0.410	0.471
Escala 1.1_p6	15.17%	2.32%	3.56%	4.64%	10.22%	10.84%	15.02%	21.98%	16.25%	5.92	2.7	0.333	0.546
Escala 1.2_p1	14.86%	1.39%	6.19%	5.88%	12.23%	11.46%	15.02%	19.35%	13.62%	5.72	2.63	0.413	0.411
Escala 1.2_p2	10.53%	2.32%	5.26%	11.76%	11.3%	13.31%	16.87%	13.00%	15.63%	5.77	2.47	0.494	0.503
Escala 1.2_p3	15.33%	1.24%	6.5%	6.97%	9.75%	13.78%	14.09%	15.63%	16.72%	5.71	2.68	0.466	0.484
Escala 1.2_p4	9.91%	2.48%	6.5%	8.98%	13.62%	15.48%	17.03%	16.56%	9.44%	5.68	2.35	0.552	0.631
Escala 1.2_p5	14.09%	4.33%	7.12%	5.88%	12.38%	14.24%	14.71%	16.25%	10.99%	5.47	2.59	0.495	0.571
Escala 1.2_p6	22.45%	2.48%	3.41%	3.25%	9.75%	10.99%	13.16%	17.34%	17.18%	5.51	2.95	0.450	0.534
Escala 1.2_p7	14.24%	1.39%	3.41%	4.8%	9.29%	11.3%	15.79%	21.21%	18.58%	6.08	2.66	0.524	0.526
Escala 1.2_p8	22.45%	1.24%	2.94%	4.49%	8.51%	9.75%	15.79%	15.94%	18.89%	5.61	2.95	0.432	0.410
Escala 2.1_p1	17.03%	2.17%	3.56%	4.49%	7.12%	10.99%	15.48%	20.12%	19.04%	5.92	2.8	0.381	0.656
Escala 2.1_p2	16.87%	1.86%	3.56%	4.02%	6.97%	9.91%	15.48%	22.91%	18.42%	5.99	2.79	0.395	0.753
Escala 2.1_p3	17.8%	1.55%	2.63%	4.33%	10.99%	10.53%	14.4%	21.05%	16.72%	5.84	2.77	0.433	0.609
Escala 2.1_p4	23.84%	1.08%	2.01%	3.72%	7.89%	10.06%	11.76%	20.12%	19.5%	5.66	3.02	0.355	0.549
Escala 2.2_p1	28.95%	0.31%	1.39%	1.39%	5.11%	8.51%	13.78%	17.49%	23.07%	5.6	3.21	0.269	0.572
Escala 2.2_p2	29.72%	0.15%	0.93%	1.24%	5.11%	4.49%	14.4%	19.66%	24.3%	5.67	3.27	0.257	0.676
Escala 2.2_p3	23.53%	0.31%	1.55%	2.01%	5.57%	8.51%	15.63%	18.89%	23.99%	5.92	3.05	0.378	0.677
Escala 2.2_p4	23.07%	0.00%	1.39%	1.86%	4.95%	8.67%	12.54%	22.76%	24.77%	6.04	3.05	0.329	0.590
Escala 3.1_p1	0.46%	0.46%	3.87%	12.07%	24.77%	27.24%	27.09%	3.41%	0.62%	5.71	1.28	0.381	0.628
Escala 3.1_p2	0.46%	0.77%	2.63%	9.13%	20.43%	32.04%	32.35%	1.39%	0.77%	5.85	1.22	0.264	0.492
Escala 3.1_p3	0.46%	0.46%	4.95%	9.29%	25.23%	32.51%	23.68%	2.17%	1.24%	5.69	1.27	0.412	0.746
Escala 3.1_p4	0.46%	1.08%	7.74%	10.99%	24.92%	28.95%	24.15%	1.55%	0.15%	5.51	1.32	0.375	0.723
Escala 3.1_p5	0.46%	2.63%	9.6%	12.07%	24.61%	26.01%	21.83%	1.86%	0.93%	5.38	1.46	0.439	0.723
Escala 3.1_p6	0.15%	0.62%	4.64%	8.98%	17.96%	29.88%	36.22%	0.93%	0.62%	5.87	1.24	0.392	0.612
Escala 3.1_p7	0.46%	1.24%	6.66%	10.99%	23.37%	31.73%	23.53%	1.55%	0.46%	5.55	1.32	0.423	0.711
Escala 3.1_p8	0.62%	0.77%	4.95%	12.07%	20.74%	29.72%	30.19%	0.62%	0.31%	5.66	1.29	0.435	0.723
Escala 3.1_p9	0.31%	0.93%	4.33%	10.37%	20.43%	32.66%	29.41%	1.24%	0.31%	5.73	1.24	0.409	0.716
Escala 3.1_p10	0.31%	0.77%	5.57%	12.07%	20.59%	30.34%	28.17%	2.17%	0.00%	5.66	1.28	0.393	0.773
Escala 3.1_p11	0.62%	1.7%	5.73%	12.23%	19.04%	29.1%	30.19%	0.46%	0.93%	5.63	1.38	0.335	0.639
Escala 3.1_p12	0.46%	1.08%	5.11%	9.44%	17.18%	29.72%	35.6%	0.93%	0.46%	5.81	1.3	0.370	0.701
Escala 3.1_p13	0.31%	1.7%	4.64%	9.13%	18.89%	29.26%	34.37%	1.24%	0.46%	5.79	1.31	0.370	0.658
Escala 3.1_p14	1.08%	0.77%	4.02%	10.68%	19.04%	30.8%	32.82%	0.31%	0.46%	5.74	1.3	0.387	0.720
Escala 3.1_p15	0.31%	0.15%	2.48%	6.81%	11.3%	30.96%	45.82%	2.01%	0.15%	6.16	1.11	0.344	0.672
Escala 3.2_p1	0.00%	0.31%	1.86%	5.73%	14.09%	32.51%	43.19%	1.7%	0.62%	6.16	1.06	0.278	0.555
Escala 3.2_p2	0.31%	0.46%	2.17%	5.11%	12.69%	31.58%	46.44%	0.93%	0.31%	6.16	1.09	0.259	0.615
Escala 3.2_p3	0.93%	2.01%	3.56%	7.89%	17.03%	33.9%	33.44%	1.08%	0.15%	5.8	1.31	0.120	0.430
Escala 3.2_p4	0.31%	0.31%	0.62%	4.64%	14.09%	36.22%	42.88%	0.62%	0.31%	6.17	0.98	0.169	0.694
Escala 3.2_p5	0.31%	0.31%	0.93%	6.35%	15.94%	36.69%	38.54%	0.31%	0.62%	6.07	1.04	0.222	0.693
Escala 3.2_p6	0.46%	0.15%	1.24%	4.18%	19.66%	32.51%	40.56%	0.62%	0.62%	6.09	1.05	0.151	0.588
Escala 3.2_p7	0.31%	0.00%	0.62%	4.02%	12.54%	32.04%	48.45%	1.39%	0.62%	6.29	0.97	0.199	0.602

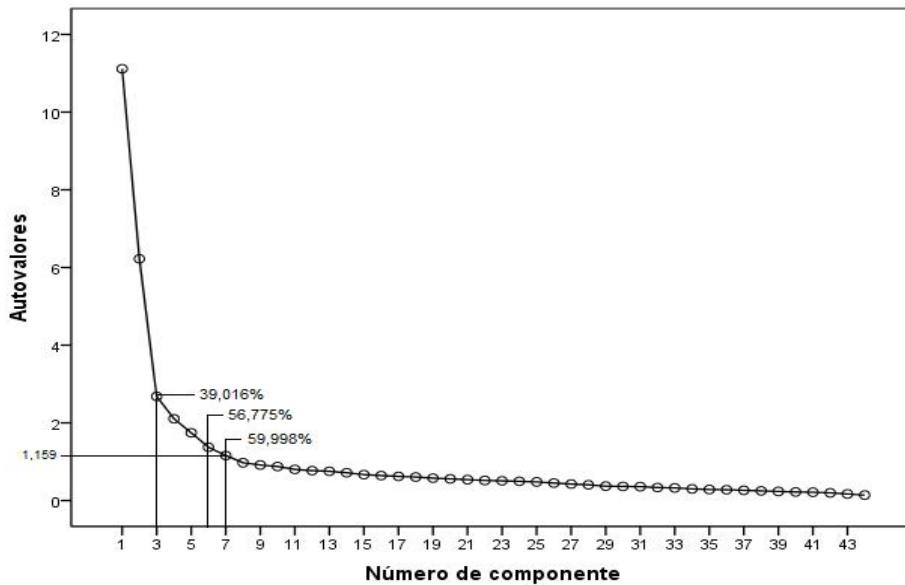
Se resalta la distribución desorganizada de los participantes en torno a las opciones de respuesta en el qCT, por lo que, cabe la posibilidad de reducir la escala a un rango de 5 puntos, con el fin de evitar la presencia de ceros estructurales en la matriz de datos. Si bien es cierto que mantener un rango de 10 opciones, facilita el cumplimiento del criterio de continuidad del ítem, en psicometría normalmente se asumen

escalas Likert de 5 puntos, porque facilitan la comprensión de las mismas por parte de los participantes y porque su uso no representa estadísticamente una mayor pérdida de potencia estadística en la medida (Moral, 2009), con lo cual podría mejorarse la capacidad discriminativa de dichos ítems. Adicionalmente, se deben estandarizar las opciones de respuesta a un solo formato para todos los ítems del qCT,

de manera que se pueda cumplir con el precepto de estandarización que deben poseer todos los test psicométricos (Muñiz, 1998). Por ello, se sugiere la

estandarización de las opciones de respuesta en todos los ítems, a una escala Likert de 5 puntos

Figura. 1. Gráfico de Sedimentación



Se determinó factible considerar la presencia de alguna estructura factorial subyacente a los datos (Pardo & Ruiz, 2002; Hair et al., 1999), puesto que se cumplieron con los supuestos estadísticos referidos a saber: el determinante obtenido fue cercano al criterio de 0 ( $D=1,62^{-011}$ ), la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), fue mayor al criterio de 0.5 ( $KMO= 0,922$ ) y la medida de significancia de la prueba de esfericidad de Bartlett, fue menor al criterio de 0.05 ( $p_{Bartlett} = 0.000$ ).

Se identificó la presencia de tres modelos alternativos de primer nivel como explicativos de los datos recogidos al evaluar el criterio de caída (Figura 1), un primer modelo de 3 factores, uno de 6 factores y finalmente uno de 7 factores. Estos modelos se pusieron a prueba en el AFC (paso 2) a excepción del modelo de 7 factores, aun cuando el criterio de autovalor superior a 1 y el criterio de porcentaje de la varianza superior al 60%, coinciden con la

presencia de este último modelo (Figura 1). Se determinó que el 7<sup>mo</sup> factor era residual porque ninguno de los ítems del qCT, poseía su mayor carga factorial en él. Por ello, se concluyó que uno de los modelos posibles es el de 6 factores (Tabla 2), el cual acumuló un 56.77% de la varianza total y coincide con el criterio a priori del modelo original de Blanch et al. (2010). Los modelos seleccionados para la evaluación confirmatoria (3 y 6 factores) acumulan un importante porcentaje de varianza total del cuestionario (39.016% y 56.775% respectivamente) (Figura 1).

Conocida la forma de la distribución de los ítems alrededor de estos dos modelos factoriales, (modelo 1 de 6 factores de primer nivel y el modelo 2 de 3 factores de primer nivel), descritos en las Tablas 2 y 3, se pasó a calcular los valores de consistencia interna para cada uno de los factores de cada modelo, de manera de evitar el sesgo confirmatorio (Hair et al., 1999); los cuales fueron para el qCT en

general un valor  $\alpha_{qCT}=0.88$ ; en el caso del modelo de 3 factores, los valores de consistencia interna fueron:  $\alpha_{Factor1}=0.96$ ,  $\alpha_{Factor2}=0.83$  y  $\alpha_{Factor3}=0.71$  y en el caso del modelo de 6 factores:  $\alpha_{Factor1}=0.96$ ,  $\alpha_{Factor2}=0.83$ ,  $\alpha_{Factor3}=0.87$ ,  $\alpha_{Factor4}=0.82$ ,  $\alpha_{Factor5}=0.81$ ,  $\alpha_{Factor6}=0.71$  y  $\alpha_{Factor7}=0.71$ .

A partir de lo anterior se puede apreciar que al igual que en la validación original, los indicadores se encuentran dentro del

rango adecuado por ser superiores al criterio mínimo de 0.70 de acuerdo con los estándares internacionales descritos por Prieto y Muñiz (2000), sin embargo, esta información no permite establecer cuál de los modelos posibles es el preciso a utilizar como estructura explicativa del qCT, puesto que los indicadores son similares entre sí y porque el coeficiente Alpha no es el más indicado para resolver esto.

Tabla 2. Matriz de componentes rotados para el modelo de 6 factores\*

Ítem	Componente (Factor)					
	1	2	3	4	5	6
Escala 3.1_p10	0.850					
Escala 3.1_p8	0.830					
Escala 3.1_p9	0.814					
Escala 3.1_p7	0.803					
Escala 3.1_p13	0.795					
Escala 3.1_p14	0.788					
Escala 3.1_p12	0.783					
Escala 3.1_p5	0.782					
Escala 3.1_p6	0.748					
Escala 3.1_p1	0.748					
Escala 3.1_p15	0.745					
Escala 3.1_p3	0.741					
Escala 3.1_p4	0.732					
Escala 3.1_p11	0.726					
Escala 3.1_p2	0.592					
Escala 3.2_p4		0.812				
Escala 3.2_p5		0.777				
Escala 3.2_p7		0.738				
Escala 3.2_p6		0.707				
Escala 3.2_p2	0.339	0.703				
Escala 3.2_p1	0.386	0.627				
Escala 3.2_p3		0.588				
Escala 1.2_p5			0.716			
Escala 1.2_p4			0.713			
Escala 1.2_p6			0.683			
Escala 1.2_p7			0.672			
Escala 1.2_p3			0.654			
Escala 1.2_p1			0.588			
Escala 1.2_p8			0.543			
Escala 1.2_p2			0.444		0.385	
Escala 2.2_p3				0.770		
Escala 2.2_p2				0.753		
Escala 2.2_p1				0.716		
Escala 2.2_p4				0.689		
Escala 2.1_p2					0.839	
Escala 2.1_p1					0.779	
Escala 2.1_p3					0.709	
Escala 2.1_p4					0.650	
Escala 1.1_p6						0.669
Escala 1.1_p1						0.646
Escala 1.1_p5				0.310	0.576	
Escala 1.1_p4					0.563	
Escala 1.1_p3					0.548	
Escala 1.1_p2			0.331		0.479	

\*valores inferiores al criterio de 0.30 se ocultan para facilitar su interpretación.

Tabla 3. Matriz de componentes rotados para el modelo de 3 factores\*

Ítem	Componente (Factor)		
	1	2	3
Escala 3.1_p1	0.739		
Escala 3.1_p2	0.587		
Escala 3.1_p3	0.748		
Escala 3.1_p4	0.744		
Escala 3.1_p5	0.783		
Escala 3.1_p6	0.734		
Escala 3.1_p7	0.805		
Escala 3.1_p8	0.831		
Escala 3.1_p9	0.815		
Escala 3.1_p10	0.843		
Escala 3.1_p11	0.729		
Escala 3.1_p12	0.768		
Escala 3.1_p13	0.784		
Escala 3.1_p14	0.768		
Escala 3.1_p15	0.720		0.301
Escala 1.2_p7		0.627	
Escala 2.1_p3		0.593	
Escala 1.2_p6		0.582	
Escala 1.2_p8		0.574	
Escala 2.2_p3		0.573	
Escala 2.1_p2		0.568	
Escala 2.2_p4		0.563	
Escala 2.1_p4		0.563	
Escala 1.2_p5		0.562	
Escala 1.2_p4	0.332	0.562	
Escala 1.1_p2		0.554	
Escala 1.2_p3		0.554	
Escala 2.1_p1		0.525	
Escala 1.2_p1		0.523	
Escala 1.1_p5		0.507	
Escala 2.2_p2		0.505	
Escala 1.2_p2	0.311	0.495	
Escala 2.2_p1		0.463	
Escala 1.1_p6		0.460	
Escala 1.1_p1		0.427	
Escala 1.1_p4		0.380	
Escala 1.1_p3		0.374	
Escala 3.2_p4			0.797
Escala 3.2_p5			0.770
Escala 3.2_p7			0.726
Escala 3.2_p2	0.339		0.700
Escala 3.2_p6			0.699
Escala 3.2_p1	0.398		0.620
Escala 3.2_p3			0.586

\*valores inferiores al criterio de 0.30 se ocultan para facilitar su interpretación.

Tabla 4. Indicadores de ajuste de los modelos de 6 y 3 Factores de primer nivel

Modelo	% Acumulado de S <sup>2</sup> Total Explicada (AFE)	Medidas de Ajuste Absoluto (AFC)						Medidas de Ajuste Incremental (AFC)			Medidas de Ajuste de Parsimonia (AFC)		
		gl	$\chi^2$	p valor del $\chi^2$	$\chi^2/ gl$	GFI	RMSEA	p valor del RMSEA	AGFI	NNFI	NFI	PNFI	PGFI
1	56,77%	887	3304,69	0,000	3,73	0,81	0,065	0,0000	0,79	0,95	0,94	0,88	0,73
2	39,02%	889	5656,41	0,000	6,36	0,71	0,091	0,0000	0,69	0,92	0,91	0,86	0,65

Así mismo, también se consideró la presencia de varios modelos alternativos de segundo y tercer nivel, dada la reorganización teórica que hacen Blanch et al. (2010) de estos factores en el estudio original (p.179), pero que nunca fueron sometidos a comprobación empírica. Para ello se realizó un segundo AFE, pero esta vez sobre los 6 Factores obtenidos en la fase anterior, de manera de verificar la existencia de 3 factores de segundo nivel, tal como postula el modelo teórico original. Sin embargo, aún cuando el valor de la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer y Olkin era adecuado (KMO=0.50), los valores del determinante (D=1.0), y de la significancia de la prueba de esfericidad de Bartlett ( $p_{\text{Bartlett}} = 1.0$ ) no soportan la hipótesis de su existencia (de hecho aun así se probó la estructura original por medio del AFC, pero el modelo no pudo converger, probablemente por ésta ausencia de un modelo de 6 factores de primer nivel y cualquier número de factores de segundo nivel).

En la Tabla 4 se encuentran los indicadores de ajuste absoluto, incremental y de parsimonia de los modelos 1 y 2, de los cuales puede concluirse que el más verosímil es el modelo 1, dado los valores de los diferentes indicadores de ajuste absoluto, ya que el valor de su  $\chi^2$  es el más bajo así como también la razón  $\chi^2/ gl$  (indicador que se utiliza para corregir la hipersensibilidad del  $\chi^2$  a muestras grandes). El valor del Índice de Bondad de Ajuste (GFI), es el mejor ajuste de los dos modelos considerados por ser el más alto de los dos; el valor del Error de aproximación cuadrático medio (RMSEA),

que es el indicador más importante para el análisis de modelos confirmatorios bajo la estrategia de modelos rivales, de acuerdo con Hair et al. (1999, p. 682), también confirmó que el modelo 1 es el más adecuado por estar su valor entre los límites de 0.05 y 0.08 puntos.

Con respecto a los indicadores de ajuste incremental, tanto el modelo 1 como el modelo 2, cumplen con el valor del límite mínimo de 0.90 puntos; a excepción del Índice de Bondad de Ajuste Ajustado (AGFI), que en ambos modelos se encontró levemente por debajo de dicho valor; esto quizás se deba a la amplitud del rango de opciones de respuesta del qCT, puesto que el AGFI depende del ratio entre los grados de libertad del modelo propuesto y los del modelo nulo; por ello, se recomienda nuevamente la reducción del rango de respuestas del qCT a una amplitud menor de las 10 opciones. Finalmente, se obtuvieron diferencias sustanciales en los valores de los indicadores de ajuste de parsimonia del modelo 1 y 2, dado que la diferencia entre los valores de cada modelo se encuentran dentro del límite de los 0.06 a 0.09 puntos (Hair et al., 1999, p. 684). A la luz de estos resultados y retomando la información de la tabla 4, se puede señalar que la confiabilidad del modelo confirmado, resultó excelente ( $\alpha=0.875$ ), aunque un poco menor que el instrumento original ( $\alpha=0.96$ ), según la denominación de los parámetros descritos por Prieto y Muñiz (2000), lo cual podría explicarse por la homogeneidad profesional de la muestra del estudio original dentro del ámbito de la salud hospitalaria.



Para poder verificar el supuesto de independencia factorial y la validez de criterio del qCT, fue necesario calcular primero el puntaje de los participantes en cada uno de los factores, sin embargo, y como señalan Hair et al. (1999, p.104), existen dos formas diferentes de hacerlo; una aditiva (sumada) y otra compuesta (ponderada). En la Tabla 5 se presentan los coeficientes de regresión betas ( $\beta$ ) para llevar a cabo el cálculo del puntaje total de cada sujeto en cada uno de los 6 factores del modelo confirmado 1 bajo el método ponderado, una vez se haya estandarizado primero su respuesta en cada ítem de acuerdo con la media y desviación de este grupo, que fungiría como normativo (ver Tabla 1). En cambio el método aditivo, supone la suma de los ítems que mayor carga poseían en cada factor, en éste caso la suma se realizaba de acuerdo con lo establecido en la Tabla 2.

En las Tablas 6 y 7, se evalúa la presencia del supuesto de independencia entre los factores mediante la correlación entre factores, la cual debe tender a 0; aspecto que, por un lado, es un supuesto de la teoría clásica de los test, en su búsqueda de medidas sin correlación entre los errores de medida y sin correlación entre la estimación del puntaje verdadero que hace el test y su error de medida (Muñiz, 1998), y por el otro, permite utilizar los puntajes de los factores en otras ecuaciones estadísticas de dependencia como la regresión múltiple, el análisis discriminante o el análisis de ruta, favoreciendo con ello el uso del qCT en otras investigaciones y para la toma de decisiones prácticas relacionadas con la gestión de las condiciones de trabajo en una organización específica.

Para determinar la validez de criterio del qCT, a partir de su correlación con el indicador de bienestar psicológico general, se puede señalar que en todos los casos, el coeficiente de correlación calculado se

realizó a partir del modelo de regresión lineal múltiple, ya que como se señaló anteriormente, no se soportó la hipótesis de un indicador general de condiciones de trabajo a partir de la reagrupación de los 6 factores de primer nivel en un factor general de tercer nivel.

Tabla 5. Matriz de coeficientes beta para el cálculo de las puntuaciones en los factores

Ítem	Componente (Factor)					
	1	2	3	4	5	6
Escala 3.1_p10	0.006	-0.029	-0.115	0.046	-0.058	0.338
Escala 3.1_p8	-0.017	0.017	0.015	0.001	-0.001	0.186
Escala 3.1_p9	-0.011	0.012	-0.035	-0.144	0.068	0.255
Escala 3.1_p7	-0.011	0.032	-0.05	0.033	-0.092	0.283
Escala 3.1_p13	-0.003	-0.008	-0.067	-0.073	0.088	0.262
Escala 3.1_p14	-0.008	0.014	-0.08	0.079	-0.123	0.343
Escala 3.1_p12	-0.041	0.037	0.212	-0.082	0.04	-0.077
Escala 3.1_p5	0.002	-0.016	0.091	-0.116	0.041	0.109
Escala 3.1_p6	-0.02	0.005	0.223	-0.013	-0.081	-0.029
Escala 3.1_p1	-0.012	-0.01	0.248	-0.116	-0.014	-0.041
Escala 3.1_p15	-0.02	0.008	0.262	-0.02	-0.082	-0.075
Escala 3.1_p3	-0.017	-0.001	0.249	0.041	-0.085	-0.104
Escala 3.1_p4	-0.02	0.01	0.225	-0.018	-0.015	-0.067
Escala 3.1_p11	-0.003	-0.014	0.172	0.056	-0.012	-0.086
Escala 3.1_p2	0.000	0.003	-0.004	-0.07	0.338	-0.085
Escala 3.2_p4	0.002	0.005	-0.044	-0.042	0.359	-0.057
Escala 3.2_p5	-0.003	0.03	-0.051	0.01	0.28	-0.001
Escala 3.2_p7	0.014	-0.027	-0.052	0.03	0.252	-0.009
Escala 3.2_p6	0.016	0.025	-0.046	0.304	-0.064	0.024
Escala 3.2_p2	0.023	-0.004	-0.038	0.303	-0.004	-0.04
Escala 3.2_p1	0.029	0.01	-0.039	0.312	-0.014	-0.008
Escala 3.2_p3	0.011	0.013	-0.022	0.269	-0.021	0.013
Escala 1.2_p5	0.099	-0.045	-0.04	0.043	-0.028	0.042
Escala 1.2_p4	0.056	0.035	-0.033	0.022	-0.015	0.02
Escala 1.2_p6	0.083	-0.015	-0.017	0.000	0.000	0.032
Escala 1.2_p7	0.082	-0.022	-0.036	-0.028	0.017	0.055
Escala 1.2_p3	0.094	-0.034	-0.03	0.000	0.017	0.037
Escala 1.2_p1	0.091	-0.02	0.012	0.066	-0.039	-0.04
Escala 1.2_p8	0.093	-0.025	-0.002	0.005	0.002	-0.005
Escala 1.2_p2	0.101	-0.042	0.007	0.007	0.000	-0.02
Escala 2.2_p3	0.098	-0.039	-0.001	-0.009	0.02	-0.022
Escala 2.2_p2	0.108	-0.052	-0.021	-0.003	0.022	-0.016
Escala 2.2_p1	0.083	-0.019	-0.01	-0.002	-0.004	-0.002
Escala 2.2_p4	0.102	-0.043	-0.02	0.029	0.003	-0.02
Escala 2.1_p2	0.103	-0.049	-0.002	0.024	-0.001	-0.04
Escala 2.1_p1	0.101	-0.036	-0.017	0.035	0.009	-0.03
Escala 2.1_p3	0.098	-0.036	-0.032	0.04	0.01	-0.022
Escala 2.1_p4	-0.014	0.167	0.041	-0.003	0.007	-0.04
Escala 1.1_p6	-0.024	0.197	0.02	0.026	0.000	-0.026
Escala 1.1_p1	-0.048	0.176	-0.028	-0.081	0.082	0.048
Escala 1.1_p5	-0.06	0.25	0.019	0.016	-0.013	-0.007
Escala 1.1_p4	-0.039	0.225	-0.017	0.003	0.013	0.029
Escala 1.1_p3	-0.035	0.208	0.021	0.057	-0.04	-0.039
Escala 1.1_p2	-0.042	0.223	-0.02	0.052	-0.036	0.044

Tabla 6. Matriz de correlación entre Factores, bajo el modelo de cálculo ponderado.

		Ajuste Organización- Persona	Adaptación Persona- Organización	Desarrollo	Organización y Entorno Social	Organización y Entorno Material	Regulación
Ajuste Organización-Persona	r de Pearson	1	,000	,000	,000	,000	,000
	Sig. (bilateral)		1,000	1,000	1,000	1,000	1,000
Adaptación Persona-Organización	r de Pearson	,000	1	,000	,000	,000	,000
	Sig. (bilateral)	1,000		1,000	1,000	1,000	1,000
Desarrollo	r de Pearson	,000	,000	1	,000	,000	,000
	Sig. (bilateral)	1,000	1,000		1,000	1,000	1,000
Organización y Entorno Social	r de Pearson	,000	,000	,000	1	,000	,000
	Sig. (bilateral)	1,000	1,000	1,000		1,000	1,000
Organización y Entorno Material	r de Pearson	,000	,000	,000	,000	1	,000
	Sig. (bilateral)	1,000	1,000	1,000	1,000		1,000
Regulación	r de Pearson	,000	,000	,000	,000	,000	1
	Sig. (bilateral)	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	

Tabla 7. Matriz de correlación entre Factores, bajo el modelo de cálculo sumado.

		Ajuste Organización- Persona	Adaptación Persona- Organización	Desarrollo	Organización y Entorno Social	Organización y Entorno Material	Regulación
Ajuste Organización-Persona	r de Pearson	1	,194	,503	-,173	-,035	,090
	Sig. (bilateral)		,000	,000	,000	,379	,023
Adaptación Persona-Organización	r de Pearson	,194	1	,015	,337	,374	,540
	Sig. (bilateral)	,000		,698	,000	,000	,000
Desarrollo	r de Pearson	,503	,015	1	-,166	-,052	-,014
	Sig. (bilateral)	,000	,698		,000	,186	,731
Organización y Entorno Social	r de Pearson	-,173	,337	-,166	1	,416	,264
	Sig. (bilateral)	,000	,000	,000		,000	,000
Organización y Entorno Material	r de Pearson	-,035	,374	-,052	,416	1	,336
	Sig. (bilateral)	,379	,000	,186	,000		,000
Regulación	r de Pearson	,090	,540	-,014	,264	,336	1
	Sig. (bilateral)	,023	,000	,731	,000	,000	

Por el otro lado, se evidenció que el modelo 1 es el que tiene mayor relación con el indicador de bienestar psicológico general en su modalidad ponderada ( $R_{\text{modelo1}} = 0.430$ ;  $R_{\text{modelo2}} = 0.416$ ) y de hecho es levemente superior en esta modalidad que cuando se le compara con su versión sumada ( $R_{\text{ptje. sumado}} = 0.426$ ), justificando con ello el uso de esta estrategia de cálculo. Así mismo, es posible que el valor del coeficiente sea mayor, dado que en la muestra se produjo el error de restricción del rango (Aron & Aron, 2001), ya que hubo un desbalance en la proporción de personas que integraron la muestra con un nivel de bienestar psicológico general bajo (8.36%), aspecto que no se observó en el nivel medio (47.99%) o el alto (43.65%), sin embargo, su presencia por muy pequeña que fuera, permitió precisar una tendencia lineal buena y estadísticamente significativa entre el qCT y el indicador de bienestar psicológico general.

## Conclusiones

En cuanto a la validez de constructo del Cuestionario de Condiciones de Trabajo (qCT), de Blanch et al. (2010), en una muestra con características profesionales y geográficas diferentes a la validación original (profesionales de la salud), se determinó inicialmente la presencia de dos modelos factoriales posibles, dada la presencia del error de indeterminación factorial, el cual es propio del AFE. Para su minimización, se realizó un AFC que dio como resultado la ratificación de la estructura factorial de 6 factores de primer nivel del modelo original en la muestra multiocupacional de trabajadores venezolanos (modelo 1). También logró demostrarse un aspecto señalado por los autores originales, pero que en su validación no se llevó a cabo su verificación empírica, es decir, la existencia de sub agrupaciones de estos 6 factores de primer nivel en 3 factores de segundo nivel y 1

factor general de tercer nivel. En este sentido, los datos aquí obtenidos no permiten aceptar estas hipótesis dejando solamente la posibilidad de interpretar al qCT como un modelo de primer nivel compuesto por seis factores explicativos. Esta estructura factorial, semánticamente es más congruente con la noción misma de "condiciones de trabajo", pues supone la presencia de diferentes componentes psicosociales del entorno laboral que afectan la salud y el rendimiento de los trabajadores, en vez de ser considerada como una única condición de trabajo.

La revisión semántica de la agrupación factorial de los ítems en el modelo confirmado, y la magnitud de su relación con un indicador de bienestar psicológico general, permite ratificar con evidencias empíricas, la definición conceptual original de las condiciones de trabajo como aquellos componentes centrales de la dimensión psicosocial del trabajo, que son percibidas y valoradas por los trabajadores "en función de su presencia e intensidad, y que pueden funcionar como factores protectores y promotores de salud, o por el contrario, como factores de riesgo psicosocial" (Blanch et al, 2010, p.178). Resulta importante acotar, que sus autores las definieron de esta forma sin proveer evidencias empíricas que lo avalaran, dejándolo como un aspecto pendiente a desarrollar en próximas investigaciones como la presente.

Esta misma revisión semántica de la agrupación de los ítems en cada factor que representa a cada condición de trabajo, permite establecer su interpretación conceptual de la siguiente manera: El ajuste organización – persona (Factor 1), supone el grado de valoración que hace un trabajador acerca de la capacidad que tiene la organización en donde labora, para coincidir con sus expectativas profesionales

y de promover en éste la mejor adaptación posible a la dinámica de trabajo. La adaptación persona – organización (Factor 2), supone el grado de valoración que tiene el trabajador sobre su capacidad para ajustarse a la dinámica de trabajo y demás demandas de la organización donde labora, en función a las condiciones materiales y relacionales presentes en su centro de trabajo. La capacidad de desarrollo (Factor 3), supone el grado de valoración que tiene un trabajador acerca de la capacidad que tiene la organización para programar y cumplir su progreso personal y profesional hacia mejores niveles de vida; este factor implica diferentes aspectos en cuanto a la justicia en las relaciones laborales y las diferentes vías de promoción interna del personal, la posibilidad de participación individual en esta toma de decisiones y la cercanía con la directiva para establecer vías de comunicación con cierto grado de autonomía en las decisiones. La organización y entorno social (Factor 4), se refiere al grado de valoración que tiene un trabajador acerca de la calidad de las relaciones sociales con sus compañeros de trabajo y demás usuarios de los servicios que se le prestan en su jornada de trabajo. La organización y entorno material (Factor 5), supone el grado de valoración que tiene un trabajador acerca de la calidad del ambiente laboral, de los equipos e instalaciones y demás recursos materiales y técnicos para prevenir riesgos laborales y asegurar la limpieza, seguridad e higiene del entorno de trabajo. Finalmente, la capacidad de regulación (Factor 6), es el grado de valoración que tiene un trabajador acerca de la capacidad que tiene su organización para ajustar su funcionamiento de manera que el tiempo de trabajo, la carga laboral y la organización misma del proceso de trabajo, suponga por un lado, un justo precio en la contraprestación económica que ella le genera como trabajador y por el otro, una

adecuada conciliación trabajo – vida privada y familiar.

Así mismo, aún cuando se realizó este estudio con una muestra estadísticamente potente, se propone verificar igualmente en estudios posteriores la estabilidad de dicha estructura factorial, de manera de proveer nueva evidencia que limite al error de capitalización del azar; especialmente cuando en este caso se propone una reducción y estandarización de las opciones de respuestas para todos los ítems del qCT a una escala Likert de 5 puntos, de manera que se pueda determinar si realmente con ello se lograría mejorar la capacidad discriminativa de los mismos, así como el AGFI del modelo final, sin llegar a alterar la estructura factorial obtenida de 6 factores de primer nivel.

Se recomienda también que al momento de utilizar el qCT, ya sea en próximos estudios o para tomar decisiones pragmáticas en relación con la gestión administrativa de las condiciones de trabajo en una organización en particular, se utilice como método de cálculo el ponderado; calculando primeramente el valor Z de las respuestas a cada una de las preguntas del qCT por medio de la Tabla 1, para luego ponderar la misma a partir de su coeficiente presentado en la Tabla 5, con lo cual, se asegurará tanto el supuesto de independencia estadística entre los factores como la posibilidad de utilizar los puntajes del qCT con otros estadísticos de dependencia de corte paramétrico: la regresión múltiple, el análisis de ruta y el análisis discriminante, entre otros. De hecho, en la presente investigación quedó demostrada una mejor predicción del bienestar psicológico general mediante el uso de la regresión múltiple como estadístico de estimación de su validez de criterio.

Que estas seis condiciones de trabajo sean un buen correlato del bienestar psicológico de los trabajadores, abre la posibilidad que las mismas sean consideradas como componentes del clima de trabajo positivo de una organización específica; pues por un lado, como señalan Blanch et al. (2010), el estudio de las condiciones de trabajo representa para la psicología del trabajo y de las organizaciones lo que el ambiente para la psicología general, más aún cuando se ha demostrado su buena correlación entre éstas condiciones y el bienestar psicológico general. Por el otro lado, según Rodríguez, Retamal, Lizana & Cornejo (2011), el clima organizacional hoy en día se entiende como un producto de los efectos subjetivos percibidos por los trabajadores, respecto al sistema formal en que ellos se desenvuelven, del estilo informal de los administradores y de factores organizacionales (características del trabajo, condiciones del empleo, etc.) en donde éstos laboren; por lo tanto es posible suponer que dado que tales características del clima organizacional son evaluadas también por cada una de éstas seis condiciones de trabajo del qCT, su interpretación en conjunto permitiría hacer de forma indirecta una evaluación del clima organizacional desde una perspectiva francamente positiva, dado su correlato con el indicador de bienestar psicológico general y por la definición semántica de cada uno de sus factores, lo cual es congruente con la definición que al respecto establece el Artículo 1 de la LOPCYMAT en Venezuela, sobre las condiciones de trabajo, en términos de salud y bienestar psicológico de los trabajadores.

Así mismo y considerando que la ya nombrada definición de salud que diera la OMS, supone no solamente el estado de bienestar físico, mental y social, sino que también implica la ausencia de afecciones

o enfermedades que la minimicen (WHO, 1946, p. 100), es preciso señalar que queda aún por evaluar la validez de criterio divergente o discriminante del qCT con algún indicador de tales afecciones o enfermedades ocupacionales a nivel mentales y/o psicológico, tal como lo recomendaron Blanch et al. (2010), en su estudio original. Para lograr esto, se exhorta a que los próximos estudios que se realicen, atiendan a la lista de tales afecciones que reconozca cada uno de sus países de origen; en el caso venezolano ello lo hace el Instituto Nacional de Prevención, Salud y Seguridad Laborales -IMPSASEL- (2008) y el Ministerio del Poder Popular para el Trabajo y Seguridad Social -MPPTSS-, (2013), los cuales específicamente reconocen como afecciones por factores psicosociales en el trabajo o síndromes psiquiátricos / psicológicos productos de accidentes de trabajo y enfermedades ocupacionales, a los constructos de: estrés ocupacional, fatiga laboral, agotamiento emocional (síndrome de *burnout*) o la respuesta al acoso laboral (síndrome de *moobing*). En este sentido, se recomienda que la operacionalización de éstos constructos se realice con instrumentos igualmente validados en el país, como sucede en Venezuela por ejemplo con el *burnout*, o el estrés laboral, los cuales poseen instrumentos aplicables a diferentes contextos de labor ocupacional, porque éstos se encuentran construidos para tal fin y porque cuentan con su respectiva validación y estandarización nacional (Millán & D'Aubeterre, 2012; Díaz & Feldman, 2010, respectivamente). También es posible destacar la existencia de otros instrumentos que también miden a tales constructos pero que fueron desarrollados para contextos específicos de labor, como

sucede por ejemplo con el estrés surgido a partir del trabajo docente; el cual puede ser medido en Venezuela con instrumentos específicos para el subsistema de educación básica (Ramírez, D'Aubeterre & Álvarez, 2009), como para el subsistema universitario (Álvarez, D'Aubeterre & Ramírez, 2011; Millán, D'Aubeterre & Álvarez, 2012), pues asumen que los eventos que desencadenan la percepción y reacción de estrés por el trabajo, es diferente en cada uno de éstos contextos ocupacionales.

En resumen, la conceptualización fenomenológica del qCT y de cada una de sus seis condiciones de trabajo que la integran, la identificación de sus propiedades psicométricas en el contexto venezolano, en especial su excelente confiabilidad y el ajuste demostrado en cada uno de los indicadores absolutos, incremental y parsimonia entre su estructura teórica y la factorial obtenida y, finalmente, su buena vinculación con un indicador de bienestar psicológico general utilizado, hace que el qCT pueda ser considerado como un instrumento factible de ser utilizado para evaluar la calidad de las condiciones de trabajo dentro del contexto venezolano y de ser considerado tal como lo prevé la necesidad de investigación N° 343 del MCTI (2011) en nuestro contexto nacional.

### Agradecimientos

Se agradece a los estudiantes de la asignatura de Psicometría I de la UNIMET que participaron en la recolección de los datos para llevar a cabo el presente estudio.

## Referencias

- Abelson, R. P. (1996). *Statistics as principled argument*. Hillsdale, Estados Unidos: Erlbaum.
- Álvarez, J.C., D'Aubeterre M. E. y Ramírez, T. (2011). Construcción de un inventario de percepción de estresores en docentes universitarios. En Blanco, C. (Coord.). *Investigación Educativa: Venezuela en Latinoamérica Siglo XXI (Parte II)*. (pp. 93 – 116). Caracas, Venezuela: Centro de Investigaciones Educativas (CIES) de la Escuela de Educación de la Universidad Central de Venezuela (UCV). Disponible en:  
<http://www.ucv.ve/organizacion/facultades/facultad-de-humanidades-y-educacion/centros-de-investigacion/centro-de-investigaciones-educativas-cies/publicaciones/libros/investigacion-en-educacion-venezuela-en-latinoamerica-parte-ii.html>
- Anderson, J. & Gerbing, D. (1988). Structural Equation Modeling in Practice: A Review and Recommended Two-Step Approach. *Psychological Bulletin*, 103 (3), 411 – 423.
- Arnau, J. (1979). *Psicología Experimental: Un enfoque metodológico* (1ª reimpr.). México D.F., México: Editorial Trillas.
- Aron, A., y Aron, E. (2001). *Estadística para Psicología* (2ª ed.). México D.F., México: Prentice Hall.
- Barbero, M., Vila, E. y Holgado, F. (2008). La adaptación de los tests en estudios comparativos interculturales. *Acción Psicológica*, 5(2), 7 – 16.
- Batista-Foguet, J., Coenders, G. y Alonso, J. (2004). Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Medicina Clínica*, 122(1), 21 – 27.
- Blanch, J., Sahagún, M. y Cervantes, G. (2010). Estructura Factorial del Cuestionario de Condiciones de Trabajo. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 26(3), 175 – 189.
- Bakker y Rodríguez-Muñoz (2012). Introducción a la psicología de la salud ocupacional positiva. *Psicothema*, 24(1), 62 – 65. Disponible en:  
<http://www.psicothema.es/pdf/3979.pdf>
- Boomsma, A. (2000). Reporting Analyses of Covariance Structures. *Structural Equation Modeling*, 7(3), 461–483.
- Borsboom, D. (2006). The attack of the psychometricians. *Psychometrika*, 71(3), 425–440.
- Bunge, M. (1966). *La ciencia, su método y su filosofía*. Buenos Aires, Argentina: Editorial Siglo XXI.
- Código de Ética Profesional del Psicólogo. (1981, 28 de Marzo). II Asamblea Nacional Ordinaria de la Federación de Psicólogos de Venezuela.

- Contasti, M. (1975). Graffar-Méndez Castellano. *Estructura y validez*. En H. Méndez y M. C. Méndez (Eds.), *Sociedad y estratificación: Método Graffar-Méndez Castellano* (pp. 157-174). Caracas, Venezuela: Fundacredesa.
- Cronbach, L. J., y Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological test. *Psychological Bulletin*, 52, 218-302.
- Díaz, A. & Feldman, L. (2010). Validación Preliminar del Cuestionario de Estrés Laboral (Desbalance-Esfuerzo/Recompensa) en una Muestra de Trabajadores de la Salud Venezolanos. *Ciencia & Trabajo*, 12 (36), 320 – 323.
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R. y Black, W. (1999). *Análisis Multivariante* (5ª ed.). Madrid, España: Prentice Hall.
- Hurtado, J. (2008). La diversidad metodológica en las ciencias sociales: Dificultades y posibilidades. *Revista Esquemas pedagógicos*, 8(1), 38 – 49.
- Instituto Nacional de Estadísticas (2012a). *Indicadores Sociales de la Fuerza de Trabajo; 2º semestre 2009 - 2º semestre 2011: Cuadros 01, 02 y 03.- Distrito Capital*. Disponible en: [http://www.ine.gov.ve/index.php?option=com\\_content&view=category&id=103&Itemid=40#](http://www.ine.gov.ve/index.php?option=com_content&view=category&id=103&Itemid=40#)
- Instituto Nacional de Estadísticas (2012b). *XIV Censo nacional de población y vivienda: Resultados por Entidad Federal y Municipio del Distrito Capital*. Caracas, Venezuela: Gerencia General de Estadísticas Demográficas y Gerencia de Censo de Población y Vivienda.
- Instituto Nacional de Prevención, Salud y Seguridad Laborales (2008). *Norma Técnica para la Declaración de Enfermedad Ocupacional (NT-02-2008)*, Caracas: Venezuela.
- Laxage, G., Noguera, G. y Méndez, H. (1986). Investigación sobre la consistencia de las variables utilizadas en el método Graffar modificado. *Archivos Venezolanos de Puericultura y Pediatría*, 49(1), 105-155.
- Ley Orgánica de Prevención, Condiciones y Medio Ambiente De Trabajo. (2005, 30 de Junio). *Gaceta Oficial de la República Bolivariana de Venezuela*, 38 (236).
- López, M. y Landaeta-Jiménez, M. (2003). La antropometría en el estudio del crecimiento y desarrollo físico: experiencia venezolana. *Revista Española de Nutrición Comunitaria*, 9(3), 128-136.
- Méndez, C. E. (1988). *Metodología*. Bogotá, Colombia: McGraw-Hill
- Méndez-Castellano, H. (1982). *Método Graffar modificado para Venezuela: Manual de procedimientos del área de familia*. Caracas, Venezuela: Fundacredesa.
- Millán, A. y D'Aubeterre, M. (2010). El empleo y el desarrollo de las instituciones positivas: una aproximación desde el marco legal, el contexto organizacional y las investigaciones relacionadas con el bienestar. En Garassini y Camili (Eds). *Psicología Positiva: Estudios en Venezuela*. Caracas: Monfort, C.A.

- Millán, A. y D'Aubeterre, M. E. (2011). Validación de la Escala de Bienestar Psicológico en una muestra multiocupacional venezolana. *Revista CES Psicología*, 4(1), 52-71.  
Disponible en:  
[http://dialnet.unirioja.es/servlet/fichero\\_articulo?codigo=3672741&orden=0](http://dialnet.unirioja.es/servlet/fichero_articulo?codigo=3672741&orden=0)
- Millán, A. y D'Aubeterre, M. E. (2012). Propiedades psicométricas del Maslach Burnout Inventory-GS en una muestra multiocupacional venezolana. *Revista de Psicología*, 30(1), 103 - 128. Disponible en:  
<http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/2627/2574>
- Millán, A., D'Aubeterre, M. E., y Álvarez, J. C. (2012). Propiedades psicométricas del Inventario de Percepción de Estrés de Docentes Universitarios (IPELD-U). LXII *Convención Anual de la Asociación Venezolana para el Avance de la Ciencia (ASOVAC)*. Caracas, 18 al 23 de Noviembre, Venezuela: Universidad Metropolitana.
- Ministerio del Poder Popular para la Ciencia, Tecnología e Innovación. (2011). *Necesidades de Investigación 2011: Definición de Áreas*. Disponible en:  
[http://www.oncti.gob.ve/oncti/index.php?option=com\\_phocadownload&view=category&id=11&Itemid=86](http://www.oncti.gob.ve/oncti/index.php?option=com_phocadownload&view=category&id=11&Itemid=86)
- Ministerio del Poder Popular para el Trabajo y Seguridad Social. (2013). Baremo Nacional para la Asignación de Discapacidad por Enfermedades Ocupacionales y Accidentes de Trabajo. *Gaceta Oficial de la República Bolivariana de Venezuela*, 401.015, Abril 25, 2013.
- Montero, I., y León, O. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7 (3), 847 – 862. Disponible en:  
[http://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07\\_es.pdf](http://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf)
- Moral, J. (2009). *El análisis factorial confirmatorio (AFC)*. En R. Landero y M. González (Eds.). *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445 – 528). México D.F., México: Trillas.
- Morales, P. (2008). *El Análisis Factorial en la construcción e interpretación de tests, escalas y cuestionarios*. Departamento de Metodología y Evaluación. Madrid, España: Universidad Pontificia Comillas.
- Muñiz, J. (1998). La medición de lo psicológico. *Psicothema*, 10(1), 1 – 21. Disponible en:  
<http://www.psicothema.com/pdf/138.pdf>
- Norenzayan, A. y Heine, S. (2005). Psychological Universals: What Are They and How Can We Know?. *Psychological Bulletin*, 131(5), 763 – 784.
- Papalia, D. y Olds, S. (1998). *Psicología*. Madrid, España: Mc Graw Hill.
- Pardo, A., y Ruiz, M. (2002). *SPSS 11: Guía para el análisis de datos*. Madrid, España: McGraw Hill.



- Pérez-Gil, J. A., Chacón, S. y Moreno R. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12 (2), 442 – 446. Disponible en: <http://www.psicothema.com/pdf/601.pdf>
- Pérez –Gil, J. A., Moscoso, S. y Rodríguez, R. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442 – 446. Disponible en: <http://www.psicothema.com/pdf/601.pdf>
- Prieto, G., y Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los test utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77(1), 65 – 75. Disponible en: <http://www.papelesdelpsicologo.es/vernumero.asp?id=1102>
- Ponsoda, V. (2009). Metodología al servicio del psicólogo. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 2-6. Disponible en: <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1791.pdf>
- Popper, K. (1967). *La lógica de la investigación científica*, Madrid, España: Tecnos.
- Ramírez, T.; D'Aubeterre, M.E. y Álvarez J. C. (2009). Construcción y validación de un Inventario de Percepción de Estresores en Docentes de Educación Básica (IPE-D). *Revista de la SEECI*, 19, 23-57. Disponible en: [http://www.ucm.es/info/seeci/Numeros/Numero\\_19/InicioN19.html](http://www.ucm.es/info/seeci/Numeros/Numero_19/InicioN19.html)
- Rodríguez, A., Retamal, M., Lizana, J. y Cornejo, F. (2011). Clima y satisfacción laboral como predictores del desempeño: en una organización estatal chilena. *Salud & Sociedad*, 2(2), 219 – 234. Disponible en: <http://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3899629>
- Sánchez-Cánovas, J. (2007). *Manual Escala de Bienestar Psicológico* (2ª ed.). Madrid, España: TEA Ediciones, S.A.
- Seijas, F. (2003). *Investigación electoral: encuestas electorales* (2ª ed.). Caracas, Venezuela: Ediciones del Rectorado - Universidad Central de Venezuela.
- Seligman, M. (2002). *La auténtica felicidad*. Barcelona: Ediciones B.
- Shaughnessy, J., Zechmeister, E. y Zechmeister, J. (2007) *Métodos de Investigación en Psicología* (7ª ed.). México D.F., México: McGraw-Hill.
- Shavelson, R. J. & Webb, N. M. (1991). *Generalizability: A primer*. Newbury Park, Estados Unidos: Sage.
- World Health Organisation (1946). *Official record of the World Health Organisation N°2: Proceedings and final acts of the International health Conference*, New York: United States.
- Yela, M. (1990). Evaluar qué y para qué. El problema del criterio. *Papeles del Psicólogo*, 46 y 47. Disponible en: <http://www.papelesdelpsicologo.es/vernumero.asp?id=469>

---

Recibido: Enero 16-2013 Revisado: Julio 31-2013 Aceptado: Septiembre 10-2013