

Original

## Carga mental y satisfacción laboral: un estudio comparativo entre trabajadoras sociales, educadoras sociales y profesoras de enseñanza primaria

María Dolores Vallellano\* y Susana Rubio-Valdehita

Departamento de Psicología Social, del Trabajo y Diferencial, Facultad de Psicología, Universidad Complutense de Madrid, Madrid, España

### INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

#### Historia del artículo:

Recibido el 16 de julio de 2018  
Aceptado el 31 de agosto de 2018  
On-line el 15 de octubre de 2018

#### Palabras clave:

Satisfacción laboral  
Carga mental  
Demandas cognitivas  
Estrés laboral  
Trabajo social  
Educación social

### R E S U M E N

**Antecedentes y objetivo:** El trabajo social se considera una profesión con alto riesgo de sufrir estrés laboral debido a la carga mental y emocional que implica. Pero aunque el estrés ha sido comparado numerosas veces en profesiones como la enfermería y, en menor medida, con la docencia, aún no se ha tenido en cuenta la carga mental. El propósito de este estudio consistió en comparar el grado subjetivo de carga mental y de satisfacción laboral en 3 grupos de mujeres profesionales: trabajadoras sociales, educadoras sociales y profesoras de educación primaria, todas del ámbito público.

**Método:** Participaron voluntariamente en este estudio 88 mujeres (22 trabajadoras sociales, 18 educadoras sociales y 48 profesoras de enseñanza primaria), quienes completaron un cuestionario sociodemográfico, el Cuestionario de Carga Mental (CarMen-Q) y la Escala de Satisfacción Laboral (JSS).

**Resultados:** Se observó una mayor puntuación en el cuestionario de carga mental en las trabajadoras sociales en comparación con las profesoras de primaria, especialmente respecto a la percepción de demandas cognitivas, demandas temporales y exigencias de rendimiento. Por otro lado, tanto las trabajadoras sociales como las educadoras sociales mostraron una menor puntuación en la escala de satisfacción laboral en contraste con las profesoras de primaria.

**Conclusiones:** Es necesario un conocimiento más profundo de la carga mental y de la satisfacción laboral en profesiones asistenciales en la medida en que ello pueda repercutir en un mejor diseño de los puestos de trabajo.

© 2018 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

### Mental workload and job satisfaction: A comparative study amongst social workers, social educators and primary school teachers

#### A B S T R A C T

#### Keywords:

Job satisfaction  
Mental workload  
Cognitive demands  
Work stress  
Social work  
Social education

**Background and objective:** Social Work is considered a profession with high risk of suffering work stress due to the mental and emotional workload involved. But although stress has been compared numerous times in social work with professions such as nursing, and to a lesser extent with teaching, mental workload has not yet been taken into account. The purpose of this study was to compare the subjective degree of mental workload and job satisfaction in three groups of professional women: social workers, social educators, and primary school teachers, all from the public sphere.

**Methods:** Participants were 88 women (22 social workers, 18 social educators and 48 primary school teachers), who completed a sociodemographic questionnaire, the Cuestionario de Carga Mental (CarMen-Q) and the Job Satisfaction Scale (JSS).

**Results:** A higher score was observed in the CarMen-Q among social workers compared to primary teachers, especially regarding the perception of cognitive demands, temporary demands and performance demands. In addition, both social workers and social educators showed a lower score on the job satisfaction scale in contrast to the primary teachers.

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [lolavall@ucm.es](mailto:lolavall@ucm.es) (M.D. Vallellano).

*Conclusions:* It is necessary to have a deeper knowledge of the mental workload and job satisfaction in social work insofar as this can have an impact on a better design of the jobs.

© 2018 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

## Introducción

Al igual que ocurre en otros países, el estrés laboral se concibe en España como un riesgo para la salud de las personas trabajadoras que debe prevenirse, tal como ordena la *Ley 31/1995*, de 8 de noviembre, de Prevención de Riesgos Laborales. Pero cuanta mayor evidencia científica se tenga de cómo afecta a cada profesión, más fácil será generar programas de prevención eficaces (Vallellano, 2016).

En consonancia con la perspectiva cognitiva del estrés, una persona puede sentirse estresada en su trabajo cuando experimente un desequilibrio entre las demandas que se le requieran y los recursos con los que pueda satisfacerlas, ya sean materiales, organizacionales o interpersonales (Bakker y Demerouti, 2017). De esta manera, el estudio de las demandas, o carga mental laboral (Rubio, Díaz, Martín y Luceño, 2010), al igual que la investigación sobre cómo optimizar recursos (Nielsen y Miraglia, 2017), resulta central para entender el concepto de estrés en el trabajo. Dicho estrés, además, suele estar relacionado con una baja satisfacción laboral que, a la larga, también se corresponde con una baja satisfacción vital (Alessandri, Borgogni y Latham, 2017).

Por hablar de una actividad laboral concreta, el trabajo social se ha considerado una de las profesiones en las que el riesgo de padecer estrés laboral es alto, dada su relación con la carga de trabajo mental y emocional (Coyle, Edwards, Hannigan, Fothergill y Burnard, 2005; Lloyd, King y Chenoweth, 2002; McFadden, Campbell y Taylor, 2015).

Además, es frecuente en esta profesión cierta insatisfacción, relacionada tanto con las condiciones de trabajo como con determinados conflictos (Antonopoulou, Killian y Forrester, 2017; Blanz, 2017; Hombrados-Mendieta y Cosano-Rivas, 2013). Por ejemplo, Acker (2004), en un estudio con una muestra de 259 trabajadores sociales, advirtió que el conflicto de rol correlacionaba negativamente con la satisfacción laboral, y Kalliath y Kalliath (2015), mediante una encuesta electrónica a otros 439 trabajadores sociales, observaron que aquella también se relacionaba con los conflictos que se suelen generar en la interacción de la vida laboral con la vida familiar. Por otro lado, en cuanto a la influencia protectora del apoyo social, Acker (1999), tras evaluar la satisfacción laboral de 128 trabajadores sociales, de entre 40 y 49 años, que se dedicaban a ayudar a personas con trastornos psicológicos graves en el estado de Nueva York, concluyó que, a más apoyo percibido mayor grado de satisfacción.

Sin embargo, cuando se ha comparado la satisfacción laboral de este sector profesional con otros, como el de enfermería, se han obtenido resultados contradictorios. Mientras Ulrich et al. (2007) no encontraron diferencias al comparar a 793 trabajadores sociales con 422 profesionales de enfermería de 4 zonas diferentes de Estados Unidos, otras investigaciones anteriores sí habían observado diferencias en satisfacción laboral (Gibson, McGrath y Reid, 1989), aunque las condiciones laborales sin duda han podido cambiar a lo largo de ese intervalo temporal.

Por último, la investigación de la carga mental percibida en la profesión del trabajo social es todavía una cuestión pendiente; apenas existe una reflexión puntual (Stevens, 2008) y un estudio con trabajadores sociales en el ámbito de la enfermedad renal, pero sin grupo control (Merighi y Ehlebracht, 2005).

En definitiva, dada la obligación legal de prevenir los riesgos laborales específicos de cada profesión, es necesaria más

investigación para conocer mejor el grado de carga mental y de satisfacción laboral en la profesión del trabajo social con relación a otras profesiones. La importancia del trabajo social es creciente en sociedades como la nuestra, con un progresivo envejecimiento y un número creciente de personas en situación de dependencia (Blanz, 2017). Los pocos estudios existentes apenas han contado con grupos control y los resultados podrían estar manifestando, simplemente, diferencias de género o del ámbito de trabajo (público o privado).

El propósito de este estudio consistió en comparar el grado subjetivo de carga mental y de satisfacción laboral en 3 grupos de mujeres profesionales: trabajadoras sociales, educadoras sociales y profesoras de educación primaria, todas del ámbito público. Hemos optado por reclutar una muestra exclusivamente femenina y del ámbito público para facilitar la interpretación de los resultados. Hasta donde ha alcanzado nuestra revisión bibliográfica, creemos que es la primera vez que se comparan específicamente estas 3 profesiones, tanto respecto a la carga mental como a la satisfacción laboral. Basándonos en el conocimiento del perfil profesional de estas 3 actividades, se propusieron 2 hipótesis de trabajo:

*Hipótesis 1:* Habrá diferencias significativas en la carga mental laboral percibida entre las trabajadoras sociales, las educadoras sociales y las profesoras de primaria. En concreto, los 2 primeros grupos percibirán más carga mental en el trabajo que el tercero.

*Hipótesis 2:* Habrá diferencias significativas en la satisfacción laboral entre las trabajadoras sociales, las educadoras sociales y las profesoras de primaria. En concreto, los 2 primeros grupos obtendrán menores puntuaciones que el tercero.

## Método

### Participantes

Participaron en este estudio 88 mujeres voluntarias, con una media de edad de 43.67 años (*desviación típica [DT]* = 9.21, rango = 24–61 años), cumpliendo así con el mínimo de muestra requerido para los parámetros de  $\alpha = .05$ ,  $1 - \beta = .80$ ,  $f = .35$  y 3 grupos, según el programa G\*Power 3.1.9.2 (Faul, Erdfelder, Lang y Buchner, 2007).

Estos 3 grupos fueron conformados según la profesión: 22 mujeres eran trabajadoras sociales; 18, educadoras sociales y 48, profesoras de enseñanza primaria.

Los criterios de inclusión en este estudio fueron: ser mujer, estar contratada como trabajadora social, educadora social o profesora de primaria, desarrollar la actividad profesional en un centro público, llevar un mínimo de un año en el puesto y no tener certificado de discapacidad. Fueron criterios de exclusión los siguientes: ser hombre, trabajar en otra actividad que no fuera el trabajo social, la educación social o la docencia en primaria, trabajar en un centro privado, llevar menos de un año en el puesto, tener certificado de discapacidad o no tener contrato laboral, es decir, ser colaboradora, becaria, voluntaria, etc.

### Instrumentos

Para la realización de este estudio se utilizaron 3 instrumentos: un cuestionario sociodemográfico, un cuestionario de carga mental y una escala de satisfacción laboral.

### Cuestionario sociodemográfico

En dicho cuestionario se solicitó la siguiente información: sexo, edad, estado civil (soltera, casada o convive con pareja, y separada o divorciada), profesión, con contrato (sí/no), ámbito del centro de trabajo (público o privado), certificado de discapacidad (sí/no), llevar menos de un año en la actividad (sí/no).

### Carga mental

Para evaluar esta variable se utilizó el Cuestionario de Carga Mental (CarMen-Q) construido por Rubio Valdehita, López Núñez, López-Higes y Díaz Ramiro (2017).

El CarMen-Q tiene 29 ítems, con un formato de respuesta de 4 puntos (de 0 = *nunca* a 3 = *siempre*), referidos a las demandas percibidas respecto al propio trabajo.

La puntuación total puede oscilar entre 0 y 87 y, a más puntuación, más carga mental percibida.

Tiene una estructura de 4 factores interrelacionados: 1) exigencias de rendimiento (ER), un ejemplo de esta subescala es el ítem número 13: «Mi trabajo requiere que no se cometa ningún error»; 2) demandas cognitivas (DC), un ejemplo de esta subescala es el ítem número 25: «Mi trabajo requiere memorizar una cantidad elevada de datos»; 3) demandas emocionales (DE), un ejemplo de esta subescala es el ítem número 18: «Mi trabajo me pone nerviosa» y 4) demandas temporales (DT), un ejemplo de esta subescala es el ítem número 12: «Es normal que se me acumulen las tareas».

En el presente estudio se usaron las puntuaciones directas de estas subescalas, sumando sus ítems.

Se utilizó este instrumento de carga mental por haber sido construido con una muestra española, además de por no ser demasiado largo.

Respecto a su consistencia interna, los autores obtuvieron un rango en el valor  $\alpha$  de Cronbach entre .79 y .88, para las 4 subescalas (DT = .79; ER = .80; DE = .84; DC = .88).

En el presente estudio, se obtuvo un valor  $\alpha$  de Cronbach de .89 para la escala global, y valores que oscilaron entre .64 y .89 para las 4 subescalas (ER = .64, DE = .68, DT = .80 y DC = .89).

### Satisfacción laboral

Para evaluar la satisfacción laboral se utilizó la Escala de Satisfacción Laboral (*Job Satisfaction Scale*, JSS), construida por Warr, Cook y Wall (1979), una escala de 15 ítems, con un formato de respuesta de 7 puntos (desde 1 = *totalmente insatisfecho* hasta 7 = *totalmente satisfecho*), en la que la persona debe marcar lo satisfecha que está ante una serie de aspectos laborales, como el «sueldo» (ítem número 7) y las «posibilidades de promocionar» (ítem número 10), entre otros.

La puntuación total se obtiene sumando las respuestas a todos los ítems, por lo que esta puede oscilar entre 15 y 105. A más puntuación, más satisfacción laboral.

Se usó este instrumento en su versión española (Pérez Bilbao y Fidalgo Vega, 1999), por ser un instrumento sencillo, de fácil administración y muy utilizado internacionalmente.

La consistencia interna del instrumento parece buena. Los autores obtuvieron un valor  $\alpha$  de Cronbach de .88. En esta muestra se observó un valor  $\alpha$  de Cronbach de .87.

Respecto a la estructura factorial, aunque se han propuesto diferentes dimensiones (Pérez Bilbao y Fidalgo Vega, 1999), un análisis factorial confirmatorio reciente señaló la conveniencia de mantener una sola dimensión (Heritage, Pollock y Roberts, 2015), propuesta que se seguirá a lo largo de esta investigación.

### Procedimiento

Se contactó con las participantes de 2 formas. Por un lado, se pidió colaboración directa a través de los respectivos colegios profesionales a cambio de recibir un informe sobre los resultados de

esta investigación. Por otro lado, también se contó con la colaboración de alumnado de cuarto curso de los diferentes estudios de grado universitario y que realizaba prácticas externas. A cambio de un certificado de colaboración, fueron ellos quienes contactaron directamente con las profesionales en los diferentes centros de trabajo.

En ambos casos, se tuvieron en cuenta los criterios de inclusión y de exclusión antes de completar un cuadernillo que incluía los instrumentos citados.

Todas las mujeres que finalmente participaron en el estudio lo hicieron de forma voluntaria. La información se trató de manera anónima y confidencial. El proceso completo duró 7 meses, desde diciembre de 2017 hasta junio de 2018.

### Análisis de datos

El análisis de datos se efectuó con el programa IBM SPSS v. 20. Para comparar los 3 grupos profesionales en el cuestionario de carga mental se realizó un análisis de la varianza (ANOVA) tras comprobar el requisito de homocedasticidad con la prueba de Levene.

Para comparar los 3 grupos profesionales en las diferentes dimensiones de carga mental se realizó un análisis multivariante de la varianza (MANOVA), dado que dichas dimensiones correlacionaron entre sí. Previamente, se comprobó el requisito de la igualdad de las matrices de covarianzas con la prueba de Box.

Para las comparaciones específicas entre pares de medias, se usó la prueba de Scheffé, porque es una prueba conservadora y no requiere que los tamaños muestrales sean iguales, como es el caso en este estudio.

Para comparar los 3 grupos profesionales en el cuestionario de satisfacción laboral se realizó un ANOVA, pero como el requisito de homocedasticidad no se cumplió, también se utilizó la prueba no paramétrica de Kruskal-Wallis.

Para las comparaciones específicas entre pares de medias de la satisfacción laboral, se utilizó la prueba de Games-Howell debido a dicha falta de homocedasticidad.

Por último, para el estudio de predicción de la satisfacción laboral se realizó un análisis de regresión múltiple por pasos sucesivos, incluyendo la variable edad, las 4 subescalas del cuestionario de carga mental y la variable profesión, dicotomizada para poder realizar dicho análisis (Etxeberría, 1999).

## Resultados

### Variables sociodemográficas: edad y estado civil

Como se utilizó un diseño transversal relacional en el que la variable independiente fue el tipo de trabajo (trabajo social, educación social y enseñanza primaria) y las variables dependientes fueron la carga mental y la satisfacción laboral, antes de comparar los 3 grupos profesionales en esas variables, se comprobó que entre ellos no hubiera diferencias respecto a la edad,  $F(2, 85) = .760$ ,  $p = .471$ , ni respecto al estado civil,  $\chi^2(4) = 3.48$ ,  $p = .481$ .

### Carga mental general

Una vez comprobada la igualdad de las varianzas entre los 3 grupos profesionales con la prueba de Levene,  $F(2, 85) = .553$ ,  $p = .577$ , se encontraron diferencias interprofesionales en la puntuación total de carga mental,  $F(2, 85) = 13.42$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .240$ .

En concreto, se observó que el grupo de trabajadoras sociales puntuó más en el CarMen-Q ( $M = 58.59$ ,  $DT = 8.22$ ), que las profesoras de primaria ( $M = 45.23$ ,  $DT = 11.14$ ), pero no significativamente más que las educadoras sociales ( $M = 53.39$ ,  $DT = 10.80$ ), según la prueba de Scheffé ( $p = .297$ ).

**Tabla 1**  
Puntuación media y desviación típica en carga mental y satisfacción laboral de los 3 grupos profesionales

Instrumentos	Trabajadoras sociales		Educadoras sociales		Profesoras de primaria	
	M	DT	M	DT	M	DT
CarMen-Q	58.59	8.22	53.39	10.80	45.23	11.14
Exigencias de rendimiento	12.00	2.13	11.28	1.74	10.68	2.12
Demandas cognitivas	23.59	3.81	20.67	4.51	15.40	4.99
Demandas emocionales	8.82	2.59	10.33	4.61	9.60	3.30
Demandas temporales	14.18	3.43	11.11	3.99	9.98	3.17
JSS	67.73	16.04	70.78	11.70	82.94	9.04

CarMen-Q: Cuestionario de Carga Mental; JSS: Job Satisfaction Scale.

Por su parte, las diferencias observadas entre educadoras sociales y profesoras también fueron significativas según la prueba de Scheffé ( $p = .022$ ).

### Dimensiones de carga mental

La **Tabla 1** muestra las puntuaciones observadas en cada una de las 4 dimensiones de carga mental que evalúa el CarMen-Q, además de la puntuación global.

Dado que las 4 dimensiones de carga mental correlacionan entre sí, se realizó un análisis multivariado de la varianza después de comprobar la igualdad de las matrices de covarianzas con la prueba de Box ( $M = 33.78$ ,  $p = .057$ ).

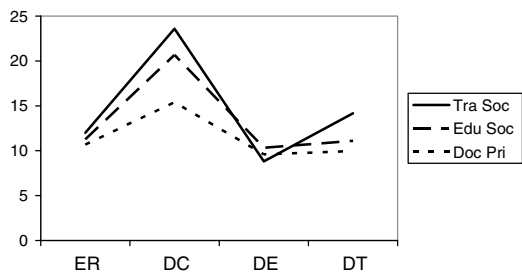
El análisis multivariado de la varianza resultó significativo, tanto en la intersección,  $\Lambda$  de Wilks = .034,  $F(4, 82) = 577.09$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .956$ , como respecto a la profesión,  $\Lambda$  de Wilks = .503,  $F(8, 164) = 8.40$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .291$ .

Y se hallaron diferencias en 3 de las 4 subescalas del CarMen-Q; en concreto, en la subescala de DE,  $F(2, 85) = 26.64$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .385$ ; en la subescala de DT,  $F(2, 85) = 11.82$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .218$  y en la subescala de ER,  $F(2, 85) = 3.51$ ,  $p = .034$ ,  $\eta^2 = .076$ .

Por el contrario, en la subescala de DC no se encontraron diferencias significativas entre las 3 profesiones:  $F(2, 85) = .94$ ,  $p = .392$ ,  $\eta^2 = .022$ .

Las comparaciones múltiples *a posteriori* según la prueba de Scheffé, mostraron que:

- Respecto a la subescala ER: la puntuación de las trabajadoras sociales fue mayor que la de las profesoras de primaria,  $p = .038$ .
- Respecto a la subescala de DC: la puntuación de las trabajadoras sociales fue mayor que la de las profesoras de primaria,  $p < .001$ . Y la puntuación de las educadoras sociales también fue mayor que la de las profesoras de primaria,  $p < .001$ .
- Por último, respecto a la subescala de DT: la puntuación de las trabajadoras sociales fue mayor que la de las profesoras de primaria,  $p < .001$ , y que la de las educadoras sociales,  $p = .023$ .



**Figura 1.** Diferencias interprofesionales (trabajadoras sociales, educadoras sociales y docentes de primaria), en las 4 dimensiones del CarMen-Q.  
DC: demandas cognitivas; DE: demandas emocionales; DT: demandas temporales; ER: exigencias de rendimiento.

En la **Figura 1** se puede apreciar la diferencia entre las 3 profesiones en dichas subescalas.

### Satisfacción laboral

En este estudio también se observaron diferencias interprofesionales en la variable satisfacción laboral,  $F(2, 84) = 15.44$ ,  $p < .001$ ,  $\eta^2 = .269$ .

Pero dado que se apreció falta de homocedasticidad según la prueba de Levene,  $F(2, 84) = 3.54$ ,  $p = .033$ , dichas diferencias interprofesionales tuvieron que ser confirmadas con la prueba de Kruskal-Wallis,  $\chi^2(2) = 22.80$ ,  $p < .001$ .

Debido precisamente a dicha falta de homocedasticidad, para las comparaciones *a posteriori* se utilizó la prueba de Games-Howell y no la de Scheffé. Los resultados indicaron que el grupo de trabajadoras sociales obtuvo una menor puntuación en la satisfacción laboral ( $M = 67.73$ ,  $DT = 16.04$ ) que las profesoras de primaria ( $M = 82.94$ ,  $DT = 9.04$ ) ( $p = .001$ ), pero no significativamente menos que las educadoras sociales ( $M = 70.78$ ,  $DT = 11.70$ ) ( $p = .768$ ).

Por su parte, el grupo de educadoras sociales también tuvo una puntuación en satisfacción laboral significativamente menor que el grupo de las profesoras de primaria ( $p = .001$ ).

### Análisis predictivo de la satisfacción laboral

La **Tabla 2** muestra las correlaciones entre las variables del estudio. Con dicha información y con el objetivo de predecir la satisfacción laboral, se realizó un análisis de regresión múltiple por pasos sucesivos, incluyendo la variable edad, las subescalas de carga mental y la variable profesión. Esta última variable se recodificó de forma dicotómica para poder utilizarla en el análisis de regresión (1 = trabajo social, 0 = resto de profesiones), como propone Etxeberria (1999).

Tal como se puede ver en la **Tabla 3**, tanto la profesión ( $B = -8.38$ ) como las DT ( $B = -.89$ ) fueron los mejores predictores de la satisfacción laboral, al explicar conjuntamente el 20% de la varianza.

### Discusión

Con este estudio se pretendió evaluar la carga mental percibida y la satisfacción laboral en una muestra de trabajadoras sociales en comparación con un grupo de educadoras sociales y un grupo de profesoras de enseñanza primaria, todas ellas del ámbito público.

Conforme con las 2 hipótesis planteadas, los resultados parecen indicar que las trabajadoras y educadoras sociales, en comparación con las profesoras de primaria, dicen experimentar más carga mental en el trabajo y estar menos satisfechas profesionalmente. Ello resulta coherente con algunas investigaciones previas que señalan que la satisfacción laboral en la profesión del trabajo social depende de las características del puesto (Blanz, 2017; Coyle et al., 2005). Además, según nuestro análisis, parece que la carga mental influye en el grado de satisfacción laboral percibido, especialmente las DT.

**Tabla 2**

Correlaciones, medias, desviaciones típicas y coeficientes alpha de Cronbach de las 4 dimensiones del CarMen-Q y del JSS

	1	2	3	4	5
1. Exigencias de rendimiento	-				
2. Demandas cognitivas	.578**	-			
3. Demandas emocionales	.315**	.269*	-		
4. Demandas temporales	.442**	.614**	.303**	-	
5. JSS	-.290**	-.327**	-.013	-.372**	-
6. Edad	-.046	-.186	.181	-.031	-.135
M	11.08	18.44	9.51	11.20	76.57
DT	2.16	5.88	3.46	3.84	13.52
Núm. de elementos	5	10	7	7	15
α de Cronbach	.64	.89	.68	.80	.87

CarMen-Q: Cuestionario de Carga Mental; DT: desviación típica; JSS: Job Satisfaction Scale; M: media.

\*  $p < .05$ .\*\*  $p < .01$ .**Tabla 3**

Predictores de la puntuación en satisfacción laboral

Variable	Modelo 1 B	Modelo 2	
		B	IC 95%
Constante	79.56**	88.72**	[80.23, 97.22]
Profesión	-11.84**	-8.38*	[-15.10, -1.65]
Demandas temporales		-0.89*	[-1.66, -0.11]
R <sup>2</sup>	.15	.20	
F	14.59**	10.29**	
ΔR <sup>2</sup>		.05	
ΔF		5.25	

N = 86.

IC: intervalo de confianza.

\*  $p < .05$ .\*\*  $p < .001$ .

Cumplir con los plazos de entrega de informes y memorias podría ser un ejemplo.

Respecto a las DC, las profesoras de primaria desarrollan su actividad siguiendo una programación establecida, mientras que tanto trabajadoras como educadoras sociales se enfrentan a diferentes problemas según los casos. Solucionar dichos problemas, manejar información compleja, pensar y elegir entre alternativas y tomar decisiones difíciles forma parte de la actividad de estas 2 últimas profesiones. Por ejemplo, las demandas de solución de problemas hechas por los usuarios, a veces no muy realistas, como advierten Antonopoulou et al. (2017), junto con la urgencia de dar respuesta a necesidades, básicas muchas veces, exacerban dicha carga mental. Por no hablar de la grave crisis en la que se ha sumido el país durante muchos años, la cual ha conllevado menos recursos económicos y humanos y, por tanto, más carga laboral, con lo que se han agravado algunos conflictos, como los de tipo ético (Kalliath y Kalliath, 2015).

Otro resultado interesante del presente estudio es que no se encontraron diferencias respecto a las DE en ninguna de las 3 profesiones. Hay que mencionar que dichas profesiones son más vocacionales que otras y se trabaja atendiendo a personas con un objetivo de utilidad social. En un estudio, López Araujo, Osca Segovia y Peiró (2007) observaron que la implicación con el trabajo puede modular la relación entre el estrés y la satisfacción laboral. Por tanto, si según Acker (2012), los profesionales del trabajo social con más implicación acaban más exhaustos emocionalmente, ello indica que estos 3 grupos podrían tener una implicación parecida con sus respectivos trabajos. No obstante, la investigación futura tendrá que poner a prueba esta hipótesis.

El estudio actual presenta la novedad de comparar a trabajadoras sociales con educadoras sociales y profesoras de primaria, lo que controla por eliminación 2 de las variables que suponen cierta confusión en la literatura científica revisada: sexo y ámbito de

trabajo. No obstante, aún contiene algunas limitaciones que deben mencionarse.

Por ejemplo, no se ha controlado de manera precisa la experiencia laboral de la muestra. De esta forma, las diferencias encontradas en satisfacción laboral y en carga mental podrían deberse a que unas personas tienen más experiencia que otras (Boyas, Wind y Kang, 2012), como por ejemplo, el caso de las profesionales que sientan insatisfacción tras muchos años de trabajo o las que experimenten mucha carga mental debido a su inexperiencia con el puesto.

Tampoco se ha controlado la modalidad contractual, por ejemplo, si el trabajo era fijo o temporal. Ello puede ser importante porque cabe pensar que las personas con contrato indefinido están más satisfechas que las que no lo tienen.

De igual forma, no se ha tenido en cuenta el puesto o posición jerárquica ocupados y pudiera ser un factor más de satisfacción laboral. Por ejemplo, en una investigación con 565 policías españoles, Luceño, García, Talavera y Martín (2016) observaron que el rango influía en las puntuaciones en el Cuestionario Demandas-Control-Recompensas (Luceño y Martín, 2008). Por tanto, sería interesante conocer si ocurre lo mismo dentro del trabajo social o de la educación social.

Por todo ello, la investigación futura deberá controlar un mayor número de variables, como la experiencia profesional, la modalidad contractual, el estatus que se posee dentro de la organización y la organización concreta en la que se trabaja. Por último, con respecto al contenido de la investigación, una cuestión importante sería si la carga mental y la insatisfacción acaban por redundar en una peor atención al usuario del trabajo social.

A modo de conclusión, cabe decir que es importante evaluar la carga mental y la satisfacción laboral en las profesiones asistenciales para generar programas más adecuados de prevención de riesgos psicosociales en el trabajo. Al menos en la muestra del presente estudio, las trabajadoras y educadoras sociales dicen experimentar más carga mental y estar menos satisfechas con su trabajo que las profesoras de primaria. En concreto, obtienen puntuaciones más altas en DC, DT y ER. Estos resultados tienen una clara implicación en el diseño de puestos de trabajo, en los que debe evaluarse que la carga mental siempre esté ajustada a los recursos disponibles.

### Conflicto de intereses

Ninguno. La presente investigación no ha recibido ayudas específicas provenientes de agencias del sector público, sector comercial ni de entidades sin ánimo de lucro.

### Referencias

- Acker, G. M. (1999). The impact of clients' mental illness on social workers' job satisfaction and burnout. *Health & Social Work, 24*(2), 112–119. <http://dx.doi.org/10.1093/hsw/24.2.112>

- Acker, G. M. (2004). The effect of organizational conditions (role conflict, role ambiguity, opportunities for professional development, and social support) on job satisfaction and intention to leave among social workers in mental health care. *Community Mental Health Journal*, 40(1), 65–73.
- Acker, G. M. (2012). Burnout among mental health care providers. *Journal of Social Work*, 12(5), 475–490. <http://dx.doi.org/10.1177/1468017310392418>
- Alessandri, G., Borgogni, L. y Latham, G. P. (2017). A dynamic model of the longitudinal relationship between job satisfaction and supervisor-rated job performance. *Applied Psychology*, 66(2), 207–232. <http://dx.doi.org/10.1111/apps.12091>
- Antonopoulou, P., Killian, M. y Forrester, D. (2017). Levels of stress and anxiety in child and family social work: Workers' perceptions of organizational structure, professional support and workplace opportunities in children's services in the UK. *Children and Youth Services Review*, 76, 42–50. <http://dx.doi.org/10.1016/j.childyouth.2017.02.028>
- Bakker, A. B. y Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. *Journal of Occupational Health Psychology*, 22, 273–285. <http://dx.doi.org/10.1037/OCP0000056>
- Blanz, M. (2017). Employees' job satisfaction: A test of the job characteristics model among social work practitioners. *Journal of Evidence-Informed Social Work*, 14(1), 35–50.
- Boyas, J., Wind, L. H. y Kang, S. (2012). Exploring the relationship between employment-based social capital, job stress, burnout, and intent to leave among child protection workers: An age-based path analysis model. *Children and Youth Services Review*, 34(1), 50–62. <http://dx.doi.org/10.1016/j.childyouth.2011.08.033>
- Coyle, D., Edwards, D., Hannigan, B., Fothergill, A. y Burnard, P. (2005). A systematic review of stress among mental health social workers. *International Social Work*, 48, 201–211. <http://dx.doi.org/10.1177/0020872805050492>
- Etcheberria, J. (1999). *Regresión múltiple*. Madrid/Salamanca: La Muralla/Hespérides.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G. y Buchner, A. (2007). G\*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175–191.
- Gibson, F., McGrath, A. y Reid, N. (1989). Occupational stress in social work. *British Journal of Social Work*, 19(1), 1–18.
- Heritage, B., Pollock, C. y Roberts, L. D. (2015). Confirmatory factor analysis of Warr, Cook, and Wall's (1979) Job Satisfaction Scale. *Australian Psychologist*, 50, 122–129. <http://dx.doi.org/10.1111/ap.12103>
- Hombrados-Mendieta, I. y Cosano-Rivas, F. (2013). Burnout, workplace support, job satisfaction and life satisfaction among social workers in Spain: A structural equation model. *International Social Work*, 56(2), 228–246. <http://dx.doi.org/10.1177/002087281142162>
- Kalliath, P. y Kalliath, T. (2015). Work-family conflict and its impact on job satisfaction of social workers. *British Journal of Social Work*, 45(1), 241–259. <http://dx.doi.org/10.1093/bjsw/bet125>
- Ley 31/1995, de 8 de noviembre, de Prevención de Riesgos Laborales (BOE núm. 269, 10/11/95). Disponible en: <https://www.boe.es/buscar/doc.php?id=BOE-A-1995-24292>.
- Lloyd, C., King, R. y Chenoweth, L. (2002). Social work, stress and burnout: A review. *Journal of Mental Health*, 11(3), 255–265. <http://dx.doi.org/10.1080/09638230020023642>
- López Araujo, B., Osca Segovia, A. y Peiró, J. M. (2007). El papel modulador de la implicación con el trabajo en la relación entre el estrés y la satisfacción laboral. *Psicothema*, 19(1), 81–87.
- Luceño-Moreno, L., García-Albuérne, Y., Talavera-Velasco, B. y Martín-García, J. (2016). Stress in Spanish police force depending on occupational rank, sex, age and work-shift. *Psicothema*, 28(4), 389–393. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2015.310>
- Luceño, L. y Martín, J. (2008). *DECORE. Cuestionario de evaluación de riesgos psicossociales*. Madrid: TEA.
- McFadden, P., Campbell, A. y Taylor, B. (2015). Resilience and burnout in child protection social work: Individual and organizational themes from a systematic literature review. *British Journal of Social Work*, 45, 1546–1563.
- Merighi, J. R. y Ehlebracht, K. (2005). Emotional exhaustion and workload demands in renal social work practice. *The Journal of Nephrology Social Work*, 24, 14–19.
- Nielsen, K. M. y Miraglia, M. (2017). What works for whom in which circumstances? On the need to move beyond the «what works» question in organizational intervention research. *Human Relations*, 70(1), 40–62. <http://dx.doi.org/10.1177/0018726716670226>
- Pérez Bilbao, J. y Fidalgo Vega, M. (1999). *Nota técnica de prevención 394: Satisfacción laboral: escala general de satisfacción*. Madrid: Instituto Nacional de Seguridad e Higiene en el Trabajo.
- Rubio Valdehita, S., Díaz Ramiro, E. M., Martín García, J. y Luceño Moreno, L. (2010). La carga mental como factor de riesgo psicossocial: Diferencias por baja laboral. *Ansiedad y Estrés*, 16(2–3), 271–282.
- Rubio Valdehita, S., López Núñez, M. I., López-Higes, R. y Díaz Ramiro, E. M. (2017). Development of the CarMen-Q Questionnaire for mental workload assessment. *Psicothema*, 29(4), 570–576. <http://dx.doi.org/10.7334/psicothema2017.151>
- Stevens, M. (2008). Workload management in social work services: What, why and how? *Practice: Social Work in Action*, 20(4), 207–221. <http://dx.doi.org/10.1080/09503150802601860>
- Ulrich, C., O'Donnell, P., Taylor, C., Farrar, A., Danis, M. y Grady, C. (2007). Ethical climate, ethics stress, and the job satisfaction of nurses and social workers in the United States. *Social Science & Medicine*, 65(8), 1708–1719. <http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2007.05.050>
- Vallellano, M.D. (coord.), 2016. *Guía de buenas prácticas empresariales en gestión del estrés laboral*. Madrid, Observatorio de riesgos psicossociales-UGT.
- Warr, P., Cook, J. y Wall, T. (1979). Scales for measurement of some work attitudes and aspects of psychological well-being. *Journal of Occupational Psychology*, 52, 129–148. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8325.1979.tb00448.x>