

# Características métricas del Cuestionario de Calidad de Vida Profesional (CVP-35)

Jesús Martín<sup>a</sup> / José Alfonso Cortés<sup>b</sup> / Manuel Morente<sup>b</sup> / Marcial Caboblanco<sup>b</sup> / Javier Garijo<sup>b</sup> / Alberto Rodríguez<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Departamento Médico. AstraZeneca. Madrid.

<sup>b</sup>Área 1 de Atención Primaria. Insalud. Madrid. España.

*Correspondencia:* Jesús Martín. Departamento Médico AstraZeneca. Serrano Galvache, 56. Edificio Roble. 28033 Madrid. España. Correo electrónico: Jesus.Martin@astrazeneca.com

*Recibido:* 19 de septiembre de 2003.

*Aceptado:* 31 de octubre de 2003.

(Metric characteristics of the Professional Quality of Life Questionnaire [QPL-35] in primary care professionals)

## Resumen

**Objetivo:** Evaluar la consistencia interna, la capacidad discriminativa y la composición factorial del Cuestionario de Calidad de Vida Profesional (CVP-35) en una población de profesionales de atención primaria.

**Métodos:** Estudio transversal analítico realizado en un área de atención primaria de Madrid entre 2001 y 2003. En dos ocasiones se seleccionó una muestra aleatoria de 450 profesionales estratificada en 3 grupos: I (médicos, farmacéuticos y psicólogos), II (enfermeras, matronas, fisioterapeutas y trabajadores sociales) y III (auxiliares administrativos y de enfermería y celadores). Se les envió el cuestionario autoaplicativo CVP-35 en enero de 2001 y enero de 2003 con reenvío al cabo de un mes. Se estudiaron los porcentajes de respuesta totales y por ítems, la distribución de estas respuestas buscando los denominados «efecto suelo» y «efecto techo», y la composición factorial basados en un estudio de validación previo.

**Resultados:** En total se obtuvieron 563 respuestas (62,6%). Todas las preguntas tuvieron un índice de respuesta superior al 96%, en el 22,0% de los casos había al menos una pregunta sin respuesta y en el 7,1%, al menos 2. La distribución de las respuestas en ningún caso se correspondía con una normal. El «efecto suelo» estaba presente en preguntas relacionadas con el «apoyo directivo» y el «efecto techo», en las relacionadas con la «motivación intrínseca». Se encontraron 3 factores que explicaban el 39,6% de la varianza y eran prácticamente superponibles a los del estudio de validación previo: «apoyo directivo» (17,0% de la varianza) «cargas de trabajo» (13,2% de la varianza) y «motivación intrínseca» (9,4% de la varianza). La consistencia interna era aceptable ( $\alpha$  de Cronbach > 0,7 para los factores y 0,81 para la puntuación global).

**Conclusiones:** El CVP-35 mantiene sus propiedades métricas en entornos diferentes y puede ser propuesto como elemento de medida y comparación de la calidad de vida profesional en atención primaria.

**Palabras clave:** Satisfacción profesional. Cuestionarios. Psicometría. Atención primaria.

## Abstract

**Objective:** To assess the internal consistency, discriminative capacity and factorial composition of the Professional Quality of Life Questionnaire (QPL-35) in a population of primary care professionals.

**Methods:** We performed a cross-sectional analytical study in a primary care area in Madrid from 2001 to 2003. Random sampling of 450 healthcare professionals was performed on 2 occasions. The sample was stratified into 3 groups: group I (clinicians, pharmacologists, psychologists), group II (nurses, midwives, physiotherapists, social workers) and group III (administrative staff, porters, auxiliary nurses). The self-administered questionnaire QPL-35 was sent in January 2001 and January 2003 and on each occasion the questionnaire was sent again 1 month later. The percentages of total responses and responses per item were studied. We also studied the distribution of each answer by examining the «floor effect» and «ceiling effect», as well as the factorial composition based on a previous validation study.

**Results:** Five hundred sixty-three questionnaires (62.6%) were returned. All the questions had a response rate of more than 96%. At least one unanswered question was found in 22.0% of the questionnaires, and at least 2 were unanswered in 7.1%. The distribution of the answers did not fit normal distribution in any of the cases. The floor effect was present in questions related to management support and the ceiling effect was found in those related to motivation. The factorial analysis found 3 factors that explained 39.6% of the variance in the total number of questions. These factors were very similar to those of the previous validation study: «management support», «perception of workload» and «intrinsic motivation» explained 17.0%, 13.2% and 9.4% of the variance, respectively. Internal consistency was high for each factor (Cronbach's  $\alpha$  > 0.7) and for the total score (Cronbach's  $\alpha$  = 0.81).

**Conclusions:** The metric properties of the QPL-35 are maintained in different environments. This questionnaire can be recommended as a tool to measure and compare quality of professional life in primary care.

**Key words:** Professional satisfaction. Questionnaire. Psychometrics. Primary Care.

## Introducción

**E**l principio de que «las personas son el principal activo de las organizaciones» se cumple de forma especial en el caso de las organizaciones sanitarias. Tanto es así que la calidad de los servicios prestados por estas organizaciones se relaciona directamente con la satisfacción de los profesionales que las integran<sup>1,2</sup>. La satisfacción laboral de los trabajadores es un objetivo de las organizaciones en general, y de las sanitarias en particular, imprescindible para garantizar el mantenimiento de la inversión en el capital humano y, por ende, la mejor calidad de los servicios prestados<sup>3</sup>.

Sin embargo, los profesionales de la salud, dadas las características de su desempeño laboral, están especialmente expuestos a sufrir el denominado por Maslach<sup>4</sup> «síndrome de *burnout*», posteriormente designado como «síndrome de desgaste profesional»<sup>5</sup>. Éste es un resultante específico del estrés laboral crónico que suele aparecer en los profesionales que mantienen una relación de ayuda constante y directa con otras personas, tras soportar una sobrecarga de trabajo duradera y, normalmente, tras poner unas expectativas y una dedicación considerables en su trabajo. Con el tiempo, estos profesionales sufren los síntomas de cansancio emocional, despersonalización y falta de realización personal propios del citado síndrome. Entre las variables asociadas a esta situación se señalan los factores ambientales, las características de la persona, las características del afrontamiento, los resultados previos de las experiencias de estrés y las consecuencias de esta situación excepcional para el individuo<sup>6</sup>.

El estrés laboral y su impacto en el profesional sanitario han sido medidos en numerosas ocasiones en diversos ámbitos. En concreto, en el nivel organizativo de atención primaria se ha investigado con interés cuál es la prevalencia de *burnout* y qué factores se asocian a esta situación<sup>7-13</sup>.

El estrés laboral incide directamente en la satisfacción del profesional y en su percepción de la calidad de vida en el trabajo. La satisfacción laboral fue objeto de estudio desde la psicología de las organizaciones por su efecto en otras variables como el rendimiento. Posteriormente, y desde una perspectiva más centrada en la calidad de vida laboral, se ha revelado como una dimensión valiosa en sí misma y un objetivo de la intervención organizacional<sup>14</sup>. La calidad de vida profesional se relaciona con el equilibrio entre las demandas del trabajo y la capacidad percibida para afrontarlas, de manera que a lo largo de la vida se consiga un desarrollo óptimo en las esferas profesional, familiar y personal<sup>15</sup>. En las organizaciones sanitarias, la calidad de vida profesional es un objetivo en sí mismo y, a su vez, un elemento imprescindible para la consecución del resto

de los objetivos<sup>3,15</sup>. Por ello, debe ser medida y supervisada. En nuestro Sistema de Salud, así lo han hecho varios grupos de trabajo, tanto en el ámbito de la atención especializada como de la atención primaria<sup>8,18-22</sup>.

Entre los instrumentos empleados para medir la satisfacción profesional en atención primaria, destacan 2: el cuestionario de Font-Roja<sup>23</sup> y el cuestionario de Calidad de Vida Profesional, CVP-35<sup>24</sup> (QVP-35 en su denominación original), ambos validados y utilizados ampliamente.

El cuestionario CVP-35 realiza una medida multidimensional de la calidad de vida profesional. Consta de 35 preguntas, que se responden en una escala de 1 a 10, y da una medida resumen de la percepción de la calidad de vida profesional. Se ha utilizado en diferentes estudios<sup>19,22,25</sup>, lo que apunta la posibilidad de considerarlo un instrumento que permita la comparabilidad en situaciones diferentes. Pero no existe un criterio único y concreto que permita afirmar que un cuestionario es un instrumento perfectamente válido<sup>26</sup>. El estudio de las propiedades métricas de un instrumento que pretende valorar, como es el caso, un concepto difícilmente cuantificable constituye un proceso dinámico que pone de manifiesto las capacidades y limitaciones del instrumento. La reevaluación de estas propiedades en un nuevo espacio, y posiblemente con nuevas connotaciones organizativas, parece oportuna. Es sabido que la medición de la calidad de vida laboral entre sanitarios ofrece resultados diferentes en función del entorno organizativo. Por ejemplo, el personal de enfermería tiene mejor percepción de su calidad de vida profesional que los médicos de familia en los sistemas públicos de salud<sup>25,27</sup> y, por el contrario, peor que los entornos de organizaciones de gestión<sup>28</sup>.

Por esta razón se presenta este trabajo, cuyo objetivo es valorar la consistencia del instrumento de medida CVP-35, su capacidad discriminatoria y su composición factorial en un entorno diferente del que se utilizó en el estudio de validación original.

## Métodos

Se ha utilizado el cuestionario CVP-35 como instrumento de monitorización de la calidad de vida profesional en un área de atención primaria de la zona sur de la Comunidad de Madrid en la que trabajan alrededor de 1.500 personas. La población de estudio se dividió en 3 subgrupos homogéneos en cuanto a titulación y percepciones salariales. El grupo I incluía médicos, farmacéuticos y psicólogos (un 93% de médicos). El grupo II estaba constituido por enfermeras, matronas, fisioterapeutas y trabajadores sociales (un 92% de enfermeras) y el grupo III estaba formado por auxiliares administrativos, celadores y auxiliares de clí-

nica (un 85% de auxiliares administrativos o celadores). Estos grupos se corresponden con las categorías administrativas A (grupo I), B (grupo II) y C, D y E (grupo III), y cada uno de ellos incluía alrededor de 500 trabajadores.

El cuestionario se envió en 2 momentos diferentes (primer trimestre de 2001 y de 2003) a 150 individuos de cada grupo, elegidos por muestreo aleatorio simple (450 sujetos en cada envío). Se seleccionó una muestra en 2001 y otra distinta en 2003. Se realizó un segundo envío en cada ocasión, y se utilizó un sistema de devolución anónimo y gratuito para el encuestado. Además del cuestionario, se recogieron características demográficas (edad, sexo, estado civil) y laborales (tipo de centro, turno de trabajo, tamaño del equipo, responsabilidades directivas, tiempo trabajado en la misma zona). La tasa de respuesta en ambas ocasiones fue del 62 y del 64%, respectivamente.

El cuestionario CVP-35 consta de 35 preguntas que se responden en una escala de 1 a 10, a la que se superponen las categorías «nada» (valores 1 y 2), «algo» (valores 3, 4 y 5), «bastante» (valores 6, 7 y 8) y «mucho» (valores 9 y 10). En un estudio previo de validación se encontró que había 3 subescalas que explicaban la composición factorial del cuestionario: «apoyo directivo», «cargas de trabajo» y «motivación intrínseca». Había 2 preguntas que no se podían englobar en estas categorías. Una era una medida resumen de la percepción de calidad de vida profesional, y la otra hacía referencia a la capacidad de abstraerse de la presión cuando termina el trabajo. Las subescalas de cada dimensión presentaban una consistencia interna alta ( $\alpha$  de Cronbach entre 0,75 y 0,86)<sup>24</sup>.

En el presente estudio se realiza un análisis descriptivo de la población que cumplimentó el cuestionario y las puntuaciones globales obtenidas. Posteriormente, se llevó a cabo un análisis factorial (componentes principales con rotación varimax), basado en un criterio de *eigenvalues* mayores que uno<sup>29,30</sup>, y en el que se incluyen los factores necesarios para obtener una capacidad explicativa de la varianza de aproximadamente el 40%, que es el valor con el que se trabajó en la validación original<sup>24</sup>. Se analiza la consistencia interna total del cuestionario y de cada una de las subescalas resultantes, utilizando el criterio de  $\alpha$  de Cronbach  $\geq 0,7$  para considerar adecuada la consistencia interna<sup>31</sup>. La pregunta 35 del cuestionario, referida al apoyo de los compañeros en el caso de tener responsabilidades directivas, fue excluida del análisis factorial para no reducir la muestra, ya que sólo podía ser contestada en el 12,4% de los casos, pues en el resto de los encuestados no había responsabilidades directivas en el momento del envío del cuestionario.

Se estudiaron las correlaciones de cada factor con la medida resumen de la calidad de vida en el trabajo

de forma gráfica y con los coeficientes de correlación de Pearson (paramétrico) y Spearman (no paramétrico). También se estudió la existencia de los llamados «efecto suelo» y «efecto techo», la capacidad discriminativa de las preguntas y su distribución, dado que se propone su tratamiento como variables continuas. El «efecto suelo» es el fenómeno que se produce al agruparse un porcentaje de las respuestas a determinada pregunta en la parte inferior de la escala. El «efecto techo» se refiere al mismo fenómeno con los valores altos de la escala. Ambas situaciones restan capacidad discriminativa a la pregunta. Para estudiar estos efectos y la forma de distribución de las respuestas, se miden los rangos de éstas y se muestran las medianas de las puntuaciones y las amplitudes intercuartiles.

Se aplicaron comparaciones frente a la distribución normal (test de Kolmogorov-Smirnov). La factibilidad se evaluó midiendo el porcentaje de no respuesta a cada pregunta concreta. Otros aspectos referentes a la fiabilidad, como la consistencia test-retest, no pudieron ser evaluados por tratarse de cuestionarios anónimos.

---

## Resultados

Se obtuvo un total de 563 respuestas (62,6% del total de los cuestionarios remitidos). La media de edad ( $\pm$  desviación estándar [DE]) era de  $41,6 \pm 10,9$  años, y un 70,2% eran mujeres. La media  $\pm$  DE de tiempo trabajado en la misma área de salud era de  $10,4 \pm 6,8$  años, y el 28,7% de las personas que respondieron tenían responsabilidades directivas en el momento de la encuesta o lo habían hecho en el pasado. El 46,5% de los sujetos tenían contratos con duración limitada, estuviese o no prefijada (interinos, suplentes, etc.). De las personas que contestaron, el 34,8% pertenecía al grupo I; el 35,6%, al grupo II; y el 29,5%, al grupo III. Se compararon los resultados de las respuestas al primer envío y al segundo en las 2 ocasiones sin encontrar diferencias significativas en cuanto a características sociodemográficas ni en la percepción general de la calidad de vida en el trabajo.

En el análisis factorial, los 3 primeros componentes explicaban el 39,6% de la varianza, por lo que no se seleccionaron más componentes. En la tabla 1 se presentan los ítems incluidos en el análisis factorial del cuestionario y las correlaciones de cada variable con los 3 factores. El primer factor explicaba el 17,0% de la varianza total, el segundo añadía un 13,2% de capacidad explicativa y el tercero un 9,4%. La pregunta 15 presentaba una correlación muy débil con cualquiera de los 3 factores (del orden de 0,17 en el mejor de los casos), por lo que no se agrupó en ninguno de ellos.

**Tabla 1. Resultados del análisis factorial (primeros 3 componentes) de los ítems del cuestionario CVP-35 (563 profesionales de atención primaria, Madrid 2001-2003)**

Pregunta	Coeficientes de correlación		
	Factor 1 <sup>a</sup>	Factor 2 <sup>b</sup>	Factor 3 <sup>b</sup>
1. Cantidad de trabajo que tengo	-0,041	0,692	0,246
2. Satisfacción con el tipo de trabajo	0,542	-0,200	0,404
3. Satisfacción con el sueldo	0,538	-0,013	0,064
4. Posibilidad de promoción	0,632	-0,018	0,001
5. Reconocimiento de mi esfuerzo	0,775	-0,052	-0,020
6. Presión que recibo para realizar la cantidad de trabajo	-0,050	0,754	0,134
7. Presión recibida para mantener la calidad de mi trabajo	0,088	0,713	0,026
8. Prisas y agobios por falta de tiempo para hacer mi trabajo	-0,062	0,789	0,083
9. Motivación (ganas de esforzarme)	0,419	0,003	0,509
10. Apoyo de mis jefes	0,722	0,011	0,046
11. Apoyo de mis compañeros	0,317	-0,034	0,245
12. Apoyo de mi familia	0,077	0,036	0,499
13. Ganas de ser creativo	0,251	-0,091	0,487
14. Posibilidad de ser creativo	0,560	-0,051	0,258
15. Desconecto al acabar la jornada laboral	-0,047	-0,175	-0,021
16. Recibo información de los resultados de mi trabajo	0,564	0,122	0,001
17. Conflictos con otras personas de mi trabajo	-0,008	0,300	-0,222
18. Falta de tiempo para mi vida personal	0,115	0,369	0,092
19. Incomodidad física en el trabajo	-0,162	0,381	-0,175
20. Posibilidad de expresar lo que pienso y necesito	0,631	0,055	0,075
21. Carga de responsabilidad	0,127	0,462	0,379
22. Mi empresa trata de mejorar la calidad de vida de mi puesto	0,722	-0,064	0,058
23. Tengo autonomía o libertad de decisión	0,615	-0,104	0,178
24. Interrupciones molestas	-0,080	0,643	-0,101
25. Estrés (esfuerzo emocional)	-0,120	0,758	0,049
26. Capacitación necesaria para hacer mi trabajo	0,025	0,163	0,572
27. Estoy capacitado para hacer mi trabajo actual	-0,236	0,063	0,619
28. Variedad en mi trabajo	0,442	0,015	0,259
29. Mi trabajo es importante para la vida de otras personas	0,081	0,220	0,611
30. Es posible que mis propuestas sean escuchadas y aplicadas	0,729	-0,017	0,096
31. Lo que tengo que hacer queda claro	0,270	0,058	0,369
32. Me siento orgulloso de mi trabajo	0,338	-0,064	0,621
33. Mi trabajo tiene consecuencias negativas para mi salud	-0,276	0,624	0,003
34. Calidad de vida de mi trabajo	0,503	-0,375	0,312

<sup>a</sup>Total de la varianza explicada por el factor 1 («apoyo directivo»): 17,0%.

<sup>b</sup>Total de la varianza explicada por el factor 2 («cargas de trabajo»): 13,2%.

<sup>c</sup>Total de la varianza explicada por el factor 3 («motivación intrínseca»): 9,4%.

La pregunta 34 se correlacionaba con los 3, y se obtuvieron coeficientes mayores de 0,3 (en valores absolutos).

Los 3 factores en la tabla 1 se corresponden con los dominios o subescalas denominados «apoyo directivo», «cargas de trabajo» y «motivación intrínseca» del estudio de validación original<sup>24</sup>, salvo en el caso de la pregunta 2, que se incluía en el factor «motivación intrínseca». Las puntuaciones medias fueron bajas para el factor 1, intermedias para el factor 2 y altas para el factor 3. La media de la percepción de la calidad de vida en el trabajo estaba en un rango intermedio ( $5,15 \pm 1,98$ ). En la tabla 2 se muestran los valores de consistencia interna ( $\alpha$  de Cronbach) para las 3 subescalas y se comparan con el análisis de validación previo.

Las figuras 1-3 muestran las correlaciones entre los 3 factores y la medida resumen de la calidad de vida en el trabajo. Los valores absolutos de estas correlaciones oscilan entre 0,3 y 0,5; son positivas para los factores 1 y 3, y negativas para el 2. Se presentan los coeficientes de correlación con métodos no paramétricos, dado que no se cumplían los criterios de aplicación del coeficiente de correlación de Pearson.

En relación con la distribución de las respuestas, el rango era de 10 para 33 de las 35 preguntas. En las preguntas 1 y 27 el recorrido de las respuestas fue de 3 a 10. En la tabla 3 se muestran los descriptivos de las 35 preguntas, la mediana y la amplitud intercuartil, y el porcentaje de respuesta de cada pregunta. Éste fue superior al 96% en todos los ítems y no hay diferencias según el factor en que se agrupaba la pregunta. Sin considerar la pregunta 35, en el 22% de los casos hubo alguna pregunta no contestada y sólo en el 7,1% de los casos había más de una pregunta sin contestar.

Respecto al «efecto suelo» presentaron una puntuación mínima en más del 20% de los casos los ítems

**Tabla 2. Consistencia interna del cuestionario CVP-35 y sus dominios (estudio actual y estudio de validación previo por Cabezas<sup>24</sup>)**

	$\alpha$ de Cronbach		
	Análisis factorial del estudio actual	Análisis factorial del estudio de Cabezas <sup>a</sup>	Estudio de Cabezas <sup>a</sup>
Factor 1, apoyo directivo	0,86	0,85	0,86
Factor 2, cargas de trabajo	0,82	0,82	0,81
Factor 3, motivación intrínseca	0,71	0,75	0,75
Global		0,81	0,84

<sup>a</sup>Incluye la pregunta 35 en el factor 3 (v. explicación en el texto).

Figura 1. Relación entre «apoyo directivo» (factor 1 del análisis factorial) y la calidad de vida en el trabajo.

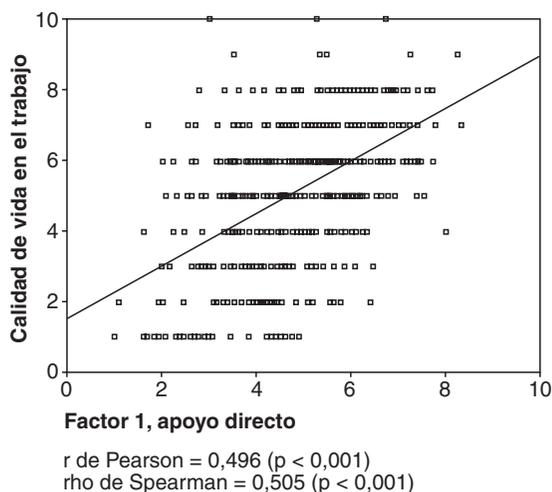


Figura 3. Relación entre «motivación intrínseca» (factor 3 del análisis factorial) y la calidad de vida en el trabajo.

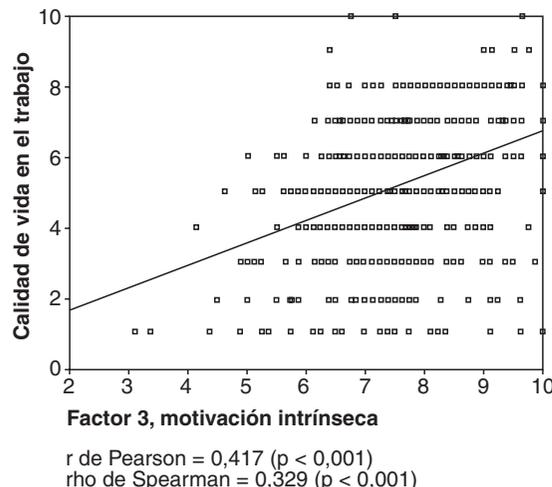
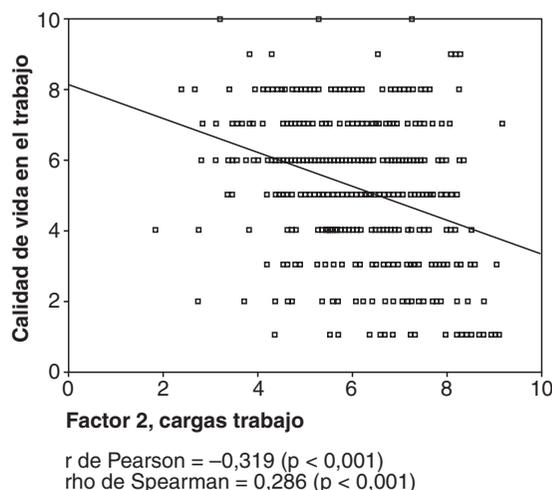


Figura 2. Relación entre «cargas de trabajo» (factor 2 del análisis factorial) y la calidad de vida en el trabajo.



4 y 22 del factor 1 («apoyo directivo»), y el 17 del factor 2 («cargas de trabajo»). Encontramos la puntuación máxima en más del 20% de los casos en los ítems 12, 27 y 29 («efecto techo»), todos referentes a la motivación intrínseca. En el análisis por factores, el 9,8% de los sujetos presentaba puntuaciones medias superiores a 9 en «motivación intrínseca» (posible «efecto techo»). No se encontraron estos efectos para los factores «apoyo directivo» y «cargas de trabajo».

Las puntuaciones de cada ítem se distribuían, en general, de manera asimétrica (tabla 3) y en ningún caso eran compatibles con una distribución normal, según

el test de Kolmogorov-Smirnov. Los factores «apoyo directivo» y «cargas de trabajo» presentaban unas puntuaciones globales de distribución similar a una normal. La puntuación del factor «motivación intrínseca» presentaba una asimetría izquierda (test Kolmogorov-Smirnov, p = 0,016).

## Discusión

El cuestionario CVP-35 presenta unas propiedades similares a las que se encontraron en un estudio de validación previo, a pesar de haber sido utilizado en un ámbito geográfico y temporal alejado del de aquella ocasión.

La coincidencia de resultados en la aplicación del cuestionario en distintos ámbitos del Sistema Nacional de Salud, con características diferentes en cuanto a organización, entorno sanitario y situación profesional, y en períodos distanciados casi 8 años, avala la fiabilidad y la consistencia del instrumento. Lamentablemente, la ausencia de cambios significativos en la calidad de vida laboral (referidos a una gran población de trabajadores) en períodos relativamente cortos y la homogeneidad de los resultados obtenidos en diferentes estudios, en cuanto al nivel de calidad de vida profesional<sup>19,22,25</sup>, nos van a privar de una valoración de la sensibilidad al cambio.

En cuanto al análisis factorial, encontramos una coincidencia casi total de los resultados con los descritos por el estudio previo de validación de Cabezas, lo que indica un comportamiento similar; es decir, cabe suponer que se está midiendo lo mismo. Tan sólo la pregunta

**Tabla 3. Frecuencia y distribución de las respuestas al cuestionario CVP-35 (563 profesionales de atención primaria, Madrid 2001-2003)**

	Respuesta % (IC del 95%)	Mediana	Amplitud intercuartil	p*
<i>Factor 1</i>				
Pregunta 2	98,9 (98,0-99,8)	7	6-8	< 0,001
Pregunta 3	99,1 (98,3-99,9)	5	2-6	< 0,001
Pregunta 4	97,2 (95,8-98,6)	2	1-4	< 0,001
Pregunta 5	97,9 (96,7-99,1)	4	2-5	< 0,001
Pregunta 10	98,4 (97,4-99,4)	5	3-7	< 0,001
Pregunta 11	99,3 (98,6-100)	7	5-8	< 0,001
Pregunta 14	98,0 (96,8-99,2)	5	3-6	< 0,001
Pregunta 16	97,7 (96,5-98,9)	5	3-6	< 0,001
Pregunta 20	99,1 (98,3-99,9)	6	4-7	< 0,001
Pregunta 22	97,3 (96,0-98,6)	3	2-5	< 0,001
Pregunta 23	98,9 (98,0-99,8)	5	3-7	< 0,001
Pregunta 28	97,2 (95,8-98,6)	8	8-9	< 0,001
Pregunta 30	98,4 (97,4-99,4)	5	3-6	< 0,001
<i>Factor 2</i>				
Pregunta 1	99,3 (98,6-100)	8	7-9	< 0,001
Pregunta 6	98,9 (98,0-99,8)	7	5-9	< 0,001
Pregunta 7	97,2 (95,8-99,6)	7	5-8	< 0,001
Pregunta 8	98,9 (98,0-99,8)	8	6-9	< 0,001
Pregunta 17	98,4 (97,4-99,4)	2	1-4,25	< 0,001
Pregunta 18	98,4 (97,4-99,4)	4	2-6	< 0,001
Pregunta 19	98,6 (97,6-99,6)	4	2-6	< 0,001
Pregunta 21	98,8 (97,9-99,7)	8	7-9	< 0,001
Pregunta 24	97,3 (96,0-98,6)	6	4-8	< 0,001
Pregunta 25	98,2 (97,1-99,3)	8	6-9	< 0,001
Pregunta 33	98,8 (97,9-99,7)	5	3-7	< 0,001
<i>Factor 3</i>				
Pregunta 9	99,1 (98,3-99,9)	8	6-9	< 0,001
Pregunta 12	96,4 (94,9-97,9)	9	7-10	< 0,001
Pregunta 13	98,8 (97,9-99,7)	8	6-9	< 0,001
Pregunta 26	97,7 (96,5-98,9)	8	7-9	< 0,001
Pregunta 27	98,2 (97,1-99,3)	8	8-9	< 0,001
Pregunta 29	98,2 (97,1-99,3)	8	7-9	< 0,001
Pregunta 31	97,7 (96,5-98,9)	7	5-8	< 0,001
Pregunta 32	98,6 (97,6-99,6)	8	7-9	< 0,001
<i>Calidad de vida</i>				
Pregunta 34	95,6 (93,9-97,3)	5	4-7	< 0,001
Pregunta 15	98,4 (97,4-99,4)	7	5-9	< 0,001

IC: intervalo de confianza. \*Valor de p del test de Kolmogorov-Smirnov. La hipótesis nula es la compatibilidad de la distribución con una normal.

2, «satisfacción con el tipo de trabajo», se encuentra en nuestro caso más correlacionada con el factor 1 «apoyo directivo» que con el 3 «motivación intrínseca». Aunque conceptualmente la propuesta de Cabezas pueda parecer apropiada, quizá la correlación encontrada se deba a que la respuesta refleje un descontento con los *inputs* que el profesional recibe de la organización, más que con su propia aportación a ésta, y por eso se agrupe con otros ítems referentes al «apoyo directivo».

El estudio de la correlación de los factores con la puntuación de la calidad de vida en el trabajo se ajusta al modelo conceptual de la satisfacción laboral descrito por Cabezas, que se corresponde con un equilibrio entre demandas y recursos del puesto de trabajo<sup>6,24</sup>. Así, el apoyo directivo y la motivación se relacionan positivamente con la calidad de vida laboral, mientras que las cargas de trabajo se relacionan de manera inversa con aquélla. Quizá sea ésta la mejor demostración de la validez de constructo de la herramienta. Esta interacción recursos-demandas está sustancialmente matizada por las expectativas de los sujetos. Al estudiar estas expectativas, aparece en un lugar preeminente la gestión directiva. Los profesionales de los centros de salud valoran especialmente los aspectos relacionados con la gestión directiva<sup>32</sup>. Por ello, no sorprende que sea el factor denominado «apoyo directivo» el que más explicación aporte a la calidad de vida profesional.

Otro dato que indica el buen comportamiento de este instrumento es la coincidencia entre los resultados del análisis factorial y el análisis realizado por Cortés et al para establecer la relación entre las respuestas a los factores del cuestionario y la pregunta 34 («calidad de vida en mi trabajo»)<sup>25</sup>. Estos autores encontraron que el factor que mejor se correlacionaba con la respuesta a esta pregunta era el «apoyo directivo», y la capacidad explicativa de los 3 factores («apoyo directivo», «cargas de trabajo» y «motivación intrínseca») sobre la percepción de la calidad de vida era cercana al 40%, resultado similar al hallado tras el análisis factorial del cuestionario completo.

En cuanto a los ítems que componen el cuestionario, cabe señalar que la frecuencia de respuesta individual es muy elevada, así como la del conjunto del instrumento. Las respuestas se distribuyen a lo largo de toda la escala en casi la totalidad de las preguntas, aunque es frecuente encontrar «efecto suelo» en las cuestiones referentes a «apoyo directivo» y «efecto techo» en las relacionadas con la «motivación intrínseca». Esta situación se observaba de manera más acusada en el estudio de Cabezas, aunque en aquel caso, además, se encontraba «efecto suelo» en algunas preguntas relacionadas con las cargas de trabajo<sup>24</sup>. La desaparición de este fenómeno unos años después puede estar relacionada con un aumento objetivo de las cargas de trabajo que se han constatado en el ámbito de la atención primaria en nuestro entorno<sup>33,34</sup> o con una disminución de la tolerancia a estos factores estresores. El caso es que hay más profesionales que perciben en alguna medida molestias físicas en el trabajo y consecuencias negativas para la salud (preguntas 19 y 33).

La elevada percepción de la motivación intrínseca se ha observado en más ocasiones, también con el uso de otros instrumentos de medida<sup>21</sup>. Es posible hallar un «efecto techo» en las preguntas de esta categoría.

La distribución de las respuestas en cada variable se extiende por un amplio rango, lo que podría aproximarlas a una variable continua. Sin embargo, la forma de esta distribución es claramente asimétrica y en ningún caso es compatible con la normal. Esto dificulta el uso de pruebas paramétricas para su comparación, salvo que éstas hayan demostrado su consistencia para desviaciones del supuesto de normalidad<sup>35</sup>. Por el contrario, sí resultan compatibles con la distribución normal las medidas resumen del «apoyo directivo» y «cargas de trabajo». En el caso de la «motivación intrínseca» existe una asimetría producida por respuestas con puntuaciones muy bajas, que quizá reflejen la situación de profesionales con síndrome de *burnout*, cuya prevalencia se muestra elevada en estudios previos<sup>7-11</sup>, pero que no vemos reflejada al medir la motivación.

En definitiva, nos encontramos con un instrumento fácil de aplicar, con el que se consiguen índices de respuesta aceptables, que se basa en un marco concep-

tual establecido y con un comportamiento estable en diferentes medios, lo que nos permite proponerlo como una de las herramientas de referencia en atención primaria para la medición de la calidad de vida en el trabajo que, a su vez, nos capacita para establecer comparaciones entre diferentes organizaciones y lugares.

#### Agradecimientos

A todos los profesionales y a la Dirección del Área 11 de Atención Primaria de Madrid, por su colaboración y apoyo.

Los datos necesarios para la elaboración de este trabajo se obtuvieron durante la realización de un proyecto de investigación sobre Calidad de vida profesional y clima laboral, financiado parcialmente por el Fondo de Investigación Sanitaria (FIS expte. 01/0874).

#### Bibliografía

1. Varo J. La calidad de la atención médica. *Med Clin (Barc)* 1995;104:538-40.
2. Sibbald B, Enzer I, Cooper C, Routh U, Sutherland V. GP job satisfaction in 1987, 1990, and 1998: lessons for the future? *Fam Pract* 2000;17:364-71.
3. Newman K, Maylor U. The NHS Plan: nurse satisfaction, commitment and retention strategies. *Health Serv Manage Res* 2002;15:93-105.
4. Maslach C. «Burnout». *Hum Behav* 1976;5:16-22.
5. Mingote JC. Síndrome «burnout» o síndrome de desgaste profesional. *FMC* 1998;5:493-500.
6. Cabezas C. Síndrome de desgaste profesional, estrés laboral y calidad de vida profesional. *FMC* 1998;5:491-2.
7. De Pablo R, Suberviola JF. Prevalencia del síndrome de «burnout» o desgaste profesional en los médicos de atención primaria. *Aten Primaria* 1998;22:580-4.
8. Olivar C, González S, Martínez MM. Factores relacionados con la satisfacción laboral y el desgaste profesional en los médicos de atención primaria de Asturias. *Aten Primaria* 1999;24:352-9.
9. Caballero MA, Bermejo F, Nieto R, Caballero F. Prevalencia y factores asociados al «burnout» en un área de salud. *Aten Primaria* 2001;27:313-7.
10. Cebrià J, Segura J, Corbella S, Sos P, Comas O, García M, et al. Rasgos de personalidad y «burnout» en médicos de familia. *Aten Primaria* 2001;27:459-68.
11. Prieto L, Robles E, Salazar LM, Daniel E. «Burnout» en médicos de atención primaria de la provincia de Cáceres. *Aten Primaria* 2002;29:294-302.
12. Sobrequés J, Cebrià J, Segura J, Rodríguez C, García M, Juncosa S. La satisfacción laboral y el desgaste profesional de los médicos de atención primaria. *Aten Primaria* 2003;31:227-33.
13. Molina A, García MA, Alonso M, Cecilia P. Prevalencia de desgaste profesional y psicopatología en médicos de atención primaria de un área sanitaria de Madrid. *Aten Primaria* 2003;31:564-71.
14. Meliá JL, Peiró JM. El cuestionario de satisfacción S10/12: estructura factorial, fiabilidad y validez. *Rev Psicol Trab Org* 1989;4:179-87.
15. Miñarro J, Verdú MA, Larraínzar MJ, Molinos FJ. La satisfacción laboral en el Hospital Asepeyo-Sant Cugat del Vallès. *Gestión Hospitalaria* 2002;13:26-30.
16. Escriba-Aguir V, Bernabe-Muñoz Y. Exigencias laborales psicológicas percibidas por médicos especialistas hospitalarios. *Gac Sanit* 2002;16:487-96.
17. Escriba-Aguir V, Mas R, Flores E. Validación del Job Content Questionnaire en personal de enfermería hospitalario. *Gac Sanit* 2001;15:142-9.
18. Acámer F, López C, López-Torres J. Satisfacción laboral de los profesionales sanitarios en atención primaria. *Aten Primaria* 1997;20:401-7.
19. Clúa JL, Aguilar C. La calidad de vida profesional y el orgullo de trabajar en la sanidad pública. Resultados de una encuesta. *Aten Primaria* 1998;22:308-13.
20. Anglada N, Cañadel E. Satisfacción de enfermería de atención primaria en las comarcas de Alt y Baix Empordà. *Aten Primaria* 2000;25:90-6.
21. Fernández MI, Moineiro A, Villanueva A, Andrade C, Rivera M, Gómez JM, et al. Satisfacción laboral de los profesionales de atención primaria del Área 10 del Insalud de Madrid. *Rev Esp Salud Pública* 2000;74:139-47.
22. Alonso M, Iglesias AI, Franco A. Percepción de la calidad de vida profesional en un área sanitaria de Asturias. *Aten Primaria* 2002;30:483-9.
23. Mira JJ, Vitaller J, Buil JA, Aranaz J, Rodríguez-Marin J. Satisfacción y estrés laboral en médicos generalistas del sistema público de salud. *Aten Primaria* 1994;14:1135-40.
24. Cabezas C. La calidad de vida de los profesionales. *FMC* 2000;7:53-68.
25. Cortés JA, Martín J, Morente M, Caboblanco M, Garijo J, Rodríguez A. Clima laboral en atención primaria: ¿qué hay que mejorar? *Aten Primaria* 2003;32:288-95.
26. Argimón JM, Jiménez J. Validación de cuestionarios. En: Argimón Pallas JM, Jiménez Villa J, editores. *Métodos de in-*

- investigación clínica y epidemiológica. 2.<sup>a</sup> ed. Madrid: Harcourt, 2000; p. 167-75.
27. Rout U. Job stress among general practitioners and nurses in primary care in England. *Psychol Rep* 1999;85:981-86.
  28. Freeborn DK, Hooker RS, Pope CR. Satisfaction and well-being of primary care providers in managed care. *Eval Health Prof* 2002;25:239-54.
  29. Análisis factorial. SPSS Base 8.0. Manual del usuario. Chicago: SPSS Inc., 1998; p. 315-25.
  30. Kleimbaum DG, Kupper LL, Muller KE. Applied regression analysis and other multivariable methods. 2nd ed. Belmont: Duxbury Press, 1987.
  31. Nunnally JC, Bernstein IH. Psychometric theory. 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 1994.
  32. Palacio F, Marquet R, Oliver A, Castro P, Bel M, Piñol JL. Las expectativas de los profesionales: ¿qué aspectos valoran en un centro de salud? Un estudio cualicuantitativo. *Aten Primaria* 2003;32:135-4.
  33. Sociedad Española de Medicina de Familia y Comunitaria, SEMERGEN y CEMS. Calidad asistencial y condiciones del ejercicio profesional del médico de familia: propuestas de mejora. Documento Grupo de Consenso. Barcelona: SEMFYC, 2001.
  34. Dura T, Gurrpide N. Presión asistencial, frecuentación y morbilidad pediátrica en un centro de salud. Diferencias etarias y estacionales. *Aten Primaria* 2001;27:244-9.
  35. Casas J, Repullo JR, Pereira J. Medidas de calidad de vida relacionada con la salud. Conceptos básicos, construcción y adaptación cultural. *Med Clin (Barc)* 2001;116:789-96.
-