



RELIEVE. Revista Electrónica de Investigación y
Evaluación Educativa

ISSN: 1134-4032

relievejournal@gmail.com

Universidad de Granada
España

Gutiérrez-Caballero, Juana María; Blázquez-Manzano, Alberto; Feu, Sebastián
Resistencia ocupacional y satisfacción con la vida en maestros españoles

RELIEVE. Revista Electrónica de Investigación y Evaluación
Educativa, vol. 25, núm. 2, 2019, Junio-Diciembre

Universidad de Granada
Valencia, España

DOI: <https://doi.org/10.7203/relieve.25.2.13139>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=91664472002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Resistencia ocupacional y satisfacción con la vida en maestros españoles

Occupational hardiness and life satisfaction in Spanish primary school teachers

Gutiérrez-Caballero, Juana María⁽¹⁾; Blázquez-Manzano, Alberto,⁽²⁾ & Feu, Sebastián⁽³⁾

(1) Universidad Camilo José Cela (España) (2) Junta de Extremadura (España) (3) Universidad de Extremadura

Abstract

Objective. The objective of this work is multiple: i) to analyze the psychometric properties of the scale of occupational hardiness applied to teachers in Spain; ii) to study the occupational hardiness based on demographic factors, the familiar context and the environment; iii) to predict the degree of satisfaction with life from the variables of the occupational hardiness. **Method.** A descriptive, transversal and inferential design was used. Occupational Hardiness and Life Satisfaction Scale questionnaires were applied to a sample of 649 active teachers employment. **Results.** Teachers show a high mean score in the total resistance score $M=3.48\pm.363$ (Likert Scale of 1-4), as well as in the Commitment $M=3.68\pm.400$, Challenge $M=3.51\pm.461$ and Control $M=3.24\pm.516$ dimensions. Confirmatory factor analysis showed an adequate adjustment of the scales. Inferential analysis indicated the existence of significant differences in resistance according to sex, years of experience and specialty ($p<.05$). Differences were found in the challenge dimension and years of experience; differences in commitment according to sex and specialty; and in control according to type of school and professional status. The resistance variable is the one that most contributes to predicting life satisfaction.

**Reception
Date**

2018 July 28

Approval Date

2019 July 03

**Publication
Date:**

2019 July 05

Keywords: Occupational Resistance, Education, Teacher, Satisfaction with life, Psychology.

Resumen

Objetivo. El objetivo del presente trabajo es múltiple: i) analizar las propiedades psicométricas de la escala de resistencia ocupacional aplicada a maestros españoles; ii) estudiar la resistencia ocupacional en función de factores demográficos, el contexto familiar y el entorno; iii) predecir el grado de satisfacción con la vida a partir de las variables de la resistencia ocupacional. **Método.** Se empleó un diseño descriptivo, transversal e inferencial. Se aplicaron los cuestionarios de Resistencia ocupacional y la Escala de Satisfacción con la vida a una muestra de 649 docentes en activo. **Resultados.** Los docentes presentan una puntuación media alta tanto en la puntuación total de resistencia $M=3.48\pm.363$ (Escala Likert de 1-4), como en las dimensiones *Compromiso* $M=3.68\pm.400$, *Desafío* $M=3.51\pm.461$ y *Control* $M=3.24\pm.516$. El análisis factorial confirmatorio mostró un ajuste adecuado de las escalas. El análisis inferencial indicó la existencia de diferencias significativas en la resistencia en función del sexo, años de experiencia y especialidad ($p<.05$). Se encontraron diferencias en la dimensión desafío y los años de experiencia; diferencias en el compromiso en función del sexo y la especialidad; y en el control en función del tipo de centro y el estatus profesional. La variable resistencia es la que más contribuye a predecir la satisfacción con la vida.

**Fecha de
recepción**

2018 Julio 28

**Fecha de
aprobación**

2019 Julio 03

**Fecha de
publicación**

2019 Julio 05

Palabras clave: Resistencia ocupacional, Educación, Maestro, Satisfacción con la vida, Psicología.

La educación básica en España se estructura en tres etapas: Educación infantil (desde los 0-6 años), Educación Primaria (desde los 7-12 años) y Educación Secundaria desde los 13-16 años). El carácter obligatorio se inicia en la

Educación Primaria y continúa en la etapa de Secundaria, si bien es cierto que la gratuidad del segundo ciclo de Educación infantil (3-6 años) promueve su escolarización temprana.

Corresponding author / Autor de contacto

Blázquez-Manzano, Alberto. Junta de Extremadura, Dirección General de Deportes.
alberto.blazquez@juntaex.es

El marco normativo del sistema educativo español se rige por la Ley Orgánica de Educación 2/2006 de 3 de mayo, modificada por la Ley Orgánica 8/2013 de 9 de diciembre de 2013 o ley LOMCE (Ley Orgánica para la Mejora de la Educación).

El presente trabajo se centra en los maestros de las dos primeras etapas: infantil y primaria.

En los últimos años, la labor docente podría considerarse una de las profesiones con mayor riesgo de sufrir estrés (García y Llorens, 2003).

Las exigencias que presenta el nuevo escenario educativo provocan un alto grado de descontento entre los maestros debido a las altas expectativas que se les exige y los insuficientes recursos personales y laborales con los que cuentan (Martínez & Salanova, 2004). Autores como Lima y Lerrechea (2013), muestran que los maestros en la actualidad se sienten insatisfechos con sus resultados y con su hacer pedagógico.

Avargues y Borda (2010) señalan que los maestros son considerados un factor crítico en los procesos de cambio y de quienes se espera rapidez de adaptación.

Otros autores como Álvarez, Nejar, Porras y Ramírez (2010), realizaron un estudio con profesores de enseñanza secundaria que mostró que la mitad de los mismos sentían estrés, siendo sus principales causas: el comportamiento de los alumnos (desconsideraciones, insultos o agresiones), falta de apoyo de las familias a la hora de gestionar la disciplina, y el excesivo número de alumnos.

Las propuestas destinadas a reducir y prevenir la tensión laboral se han centrado en mejorar los ambientes de trabajo (Zeffane & McLoughlin, 2006), así como conocer los factores de personalidad para afrontar el cambio. En esta línea, Ortega, Ortiz y Coronel (2007), encontraron una correlación significativa y negativa entre el burnout y la *resistencia ocupacional* en los profesionales de salud estudiados.

Trabajos como el de Marengo y Hernando (2016), muestran que las mujeres, solteras y

sin hijos presentan mayor agotamiento y baja realización profesional; mientras que los hombres tienden más a la despersonalización. El tipo de contrato también influye, siendo los trabajadores indefinidos o fijos quienes presentan un menor nivel de burnout.

Por *personalidad resistente* (término anglosajón *hardy personality*), también denominada *resistencia ocupacional* se entiende como un recurso personal contra los efectos de los sucesos estresantes sobre la salud y especialmente como un regulador del estrés ocupacional (Kobasa, 1979). Este perfil describe a un sujeto capaz de enfrentarse de forma activa y optimista a los estímulos estresantes (Kobasa, Maddi & Kahn, 1982). Junto al optimismo, la autoeficacia, la esperanza y el *engagement* con el trabajo, constituye el capital positivo organizacional (Salanova, 2008).

Hay que decir que el término *resistencia ocupacional* ha generado bastante interés, tanto en su definición como en los factores y efectos que produce (Maddi & Martínez, 2008). Trabajos como el de Moreno, Garrosa y González (2000), con un grupo de profesores de Educación Secundaria han mostrado que la *resistencia ocupacional* parece inducir el desarrollo de estrategias de afrontamiento adaptativas que reducen la probabilidad de experimentar los procesos de estrés y burnout.

A pesar de su apariencia multidimensional, la *resistencia ocupacional* debería considerarse como un constructo unidimensional, formado por tres componentes (control, compromiso y desafío), que, solo unidos, dan lugar al concepto.

El factor *control*, hace referencia a la capacidad de manejo e influencia sobre los acontecimientos y sus consecuencias que percibe el sujeto. El de *compromiso*, se refiere a la implicación con las personas y actividades, dando sentido a lo que se hace y no darse por vencido fácilmente a contextos estresantes. Y el de *desafío*, se trata de la percepción del contexto como una oportunidad de crecimiento. Trabajos como el

de Oliver (1993), mostraron que las tres dimensiones de la *resistencia ocupacional* explicaban el 33% de la varianza del burnout.

No obstante, algunos autores consideran que solamente el componente *control* o los de *control* y *compromiso*, son los que realmente conforman el concepto (Florian, Mikulincer & Taubman, 1995; Williams, Wiebe & Smith, 1991). En este sentido, autores como Moreno-Jiménez, Garrosa, Corso, Boada y Rodríguez-Carvajal (2012), encontraron que la variable *compromiso* dentro de la resistencia ocupacional tiene efectos directos, significativos y moderadores sobre el agotamiento y el vigor. Otros autores como Moreno, Arcenillas, Morante y Garrosa (2005), estudiaron una muestra de profesores de primaria donde se encontró que la variable *compromiso* de la *resistencia ocupacional* junto al optimismo, desempeñan un papel modulador en el burnout. En este mismo sentido Kobasa (1982), observó que la utilización del *coping regresivo* o tendencia a evitar los problemas, se relacionaba inversamente con el compromiso en un estudio con profesores de enseñanza secundaria.

Autores como Maury, Lugo y González (2014) no encontraron diferencias significativas en la edad y el género respecto a la *resistencia ocupacional* pero sí en relación al optimismo, siendo mayor en mujeres. Otros autores como Hernández, Ehrenzweig y Navarro (2009) con una muestra de adultos mayores encontraron diferencias significativas en relación al género, formación, autopercepción de la salud, estado de ánimo en sus enfermedades y nivel de independencia.

En el entorno docente, el bienestar psicológico se relaciona con la satisfacción con la vida y asociado en trabajos previos con el éxito laboral y el buen clima relacional (Luhmann, Lucas, Eid & Diener, 2013); así como el grado de ajuste entre la persona-entorno y el apoyo social (Verhoeven, Kraaij, Joekees & Maes, 2003). De hecho, una de las líneas de investigación más emergentes sobre salud laboral en maestros es encontrar

modelos explicativos del bienestar en base a factores psicosociales del trabajo (Chávez y Quiñónez, 2007). De igual modo, la resiliencia se considera el mejor predictor de la satisfacción con la vida (Noorbakhsh, Besharat & Zarei, 2010).

En el entorno laboral, la búsqueda de la perfección se ha relacionado con procesos desadaptativos, neuroticismo y afecto negativo (Einstein, Lovibond, & Gaston, 2000). De hecho, diferentes trabajos (Pelletier, Fortier, Vallerand, & Briere, 2001; Pelletier, Fortier, Vallerand, Tuson, Brière, & Blais, 1995), han mostrado que la percepción de un clima controlador se relaciona con una menor motivación intrínseca y con menor satisfacción con la vida (Méndez, Cecchini & Fernández, 2015).

El factor control en el trabajo, como capacidad de influencia sobre los eventos y sus consecuencias, parece tener una relación negativa con la satisfacción tanto laboral como vital y en contraposición con el concepto de *flow*. Así Csikszentmihalyi (1998) indica que cuanto mayor son los estados de fluidez en el entorno laboral, mayor efectividad se consigue al interpretar cada momento de forma agradable. De igual modo, el estado de fluidez y la percepción del clima social predicen la satisfacción en el trabajo (Nader, Peña & Sánchez, 2014). Y es que la conciencia de la atención en el momento presente se ha relacionado con la satisfacción con la vida (Laca Arocena, Mejía, Rodríguez & Carrillo, 2017).

El objetivo del presente trabajo es múltiple: i) analizar las propiedades psicométricas de la escala de *resistencia ocupacional* aplicada a maestros educación primaria e infantil, ii) estudiar la resistencia ocupacional en función de factores demográficos (edad, género, formación), contexto familiar (estado civil y número de hijos), entorno laboral (especialidad, años de experiencia, tipo de contrato, titularidad del centro educativo y tamaño población); iii) predecir el grado de satisfacción con la vida a partir de las variables de la *resistencia ocupacional*.

Método

2.1. Diseño

El presente trabajo se desarrolla con un diseño cuantitativo, descriptivo, correlacional y de carácter transversal por su aplicación en un único momento temporal (Montero & León, 2005). De la misma manera se trata de una investigación instrumental, en el sentido de que se adapta y analizan las propiedades psicométricas del instrumento utilizado, así como de tipo comparativo por cuanto se indaga sobre las diferencias que se producen en la satisfacción con la vida de la población estudiada con por la situación sociodemográfica y laboral de los participantes (Ato, López & Benavente, 2013).

2.2 Participantes

La muestra estuvo compuesta por 649 maestros de Educación Infantil y Primaria en activo a través de un muestreo incidental, pero con representación de todas las Comunidades Autónomas y Ciudades Autónomas de España.

De los participantes 23,36 % eran hombres y 76,64 mujeres y siendo el perfil mayoritario maestros de edades entre 26-40 años (62,90%).

2.3. Instrumento de medida

En relación a las variables sociodemográficas utilizadas se encuadran en cuatro dimensiones: factores demográficos (edad, género, formación), contexto familiar (estado civil y número de hijos), entorno laboral (especialidad, años de experiencia, tipo de contrato, titularidad del centro educativo y tamaño población).

El instrumento utilizado en este estudio para valorar la personalidad resistente es el Cuestionario de Resistencia ocupacional (Moreno, Rodríguez, Garrosa & Blanco, 2014). Dicho instrumento mide la resistencia ocupacional a través de una serie de afirmaciones donde los sujetos deben puntuar cómo se valoran ante dichas situaciones. Dichos ítems se agrupan en base a tres tipos de dimensiones a la hora de abordar las demandas del contexto laboral: compromiso, control y desafío.

La valoración del cuestionario se realiza a través de una escala tipo Likert de cuatro

opciones (1= Completamente en desacuerdo hasta 4= Completamente de acuerdo).

Para el estudio de la satisfacción con la vida se utilizó la Escala de satisfacción vital traducida al castellano por Atienza, Pons, Balaguer y García-Merita (2000) procedentes de la versión inglesa (SWLS) de Diener, Emmons, Larsen y Griffin (1985).

Los ítems que componen la escala son: 1) *En la mayoría de los aspectos, mi vida es cercana a mi ideal*, 2) *Las condiciones de mi vida son excelentes* 3) *Estoy satisfecho con mi vida*, 4) *Hasta ahora, he conseguido las cosas importantes que he deseado en mi vida*, y 5) *Si pudiera vivir mi vida de nuevo, no cambiaría casi nada*.

Aunque en la versión original las respuestas oscilan entre 1 y 7, la versión en castellano la integran 5 ítems con valoración en escala tipo Likert de cinco opciones (1=total desacuerdo hasta 5=total acuerdo).

2.4 Procedimiento

La administración del instrumento se realizó en soporte online para posteriormente, realizar un análisis de correlación para verificar la existencia de relación entre las distintas variables consideradas.

2.5. Análisis estadístico

La muestra se caracterizó a través de un análisis descriptivo, empleando la media y la desviación típica. Se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC) de la escala de Resistencia ocupacional. Para el AFC se empleó el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados, ya que el análisis se empleó con una escala tipo Likert y no asumen una distribución normal (Brown, 2006; Morata-Ramírez, Holgado-Tello, Barbero-García, & Mendez, 2015; Kline, 2005), además algunos ítems tenían valores no aceptables de curtosis y asimetría. Siguiendo las recomendaciones de Kline (1998) se usaron varios índices para evaluar la bondad de ajuste del modelo. Para ello se utilizó el paquete estadístico AMOS.

Para el análisis inferencial al no cumplirse el supuesto de normalidad se empleó la prueba

U de Mann Whitney y la prueba h de Kruskal Wallis cuando no se asumió la igualdad de varianzas (Field, 2009). Para ello se utilizó el paquete estadístico SPSS (versión 21). Se calculó el tamaño del efecto en las variables contrastadas (Borenstein, 2009).

Resultados

En la Tabla 1 se observa que la curtosis y asimetría de los ítems 1, 5 y 7 es alta y que todos los ítems no cumplen el supuesto de normalidad univariada ($p < .05$) y que la curtosis multivariada indica que no se cumple la normalidad multivariante (Curtosis Multivariate = 85,331; c.r.= 51,352).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos

	M	D.t.	As.		K		Z de K-S	p
			Est.	E.T.	Est.	E.T.		
1. Me implico seriamente en lo que hago, pues es la mejor manera para alcanzar mis propias metas.	3.84	.434	-3.316	.096	14.125	.192	12.791	.000
2. Aun cuando suponga mayor esfuerzo, opto por los trabajos que suponen para mí una experiencia nueva.	3.56	.579	-1.086	.096	.952	.192	9.633	.000
3. Hago todo lo que puedo para asegurarme el control de los resultados de mi trabajo.	3.58	.567	-1.112	.096	1.093	.192	9.810	.000
4. Considero que el trabajo que realizo es de valor para la sociedad y no me importa dedicarle todos mis esfuerzos.	3.73	.531	-2.133	.096	5.307	.192	11.653	.000
5. En mi trabajo me atraen preferentemente las innovaciones y novedades en los procedimientos.	3.52	.608	-.978	.096	.354	.192	9.272	.000
6. Las cosas solo se consiguen a partir del esfuerzo personal.	3.46	.693	-1.156	.096	.967	.192	8.768	.000
7. Me preocupo y me identifico con mi trabajo.	3.84	.428	-3.238	.096	13.180	.192	12.850	.000
8. En mi trabajo me atraen aquellas tareas y situaciones que implican un desafío personal.	3.47	.606	-.732	.096	-.212	.192	8.608	.000
9. El control de las situaciones es lo único que garantiza el éxito.	3.01	.731	-.324	.096	-.255	.192	6.957	.000
10. Mi trabajo cotidiano me satisface y hace que me dedique totalmente a él.	3.49	.641	-1.067	.096	.820	.192	8.941	.000
11. En la medida que puedo trato de tener nuevas experiencias en mi trabajo cotidiano.	3.55	.607	-1.239	.096	1.688	.192	9.428	.000
12. Las cosas salen bien cuando las preparas a conciencia.	3.30	.681	-.605	.096	-.120	.192	6.802	.000
13. Dentro de lo posible busco situaciones nuevas y diferentes en mi ambiente de trabajo.	3.44	.608	-.709	.096	.187	.192	8.077	.000
14. Mis propias ilusiones son las que hacen que siga adelante con la realización de mi actividad.	3.51	.658	-1.301	.096	1.672	.192	9.166	.000
15. Cuando se trabaja seriamente y a fondo se controlan los resultados.	3.20	.703	-.507	.096	-.107	.192	6.581	.000

El análisis de la matriz de correlaciones mostró que los quince ítems de la escala eran apropiados para realizar un análisis factorial. La prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2 = 3294,73$; $gl = 105$; $p < .001$), indicó que los ítems de la escala *Resistencia ocupacional* no eran independientes. El coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin, $KMO = .89$, indicó que las correlaciones entre parejas de ítems pueden ser explicadas por los restantes ítems seleccionados. El screen test de Cattell mostró que el modelo tenía tres factores que explicaban un 55.67% de la varianza. Se observó que el ítem 3 (del factor control) saturaba en el factor *compromiso* por lo que se decidió

eliminarlo. En un segundo análisis la prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2 = 3064.43$; $gl = 91$; $p < .001$), también mostró que los ítems de la escala *resistencia ocupacional* no eran independientes. De igual modo el coeficiente de $KMO = .88$ indicó que las correlaciones entre parejas de ítems pueden explicarse por los restantes ítems seleccionados. El scree test de Cattell mostró que el modelo tenía tres factores que explicaban un 57.33% de la varianza, algo mayor que en la primera prueba. Los pesos factoriales oscilaban entre .51 y .80. El AFC, sin el ítem 3, mostró un ajuste adecuado ($GFI = .987$;

AGFI=.981; RMR=.017; SRMR=.047; NFI=.976; RFI=.970).

La fiabilidad de la escala *Resistencia*, calculada a través del coeficiente alpha de Crombach, obtuvo un índice de fiabilidad bueno, $\alpha=.85$. El factor *Desafío* obtuvo una fiabilidad de .82, el factor *Control* .72 y el factor *Compromiso* .78.

En la Tabla 2 se observa que las variables de la escala resistencia ocupacional no cumplen el supuesto de normalidad y que los factores están correlacionados. Las puntuaciones más altas se observan en la escala *compromiso*, seguido de *desafío*.

Tabla 2: Descriptivos y análisis correlacional de los factores de la escala de resistencia ocupacional.

	<i>M</i>	<i>D.t.</i>	<i>As.</i>		<i>k</i>		<i>Z de K-S</i>	<i>p</i>	<i>rs</i>		
			<i>Est.</i>	<i>E.T.</i>	<i>Est.</i>	<i>E.T.</i>			Desafío	Compromiso	Control
Desafío	3.509	.461	-1.102	.096	1.741	.192	3.995	.000	1.000		
Compromiso	3.682	.400	-2.599	.096	11.114	.192	5.479	.000	.472**	1.000	
Control	3.241	.516	-.556	.096	.297	.192	2.973	.000	.268**	.424**	1.000
Resistencia	3.478	.363	-1.530	.096	5.279	.192	2.225	.000	.776**	.737**	.741**

** $p>.01$

Se realizó un análisis de las puntuaciones obtenidas para cada factor en función de las variables sociodemográficas. A través de la prueba U de Mann Whitney se encontraron diferencias significativas en el sexo para las variables *control* ($U=33016,50$; $p=.49$; $d=.153$), *desafío* ($U=33007,00$; $p=.48$; $d=.153$) y *compromiso* ($U=31644,00$; $p=.007$; $d=.207$) y *resistencia* ($U=30476,50$; $p=.001$; $d=.254$);

las mujeres presentan una mayor puntuación en las tres dimensiones de la escala de resistencia ocupacional, Tabla 3. No se encontraron diferencias significativas en el cuestionario de resistencia ocupacional en función de la edad, el estado civil, el tamaño de la población de residencia, el número de hijos y la formación ($p>.05$).

Tabla 3. Análisis de diferencias en función del sexo.

		<i>n</i>	<i>M</i>	<i>D.t.</i>	<i>Rango promedio</i>	<i>U</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
Control	Mujer	502	3.262	.516	332.73	33016.50	.49	.153
	Hombre	147	3.172	.512	298.60			
Desafío	Mujer	502	3.521	.471	332.75	33007.00	.48	.153
	Hombre	147	3.467	.422	298.54			
Compromiso	Mujer	502	3.699	.404	335.46	31644.00	.007	.207
	Hombre	147	3.626	.381	289.27			
Resistencia	Mujer	502	3.494	.374	337.79	30476.50	.001	.254
	Hombre	147	3.421	.318	281.32			

Posteriormente, se pasó a realizar el análisis respecto a las variables de tipo laboral. Así, el análisis de la resistencia ocupacional realizado a través de la prueba U de Mann Whitney mostró diferencias significativas en la variable *control* en función del tipo de centro ($U=38003,50$; $p=.025$; $d=.175$). En cuanto al estatus laboral, la prueba H de Kruskal Wallis mostró diferencias significativas en la variable *control* ($X^2=9,924$; $gl= 4$; $p=.042$; $d=0.193$) pero no se pudieron determinar diferencias entre los grupos. No se encontraron diferencias

en función de la especialidad y años de experiencia profesional ($p>.05$).

En la variable *compromiso*, la prueba H de Kruskal Wallis indicó que existían diferencias significativas en función de la especialidad ($X^2=15,443$; $gl= 5$; $p=.009$; $d=.257$); no observándose diferencias en función del resto de variables ($p>.05$). Las comparaciones entre grupos realizadas a través de la prueba U de Mann Whitney presentó diferencias significativas entre los profesores de EE/ AL /

PT y educación Infantil ($U= 4963,50$; $p=.001$; $d=.402$). Los maestros de educación infantil presentan la puntuación más alta mientras que los de educación musical y EE/ AL / PT la más baja, Tabla 4.

En cuanto a la variable *desafío*, la prueba H de Kruskal Wallis indicó que existían diferencias significativas en función de los años de experiencia profesional ($X^2=6,278$; $gl=2$; $p=.043$; $d=.163$), no pudiendo determinarse las diferencias entre grupos ($p>.017$). Los profesores con una experiencia entre 5 y 10 años son los que presentan la mayor puntuación. No existen diferencias en función del tipo de centro, el estatus profesional y la especialidad ($p>.05$).

En la medida de *resistencia* no se encontraron diferencias significativas en el tipo de centro y

el estatus profesional. La prueba H de Kruskal Wallis indicó que había diferencias en la resistencia en función de la especialidad ($X^2=16,317$; $gl= 5$; $p=.006$; $d=.268$). Las comparaciones entre grupos se realizaron a través de la prueba U de Mann Whitney. Los maestros de educación infantil presentan puntuaciones más altas que los maestros de Educación especial, Audición y lenguaje y Pedagogía terapéutica ($U= 4807,50$; $p=.001$; $d=.441$), Tabla 4. También se encontraron diferencias en la experiencia profesional ($X^2=6,564$; $gl= 2$; $p=.038$; $d=.169$), donde los maestros de entre cinco y diez años de experiencia presentaban puntuaciones más elevadas que los que tienen menos de cinco años de experiencia ($U= 15029,00$; $p=.016$; $d=.243$).

Tabla 4. Análisis inferencial de la escala de resistencia ocupacional en función del estatus laboral y la especialidad del maestro.

		<i>n</i>	<i>M</i>	<i>D.t.</i>	<i>Rango promedio</i>	<i>U</i>	<i>X</i> ²	<i>gl</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
<i>Control</i>										
Tipo centro	Público	465	3.497	.464	314.73	38003.50			.025	.175
	Concertado / Privado	184	3.539	.451	350.96					
Estatus	Funcionario (Admón. Pública)	238	3.190	.526	308.58	9.924	4		.042	.193
	Interino (Admón. Pública)	210	3.212	.533	313.20					
	Cooperativista	9	3.472	.341	409.50					
	Contrato laboral fijo/indefinido	121	3.472	.341	361.73					
	Contrato temporal	71	3.347	.495	341.65					
<i>Compromiso</i>										
Especialidad	Educación Infantil	179	3.722	.438	354.80	15.443	5		.009	.257
	Educación Primaria	209	3.697	.402	332.83					
	Educación Musical	21	3.600	.369	269.83					
	Educación Física	84	3.709	.328	329.70					
	EE/ AL / PT	74	3.603	.359	272.74					
	Lengua extranjera	82	3.624	.413	296.46					
<i>Desafío</i>										
Experiencia	Menos de 5 años	216	3.492	.438	313.23	6.278	2		.043	.163
	De 5 a 10 años	162	3.575	.454	356.44					
	Más de 10 años	271	3.483	.479	315.58					
Especialidad	Educación Infantil	179	3.525	.379	357.38	16.317	5		.006	.268
	Educación Primaria	209	3.501	.364	336.81					
	Educación Musical	21	3.454	.363	309.07					
	Educación Física	84	3.474	.309	315.28					
	EE/ AL / PT	74	3.387	.328	267.87					
	Lengua extranjera	82	3.406	.388	289.80					
Experiencia	Menos de 5 años	216	3.456	.357	310.58	6.564	2		.038	.169
	De 5 a 10 años	162	3.539	.341	357.31					
	Más de 10 años	271	3.458	.377	317.18					

La variable satisfacción con la vida obtenida con la escala SWLS mostró una fiabilidad con un $\alpha=.87$. El AFC mostró un ajuste adecuado

(GFI=.998; AGFI=.984; RMR=.023; SRMR=.028; NFI=.996; RFI=.992).

El coeficiente de correlación de Spearman muestra que las variables relacionadas con la resistencia ocupacional, Control ($r_s=.142$; $p<.01$), Desafío ($r_s=.283$; $p<.01$), Compromiso ($r_s=.305$; $p<.01$) y Resistencia ($r_s=.289$; $p<.01$) correlacionan positivamente con la satisfacción con la vida. Se analizó la posibilidad de predecir el grado de satisfacción con la vida a través de las variables de la

resistencia ocupacional. El modelo obtenido explica un 11.3% de la varianza. La variable resistencia es la que más contribuye a estar satisfecho con la vida. La variable *control*, *Desafío*, *Compromiso* y *Resistencia* aparece con sentido negativo ($\beta = -1.51$), indicando que cuanto más control hay menor será el incremento de la satisfacción.

Tabla 5. Regresión múltiple resistencia ocupacional y satisfacción con la vida

Variable Dependiente	Variables Predictoras	β	β Est.	R^2	ΔR^2	t	F	T	FIV	D-W
SLWS	Constante	7.483				5.767**				2.02
	Resistencia	4.731	.480	.116	.113	8.218**	42.415**	.40	2.49	
	Control	-1.506	-.217			-3.719**		.40	2.49	

Discusión

El cuestionario de resistencia ocupacional analizado en una población de maestros españoles presenta unas buenas propiedades psicométricas, con una estructura de tres factores si bien, fue necesario eliminar el ítem 3; al saturar en la dimensión compromiso. La estructura del constructo resistencia laboral se compone de tres dimensiones, *compromiso*, *control* y *desafío*, que puede considerarse como multidimensional y multifacética, tal y como propusieron teóricamente diversos autores para algunas características de la personalidad tales como la resistencia (Carver, 1989; Hull, Lehn, & Tedlie, 1991), y que ha sido comprobado en el análisis psicométrico realizado por Moreno-Jiménez et al. (2014) para esta escala con distintas muestras y contextos laborales. En el AFC realizado en este estudio, a diferencia del estudio de Moreno-Jiménez, et al. (2014) donde se empleó el método de máxima verosimilitud, se ha empleado el método de estimación de mínimos cuadrados no ponderados al encontrar ítems con una curtosis y asimetría que lo adecuada y al no cumplirse el supuesto de normalidad univariada y multivariada (Guàrdia, 2016; Morata-Ramírez et al, 2015). El AFC ha hipotetizado un ajuste satisfactorio, a través de varios indicadores (Kline, 1998), donde los valores RMR y SMRM fueron $<.08$,

mientras que los valores de GFI, AGFI, NFI y RFI fueron $>.095$ (Uriel & Aldas, 2005).

La fiabilidad de esta versión con catorce ítems es buena, siendo de .85 para toda la escala de resistencia y .82 para *desafío*, .72 para *control* y .78 para *compromiso*. Estos resultados son muy similares a la fiabilidad obtenida para la versión de quince ítems de Moreno-Jiménez et al. (2014) para una muestra trabajadores de hospital, de bomberos, enfermeras. Nuestros resultados indican que el cuestionario de Resistencia Laboral presenta unas características psicométricas aceptables, eliminado el ítem 3, para una muestra de maestros.

Las puntuaciones medias obtenidas en las dimensiones del cuestionario de resistencia laboral que obtuvieron mayor puntuación se encontraron en la variable *compromiso*, la cual desempeña un papel modular en el burnout según Moreno, Arcenillas, Morante y Garrosa (2005). Las variables *compromiso* y *desafío* presentan puntuaciones ligeramente superiores a estudios con profesionales de la organización de eventos (Bermejo-Casado, Campos, & Sánchez-Bayón, 2017), y estudios realizados con bomberos, personal de hospital y enfermeras (Moreno-Jiménez et al., 2014). Es importante tener en cuenta que las tres dimensiones explican el 33% del burnout (Oliver, 1993).

Las mujeres presentan puntuaciones más altas que los hombres, en las tres dimensiones de cuestionario de resistencia laboral en contraposición con los resultados de Maury, Martínez y González (2014), donde solo se encontraron diferencias significativas entre el género y la variable optimismo, y en contraposición con los resultados de Hernández, Ehrenzweig y Navarro (2009) que encontraron diferencias significativas en género superiores en hombres. Estos resultados deben interpretarse con cautela ya que los tamaños del efecto son bajos, pero muestran tendencias de que las mujeres presentan una personalidad más resistente.

El análisis de la resistencia ocupacional mostró diferencias significativas para la variable *control* en función del tipo de centro y el estatus laboral, siendo los maestros de los centros concertados/privados y cooperativistas los que presentan mayor puntuación en *control* que los de los centros públicos, aunque con un tamaño del efecto bajo. Esta dimensión como contrapunto a *ineficacia*, caracteriza un perfil que rinde bien incluso en circunstancias más difíciles. Como referencia, en el estudio con organizadores de eventos (Bermejo-Casado, 2017), los trabajadores mostraron una puntuación más alta que los maestros.

Por otro lado, en la dimensión *compromiso* se observaron diferencias entre los maestros Educación infantil y los maestros de Educación especial, Audición y Lengua y Pedagogía terapéutica, los maestros de educación infantil presentan una puntuación significativamente más alta. Esta dimensión opuesta al término *alineación* representa la tendencia a implicarse en las diferentes áreas de la vida, siendo más persistentes en el logro de sus metas (Godoy-Izquierdo & Godoy, 2002). De hecho, autores como Kittredge (2010), han identificado al *compromiso* la única dimensión que tiene valor predictivo al *engagement*.

Los maestros con una experiencia entre 5 y 10 años son los que presentan la mayor puntuación en la dimensión *desafío*, pero no se pudieron determinar las diferencias entre grupos. Tampoco se encontraron diferencias

en función del tipo de centro, el estatus profesional y la especialidad. Siguiendo a Morett (2005) podría decirse que se dicha experiencia representa un momento donde los maestros encuentran mayor seguridad en sus propios recursos personales.

En la medida total de *resistencia* no se encontraron diferencias significativas en el tipo de centro y el estatus profesional. Sin embargo, se observó que los maestros de Educación Infantil presentan puntuaciones más altas que los maestros de Educación especial, Audición y lenguaje y Pedagogía terapéutica. Además, los maestros con una experiencia entre cinco y diez años de experiencia presentaban puntuaciones más elevadas que los que tienen menos de cinco años de experiencia. En este sentido, los resultados irían en línea con los de Maury, Martínez y González (2014), donde se encontró una relación positiva y moderada entre la *resistencia ocupacional* y el *engagement*.

Las correlaciones encontradas entre las variables de *resistencia ocupacional* y la satisfacción con la vida están en línea con los trabajos (Luhmann, Lucas, Eid & Diener, 2013; Verhoeven, Kraaij, Joekees & Maes, 2003), encontrando que una *resistencia ocupacional* también contribuye a estar más satisfecho con la vida.

Los resultados de la variable *control* como factor predictivo en sentido negativo sobre la satisfacción con la vida, estarían conforme con los trabajos que dan la importancia al estado de flow (Nader, Peña & Sánchez, 2014) muestran el efecto negativo de la percepción de un clima controlador (Méndez, Cecchini & Fernández, 2015).

Referencias

Álvarez, F., Néjar, A., Porras, G. Y. & Ramírez, F. (2010). *Estrés en el sector de enseñanza secundaria*. Madrid, España: Comisión Ejecutiva Federal de FETEUGT. Secretaría Salud laboral y Medio ambiente.










- Atienza, F. L., Pons, D., Balaguer, I., & García-Merita, M. (2000). Propiedades psicométricas de la Escala de Satisfacción con la Vida en adolescentes. *Psicothema*, 12(2), 314-319.
- Ato, M., López, J.J. & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de psicología*, 29(3), 1038-1059. doi: <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Avargues, M.L. & Borda, M. (2010). Estrés laboral y síndrome de burnout en la Universidad: análisis descriptivo de la situación actual y revisión de las principales líneas de investigación. *Anuario de Psicología Clínica y de la Salud*, 6, 73-78.
- Bermejo-Casado, I., Campos García de Quevedo, G., & Sánchez-Bayón, A. (2017). Estrés y síndrome de desgaste profesional en la organización de eventos en el sector de las agencias de comunicación. *Revista Latina de Comunicación Social*, 72, 1394-1417. doi: <https://doi.org/10.4185/RLCS-2017-1225>
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: The Guilford Press. doi: <https://doi.org/10.1080/00036810600603377>
- Byrne, B. M. (2009). *Structural equation modeling with AMOS*. New York: Routledge.
- Carver, C.S. (1989). How should multifaceted personality constructs be tested? Issues illustrated by self-monitoring, attributional style, and hardiness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56, 577-585. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.56.4.577>
- Chávez, R.C., & Quiñónez, M. (2007). Factores asociados al malestar/bienestar docente. Una investigación actual. *REICE-Revista Electrónica Iberoamericana sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 5, 5.
- Csikszentmihalyi, M. (1998). *Aprender a fluir* (1ª ed.). Barcelona: Kairós.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J. & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75. doi: https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Field, A.P. (2009). *Discovering statistics using SPSS*. London, England: SAGE.
- Florian, V., Mikulincer, M. & Taubman, O. (1995). Does hardiness contribute to mental health during a stressful real-life situation? The roles of appraisal and coping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 687-695. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.4.687>
- García, M., & Llorens, S. (2003). *¿Influyen los obstáculos laborales en el malestar docente?* Jornades de Foment de la Investigació Universitat Jaume I. doi: <http://www.uji.es/bin/publ/edicions/jfi8/psi/17.pdf>
- Godoy-Izquierdo, D. & Godoy, J.F. (2002). La personalidad resistente: una revisión de la conceptualización e investigación sobre la dureza. *Clínica y Salud*, 13(2), 135-162.
- Guàrdia, J. (2016). Esquema y recomendaciones para el uso de los Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Revista de estudios e investigación en psicología y educación*, 3(2), 75-80. doi: <https://doi.org/10.17979/reipe.2016.3.2.1847>
- Hernández, Z.E. Ehrenzweig, Y. & Navarro, A.M. (2009). Factores psicológicos, demográficos y sociales asociados al estrés y a la Personalidad Resistente en adultos mayores. *Pensamiento Psicológico*, 5(12), 13-28.
- Hull, J.G., Lehn, D.A., & Tedlie, J.C. (1991). A general approach to testing multifaceted personality constructs. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 932-945. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.6.932>
- Kardum, I., Hudek-Knežević, J. & Krapić, N. (2012). The structure of hardiness, its measurement invariance across gender and relationships with personality traits and mental health outcomes. *Psychological Topics*, 21(3), 487-507.
- Kittredge, A. (2010). *Predicting Work and Organizational Engagement with Work and Personal Factors* (Tesis de maestría, San Jose State University). Recuperado de

- http://scholarworks.sjsu.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=4767&context=etd_theses
- Kline, R.B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Kline, R. B. (2005). *Structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Kobasa, S.C. (1979). Personality and resistance to illness. *American Journal of Community Psychology*, 7, 413-423. doi: <https://doi.org/10.1007/BF00894383>
- Kobasa, S.C. (1982). Commitment and coping in stress resistance among lawyers. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 707-717. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.4.707>
- Kobasa, S.C., Maddi, S.R. & Kahn, S. (1982). Hardiness and health: A prospective study. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 168-177. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.1.168>
- Laca Arocena, F.A, Mejía, J.C., Rodríguez, E. & Carrillo, E. (2017) Avances en Psicología del Bienestar Subjetivo: Relación entre el Mindfulness y la Satisfacción con la vida. *UARICHA. Revista de Psicología*, Vol. 14(32), 78-86.
- Ley Orgánica 2/2006, de 3 de mayo, de Educación (LOE). *Boletín Oficial del Estado*. Madrid, 04 de mayo de 2006, núm. 106, pp. 17158-17207
- Ley Orgánica 8/2013, de 9 de diciembre, para la mejora de la calidad educativa (LOMCE). *Boletín Oficial del Estado*. Madrid, 30 de diciembre de 2013, núm. 295, pp. 97858–97921.
- Lima, C.L., & Lerrechea, E.M. (2013). La práctica docente y su relación con el malestar docente. *Debates em Educação*, 4, 40-57. doi: <https://doi.org/10.28998/2175-6600.2012v4n8p40>
- Luhmann, M., Lucas, R. E., Eid, M., & Diener, E. (2013). The Prospective Effect of Life Satisfaction on Life Events. *Social Psychological and Personality Science*, 4(1), 39-45. doi: <https://doi.org/10.1177/1948550612440105>
- Maddi, S.R., & Martínez, M.L. (2008). La personalidad resistente: promoviendo el crecimiento ante condiciones de estrés [Ardí personality: Promoting growth in stressful conditions]. En C. Vázquez & G. Hervás (Eds.), *Psicología positiva aplicada* [Positive applied psychology] (pp. 217-236) Bilbao, Spain: Desclee de Brouwer.
- Marenco-Escuderos, A., & Ávila-Toscano, J. (2016). Burnout y problemas de salud mental en docentes: diferencias según características demográficas y sociolaborales. *Psychologia: Avances de la Disciplina*, 10(1), 91-100. doi: <https://doi.org/10.21500/19002386.2469>
- Martínez, I.M., & Salanova, M. (2004). *Obstáculos y facilitadores organizacionales y su relación con el burnout docente*. Disponible en: [http://www.wont.uji.es/wont/downloads/articulos/nacionales/2005MARTINEZO 5AN.pdf](http://www.wont.uji.es/wont/downloads/articulos/nacionales/2005MARTINEZO%205AN.pdf)
- Maury, J.G., Martínez, M.E. & González, Z.L. (2014). Relación del optimismo, la personalidad resistente y el engagement con el trabajo en una muestra de empleados. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 25(2), 280-296.
- Méndez-Giménez, A., Cecchini Estrada, J.A. & Fernández-Río (2016). Pasión por el deporte, actividad física vigorosa y satisfacción con la vida. *Revista de Psicología del Deporte*. 25(1), pp. 73-79.
- Montero, I. & León, O.G. (2007). Guía para nombrar los estudios de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Morata-Ramírez, M. A., Holgado-Tello, F. P., Barbero-García, I., & Mendez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio. Recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error tipo i de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90. doi: <https://doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>
- Moreno, B. Arcenillas, Mª V., Morante, M.E. & Garrosa, E. (2005). Burnout en profesores de

- primaria: personalidad y sintomatología. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 21(1-2), 71-87.
- Moreno-Jiménez, B., Garrosa, E., Corso, S., Boada, M. & Rodríguez-Carvajal, R. (2012) Personalidad resistente y capital psicológico: las variables personales positivas y los procesos de agotamiento y vigor. *Psicothema*, 24(1), 79-86
- Moreno-Jiménez, B., Garrosa Hernández, E. & González Gutiérrez, J.L. (2000) Personalidad resistente, burnout y salud. *Revista Escritos de Psicología*, 4, 64-77. doi: <https://doi.org/10.5944/rppc.vol.4.num.3.1999.3881>
- Moreno-Jiménez, B., Rodríguez-Muñoz, A., Garrosa Hernández, E., & Blanco, L.M. (2014) Development and validation of the Occupational Hardiness Questionnaire. *Psicothema*, 26(2), 207-214. doi: <https://doi.org/10.1037/t61574-000>
- Moreno-Murcia, J.A. & Siveira, Y. (2011). Modelo causal de la satisfacción con la vida en adolescentes de Educación Física. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 367-380.
- Morett, N.I. (2005). El desgaste profesional y el estrés traumático secundario en una muestra de bomberos (tesis doctoral no publicada). Universidad Autónoma de Madrid.
- Nader, M., Peña, S.P. & Sánchez, E. (2014) Predicción de la satisfacción y el bienestar en el trabajo: hacia un modelo de organización saludable en Colombia. *Estudios Gerenciales*, 30, 31-39. doi: <https://doi.org/10.1016/j.estger.2014.02.006>
- Noorbakhsh, S. N., Besharat, M. A. & Zarei, J. (2010). Emotional intelligence and coping styles with stress. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 5, 818-822. doi: <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.07.191>
- Oliver, C. (1993) *Análisis de la problemática estrés en el profesorado de enseñanza media: El burnout como síndrome específico*. Tesis doctoral no publicada. Facultad de Psicología. Universidad Autónoma de Madrid.
- Ortega, M.E., Ortiz, G.R. & Coronel, P.G. (2007). Burnout en médicos y enfermeras y su relación con el constructo de personalidad resistente. *Psicología y Salud*, 17, (1), 5-16.
- Pelletier, L. G., Fortier, M. S., Vallerand, R. J., & Brière, N. M. (2001). Perceived autonomy support, levels of self-determination, and persistence for an activity: a longitudinal investigation. *Motivation and Emotion*, 25, 279-306. doi: <https://doi.org/10.1023/A:1014805132406>
- Pelletier, L. G., Fortier, M. S., Vallerand, R. J., Tuson, K. M., Brière, N. M., & Blais, M. R. (1995). Toward a new measure of intrinsic motivation, extrinsic motivation, and amotivation in sports: the sport motivation scale (SMS). *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 17, 35-53. doi: <https://doi.org/10.1123/jsep.17.1.35>
- Salanova, M. (2008). Organizaciones saludables y desarrollo de recursos humanos. *Revista de trabajo y seguridad social*, 47, 179-214.
- Uriel, E., & Aldas, J. (2005). *Análisis Multivariante Aplicado*. Madrid: Thomson Editorial.
- Verhoeven, C., Kraaij, V., Joeke, K., & Maes, S. (2003). Job conditions and wellness/health outcomes in Dutch secondary school teachers. *Psychology and Health*, 18, 473-487. doi: <https://doi.org/10.1080/0887044031000147201>
- Williams, P.G., Wiebe, D.J. & Smith, T.W. (1992). Coping processes as mediators of the relationship between hardiness and health. *Journal of Behavioral Medicine*, 15, 237- 255. doi: <https://doi.org/10.1007/BF00845354>
- Zeffane, R. & Mcloughlin, D. (2006). Cooperation and stress; exploring the differential impact of job satisfaction, communication and culture. *Management research news*, 29(10), 618-631. doi: <https://doi.org/10.1108/01409170610712326>

Agradecimientos

Agradecemos la traducción de este artículo al inglés a Aitor Bailador Garrote

Authors / Autores	To know more / Saber más
<p>Gutiérrez-Caballero, Juana María jmgutierrez@ucjc.edu</p> <p>Profesora asociada en la Universidad Camilo José Cela, Antonio de Nebrija y UNED Licenciada en Psicología por la Universidad de Salamanca. Máster en Gerontología por la Universidad de Salamanca. Centra su línea de investigación en el contexto emocional de los maestros. Su dirección postal: Centro asociado Mérida UNED. Calle Moreno de Vargas, 10. 06800 Mérida (Badajoz)</p>	<p> 0000-0002-0581-3372</p> <p> </p>
<p>Blázquez-Manzano, Alberto alberto.blazquez@juntaex.es</p> <p>Doctor. Licenciado en Ciencias de la Actividad Física y el Deporte. Centra su línea de investigación en el estudio de las emociones aplicada al deporte. Su dirección postal: Dirección General de Deportes, Edificio Mérida Tercer Milenio, C/ Valhondo, s/n, Módulo IV, 1ª Planta. 06800 Mérida (Badajoz)</p>	<p> 0000-0002-9403-7087</p> <p> </p>
<p>Feu, Sebastián sfeu@unex.es</p> <p>Profesor del Departamento de Didáctica de la Expresión Plástica, Musical y Corporal de la Universidad de Extremadura, en la Facultad de Educación de Badajoz. Doctor, Licenciado en Ciencias de la Actividad Física y el Deporte y Maestro Especialista en Educación Física. Dirección Postal: Universidad de Extremadura (Facultad de Educación), Avda. de Elvas, s/n 06071 Badajoz.</p>	<p> 0000-0003-2959-5960</p> <p> </p>



Revista ELectrónica de Investigación y EValuación Educativa
E-Journal of Educational Research, Assessment and Evaluation

[ISSN: 1134-4032]



Esta obra tiene [licencia de Creative Commons Reconocimiento-NoComercial 4.0 Internacional](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).
This work is under a [Creative Commons Attribution 4.0 International license](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).