



Evaluación del estrés laboral del profesorado: una contribución a la validación italiana del Index of Teaching Stress (ITS-20)

Loredana Addimando (*), y Alessandro Pepe (**)

(*) Universidad Profesional de Suiza Italiana – Suiza (**)Universidad de Milán-Bicocca

RESUMEN

La evaluación del estrés laboral en diferentes contextos, incluyendo las organizaciones educativas, es crucial para contribuir al bienestar de los trabajadores y para promover la protección de la salud y la seguridad en el trabajo. A través de la autoevaluación, los centros escolares y el profesorado pueden identificar y adoptar medidas que contribuyan para promover este bienestar. El *Index of Teacher Stress* (ITS) es un cuestionario de auto-evaluación que explora la percepción de los docentes sobre el impacto que tiene en ellos la relación con los estudiantes durante el proceso de enseñanza, el sentido de auto-eficacia y la satisfacción en el trabajo, tanto al relacionarse con estudiantes como con otros adultos implicados en el proceso de escolarización. El objetivo de este estudio es presentar una versión reducida y adaptada al contexto italiano, del *Index of Teacher Stress* (ITS) (Greene, Abidin, y Kmetz, 1997), aplicable al profesorado de educación primaria y secundaria. Para ello, el ITS ha sido traducido y adaptado al contexto italiano incluyendo 20 ítems; se ha aplicado a 499 docentes de educación primaria y secundaria de 15 centros de Lombardía. Para su validación se efectuó análisis factorial exploratorio y confirmatorio, se calculó la fiabilidad y se verificaron criterios de validez convergente y discriminante. Los resultados confirman la estabilidad del modelo estadístico, por lo que se considera que el instrumento se puede aplicar en los centros italianos de educación primaria y secundaria.

Palabras Clave: Índice de estrés docente, profesorado, Educación Primaria y Secundaria, Italia.

Stress in Teaching: A contribution to the Italian validation of the Index of Teaching Stress (ITS-20)

ABSTRACT

Evaluating the risk of work-related stress in different work circumstances, including educational organizations, is critical to protecting workers in terms of mental health and well-being on workplaces. Through self-reported tools and reliable measures, schools and teaching staff can monitor and reflect on strategies promoting well-being, reducing teacher stress levels and facilitating relationships within the organization (colleagues, students and families).

The Index of Teaching stress (ITS) is a quick self-administered questionnaire assessing stress levels in groups of teachers according to four different domains: perceptions of the student's impact on the teaching process, sense of self-efficacy and satisfaction in working with students and relationships with other adults involved in the schooling process.

This study aims to present a shortened and adapted version of the Index of Teacher Stress (Greene, Abidin, y Kmetz, 1997) in Italian in-service teachers of primary and secondary schools (N=499). The model of measurement of ITS was estimated by exploratory and confirmatory analysis. Psychometric proprieties of the measures were presented, and criteria of convergent and discriminant validity were tested. The results statistically support the robustness of the four-factor structure of the Italian version of the ITS (ITS-IT), and it suggested that the measure can be applied to in-service teachers of primary and secondary schools

Keywords: Index of teaching stress, Primary school, Secondary schools, Italy.

Introducción

El estrés laboral es un tema ampliamente investigado en estudios sobre la salud organizacional ([Avallone y Paplomatas, 2005](#); [Cox, 1978](#); [Dyck, 2001](#); [Leiter y Maslach, 2000](#); [Schaufeli, 2001](#); [Weinberg, Sutherland, y Cooper, 2010](#)), principalmente en relación con la identificación de las características organizativas que promueven y/o dificultan el bienestar físico, psicológico y social

de los trabajadores ([Guglielmi, Paplomatas, Simbula y Depolo, 2011](#)). En la literatura científica se distingue entre eustrés o estrés positivo (nivel adaptativo de activación), que ejerce una función de protección del organismo, y distrés o estrés negativo (nivel de activación excesivo o inadecuado del organismo a la demanda de la situación), que provoca disfunciones en la persona ([Abidin, Greene y Konold, 2004](#)). En general, el estrés laboral se relaciona se relaciona con el impacto negativo que tiene sobre el bienestar psi-

cofísico del trabajador el desarrollo de cargos, funciones y responsabilidades laborales (Lazarus y Folkman, 1984). Es con frecuencia una variable explicativa relevante en el estudio de la satisfacción, absentismo y abandono laboral (Sonnetag y Frese, 2003).

Conceptualización del estrés laboral en el contexto escolar

El estrés en el ámbito profesional docente, como en otros ámbitos, suele asociarse con la necesidad de responder a determinadas demandas de trabajo que se perciben como excesivas. Esta respuesta está influenciada por la relación subjetiva que establece la persona entre la energía y estrategias que necesita y aquellas de que dispone (Kyriacou, 2001); cuando la percepción de esta relación no está equilibrada, lleva al profesional o al docente a desarrollar “emociones desagradables como la tensión, la frustración, la ansiedad, la ira y la depresión” (Kyriacou, 1987, p.146). Las investigaciones realizadas al respecto muestran que entre los indicadores de estrés y *burnout* se encuentran la fatiga, el agotamiento físico y psicológico, la sensación de despersonalización, la ansiedad y un estado de insatisfacción generalizado.

Según Silvero Miramon (2007), para entender mejor este trastorno es necesario atender en primer lugar a la persona que lo padece, o que posiblemente puede padecerlo, al entorno en el que trabaja y a la relación-tensión que se establece entre ellos porque estrés laboral y *burnout* “se desencadenan como consecuencia de un sentimiento de baja capacidad y realización personal al fracasar en el intento de afrontar la situación de estrés, provocando un estado de agotamiento emocional. Simultáneamente, la percepción de incapacidad conlleva actitudes negativas hacia aquéllos para los que se trabaja (despersonalización), que se ven agravadas también por las consecuencias emocionales” (p.121). Kinman (2008), afirma que entre los factores que generan estrés en el profesorado se encuentran la sobrecarga de trabajo, el ambiente institucional, las condiciones físicas y los programas académicos. Por su parte, citando a Rudow (1999) y Smylie (1999), Silvero Miramon (2007) señala las siguientes variables: conflicto de rol, sobrecarga de trabajo, deterioro de las relaciones con colegas y directivos, sobrecarga de contactos, déficits de formación, problemas con los estudiantes y disminución del respeto social por la enseñanza y las reformas educativas. Según Moriana Elvira y Herruzo Cabrera (2004) otros factores vinculados al estrés laboral son la estructura organizativa, los estilos de liderazgo y las características de cohesión de los equipos docentes.

Relación entre el profesorado y el alumnado como elemento mediador del estrés laboral

La calidad de la relación entre estudiantes y profesorado es de gran importancia en los procesos de enseñanza/aprendizaje (Fiorilli, Albanese, Gabola y Pepe, 2017; Rodrigo López, Martínez González y Rodríguez Ruiz, 2018). Sin embargo, los problemas de interacción entre ambos se consideran desde hace tiempo una de las fuentes primarias de estrés psicológico en los docentes (Cooper, Dewe y O’Driscoll, 2001; Doudin, Curchod-Ruedi, Lafortune, y Lafranchise, 2011; Geving, 2007; McCarthy, Lambert y Ullrich, 2012). La *Goodness of Fit Theory* (Chess y Thomas, 1984) define la calidad de la relación estudiante-docente en términos de compatibilidad entre ambos, considerando el grado en que la capacidad, motivación y estilos de comportamiento del alumnado responden a las expectativas, exigencias y otras características del docente en un contexto dado (Greene, Abidin y Kmetz, 1997; Thomas y Chess, 1980). En este sentido, la relación docente-alumno puede ser conceptualizada a través de una combinación de características que ambos ponen de manifiesto al desarrollar los procesos de enseñanza (Bengochea, Arribilla-ga Iriarte y Madariaga Orbea, 2012; Pepe, y Addimando, 2014).

Las expectativas sobre el “buen” comportamiento del alumnado, las formas de gestión del aula y el nivel de tolerancia a la frustración del docente se convierten, así, en poderosos determinantes y mediadores de la relación (Domínguez Alonso, López Castedo y Vázquez Varela, 2016).

Desde una perspectiva sistémica (Zeichner, 2009; Rose y Norwich, 2014) se analiza la gestión de conductas difíciles (Pantić y Florian, 2015) y el grado de compatibilidad entre alumno-docente, enfatizando las características transaccionales del comportamiento humano e integrando los modelos de estrés transaccional y los enfoques ecológico-sistémicos (Bronfenbrenner y Morris 1998).

Para investigar estas relaciones y grado de compatibilidad es importante disponer de nuevas herramientas que permitan captar la complejidad del fenómeno. Por ello, el objetivo de este estudio es explorar la potencialidad de un instrumento creado específicamente para valorar la relación docente-alumno en el contexto italiano (ITS-20). Se enmarca en estudios previos realizados por los autores sobre estrés docente en contextos difíciles (Pepe, Addimando, Dagdouke, Yagi y Veronese, 2018; Pepe, Addimando & Veronese, 2017; Veronese, Pepe, Dagdouke y Yaghi, 2018; Veronese, Pepe, Dagdouke, Addimando y Yagi, 2017). Entre las herramientas existentes para medir el estrés profesional cabe mencionar el *Copenhagen Burnout Inventory* (CBI; Kristensen, Borritza, Villadsena y Christensen, 2005) que en su versión italiana (Fiorilli et al., 2015) operativiza el constructo *burnout* en las dimensiones personal, laboral y relación con los estudiantes. En este estudio se toma como referencia este instrumento con el objetivo de validar una versión reducida adaptada al contexto italiano, el *Index of Teaching Stress* (Abidin, Greene y Konold, 2004). Su implicación práctica es la posibilidad de detectar estrés en docentes de centros de educación primaria y secundaria.

Las hipótesis subyacente al instrumento es que el estrés laboral del profesorado está fuertemente afectado por 4 dimensiones: 1) intromisión en la vida profesional, 2) sentimientos positivos y negativos hacia los otros (estudiantes y personal escolar), 3) relación con estudiantes difíciles y 4) interacción con los padres del alumnado. A través del proceso de validación del instrumento se espera encontrar estas cuatro dimensiones en el contexto italiano y que estén relacionadas positivamente con el bienestar general de la persona y la satisfacción laboral del profesorado.

Método

Participantes

Los participantes son docentes voluntarios (N = 499) de 15 centros de educación primaria y secundaria de Milán (Lombardía, Italia), que fueron informados sobre los objetivos de la investigación y encuestados dentro de sus respectivos centros. La mayoría son mujeres (n = 438, 88.8%), trabajan en centros de educación primaria (69.3%), y un 14.3% son profesorado de apoyo. Su tiempo medio de servicio es 16.24 ± 10.47 (rango 1-34). Toda la información y las fases de la investigación se gestionaron de acuerdo con los principios del código ético de investigación psicológica (APA, 2010).

Instrumentos de recogida de información

A continuación, se describen los instrumentos utilizados para la elaboración de la presente investigación: escalas de estrés, satisfacción laboral y bienestar psicológico.

El *Index of Teaching Stress* (ITS) (Abidin, Greene y Konold, 2004) es un cuestionario auto-aplicado dirigido a detectar en el

profesorado el estrés percibido en relación con un alumno problemático específico. Consta de 43 ítems con respuesta en escala Likert de 5 puntos (1-totalmente en desacuerdo, 5-totalmente de acuerdo). La traducción italiana se llevó a cabo a través de un proceso de "traducción inversa" (Brislin, 1970; Harkness, 2007) a partir del cuestionario original. Después de una encuesta piloto y de sesiones de trabajo con algunos grupos de personas cualificados en la temática tratada, que analizaron la idoneidad cultural de las preguntas, la versión final distribuida a los participantes se compuso de 20 ítems.

El modelo de medición subyacente al cuestionario consta de tres dimensiones: 1) impacto de la conducta del alumno en las percepciones del docente, 2) impacto en los procesos de enseñanza y 3) percepción del apoyo recibido de otros adultos implicados (la familia del alumno problemático). A diferencia de otras herramientas que analizan aspectos más "globales" del estrés (apoyo de gestión, gestión del tiempo, sobrecarga de trabajo, etc.), la característica principal del ITS (Greene, Abidin y Kmetz 1997) reside en centrarse en la relación con un alumno problemático específico.

El *General Health Questionnaire* (GHQ-12) (Goldberg y Williams, 1988) tiene como objetivo evaluar el grado de malestar psicológico (estrés psicológico), tanto en el ámbito clínico como en contextos comunes. La versión italiana de 12 ítems (GHQ-12) es una traducción del original; se utiliza con frecuencia en investigación social por su alta validez y sensibilidad. También se utiliza como una "medida proxy" (Pepe, Addimando y Veronese, 2017; Veronese, Pepe, Dagdouke, Addimando y Yagi, 2017; Veronese y Pepe, 2017) para valorar la validez convergente. El cuestionario se responde en una escala de Likert de 4 puntos para analizar tres dimensiones: 1) ansiedad, 2) desadaptación social y 3) pérdida de confianza. En el presente estudio, los valores internos de fiabilidad (siendo conscientes de las limitaciones de este indicador; Greene y Yang, 2009), se han calculado sobre la muestra actual, obteniendo valores adecuados en las tres dimensiones: ansiedad ($\alpha = 0,85$), desadaptación social ($\alpha = .87$) y pérdida de confianza ($\alpha = .87$).

El *Teacher Job Satisfaction Scale* (TJSS-11) es una herramienta cuantitativa desarrollada en el contexto italiano (Pepe, Addimando y Veronese, 2017) con el objetivo de evaluar la satisfacción laboral de los docentes. Consta de 11 preguntas con respuesta en escala Likert de 5 puntos (1-Nada satisfecho; 5-Completamente satisfecho) dirigidas a valorar tres dimensiones: 1) estudiantes, 2) compañeros y 3) padres de alumnos. Las medidas de satisfacción laboral generalmente resultan negativamente relacionadas con los fenómenos de estrés laboral (Addimando, 2013; Rothmann, 2003; Um y Harrison, 1998) y, de forma más general, con el estado de salud de los sujetos (Díaz-Serrano y Cabral Vieira, 2005). Por consiguiente, esta medida se consideró útil para verificar la validez divergente del ITS-20. Los valores de confiabilidad interna, calculados en la muestra actual, han sido adecuados en las tres dimensiones: satisfacción con los estudiantes ($\alpha = .82$), satisfacción con los compañeros ($\alpha = .84$) y satisfacción con los padres ($\alpha = 0,89$).

Análisis estadístico

Análisis factorial exploratorio (AFE)

El primer paso para verificar el modelo de medición de la versión italiana del ITS-20 ha sido efectuar un análisis factorial exploratorio. De acuerdo con las directrices de la International Test Commission (Iliescu, 2017), se recomienda el análisis factorial exploratorio siempre y cuando se quiera traducir y adaptar culturalmente un instrumento de medida en las ciencias sociales.

En estas situaciones, el tema de la validez de constructos capaces de detectar variables latentes es central (Nunnally, 1978). El AFE se convierte así en la herramienta adecuada en los casos en que no existe una base teórica sólida para especificar a priori el número de dimensiones latentes (Hurley et al., 1997). En nuestro caso, en primer lugar, la adecuación de la base de datos se verificó mediante la prueba de esfericidad de Bartlett y el criterio de Kaiser-Myer-Olkin (KMO) (Veronese y Pepe, 2018). Posteriormente, se decidió considerar solo aquellos factores con valores propios superiores a la unidad (criterio de Kaiser, Kaiser, 1960; Jolliffe, 2005) obtenidos a través de la rotación *varimax* (Kaiser, 1958). Finalmente, para la selección de los ítems y para facilitar la interpretación del modelo de medición, se decidió aceptar factores compuestos por al menos dos ítems con un coeficiente de saturación $\lambda > .50$.

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

A diferencia de AFE, el análisis factorial confirmatorio es necesario cuando se comprueba la solidez de un modelo de medición definido a priori. Dado que el AFC se basa en el grado de adaptación entre la matriz de covarianza observada (Σ) y la matriz de covarianza obtenida del modelo de medición (S), la selección de los indicadores de "bondad de la adaptación" resulta esencial para identificar la solidez del modelo.

Además del significado estadístico del χ^2 , el presente trabajo ha adoptado los siguientes índices:

Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). Para una buena adaptación, el valor de RMSEA no debe exceder de .06 (Browne y Cudeck, 1993); una aproximación más restrictiva requiere que el intervalo de confianza al 90% del RMSEA sea menor que .08 (Mac Callum, Browne y Sugawara, 1996).

Standardized Root Mean Square Residual (SRMR). El indicador SRMR es un índice de adaptación absoluta ya que parece ser insensible a la complejidad del modelo probado (Hu y Bentler, 1999). El SRMR se calcula a partir de la diferencia estandarizada entre el conjunto de correlaciones observadas y las esperadas. Un valor inferior a .08 indica una buena adaptación, mientras valores cercanos a cero indican una adaptación perfecta (Hu y Bentler, 1999).

Comparative Fit index (CFI). El CFI (Bentler, 1990) verifica el grado de adaptación de un determinado modelo de medición, tal como se define en la fase de verificación, en relación con un modelo más restrictivo que se utilizará como línea de base (Brown, 2006) para que las correlaciones entre todas las variables observadas se establezcan en cero. El CFI no parece estar influenciado por el tamaño de la muestra (Vandenberg y Lance, 2000). Los valores posibles de CFI oscilan entre cero (sin adaptación) y la unidad (adaptación máxima). Valores superiores a .95 hacen que el modelo de medición deba ser aceptado (Hu y Bentler, 1999).

Tucker-Lewis Index (TLI): El TLI (Tucker y Lewis, 1973) también conocido como *Non-Normed Fit Index* (NNFI) se usa para comparar el valor de χ^2 del modelo de medición con el χ^2 calculado a partir de un modelo de medición que no proporciona una relación entre las variables (modelo nulo). Para ser aceptado, un modelo de medición debe tener valores de TLI por encima de .95 (Hu y Bentler, 1999).

Validez convergente y discriminatoria: el uso de medidas múltiples para "triangular" (Denzin, 2012) los datos recogidos y aumentar la posibilidad de que realmente estemos midiendo el constructo que se está investigando (Short, Ketchen, Shook, y Ireland, 2010) es una práctica ampliamente utilizada en las ciencias sociales. Con este fin, durante la recogida de datos, se administró a los docentes una copia de la versión italiana del *General Health Questionnaire* (GHQ-12; Fraccaroli y Schadee, 1993) y la *Teacher*

Job Satisfaction Scale (TJSS; Pepe, 2017). Desde el punto de vista de la validez convergente, se espera que las tres medidas: ansiedad, desadaptación social y pérdida de confianza (GHQ-12), correlacionen positivamente con las puntuaciones del ITS-20. Por el contrario, se espera que la validez discriminativa se confirme si los puntajes del ITS-20 se correlacionan negativamente con las tres medidas de satisfacción laboral (TJSS) (satisfacción con los compañeros, satisfacción con los estudiantes, satisfacción con los padres).

Se ha calculado también el tamaño del efecto (*d*) (Cohen, 1992) para analizar qué factores difieren más al comparar las etapas de educación primaria y secundaria. Siguiendo los estándares comunes en la investigación social se considera un tamaño de efecto (*d*) "bajo" cuando es menor que .02, "medio" entre .20 y .49 y "grande" cuando es mayor de .50.

Los análisis han sido realizados con el paquete estadístico SPSS 22 (incluido el módulo AMOS).

Resultados

Los estadísticos descriptivos de los ítems se incluyen en la tabla 1.

Tanto la prueba KMO (KMO=.860) como el test de Bartlett ($\chi^2=3.688$, $p > .001$) confirman la idoneidad del uso de AFE. El análisis (tabla 2) muestra una estructura factorial compuesta de 4 dimensiones que explican el 57% de la varianza global. Los seis ítems (1,15,12,10,11,4) que componen el primer factor pre-

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos

	M	DT	Asimetría	Curtosis
p2cq01	1.01	1.19	0.86	-0.36
p2cq02	0.82	1.14	1.33	0.80
p2cq03	0.92	1.10	1.07	0.37
p2cq04	1.84	1.33	0.08	-1.16
p2cq09	1.76	1.45	0.19	-1.31
p2cq10	0.71	1.10	1.40	0.87
p2cq11	1.04	1.16	0.87	-0.26
p2cq12	1.80	1.31	0.16	-1.09
p2cq13	2.52	1.15	-0.37	-0.68
p2cq14	2.70	1.10	-0.55	-0.42
p2cq15	1.11	1.22	0.81	-0.43
p2cq16	0.92	1.10	1.09	0.43
p2cq17	0.92	1.11	0.97	-0.06
p2cq18	2.01	1.51	-0.05	-1.43
p2cq19	2.13	1.35	-0.17	-1.11
p2cq20	0.60	1.02	1.73	1.12
p2cq21	2.13	1.06	-0.11	-0.35
p2cq22	0.60	0.99	1.63	1.81
p2cq23	2.14	1.26	-0.12	-0.90
p2cq24	1.03	1.29	1.03	-0.10

sentaron coeficientes de saturación que van desde .784 a .688. El segundo factor, compuesto por 5 ítems (23,14,13,19,21) presenta valores entre .770 y .539. Finalmente, los factores tercero y cuarto, compuestos respectivamente por los ítems 17, 22, 16, 2, 3 y 24, 9, 18, 20, muestran valores entre .767 y .498.

Tabla 2.

Resultados del análisis factorial exploratorio en la versión italiana del Index of Teaching Stress (ITS-20)

	Factores			
	1	2	3	4
1. Debido a este estudiante, siento menos placer en el trabajo..	0.784			
15. Este estudiante hace que mi día a día en la escuela sea menos agradable.	0.761			
12. Tener que prestar atención constante a este estudiante me acaba	0.754			
10. Este estudiante me impide encontrar alegría en el trabajo.	0.747			
11. El comportamiento de este estudiante aumenta mis problemas con otros estudiantes	0.727			
4. Este estudiante me hace prestar menos atención a otros estudiantes.	0.68			
23. Aprendí mucho trabajando con este estudiante.		0.77		
14. He tenido momentos de éxito en la enseñanza de este estudiante.		0.732		
13. Trabajando con este estudiante, mi relación con él / ella ha mejorado		0.726		
19. Este estudiante me hace entender mejor como docente.		0.686		
21. Me siento como un maestro adecuado para este estudiante.		0.539		
17. No estoy contento con los sentimientos que siento por este estudiante.			0.767	
22. Me siento culpable porque no me gusta este estudiante.			0.739	
16. Tengo la sensación de tratar a este estudiante de una manera completamente incorrecta.			0.644	
2. No me gusta este estudiante.			0.542	
3. No soy un docente adecuado para este estudiante.			0.499	
24. Mi interacción con los padres de este estudiante es frustrante.				0.794
9. No puedo encontrar un acuerdo con los padres para manejar mejor este estudiante.				0.785
18. Los padres no parecen preocuparse del comportamiento de este estudiante.				0.725
20. Los padres de este estudiante me molestan.				0.555
Autovalor	6.03	2.24	1.81	1.35
Explicación de la varianza	30.14	11.18	9.05	6.75
Varianza acumulada	30.14	41.32	50.37	57.13

Cada factor se compone de al menos dos ítems con un coeficiente de saturación $\geq .60$ y ninguno de los veinte ítems tiene una saturación en el factor inferior a 0.50. Tomados en conjunto, los resultados sugieren una estructura compuesta por cuatro facto-

res que se verificarán a través del análisis factorial confirmatorio y multigrupo.

El modelo de medición verificado se muestra en la figura 1.

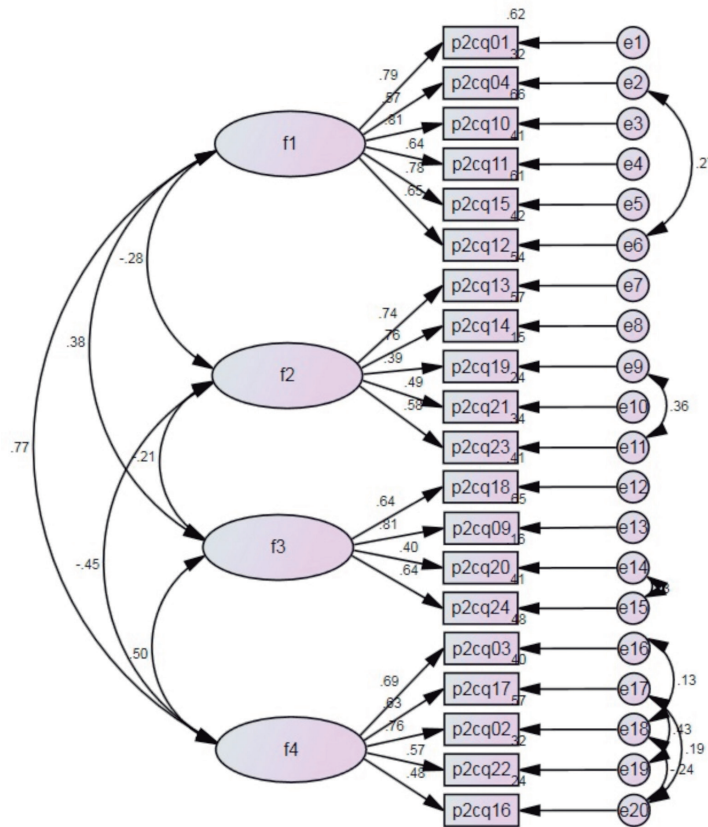


Figura 1. Modelo de medición del ITS-20

Dado que la verificación de la estructura multigrupo requiere pruebas preliminares de un modelo de medición estable para usar como referencia (Chen, 2007), los resultados de AFC sugieren una buena significación estadística ($\chi^2_{157}=323.33$, $p < .01$) y una excelente significación práctica (RMSEA = .046, SRMR = .046, CFI = .953, NNFI = .953, NFI = .927). El análisis también muestra que todos los coeficientes de saturación (λ_{ij}) muestran valores más altos que el valor límite ($\lambda > .3$) con significación estadística igual a $p < .01$ en todos los casos.

Las cuatro dimensiones identificadas se refieren a: 1) impacto del trabajo de enseñanza (factor 1), 2) emociones positivas (factor 2), 3) frustración del trabajo con los padres (factor 3) y 4) emociones negativas (factor 4).

En el modelo probado, también se especificó la posibilidad (limitada) de algunos errores (θ_{ij}) de covarianza. Este análisis es necesario para permitir la representación de errores de medición no aleatorios relacionados con la especificidad del modelo de medición o de la muestra considerada (Hu y Bentler, 1999). En particular, se han especificado seis covariaciones de error diferentes; la posibilidad de los errores de covariación se justifica por los siguientes motivos: 1) la inserción de los parámetros no altera las estimaciones de los parámetros λ obtenidos previamente; 2) los parámetros son razonables y representan el error de medición no aleatorio de ITS-20 en el contexto italiano; 3) los parámetros son significativamente diferentes de cero (Jöreskog y Sörbom, 2004); 4) de los posibles 190 parámetros θ_{ij} existentes (valor obtenido a través del cálculo combinatorio simple, sin

repeticiones de combinaciones; $k=2$, $n=20$) sólo seis covarianzas θ_{ij} (3%) se han especificado y se incluyen en el modelo final de la medición.

Los valores de fiabilidad de las cuatro dimensiones del ITS-20 son, respectivamente: impacto del trabajo ($\alpha = .861$), emociones positivas ($\alpha = .746$), emociones negativas ($\alpha = .786$) y frustración en el trabajo con los padres ($\alpha = .733$). A partir de estos coeficientes de fiabilidad, es posible verificar la validez convergente y divergente de las medidas ITS-20 con el malestar psicológico (GHQ-12) y con la satisfacción laboral (TJSS-11). La validez convergente prueba que los constructos que se espera que estén relacionados, de hecho, lo están. La validez divergente prueba que los constructos que no deberían tener relación inversa, de hecho, no la tienen (Pepe, Addimando y Veronese, 2017). Desde este punto de vista, esperamos que las medidas de estrés del docente estén correlacionadas negativamente de manera estadísticamente significativa con las medidas de satisfacción laboral (TJSS-11) (Punch y Tuetteman, 1990). Del mismo modo, es posible esperar que las medidas de estrés del docente estén correlacionadas estadísticamente y positivamente con las mediciones de GHQ-12. La literatura también presenta correlaciones entre las medidas de ansiedad del GHQ y las emociones negativas, y correlación inversa con las emociones positivas, o bien correlaciones no estadísticamente significativas (Spitieri, Jomeen y Martin, 2013).

Las correlaciones de orden cero calculadas en este estudio se incluyen en la tabla 3.

Tabla 3.
Validez convergente y divergente. Correlación de orden cero entre variables

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Impacto en el trabajo (1)	-									
Emociones positivas (2)	-.217**	-								
Emociones negativas (3)	.589**	-.306**	-							
Frustración con los padres (4)	.337**	-.129**	.405**	-						
Satisfacción compañeros (5)	-.138**	.066	-.133**	-.055	-					
Satisfacción alumnado (6)	-.346**	.122**	-.190**	-.067	.185**	-				
Satisfacción padres (7)	-.151**	.072	-.136**	-.193**	.187**	.382**	-			
Ansiedad (8)	.263**	-.038	.184**	.128**	-.113**	-.180**	-.093	-		
Desadaptación social (9)	.172**	-.134**	.125**	.064	-.092	-.147**	-.130**	.656**	-	
Pérdida de confianza (10)	.160**	-.084	.170**	.098	-.069	-.088	-.103**	.639**	.688**	-

A partir de los valores de validez convergente se observa que las diferentes dimensiones del ITS-20 correlacionan en las direcciones esperadas con las medidas de malestar psicológico. En particular, la ansiedad correlaciona positivamente de forma estadísticamente significativa con el impacto del trabajo ($r = .263$, $p < .001$), con las emociones negativas ($r = .184$, $p < .001$) y con la frustración derivada de la relación con los padres ($r = .128$, $p < .001$). Por el contrario, no correlaciona con las emociones positivas. En cuanto a la desadaptación social, correlaciona positivamente de forma estadísticamente significativa con el impacto en el trabajo ($r = .172$, $p < .001$) y con las emociones negativas ($r = .125$, $p < .001$). Al contrario, no correlaciona con la frustración de trabajar con los padres y correlaciona negativamente con las emociones positivas ($r = -.134$, $p < .001$). Finalmente, la pérdida de confianza correlaciona positivamente con el impacto en el trabajo ($r = .160$, $p < .001$) y con las emociones negativas ($r = .170$, $p < .001$). Se han identificado correlaciones no significativas y cercanas a cero con las medidas restantes.

En cuanto a la validez divergente, también en este caso las medidas del ITS-20 correlacionan en la dirección esperada con la satisfacción laboral. Partiendo de la satisfacción del trabajo con los estudiantes, existen correlaciones estadísticamente sig-

nificativas y negativas con el impacto en el trabajo ($r = -.346$, $p < .001$) y con las emociones negativas ($r = -.190$, $p < .001$). Por el contrario, las emociones positivas correlacionan positivamente ($r = .122$, $p < .001$), mientras que no hay correlación con la frustración de trabajar con los padres. Por lo que se refiere a la satisfacción con los compañeros, existe correlación negativa con el impacto del trabajo ($r = -.138$, $p < .001$) y con las emociones negativas ($r = 0,133$, $p < .001$). Las emociones positivas y la frustración del trabajo con los padres no muestran correlaciones estadísticamente significativas. Por último, la satisfacción de trabajar con los padres correlaciona negativamente con el impacto del trabajo ($r = -.151$, $p < .001$), con las emociones negativas ($r = -.136$, $p < .001$), y como se esperaba, con la frustración de trabajar con los padres ($r = -.193$, $p < .001$). No se identifica ninguna correlación en relación con las emociones positivas. Del análisis se puede concluir que todos los indicadores seleccionados confirman la estabilidad del modelo de medición ITS-20 y sugieren su aplicación completa en el contexto italiano para detectar los fenómenos de estrés relacionados con el trabajo del profesorado de educación primaria y secundaria. Los estadísticos descriptivos y los valores de fiabilidad de las diferentes escalas finales se muestran en la tabla 4.

Tabla 4.
Estadísticos descriptivos y valores de fiabilidad de las 4 dimensiones del ITS-20

	Primaria					
	m	ds	rango	asimetría	curtosis	alpha
Impacto en el trabajo	7.01	5.4	0-22	0.785	-0.101	0.858
Emociones positivas	12.13	4.2	0-20	-0.175	-0.270	0.735
Emociones negativas	3.55	3.5	0-14	0.922	0.185	0.745
Relación con los padres	5.16	4.0	0-16	0.539	-0.454	0.747
	Secundaria					
	m	ds	rango	asimetría	curtosis	alpha
Impacto en el trabajo	8.62	5.82	0-22	0.493	-0.552	0.865
Emociones positivas	10.52	4.05	0-20	-0.030	-0.574	0.745
Emociones negativas	5.63	4.59	0-14	0.591	-0.708	0.808
Relación con los padres	5.95	3.84	0-16	0.197	-0.837	0.712

El análisis descriptivo muestra que, en general, y con diferentes intensidades (tamaño del efecto-d), todos los valores de estrés laboral son más altos en la etapa de educación secundaria: impacto del trabajo ($F_{486} = 2.97$, $p < .001$, $d = .29$), emociones negativas ($F_{486} = 4.01$, $p < .0001$; $d = .39$), emociones positivas ($F_{486} = 5.43$, $p < .0001$, $d = .51$) y relación con los padres ($F_{486} = 2.02$, $p < .05$; $d = .19$). Las principales diferencias entre las dos etapas se encuentran en las emociones positivas, que muestran el valor de tamaño del efecto más alto; los docentes de primaria tienen en ellas puntuaciones más altas. Se observa que, en general, los docentes de primaria y secundaria obtienen valores diferentes en todas las dimensiones de los ITS (aunque con distintos tamaños de efecto), indicando que cada una tiene su propia especificidad en cuanto a los factores que pueden afectar a la profesión docente.

Conclusiones y discusión

Cuidar el clima organizativo y las relaciones con los estudiantes y con las familias es necesario en la gestión de los centros escolares para dar respuesta a los desafíos educativos que se plantean actualmente a los docentes relativos al estrés laboral. A través de la autoevaluación y autodiagnóstico, centros y personal docente pueden identificar necesidades y adoptar recursos y medidas de política escolar dirigidas al control y prevención del estrés. Entre estas medidas se encuentra la aplicación de instrumentos fiables de detección del estrés. A este respecto, el objetivo de este estudio ha sido validar una herramienta útil para identificar y prevenir el estrés laboral de los docentes en las etapas de educación primaria y secundaria: la adaptación del *Index of Teaching Stress - 20* (ITS-20). La finalidad es proporcionar una escala fiable, de aplicación fácil y rápida que permita a los docentes identificar su propio nivel de estrés laboral.

El estudio se planteó traducir y adaptar culturalmente esta herramienta al contexto docente italiano. Este tipo de estudios requieren explorar la validez de las variables latentes del constructo analizado. Para ello, el AFE constituye un procedimiento estadístico adecuado, especialmente en los casos en que no existe una base teórica sólida útil para especificar a priori el número de dimensiones latentes. Los análisis efectuados al respecto en este estudio, han identificado 4 dimensiones claramente definidas: 1) Intromisión en la vida profesional y personal del docente (denominada «impacto del trabajo»); 2) Sentimientos positivos (tales como sentirse útil como docente o el sentimiento de crecimiento profesional que proviene de afrontar situaciones difíciles); 3) Sentimientos negativos derivados del trabajo con estudiantes difíciles; y 4) Frustración en la interacción con los padres.

Las sub-escalas obtenidas son estadísticamente fiables. Por su parte, al analizar la validez del ITS-20, se obtienen, como se esperaba, correlaciones positivas o negativas, respectivamente, con las medidas de comparación seleccionadas: el GHQ y el TJSS. Desde el punto de vista descriptivo, se obtienen valores promedio más altos en todas las dimensiones de estrés laboral en los docentes de la etapa secundaria, tal como referencian también otros estudios realizados sobre los niveles de estrés de los docentes en Lombardia (Italia) (Addimando, 2013). Con respecto a la investigación en el ámbito europeo, Kinman (2008) encuentra que los factores relacionados con la sobrecarga laboral están íntimamente relacionados con el cansancio emocional y la satisfacción laboral. Estos resultados invitan a seguir profundizando en esta temática ampliando los estudios que permitan detectar las relaciones existentes entre bienestar, estrés y satisfacción laboral.

En relación con las limitaciones de este estudio cabe mencionar que, dado que se ha realizado con una muestra incidental

de docentes, sus resultados no se pueden generalizar a la población de profesorado italiano; si bien los resultados obtenidos son coherentes con otras investigaciones previas realizadas ya en el contexto italiano sobre la satisfacción laboral del profesorado (Veronese, Pepe, Dagdukee y Yaghi, 2018). En este sentido, haber obtenido un modelo de medición aceptable en el instrumento validado permitirá verificar sus resultados en otros estudios que puedan realizarse con una muestra representativa de docentes de educación primaria y secundaria.

En general, se sugiere el ITS -20 como herramienta para identificar síntomas y condiciones que podrían conducir al docente a situaciones de estrés laboral y *burnout*. Asimismo, se sugiere verificar la validez del contenido aplicando el instrumento en otros contextos geográficos y culturales distintos al italiano.

Referencias Bibliográficas

- Abidin, R. R., Greene, R. W., y Konold, T. R. (2004). *Index of teaching stress: professional manual*. Lutz, Florida: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Addimando, L. (2013). I comportamenti controproducenti dei genitori a scuola: un'analisi sulla soddisfazione e l'autonomia lavorativa degli insegnanti. *Psicologia della salute*, 2, 33-51. Doi: 10.3280/PDS2013-002004
- Avallone, F., y Paplomatas, A. (2005). *Salute organizzativa. Psicologia del benessere nei contesti lavorativi*. Milano: Raffaello Cortina.
- Bengoechea, I., Arribillaga Iriarte, A. R., y Madariaga Orbea, J. M. (2012). La interacción educativa en una escuela de ámbito rural con alumnado inmigrante. *Aula Abierta*, 40(3), 61-70.
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Bronfenbrenner, U., y Morris, P. (1998). The ecology of developmental processes. In R.M. Lerner (Ed.). *Theoretical models of human development*. Handbook of Child Psychology (Vol. 1). New York: Wiley.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: The Guilford Press.
- Browne, M. W., y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing models fit. In K.A. Bollen, y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp.136-162). London, England: Sage.
- Brislin, R. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1, 185-216.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504. Doi: 10.1080/10705510701301834
- Chess, S., y Thomas, A. (1984). *Stress in teaching: past, present e future*. London, Wurr Publisher.
- Cooper, C. L., Dewe, P. J., y O'Driscoll, M. P. (2001). *Organizational Stress: A Review and Critique of Theory, Research, and Applications*. London: Sage.
- Cox, T. (1978). *Stress*. London, UK: Mc Millan Education.
- Denzin, N. K. (2012). Triangulation 2.0. *Journal of Mixed Methods Research*, 6(2), 80-88. doi:10.1177/1558689812437186
- Dyck, D. (2001). The toxic workplace. *Benefits Canada*, 25(3), 52.
- Domínguez Alonso, J., López Castedo, A., y Vázquez Varela, E. (2016). Attention to diversity in compulsory secondary education: Analysis from the education inspection. [Atención a la diversidad en la educación secundaria obligatoria: Análisis desde la inspección educativa] *Aula Abierta*, 44(2), 70-76. doi:10.1016/j.aula.2016.03.002
- Doudin, P. A., Curchod-Ruedi, D., Lafortune, L., y Lafranchise, N. (Eds), (2011). *La santé psychosociale des enseignants et des enseignantes*. Montréal: Presses de l'Université du Québec.

- Fiorilli, C., De Stasio, S., Benevene, P., Iezzi, D. F., Albanese, O. y Pepe, A. (2015) Copenhagen Burnout Inventory (CBI): A validation study in the Italian teacher sample. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 22(4), 1-16. doi:10.4473/TPM22.4.7
- Fiorilli, C., Albanese, O., Gabola, P., y Pepe, A. (2017) Teachers' emotional competence and social support: assessing the mediating role of teacher burnout. *Scandinavian journal of educational research*, 61(2), 127-138. DOI:10.1080/17405629.2016.1140640
- Fracaroli, F., y Schadee, H. (1993). L'analisi fattoriale confermativa applicata al General Health Questionnaire. Una comparazione della versione inglese e italiana. *Giornale Italiano di Psicologia*, 20(2), 319-338.
- Geving, A. M. (2007). Identifying the types of student and teacher behaviours associated with teacher stress. *Teaching and Teacher Education*, 23, 624-640. Doi: 10.1016/j.tate.2007.02.006
- Goldberg, D. P., y Williams, P. (1988). *A user's guide to the General Health Questionnaire*. London: NFER-Nelson.
- Greene, R. W., Abidin, R. R., y Kmetz, C. (1997). The Index of Teaching Stress: a measure of student-teacher compatibility. *Journal of School Psychology*, 35(3), 239-259. Doi: 10.1016/S0022-4405(97)00006-X
- Greene, S. B., y Yang, Y. (2009). Commentary on coefficient alpha: a cautionary tale. *Psychometrika*, 74(1), 121-135. Doi: 10.1007/s11336-008-9098-4
- Guglielmi, D., Paplomatas, A., Simbula, S., y Depolo, M. (2011). Prevenzione dello stress lavoro correlato: validazione di uno strumento per la valutazione dei rischi psicosociali nella scuola. *Psicologia della Salute*, 3, 53-74.
- Harkness, J. A. (2007). Improving the comparability of translation. In R. Jowell, C. Roberts, R. Fitzgerald y G. Eva (Eds.). *Measuring attitudes cross-nationally: Lessons from the European Social Survey* (pp. 79-94). London: Sage.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6,1-55. Doi: 10.1080/10705519909540118
- Hurley, A. E., Scandura, T. A., Schriesheim, C. A., Brannick, M. T., Seers, A., Vandenberg, R. J., et al. (1997). Exploratory and confirmatory factor analysis: Guidelines, issues, and alternatives. *Journal of Organizational Behavior*, 18, 667-683. Doi: 10.1002/(SICI)1099-1379(199711)18:6<667::AID-JOB874>3.0.CO;2-T
- Iliescu, D. (2017). *Adapting Tests in Linguistic and Cultural Situations*. UK: Cambridge University Press.
- Kaiser, H. F. (1958). The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, 23(3), 187-200.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141-151. doi:10.1177/001316446002000116
- Kinman, G. (2008). Work stressors, health and sense of coherence in UK academic employees. *Educational Psychology*, 28 (7), 823-835.
- Kyriacou, C. (1987). Teacher stress and burnout: An international review. *Educational Research*, 29, 146-152. Doi: 10.1080/0013188870290207
- Kyriacou, C. (2001). Teacher stress: directions for future research. *Educational Review*, 53, 27-35. Doi: 10.1080/00131910120033628
- Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsena, E., y Christensen, K. B. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work y Stress*, 19(3), 192-207. Doi: 10.1080/02678370500297720
- Jolliffe, I. T. (2005). Eigenvalues/eigenvectors. In B. S. Everitt y D. C. Howell (Eds.), *Encyclopedia of Statistics in Behavioral Science* (pp. 542-543). New York: Wiley.
- Jöreskog, K. G., y Sörbom, D. (2004) LISREL. Chicago, IL: Scientific Software International.
- McCarthy, C., Lambert, R., y Ullrich, A. (2012). *International Perspectives on Teacher Stress*. Charlotte, NC: IAP - Information Age Publishing, Inc.
- Lazarus, R. S., y Folkman, S. (1984). *Stress, Appraisal and Coping*. New York: Springer Publishing.
- Leiter, M. P., y Maslach, C. (2000). Preventing burnout and building engagement: A complete program for organizational renewal. San Francisco: Jossey Bass.
- Mac Callum, R. C., Browne, M. W., y Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1,130-149. Doi: 10.1037/1082-989X.1.2.130
- Moriana Elvira, J.A., Herruzo Cabrera, J. (2004). Estrés y burnout en profesores. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 4(3), 597-621.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory (2nd Ed.)*. New York: McGraw Hill.
- Pantić, N. y Florian, L. (2015). Developing teachers as agents of inclusion and social justice, *Education Inquiry*, 6(3), 333-351. Doi: 10.3402/edui.v6.27311
- Parlamento italiano. Decreto legislativo 9 aprile 2008, n. 81. "Attuazione dell'articolo 1 della legge 3 agosto 2007, n. 123, in materia di tutela della salute e della sicurezza nei luoghi di lavoro" pubblicato nella Gazzetta Ufficiale n. 101 del 30 aprile 2008 - Supplemento Ordinario n. 108.
- Pepe, A., y Addimando, L. (2013). Comparison of Occupational Stress in Response to Challenging Behaviours between General and Special Education Primary Teachers in Northern Italy. *International Journal of Special Education*, 13(1), 11-23.
- Pepe, A., y Addimando, L. (2014) Teacher - parent relationships: influence of gender and education on organizational parents' counterproductive behaviors. *European Journal of psychology of education*, 29, 503-519. doi: 10.1007/s10212-014-0210
- Pepe, A., Addimando, L., y Veronese, G. (2017). Measuring teacher job satisfaction: assessing invariance in the teacher job satisfaction scale (TJSS) across six countries. *Europe's Journal of Psychology*. 13(3), 396-416. Doi: 10.5964/ejop.v13i3.1389
- Punch, K.F. e Tuetteman, E. (1990). Correlates of psychological distress among secondary school teachers. *British Educational Research Journal*, 16, 369-382.
- Rodrigo López, M. J., Martínez González, R. A., y Rodríguez Ruiz, B. (2018) La relación centro escolar-familia como factor protector de conductas transgresoras en la adolescencia. *Aula Abierta*, 47(2), 149-158.
- Rodríguez-Ruiz, B., Rodrigo, M. J., y Martínez-González, R. (2015). Cross-contextual variability in parents' and school tutors' conflict resolution styles and positive development. *Journal of Educational Research*, 108(6), 480-491. doi:10.1080/00220671.2014.905764
- Rose, J. y Norwich, B. (2014). Collective commitment and collective efficacy: a theoretical model for understanding the motivational dynamics of dilemma resolution in inter-professional work. *Cambridge Journal of Education*, 44(1), 59-74.
- Rothmann, S. (2003). Job satisfaction, occupational stress, burnout and work engagement as components of work-related wellbeing. *Journal of Industrial Psychology*, 34(3), 11-16. Doi: 10.4102/sajip.v34i3.424
- Rudow, B. (1999). Stress and burnout in the teaching profession: European studies, issues and research perspectives. En R.

- Vandenberg, Huberman, *Understanding and preventing teacher burnout*. Nueva York: Cambridge University Press, 38-59.
- Schaufeli, W. B. (2001). Coping with job stress. En N.J. Smelser y P.B. Baltes (Eds.). *The international encyclopedia of the social and behavioral sciences*, 12, 7983-7987. Oxford, UK: Elsevier.
- Short, J.C., Ketchen, D.J; Shook, C.L. y Ireland, R.D. (2010). The concept of opportunity in entrepreneurship research: past accomplishments and future challenges. *Journal of Management*, 36(1), 40-65.
- Silvero Miramon, M. (2007). Estrés y desmotivación docente: el síndrome del profesor quemado en educación secundaria. *Estudios sobre Educación*, 12, 115-138.
- Smylie, M. A. (1999). Teacher stress in a time of reform. En R. Vanderbergh y A. M. Huberman (Eds.), *Understanding and preventing teacher burnout. A sourcebook of international research and practice* (pp. 59-84). New York: Cambridge University Press.
- Sonnentag, S., y Frese, M. (2003). Stress in Organizations. En W. C. Borman, D. R., Ilgen, y R. J., Klimoski (Eds.), *Handbook of Psychology. Industrial and Organizational Psychology*. New Jersey: John Wiley y Sons. Inc.
- Spiteri, C.M., Jomeen, J. & Martin. C.R. (2013). Reimagining the general health questionnaire as a measure of emotional well-being: A study of postpartum women in Malta. *Women and Birth*, 26(4), e105-e111.
- The American Psychological Association's (2010). *Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct*. Effective June 1, 2003, as amended 2010, 0003-066X.
- Thomas, A., y Chess, S. (1980). *The Dynamics of Psychological Development*. New York, Brunner/Mazel.
- Tucker, L. R., y Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.
- Um, M. Y., y Harrison, D. F. (1998). Role stressors, burnout, mediators, and job satisfaction: a stress-strain outcome model and empirical test. *Social Work Research*, 22(2), 110-115. doi: 10.1093/swr/22.2.100
- Vandenberg, R. J., y Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices and recommendation for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4-70. Doi: 10.1177/109442810031002
- Veronese, G., Pepe, A., Dagdukee, J., y Yaghi, S. (2018). Social capital, affect balance and personal well-being among teachers in israel and palestine. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 24(8), 951-964. doi:10.1080/13540602.2018.1508431
- Veronese, G., Pepe, A., Dagdouke, J., Addimando, L., y Yagi, S. (2017). Measuring well-being in Israel and Palestine: the subjective well-being assessment scale. *Psychological Reports*, 120(6), 1-18. Doi: 10.1177/0033294117715479
- Veronese, G., y Pepe, A. (2018). Cross-cultural adaptation, psychometric proprieties and factor structure of the multidimensional student life satisfaction scale (MSLSS): A study with Palestinian children living in refugee camps. *Current Psychology*, 1-10. doi:10.1007/s12144-018-9891-x
- Veronese, G., Pepe, A., Dagdukee, J., y Yaghi, S. (2018). Social capital, affect balance and personal well-being among teachers in israel and palestine. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 24(8), 951-964. doi:10.1080/13540602.2018.1508431
- Veronese, G., Pepe, A., Dagdukee, J y Yaghi, S. (2018) Teaching in conflict settings: dimensions of subjective wellbeing in Arab teachers living in Israel and Palestine. *International Journal of Educational Development*, 61, 16-26. Doi: 10.1016/j.ijedu-dev.2017.11.009
- Weinberg, A., Sutherland, V. J., y Cooper, C. (2010). *What Is Stress? Organizational Stress Management*. London: Palgrave Macmillan UK doi:10.1057/9780230203938_3
- Zeichner, K. M. (2009). *Teacher education and the struggle for social justice*. London, UK: Routledge.

