

Análisis de la Estructura Interna de la Escala de las Áreas de la Vida Laboral (AWS) en Docentes De Escuelas Públicas de Lima

Structural Analysis of the Areas of Worklife Scale (AWS) in Public School Teachers of Lima

Sergio Dominguez-Lara¹, Manuel Fernández-Arata², Gustavo Calderón-De la Cruz³,
Arturo Juárez García⁴ y César Merino-Soto⁵

Resumen

El objetivo fue examinar la estructura interna de la *Escala de las Áreas de la Vida Laboral* (AWS) en 311 docentes peruanos de educación básica (63.7% mujeres; $M_{edad}=46.75$) de instituciones estatales. La estructura interna del AWS fue evaluada mediante el Análisis Factorial Confirmatorio (CFA) y el Modelamiento de Ecuaciones Estructurales Exploratorio (ESEM), y la confiabilidad del constructo fue estimada con el coeficiente ω . Los resultados del CFA y ESEM indicaron que la estructura de seis dimensiones no presenta evidencia suficiente debido a la presencia de cargas factoriales entre bajas y moderadas, además de la presencia de un factor de método asociado a ítems invertidos. La magnitud de la confiabilidad (ω) evidenció baja representatividad de algunos ítems respecto a las dimensiones que evalúa el AWS. Se discute los hallazgos y las implicancias sobre la utilidad de la *Escala de las Áreas de la Vida Laboral* en docentes de educación básica.

Palabras clave: validez, confiabilidad, análisis factorial, áreas de vida laboral, docentes

Abstract

The goal of this study was to analyze the internal structure of the Areas of Worklife Scale (AWS) in a sample of 311 Peruvian elementary school teachers (63.7% women; $M_{age}=46.75$) from State Institutions. The internal structure was evaluated through Confirmatory Factor Analysis (CFA) and Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM), reliability was obtained through ω coefficient. The CFA and ESEM results indicated that the expected six dimension structure was not confirmed due to low or moderate factorial loads and the presence of a factor method associated with reverse-coded items. The magnitude of reliability (ω) shows low representativeness of some items in the evaluated dimensions of the AWS. Findings and implications about the utility of the Areas of Worklife Scale in elementary school teachers are discussed.

Keywords: validity, reliability, factor analysis, areas of worklife, teachers

¹ Doctor en Psicología. Docente. Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres. Av. Tomás Marsano 242, Lima 34, Peru. Tel.: (+51) 5136300. Correo: sdominguezl@usmp.pe, sdominguezmpcs@gmail.com

² Doctor en Educación. Director del Instituto de Investigación de Psicología, Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres. Av. Tomás Marsano 242, Lima 34, Peru. Tel.: (+51) 5136300. Correo: mfernandez1@usmp.pe

³ Magíster en Psicología. Docente, Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres. Av. Tomás Marsano 242, Lima 34, Peru. Tel.: (+51) 5136300. Correo: gcalderond@usmp.pe

⁴ Profesor Investigador. Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología, Universidad Autónoma del Estado de Morelos, México. Pico de Orizaba #1, Col. Los Volcanes, Cuernavaca Morelos, México- CP: 62350. Tel.: (+52) 17773297970. Correo: arturojuarezg@hotmail.com

⁵ Magíster en Psicología. Docente, Instituto de Investigación de Psicología, Universidad de San Martín de Porres. Av. Tomás Marsano 242, Lima 34, Peru. Tel.: (+51) 5136300. Correo: sikayax@yahoo.com.ar

Introducción

El síndrome de burnout (SB) es una respuesta del estrés laboral crónico caracterizado por un estado de *agotamiento emocional*, *cinismo* e *ineficacia profesional* (Maslach, Jackson, & Leiter, 2018). Inherente a diversos escenarios del trabajo, el SB afecta principalmente en aquellos donde el trato con personas es frecuente y las consecuencias de su experiencia genera la aparición de efectos negativos en el trabajador a nivel fisiológico (e.g., enfermedad coronaria del corazón), psicológico (e.g., problemas depresivos) y laboral (e.g., absentismo) (Salvagioni et al., 2017). Respecto a su génesis, estudios de revisión sostienen que son las altas demandas laborales las que aportan fuerte varianza a su explicación (e.g., Aronsson et al., 2017) incluso a lo largo del tiempo (Schaufeli, Bakker, & Van Rhenen, 2009).

Entre las ocupaciones más afectadas por el SB destaca el docente de educación básica (Fernet, Guay, Senécal, & Austin, 2012). Esta profesión es caracterizada por presentar una interacción continua con los estudiantes, los familiares de los estudiantes y el personal del colegio, además de convivir con demandas laborales como la ambigüedad del rol, el conflicto del rol, el número excesivo de alumnos por aula y la sobrecarga de trabajo (Vercambre, Brosselin, Gilbert, Nerrière, & Kovess-Masféty, 2009). Dada consecuencias del SB, además de identificar su impacto también es necesario el conocimiento sobre sus causas con el propósito de elaborar medidas preventivas que minimicen su presencia (Awa, Plaumann, & Walter, 2011), esto toma mayor relevancia si se consideran bases conceptuales de su explicación.

Para formular la propuesta teórica de los factores psicosociales del trabajo se han tomado de base los modelos explicativos derivados de la psicología de la salud ocupacional destacando el *modelo demandas-control* (Karasek, 1979), el *modelo esfuerzo-recompensa* (Siegrist, 1996) y el *modelo demandas-recursos laborales* (Bakker & Demerouti, 2007, 2013). Tomando en cuenta esto modelos teóricos se concluye que en la relación trabajador-puesto derivan las demandas y los recursos laborales y es la interacción de estos componentes la fuente explicativa de los procesos de bienestar/malestar psicosocial del

trabajador y consecuentes a nivel de daños/beneficios en la organización laboral.

Las relaciones entre las demandas y los recursos laborales suelen ser complejas, en algunos casos se ha establecido que si bien las demandas son aquellas que aportan directamente explicación al desencadenamiento del malestar psicosocial (SB) y los recursos laborales en conjunto con los recursos personales propician el bienestar psicosocial (engagement; Bakker & Demerouti, 2007, 2013), también es demostrado que las demandas experimentadas a manera de desafíos son fuente de entusiasmo impulsando de esta manera su motivación para el trabajo (Tadic, Bakker, & Oerlemans, 2015; Ventura, Salanova, & Llorens, 2015) de lo que se colige que una experiencia de bajas demandas puede producir monotonía y desmotivación en el trabajo.

En el proceso de interacción y efectos de las demandas y los recursos laborales se incluye los recursos personales que son considerados como fuente de adaptabilidad pues derivan de la autoevaluación positiva del sujeto para lograr controlar e influir en el contexto donde se desenvuelve (Hobfoll, Johnson, Ennis, & Jackson, 2003). No existe un consenso sobre la determinación de los recursos personales, integrando en algunos casos los constructos de autoeficacia, autoestima y optimismo (Xanthopoulou, Bakker, Demerouti, & Schaufeli, 2007) y en otros, los constructos de apoyo social percibido, emociones positivas, autoeficacia, progreso de metas y expectativa de resultados (Lapuente, Flores-Kanter, Muñoz-Navarra, & Medrano, en prensa; Medrano, Ortiz, Flores-Kanter, & Dominguez-Lara, 2018). Sin embargo, los resultados sobre los efectos de los recursos personales aún son considerados como emergentes y no concluyentes en el proceso explicativo de las demandas y los recursos laborales (Bakker & Demerouti, 2013).

Existen diversos cuestionarios para la evaluación de las demandas y los recursos laborales como el Copenhagen Psychosocial Questionnaire (Kristensen, Hannerz, Høgh, & Borg, 2005), el Cuestionario RED (Recursos, Emociones/Experiencias, Demandas) (Salanova, Llorens, Cifre, & Martínez, 2005), la Batería de pruebas UNIPSICO para la evaluación de factores psicosociales de Demandas (Gil-Monte, 2016a) y

Recursos (Gil-Monte, 2016b) y la *Escala Áreas de la Vida Laboral (Areas of Worklife Scale, AWS; Leiter & Maslach, 2004)*. Estos cuestionarios evalúan de manera multidimensional las demandas y los recursos del trabajo conservando fortaleza teórica-empírica e indicadores aceptables de validez y confiabilidad en su contexto de aplicación por lo que su potencial elección depende de las características de la organización laboral, la información que pueden proveer en relación al proceso adaptación-desadaptación del trabajador, su brevedad y fácil aplicabilidad.

Referente al AWS, es un cuestionario de autoinforme breve que explica la relación trabajo-persona tomando de base el modelo mediacional del SB propuesto por Maslach y Leiter (1997, 1999). Dichos autores propusieron un total de 6 áreas que inicialmente se concibieron negativamente (*sobrecarga de trabajo, ausencia de control, recompensas insuficientes, ruptura con la comunidad, ausencia de justicia y conflicto de valores*) y explicaban la génesis del SB. Asimismo, se comprendió que las experiencias positivas de estas seis características del trabajo explicarían también la presencia del engagement dada su estrecha asociación inversa con el SB.

La *Carga de trabajo* y el *Control* son variables que también se integran en el modelo demandas-control (Karasek, 1979). La *Carga de trabajo* es atribuida como una demanda laboral cuando se percibe en forma continua e intensa, demostrando tener efectos sobre el agotamiento emocional, dimensión del SB (Cohen., et al 2004). El *Control* se refiere a la percepción de autonomía del trabajador para tomar decisiones dentro de la organización además del acceso a los recursos para realizar sus tareas laborales. Un elevado *control* amortigua los efectos de las demandas laborales (de Lange, Taris, Kompie, Houtman, & Bongers, 2003) y posibilita el incremento del bienestar en el trabajador (Bakker & Demerouti, 2007). La *Recompensa* es estudiada desde el modelo esfuerzo-recompensa (Siegrist, 1996) y está relacionada con la percepción que tiene el trabajador sobre los refuerzos extrínsecos (monetario y social) e intrínsecos que recibe en el trabajo. Finalmente, para Leiter y Maslach (2004) la *Comunidad* involucra el contexto social del trabajo examinado a través de la percepción de apoyo social, el sentido de grupo y la ausencia de

posibles conflictos entre los miembros de la organización. La *Justicia* se refiere a la percepción de decisiones basadas en la equidad y la reciprocidad sobre la asignación de los recursos en el trabajo. Por último, los *Valores* examina la convergencia entre los objetivos y las expectativas del trabajador con los de sus compañeros y la organización.

La AWS se elaboró empleando estrategias de análisis cualitativo para verificar el contenido y la composición de los ítems, y posteriormente se emplearon estrategias cuantitativas. Si bien la AWS se ha usado en diversos estudios empíricos y en distintos grupos ocupacionales, este posee escasos reportes psicométricos publicados, aunque existen algunos aspectos que deben resaltarse en los existentes. Por ejemplo, en el estudio original (Leiter & Maslach, 2004) y en los desarrollados en España (Gascón et al., 2013) y Alemania (Brom, Buruck, Horvát, Ritcher, & Leiter, 2015) los procedimientos empleados distan de lo recomendado por la literatura especializada en lo que respecta al análisis factorial exploratorio (AFE), ya que si bien en los dos estudios (Brom et al., 2015; Gascón et al., 2013) se informa que la estructura original de seis dimensiones se mantiene, estas se configuraron y valoraron con base en el *análisis de componentes principales* (ACP) y rotación varimax. El ACP está orientado a la configuración de dimensiones como medidas aditivas de variables observables, más que al agrupamiento de ítems con base en un factor común. Además, los coeficientes de configuración (*cargas factoriales*) tienden a ser más elevados ya que el ACP no diferencia entre varianza común y específica (e.g., Watkins, 2018). Adicionalmente, el uso rotación varimax si bien puede plantearse como un método viable, lo cierto es que es más probable que las dimensiones de las AWS estén asociadas teóricamente puesto que configuran un modelo, por lo que el uso de ese procedimiento de rotación no estaría justificado ya que estaría omitiendo información importante asociada con la relación entre constructos. Por otro lado, el uso de la misma muestra para ejecutar el AFE y Análisis Factorial Confirmatorio (CFA por sus siglas en inglés) podría significar una amenaza a las conclusiones vertidas en dicho manuscrito, ya que hace mucho tiempo se ha reportado que podría considerarse más bien un pseudoprocedimiento de

validación debido a las elevadas probabilidades de que una configuración obtenida con el AFE se confirme con un CFA en la misma muestra (Pérez-Gil, Moscoso, & Rodríguez, 2000).

Por otro lado, en cuanto al CFA, la ausencia del reporte de los *índices de ajuste* obtenidos de forma previa a la correlación entre residuales (es decir, el *modelo mejorado*) no permite saber de cuánto fue el incremento de los índices de ajuste en cada una de las muestras evaluadas (incluyendo la italiana y finlandesa; Leiter & Maslach, 2004) luego de ese procedimiento. Con todo, quedó documentado que el modelo de seis factores presenta un mal ajuste estadístico en el estudio español (Gascón et al., 2013), y que luego de correlacionar 10 pares de residuales, el ajuste mejoró. Esto último es relevante, ya que los índices de ajuste mejoran cuando se añaden parámetros, como la correlación entre residuales, pero no ayuda a la comprensión del constructo dado que estos parámetros se especifican al margen de la relación entre ítems y constructo, lo cual es el eje del análisis factorial.

También fue hallado un estudio japonés (Kitaoka, Masuda, Morikawa, & Nakagawa, 2015) en el que se concluye que la estructura factorial original de seis dimensiones también se recupera apropiadamente con el análisis exploratorio, pero los datos reportados muestran cargas factoriales nulas (e.g., ítem 6) o bajas (e.g., ítem 12), un caso Heywood (carga factorial mayor que la unidad; ítem 16), y el factor *recompensa* no se configura según lo esperado (Tabla 2; Kitaoka et al., 2015). Del mismo modo, se indica que el modelo de seis factores de la AWS es respaldado por los datos, pero los índices reportados discrepan con esa premisa (e.g., CFI=.867; TLI=.850).

Por último, en el contexto norteamericano (DeFreese & Smith, 2013) se analizó un modelo explicativo que incluía las áreas de vida laboral, *burnout* y *engagement* en futbolistas, en el que la AWS se adaptó a ese deporte. El modelo de seis factores recibió un soporte adecuado por los índices de ajuste, aunque cuatro ítems presentaron cargas factoriales bajas (<.10) por lo que fueron eliminados, luego de lo cual el modelo tuvo mayor fortaleza empírica (mejores índices de ajuste y cargas factoriales), aunque no se informó si se trataba de un modelo oblicuo u ortogonal ni

se brindó evidencia para la obtención de una puntuación total tomando como base las dimensiones de la AWS.

El presente trabajo

La evaluación de las exigencias psicosociales laborales es un procedimiento necesario, sobre todo en contextos donde su estudio es emergente e impulsado desde una perspectiva política. Por ejemplo, en el Perú es prioritaria la evaluación en diversos escenarios ocupacionales según la Ley 29783- Ley de Seguridad y Salud en el Trabajo (El Peruano, 2011). Del mismo modo, existen estudios en el contexto escolar peruano donde fueron evaluadas las demandas laborales de rigidez organizacional y el estrés del rol (Moreno-Jiménez, Corso, Sanz, Rodríguez, & Boada, 2010) y en otro estudio, la sobrecarga de trabajo y la rigidez organizacional (Corso-de-Zuñiga, Moreno-Jimenez, Garrossa, Blanco-Donoso, & Carmona-Cobo, 2017). No obstante, un aspecto relevante es que esos estudios no evaluaron previamente las propiedades psicométricas de la escala utilizada para medir las demandas laborales; por el contrario, reportaron como soporte para la utilidad, la validación demostrada en otros países.

A la fecha, pese a no existir estudios psicométricos de la AWS en países latinoamericanos, fue usado (e.g. Colino & Pérez de León, 2015) incurriendo en la misma limitación de inducción de las propiedades psicométricas mencionada anteriormente. Entonces, en vista que los estudios peruanos en el contexto laboral no realizan análisis psicométricos de versiones ya trabajadas en otros contextos hispanohablantes (Merino-Soto & Calderón-De la Cruz, 2018), es necesaria una versión de la AWS que cuente con las propiedades psicométricas adecuadas para su aplicación en maestros peruanos. Esto debido a que según los estándares de medición (AERA, APA & NCME, 2014), la necesidad de verificar las cualidades psicométricas de un instrumento es un paso necesario previo al reconocimiento de su utilidad e interpretación de sus puntuaciones.

En este estudio se implementaron aspectos no trabajados anteriormente con relación a la estructura factorial de la AWS: 1) Fue estudiada la presencia de un factor de método (FM) asociado a

los ítems invertidos como es frecuente en otros instrumentos (Dominguez-Lara, & Merino-Soto, 2018a) donde se hipotetiza que las respuestas brindadas a este tipo de ítems están influidas por un *artefacto metodológico*; 2) Se analizaron las *malas especificaciones* (Saris, Satorra, & Van der Veld, 2009) asociadas a los modelos evaluados a fin de detectar la presencia de potenciales *cargas cruzadas* relevantes debido a la asociación teórica existente entre dimensiones, así como a la relación empírica entre estas observadas en otros estudios (e.g., Brom et al., 2015); 3) Se implementó además el *Modelamiento Exploratorio de Ecuaciones Estructurales* (ESEM por sus siglas en inglés; Asparouhov & Muthén, 2009), ya que permite la estimación de las cargas secundarias, que ayudan a valorar la complejidad del modelo y a calcular de forma más precisa de las correlaciones interfactoriales, dado que en el contexto del CFA la omisión de las cargas secundarias incrementa de forma espuria las correlaciones interfactoriales (Marsh, Morin, Parker, & Kaur, 2014).

Con base en lo expuesto, la presente investigación tuvo por objetivo examinar la estructura de la AWS bajo un enfoque CFA y ESEM en el contexto de docentes peruanos provenientes de entidades estatales de Lima Metropolitana.

Método

Diseño

El diseño de investigación es instrumental (Ato, López, & Benavente, 2013), ya que está orientada al estudio de las propiedades psicométricas de la AWS.

Participantes

Fueron evaluados 311 docentes de centros educativos estatales (Mujeres= 63.7%; 1 persona no respondió) entre los 24 y 69 años de edad ($M_{edad}=46.75\%$; $DE_{edad}=8.940$), mayormente casados (58.8%). La mayor parte de los encuestados están graduados de bachiller (60.8%), el 31.8% cuenta con estudios de maestría (31.8%) y el 0.6% de doctorado, mientras que el 6.8% no respondió. Del total, 69.7% recibieron formación universitaria (universidad nacional=45.3%),

23.5% en institutos, 10 docentes (3.2%) indicaron en otro lugar, y 11 personas no respondieron. Los años experiencia docente oscilaron entre los 2 y 42 años ($M_{experiencia}=19.59$; $DE_{experiencia}=7.83$), tanto en el nivel educativo primario (42.45%) y secundario (57.6%). Un porcentaje significativo de los docentes posee contrato estable (82.6%), mientras que el resto tiene contrato temporal (17.4%).

Instrumento

Escala de Áreas de la Vida Laboral (AWS; Leiter & Maslach, 2004). Está conformada por 29 ítems de los cuáles ocho son redactados de forma inversa. Los ítems se puntúan en una escala Likert de cinco puntos (entre *Muy en desacuerdo* [1] y *Muy de acuerdo* [5]), y evalúan seis dimensiones: *Carga de Trabajo* (e. g: *Trabajo intensamente por periodos prolongados de tiempo*), *Control* (e. g. *Tengo autonomía/independencia profesional en mi trabajo*), *Recompensa* (e. g.: *Recibo reconocimiento de los demás por mi trabajo*), *Comunidad* (e. g.: *Los miembros de mi grupo de trabajo cooperan entre sí*), *justicia* (e. g.: *Las oportunidades se brindan únicamente basadas en los méritos*), y *valores* (e. g.: *Mis metas profesionales son consistentes con las metas de la organización*).

Procedimiento

Se realizó la traducción y adaptación de la versión original en inglés de la AWS con la autorización de sus creadores (Leiter & Maslach, 2004) y la editorial Mind Garden®. Este proceso se llevó a cabo ciñéndose a las recomendaciones internacionales establecidas para la adaptación transcultural de auto informes (Gjersing, Caplehorn, & Clausen, 2010) y de acuerdo al procedimiento traducción-retraducción (*back translation*): en primer lugar, dos especialistas, por separado, realizaron las traducciones del inglés al español, las mismas que fueron discutidas para minimizar las discrepancias y luego, realizar la re-traducción, que fue ajustada a una sola versión en español. En segundo lugar, esta versión en español fue remitida a un comité revisor conformado por expertos de seis países latinoamericanos, que fueron elegidos por su experiencia en la evaluación del SB en

trabajadores de diversos contextos, para analizar las diferencias y similitudes en la comprensión semántica de cada ítem, hasta acordar una versión entendible en los contextos y países de cada juez (Chile, Colombia, México, Perú, Costa Rica y Venezuela).

De este modo, los expertos abordaron el instrumento en cuatro aspectos: 1) Equivalencia semántica: Que las palabras significaran lo mismo entre culturas/países e identificar dificultades gramaticales en la traducción, 2) Equivalencia idiomática: Equivalencia en Coloquialismos, modismos o expresiones idiomáticas, 3) Equivalencia experiencial: Que los ítems capturen de manera equivalente la experiencia de la vida diaria que puede diferir entre contextos por cuestiones culturales (usos, costumbres, creencias, etc) y 4) Equivalencia conceptual: Asegurarse que las cosas, circunstancias, ideas, son llamadas con el nombre correcto a cada cultura (Gjersing et al., 2010). El procedimiento global de traducción y adaptación transcultural de la escala se enmarcó en la idea de una escala estandarizada a utilizar en diferentes ocupaciones y en los distintos países latinoamericanos señalados, por lo que el presente estudio es una de las investigaciones exploratorias o iniciales del AWS en una sola Ciudad/País (Lima Perú) y en una ocupación homogénea (docentes).

La AWS fue administrada como parte de un grupo de instrumentos de evaluación correspondientes a una investigación dirigida por el segundo autor del trabajo. La recolección de datos se realizó en diez centros educativos de tamaño diverso ubicados en dos distritos de la ciudad de Lima. Luego de la autorización otorgada por los directores de los centros educativos, se evaluó a los docentes en las aulas de clase, con instrucciones estandarizadas acerca del propósito del estudio, su participación voluntaria y anónima, la confidencialidad de los resultados, la posibilidad de dejar de resolver la prueba en algún momento de la evaluación si así lo estimasen pertinente, para luego firmar el consentimiento informado.

Análisis de datos

Previo al análisis de datos, y a fin de no afectar la validez de las conclusiones estadísticas, fueron eliminados 36 casos que presentaban

protocolos incompletos, es decir, casos en los cuales los evaluados no respondieron todos los ítems. Luego de ello, se reportaron estadísticos descriptivos de los ítems, incluyendo medidas de tendencia central (e.g., media) y dispersión como la asimetría y curtosis como una aproximación a la normalidad univariada de los ítems. Del mismo modo, se analizó la asociación de los ítems con variables laborales (remuneración, institución de formación, condición laboral, modalidad) y demográficas (sexo) con la *ratio de correlación* (conocida también como η^2), valorada según criterios establecidos (Cohen, 1992).

El análisis factorial fue realizado bajo el CFA y el ESEM, tanto en lo que concierne a la estructura interna, como a la presencia de un factor de método (FM) asociado a los ítems invertidos. En todos los casos, fue usado el programa Mplus versión 7 (Muthen & Muthen, 1998-2015).

En cuanto al CFA, fueron analizados cuatro modelos con el método de estimación WLSMV con base en matrices policóricas. El primero de ellos considera que todos los ítems están influidos por un solo factor ($M1_{CFA}$); el segundo, seis factores ortogonales propuesta por los autores del instrumento (Leiter & Maslach, 2004; $M2_{CFA}$); el tercero, de seis factores oblicuos ($M3_{CFA}$) porque teóricamente se espera algún tipo de asociación entre estos. En el mejor modelo entre $M2_{CFA}$ y $M3_{CFA}$ se analizó la cantidad de potenciales malas especificaciones (Saris et al., 2009) asociadas a *cargas cruzadas* mediante un módulo específico (Dominguez-Lara & Merino-Soto, 2018b), y en el modelo ortogonal ($M2_{CFA}$), la presencia de malas especificaciones asociadas a la omisión de las correlaciones interfactoriales con el mismo módulo. El cuarto modelo consideró los seis factores oblicuos agregando la presencia de un *factor de método* (FM) asociado a los ítems invertidos ($M4_{CFA}$).

Desde el enfoque ESEM se analizaron dos modelos con el método de estimación WLSMV, con base en matrices factoriales. El primer modelo ($M1_{ESEM}$) consideró seis factores relacionados con rotación geomin ($\epsilon=.05$). Luego, fueron analizados siete factores, esperando la configuración de los seis factores sustantivos y un FM (asociado a los ítems invertidos) tomando como base el modelo oblicuo ($M2_{ESEM}$).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos, distribucionales y correlaciones de los ítems de la AWS

	M	DE	Cu.	As.	Asociación (η)				
					Inst. Formacion	Sexo	Cond. Lab.	Modalidad	Remun.
Carga de trabajo									
Ítem 1	2.23	1.068	.072	.872	.095	.013	.004	.040	.055
Ítem 2	3.3	1.089	-.78	-.503	.173	.070	.049	.012	.049
Ítem 3	2.67	1.148	-.844	.468	.066	.106	.058	.048	.034
Ítem 4	2.63	1.128	-.853	.433	.143	.134	.031	.074	.049
Ítem 5R	3.39	1.006	-.492	-.668	.076	.078	.000	.007	.011
Ítem 6R	2.98	1.266	-1.239	.052	.118	.074	.066	.063	.006
Control									
Ítem 7	4.05	.787	4.829	-1.695	.113	.001	.053	.057	.004
Ítem 8	3.17	1.084	-.815	-.206	.102	.133	.033	.042	.039
Ítem 9	3.98	.987	1.412	-1.259	.157	.019	.018	.030	.002
Recompensa									
Ítem 10	2.96	1.168	-.952	-.200	.127	.008	.101	.070	.004
Ítem 11	3.5	1.016	.221	-.833	.026	.157	.027	.069	.010
Ítem 12R	2.68	1.090	-.788	.357	.096	.067	.012	.002	.027
Ítem 13R	2.91	1.099	-.971	.100	.101	.022	.057	.028	.032
Comunidad									
Ítem 14	3.33	1.027	-.591	-.545	.131	.000	.000	.034	.031
Ítem 15	3.5	1.000	-.122	-.825	.078	.045	.002	.113	.029
Ítem 16	3.53	.98	.021	-.698	.072	.110	.021	.052	.049
Ítem 17	3.46	1.005	-.400	-.552	.115	.061	.006	.018	.009
Ítem 18R	2.45	1.088	-.633	.529	.106	.033	.060	.012	.015
Justicia									
Ítem 19	2.88	1.179	-1.082	-.101	.070	.078	.147	.042	.057
Ítem 20	2.89	1.129	-.989	-.048	.184	.022	.136	.027	.043
Ítem 21	3.14	1.035	-.674	-.484	.172	.049	.022	.059	.010
Ítem 22	3.06	1.170	-.979	-.271	.137	.011	.193	.085	.048
Ítem 23R	2.81	1.209	-.994	.131	.110	.041	.112	.106	.048
Ítem 24R	2.53	1.262	-.900	.476	.083	.101	.086	.051	.001
Valores									
Ítem 25	3.41	1.049	-.407	-.658	.076	.075	.048	.015	.055
Ítem 26	3.71	.895	.939	-1.047	.067	.054	.046	.033	.010
Ítem 27	3.73	.883	.853	-.935	.084	.015	.075	.078	.032
Ítem 28	3.65	1.005	.673	-.963	.150	.013	.126	.097	.063
Ítem 29R	2.05	1.154	-.054	.988	.079	.094	.094	.026	.105

Nota. Inst. Formación: institución de formación. Cond. Lab.: condición laboral. Remun.: Remuneración. Para el análisis descriptivo, los ítems no fueron recodificados (aquellos con la letra R).

La valoración de cada modelo (CFA y ESEM) fue realizada con base en criterios generales, como los índices de ajuste, y asociados a la representatividad estadística de los ítems (e.g., cargas factoriales). Respecto a los índices de ajuste, fueron evaluados el *índice de ajuste factorial* (CFI > .90); (McDonald & Ho, 2002; Marsh, Hau, & Wen, 2004), el *índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del error* (RMSEA; límite superior del IC < .100; West, Taylor, & Wu, 2012) y la *raíz cuadrada media residual ponderada* (WRMR ≤ 1.00; DiStefano, Liu, Jiang, & Shi, 2018). Con relación a las cargas factoriales, se esperó que estas sean ≈ .50 (Dominguez-Lara, 2018), lo que coincide con los límites planteados en el estudio psicométrico original y similares. Adicionalmente, se consideró el *índice de simplicidad factorial* (ISF) en los análisis ESEM, esperando magnitudes superiores

a .70 (Fleming & Merino, 2005), y se consideraron como cargas factoriales secundarias significativas aquellas ≈ .30 (Rosellini, & Brown, 2011).

Por último, la fiabilidad del constructo fue estimada con el coeficiente omega (>.70; McDonald, 1999).

Resultados

Análisis descriptivo

La respuesta media de los ítems se encuentra predominantemente entre 2 y 4, y la asimetría y curtosis son más variables entre ítems de la misma dimensión, sean directos o inversos (Tabla 1). Por otro lado, no hubo marcadas diferencias en cuanto sexo y aspectos laborales (Cohen, 1992) (Tabla 1).

Tabla 2. Índices de ajuste de la AWS: CFA y ESEM

	CFI	RMSEA	IC90% RMSEA	WRMR
CFA				
M1	.528	.120	.115-.125	2.489
M2	.592	.112	.107-.117	2.884
M3	.798	.080	.075-.086	1.676
M4	.853	.069	.064-.075	1.448
ESEM				
M1	.909	.065	.058 - .072	.775
M2	.946	.053	.045 - .061	.620

Tabla 3. Análisis factorial (CFA) del modelo oblicuo de la AWS en maestros peruanos con y sin factor de método

	CFA			
	Sin factor de método	CFA		Con factor de método
			F	FM
F1: Carga de trabajo				
Ítem 1		.342	.336	
Ítem 2		.156	.148	
Ítem 3		.650	.649	
Ítem 4		.852	.850	
Ítem 5R		-.555	-.558	-.044
Ítem 6R		-.131	-.149	.104
ω		.622	.623	
F2: Control				
Ítem 7		.533	.530	
Ítem 8		.566	.574	
Ítem 9		.699	.694	
ω		.629	.629	
F3: Recompensa				
Ítem 10		.691	.713	
Ítem 11		.735	.789	
Ítem 12R		-.524	-.337	.58
Ítem 13R		-.537	-.350	.59
ω		.719	.645	
F4: Comunidad				
Ítem 14		.525	.534	
Ítem 15		.737	.742	
Ítem 16		.915	.919	
Ítem 17		.842	.840	
Ítem 18R		-.354	-.309	.348
ω		.819	.815	
F5: Justicia				
Ítem 19		.729	.745	
Ítem 20		.300	.332	
Ítem 21		.533	.557	
Ítem 22		.636	.650	
Ítem 23R		-.303	-.200	.501
Ítem 24R		-.408	-.301	.513
ω		.656	.634	
F6: Valores				
Ítem 25		.664	.671	
Ítem 26		.753	.757	
Ítem 27		.807	.814	
Ítem 28		.763	.763	
Ítem 29R		-.326	-.258	.385
ω		.805	.800	

Nota. R: ítem invertido; F: Factor; FM: Factor de método; ω : coeficiente omega

Análisis de la estructura interna: enfoque CFA y fiabilidad del constructo

El modelo unidimensional ($M1_{CFA}$) y el de seis factores ortogonales ($M2_{CFA}$) obtuvieron índices de ajuste desfavorables (Tabla 2). Asimismo, el $M2_{CFA}$ presentó 13 potenciales malas especificaciones asociadas a la ausencia de las correlaciones interfactoriales (infraparametrización).

El modelo de seis factores oblicuos ($M3_{CFA}$) presentó indicadores más favorables que los anteriores, pero todavía insuficientes (Tabla 2); además, 27 de las 33 potenciales cargas cruzadas son consideradas mala especificaciones (infraparametrización).

Tabla 4. Análisis estructural del AWS bajo el enfoque ESEM con y sin factor de método

	Sin factor de método							Con factor de método							
	F1	F2	F3	F4	F5	F6	ISF	F1	F2	F3	F4	F5	F6	FM	ISF
F1: Carga de trabajo															
IC1	.299	-.063	.079	-.062	.085	.180	.581	.265	-.109	.036	-.050	.177	.012	.167	.460
IC2	.336	.342	-.127	-.036	-.092	-.023	.538	.348	.361	.080	-.043	-.105	.082	.005	.562
IC3	.782	.033	.012	.016	-.162	.054	.944	.792	.054	-.006	.032	-.007	.004	.060	.986
IC4	.821	-.103	-.116	-.045	-.125	-.031	.929	.800	-.083	.129	-.022	-.031	-.010	-.039	.954
IC5R	-.238	.480	.123	.016	-.095	-.011	.707	-.222	.470	-.125	-.012	.068	-.041	.022	.731
IC6R	.067	.273	.108	.112	-.124	.200	.409	.074	.267	-.074	.104	.075	-.090	.202	.458
ω	.592							.582							
F2: Control															
IC7	-.145	.501	-.168	.046	-.118	-.294	.576	-.114	.553	.048	.015	-.191	.068	-.259	.680
IC8	-.126	.573	.033	.090	-.102	.008	.884	-.115	.570	-.044	.062	.028	-.008	.041	.928
IC9	-.214	.490	.105	-.050	-.041	-.199	.660	-.198	.487	-.133	-.083	.032	.069	-.146	.685
ω		.529							.549						
F3: Recompensa															
IC10	-.004	.311	.472	.073	.013	-.008	.686	-.023	.246	-.331	.047	.402	-.028	.027	.515
IC11	-.075	.426	.424	.052	-.016	-.057	.602	-.090	.366	-.307	.016	.383	-.051	-.016	.461
IC12R	.121	.101	-.627	.043	.314	.129	.701	-.023	.016	.886	.080	.178	-.025	.034	.943
IC13R	.117	.267	-.747	.001	.186	.080	.784	.059	.200	.691	-.005	-.071	.006	.041	.892
ω			.661							.659					
F4: Comunidad															
IC14	.057	.118	.223	.316	.141	-.038	.492	.003	.070	-.073	.300	0.335	0.04	-0.039	.595
IC15	.009	.220	.122	.659	-.141	-.065	.803	.017	.261	-.145	.633	0.042	-0.052	-0.063	.782
IC16	-.052	-.004	.073	.954	-.017	-.070	.983	-.062	.041	-.102	.927	0.038	0.012	-0.083	.968
IC17	-.150	-.067	.068	.715	.082	-.216	.832	-.160	-.032	-.107	.690	0.014	0.112	-0.212	.808
IC18R	.173	.048	-.004	-.167	.104	.378	.619	.132	-.015	.133	-.154	0.165	-0.022	0.356	.542
ω				.724							.699				
F5: Justicia															
IC19	.048	.122	.338	.028	.359	-.211	.458	-.070	-.001	-.020	.011	.651	.076	-.209	.871
IC20	.206	.277	.065	.054	.250	.114	.384	.122	.192	.143	.045	.349	.121	.117	.483
IC21	.135	.259	.162	.181	.247	-.017	.305	.073	.198	-.025	.158	.272	.226	.011	.384
IC22	.068	.046	.337	-.048	.380	-.205	.497	-.053	-.088	-.028	-.066	.624	.113	-.199	.830
IC23R	-.001	.147	-.070	-.082	.167	.584	.820	-.018	.097	.109	-.074	-.048	.176	.598	.834
IC24R	-.036	.002	-.004	.083	.122	.808	.959	-.052	-.051	.069	.103	-.014	.058	.793	.957
ω					.295							.435			
F6: Valores															
IC25	.039	.155	.045	.078	.554	-.136	.828	-.038	.079	.061	.053	.186	.543	-.078	.822
IC26	.086	.084	.075	.018	.692	-.174	.886	.008	.004	-.013	-.005	.038	.839	-.077	.987
IC27	.125	.203	.192	.074	.620	-.088	.743	.061	.123	-.095	.050	.195	.689	.013	.855
IC28	.177	.102	.179	.044	.509	-.306	.557	.094	.019	-.028	.018	.323	.482	-.248	.560
IC29R	.197	.051	-.048	-.033	-.048	.399	.747	.188	.021	.101	-.020	.052	-.110	.375	.666
ω					.622	-							.684		

Nota. ISF: índice de simplicidad factorial; en cursiva: cargas en su factor original; en negrita: cargas factoriales secundarias $\approx .30$ e ISF $< .65$; FM: factor de método asociado a los ítems invertidos.

En general, se muestran cargas factoriales de baja magnitud ($< .50$) sobre todo en los factores *carga de trabajo* y *justicia*; y la fiabilidad del constructo es adecuada en algunos casos (e.g., *valores*), pero modesta en otros (e.g., *carga de trabajo*) (Tabla 3).

A su vez, el modelo de seis factores oblicuos con la presencia de un FM asociado a ítems invertidos ($M4_{CFA}$) no obtuvo índices de ajuste más satisfactorios (Tabla 2), pero permite conocer a nivel descriptivo que algunos ítems invertidos presentan mayor carga factorial en el FM (e.g., ítems 12 y 13) que en su propio factor teórico mientras que otros presentan mayor carga en su factor original (e.g., ítems 5 y 6) (Tabla 3). Por último, la fiabilidad del constructo obtuvo magnitudes variadas.

Análisis de la estructura interna: enfoque ESEM y fiabilidad del constructo

El modelo de seis factores oblicuos ($M1_{ESEM}$) evidenció un mejor ajuste que los mostrados bajo el enfoque CFA (Tabla 2), pero destacan cuatro aspectos limitantes: 1) Las cargas factoriales presentan magnitudes similares a lo hallado en el CFA, es decir, entre bajas y moderadas en los factores originales) (Tabla 4); 2) las correlaciones interfactoriales disminuyeron de forma importante en el ESEM ($\phi_{promedio} = |.140|$) respecto al CFA ($\phi_{promedio} = |.392|$) (Tabla 5), pero se hace evidente algún grado de complejidad factorial (e.g., ítem 20) al considerar su IFS ($< .70$) así como la presencia de *cargas secundarias* de magnitud significativa ($\approx .30$) en algunos factores (e.g., *carga de trabajo*); 3) Algunos ítems representan mejor un factor distinto al original (e.g. ítem 5); y 4) El factor *justicia* no logra recuperarse de forma

Tabla 5. Correlaciones interfactoriales de la AWS

	F1	F2	F3	F4	F5	F6
F1	1	-.584	-.424	-.341	-.189	-.065
F2	-.052	1	.469	.402	.363	.309
F3	-.107	.177	1	.467	.492	.307
F4	-.091	.176	.195	1	.436	.333
F5	.135	.177	.146	.067	1	.700
F6	.143	-.091	-.238	-.185	-.125	1

Nota. F1: Carga de trabajo; F2: Control; F3: Recompensa; F4: Comunidad; F5: Justicia; F6: Valores. Debajo de la diagonal: correlaciones interfactoriales-enfoque ESEM; Encima de la diagonal: correlaciones interfactoriales-enfoque CFA.

satisfactoria, ya que no se diferencia del factor *valores*.

En cuanto a la evaluación de la presencia del FM, fue analizado el modelo tomando como base al oblicuo ($M2_{ESEM}$), presentando índices de ajuste favorables (Tabla 2), y se resalta que los seis factores están mejor diferenciados (e.g., *justicia* es recuperado de forma satisfactoria), y que cuatro de los ocho ítems que configuran el FM presentan cargas factoriales de mayor magnitud que las exhibidas en su factor original (Tabla 4).

En resumen, ya que la presencia de pocos residuales (valores de RMSEA y WRMR adecuados) indica que existe una buena aproximación de los datos al modelo, no todos los ítems evalúan apropiadamente su factor teórico.

En cuanto a la fiabilidad del constructo (ω), los coeficientes hallados fueron heterogéneos (de .295 a .724), y en algunos casos poco mayores que .60 (e.g., *valores*). Además, estos valores fueron disminuyendo luego de modelar el FM (ω s de .684 a .435) (Tabla 4).

Discusión

La obtención de evidencias de validez y fiabilidad de instrumentos de evaluación psicológica vinculados al ámbito organizacional es un reto emergente, por lo que es pertinente prestar atención a la AWS.

De este modo, ambos enfoques usados en el análisis de la estructura interna de la AWS, brindan información relevante y complementaria. Por ejemplo, los hallazgos provenientes del CFA indican que el mejor modelo es el oblicuo, a diferencia del estudio original que los propone como independientes entre sí (Leiter & Maslach,

2004), aunque el ajuste no fue completamente satisfactorio como en el estudio español (Gascón et al., 2013). Sin embargo, es probable que algunos ítems sean influidos de forma simultánea por más de un factor (complejidad factorial no modelada), lo que ocasionaría el aumento de la magnitud de las correlaciones interfactoriales. Por otro lado, el análisis del factor de método asociado a los ítems invertidos indicó que algunos ítems son más afines a dicho artefacto metodológico que a los constructos que evalúa la AWS.

Bajo el ESEM se observaron cargas factoriales de magnitudes similares a lo hallado en el CFA, es decir bajas o moderadas, lo que indica que, al margen del enfoque elegido, algunos ítems no son medidas apropiadas del constructo para el grupo que fue evaluado, como lo ocurrido en el estudio japonés (Kitaoka et al., 2015). Por ejemplo, el ítem 2 dice “*trabajo intensamente por periodos prolongados de tiempo*”, lo que en el ámbito educativo no es representativo ya que la jornada escolar tiene un tiempo establecido y las labores ya están delimitadas por un plan curricular.

Por otro lado, los resultados derivados del ESEM indican baja simplicidad factorial en algunos ítems, lo que se relaciona con las malas especificaciones asociadas a cargas cruzadas encontradas en el CFA. Del mismo modo, la disminución de las correlaciones interfactoriales es un hecho vinculado con la naturaleza del ESEM, por lo que el modelo basado en este enfoque es una mejor representación del constructo en el grupo evaluado: un modelo complejo con algunos ítems poco representativos del constructo. Esto se puede adjudicar al hecho de que dicho modelo aborda diferentes facetas que interactúan en el ámbito laboral. Por ejemplo, desde el CFA se aprecia una elevada asociación entre *ausencia de justicia* y *conflicto de valores*, lo que da a entender que la interacción entre el contexto cultural, las características de las tareas laborales y el desempeño de los participantes proveen información relevante sobre la idiosincrasia de los docentes encuestados en la medida que aquellos malos tratos percibidos para sí o los demás entran en conflicto con las normas interiorizadas que posee cada trabajador.

Por último, la presencia del factor de método clarifica la solución factorial, es decir, permite que los ítems se agrupen de forma más cercana a la estructura original. De esto se colige que estaría afectando la estructura interna de la AWS en vista que los ítems invertidos configuran un *factor no sustantivo* independiente de los seis que configuran la AWS lo que, en consecuencia, impacta negativamente en las cargas factoriales y fiabilidad del constructo. De este modo, es probable que aislando o cambiando la redacción de esos ítems la estructura original sea más sólida a nivel estructural.

En cuanto a la fiabilidad, los indicadores fueron bajos y moderados en algunos casos lo que desalienta su uso para evaluaciones individuales por su bajo grado de precisión. Una de las probables causas de esta situación es la falta de referencia directa a la práctica docente, ya que en el estudio norteamericano todos los ítems fueron contextualizados a un deporte y mejoró los indicadores psicométricos (DeFreese & Smith, 2015), incluyendo las cargas factoriales. Por ejemplo, en el ítem 8 (control) se habla de *gerencia/jefatura*, pero en una institución educativa estatal existe una *dirección* (y *subdirecciones*).

En cuanto a las implicancias prácticas de los resultados, estas se vinculan con la pregunta ¿qué ítems representan mejor los constructos evaluados con la AWS? Considerando aspectos importantes como la magnitud de las cargas factoriales, complejidad factorial y el grado de afectación por el FM, no todos los ítems evalúan apropiadamente los constructos en cuestión, lo que indica que la definición de la dimensión bajo la cual se elaboraron los ítems no tiene correspondencia directa con la vida laboral de los maestros que fueron evaluados.

El estudio tuvo algunas limitaciones del estudio. Por ejemplo, debido al tipo de muestreo elaborado y la poca cantidad muestral no puede determinarse una generalización de resultados, ni tampoco puede calcularse la invarianza debido a que es deseable contar con al menos 200 personas y si bien algunos autores aceptan inclusive 150 por grupo (Pendergast, von der Embse, Kilgus, & Eklund, 2017), la falta de consistencia de la estructura factorial encontrada impide un análisis posterior a lo que se halló. Igualmente, no se

incluyeron algunos estadísticos vinculado con la validez de contenido dado que el trabajo con los expertos de los seis países se realizó mediante consensos respecto al contenido de ítems. En el presente estudio tampoco pudo evaluarse la *deseabilidad social*, una característica necesaria sobre todo en el conocimiento sobre la evaluación de las condiciones del trabajo. Finalmente, al tratarse de un estudio transversal, estos resultados obedecen a un lugar y momento determinados.

En cuanto a las recomendaciones, se sugiere realizar una replicación. Del mismo modo, es recomendable prescindir de los ítems invertidos si en otros estudios en grupos ocupacionales distintos presentan un comportamiento similar. Por otro lado, podrían modificarse los ítems considerando el contexto laboral de estudio de forma similar al estudio español (Gascón et al., 2013), aunque tomando en cuenta la especificidad de cada entorno (salud, educación, etc.). Asimismo, es prioritario implementar otras estrategias para obtener evidencias de validez, por ejemplo, por su relación con otros constructos, destacando su valor predictivo sobre el SB o el *engagement*, además de ver sus relaciones con los recursos personales del trabajador como la regulación emocional (Salessi & Omar, 2016) entre otros, o estabilidad temporal por medio de diseños longitudinales. Por último, podría analizarse una versión reducida de la AWS tomando en consideración los ítems más representativos de cada dimensión según el presente estudio, lo cual fortalecería su estructura factorial, así como sus indicadores de fiabilidad, aunque esto trae como consecuencia una configuración basada en la labor docente, sin posibilidades a ampliar a otros grupos ocupacionales (López-Núñez, de Jesús, Viseu, & Santana-Cárdenas, 2018). Por último, sería conveniente considerar docentes de colegios privados y de otras regiones del Perú.

Para concluir, la evaluación de las áreas de la vida laboral con escalas válidas y confiables es relevante porque siendo predictores significativos del SB puede permitir obtener información para identificar las áreas críticas de una organización que estén relacionadas con la salud ocupacional (Brom et al., 2015), lo que ayuda a impulsar intervenciones en la dinámica laboral. Sin embargo, pese a que la AWS cuenta con algunos

factores mejor definidos que otros, en su forma original no parece ser adecuada para sus propósitos originales en maestros limeños dado que es necesario una revisión para poder mejorar las propiedades psicométricas considerando que existen ítems poco representativos o complejos, o cuyo contenido no se ajusta en su totalidad al ámbito docente peruano.

Referencias

- American Educational Research Association., American Psychological Association., & National Council on Measurement in Education (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Aronsson, G., Theorell, T., Grape, T., Hammarstrom, A., Hogstedt, C., Marteinsdottir, I., Skoog, I., Träskman-Bendz, L., & Hall, C. (2017). A systematic review including meta-analysis of work environment and burnout symptoms. *BCM Public Health*, 17(264), 1-13.
doi:10.1186/s12889-017-4153-7
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397-438.
doi:10.1080/10705510903008204
- 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:10.6018/analesps.29.3.178511
- Awa, W. L., Plaumann, M., & Walter, U. (2010). Burnout prevention: A review of intervention programs. *Patient Education and Counseling*, 78, 184-190. doi:10.1016/j.pec.2009.04.008
- Bakker, A. B., & Demerouti. (2007). The Job Demands-Resources model: state of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309-328. doi: 10.1108/02683940710733115
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2013). La teoría de las demandas y los recursos laborales. *Journal of Work and Organizational Psychology*, 29, 107-115.
doi:10.5093/tr2013a16.
- Brom, S. S., Buruck, G., Horvát, I., Richter, P., & Leiter, M. P. (2015). Areas of worklife as predictors of occupational health-A validation study in two German Samples. *Burnout Research*, 2, 60-70. doi:j.burn.2015.06.001.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112, 155-159.
doi:10.1037/0033-2909.112.1.155
- Cohen, M., Village, J., Ostry, A. S., Ratner, P. A., Cvitkovich, Y., & Yassi, A. (2004) Workload as a determinant of staff injury in intermediate care. *International Journal of Occupational and Environmental Health* 10, 375-383.
doi:10.1179/oeh.2004.10.4.375
- Colino, N., & Pérez de León, P. (2015). El síndrome de burnout en un grupo de profesores de enseñanza secundaria en Montevideo. *Ciencias Psicológicas*, 9(1), 27-41. Recuperado de: <http://www.scielo.edu.uy/pdf/cp/v9n1/v9n1a04.pdf>
- Corso-de-Zuñiga, S., Moreno-Jiménez, B., Garrosa, E., Blanco-Donoso, L. M., & Carmona-Cobo, I. (2017). Personal resources and personal vulnerability factors at work: An application of the Job Demands-Resources model among teachers at private schools in Peru. *Current Psychology*, 1-12.
doi:10.1007/s12144-017-9766-6
- de Lange, A. H., Taris, T. W., Kompier, M. A. J., Houtman, I. L. D., & Bongers, P. M. (2003). The very best of the millennium: Longitudinal research and the demand-control-(support) model. *Journal of Occupational Health Psychology*, 8(4), 282-305.
doi:10.1037/1076-8998.8.4.282
- DeFreese, J. D., & Smith, A. L. (2013). Areas of worklife and the athlete burnout-engagement relationship. *Journal of Applied Sport Psychology*, 25(2), 180-196.
doi:10.1080/10413200.2012.705414
- DiStefano, C., Liu, J., Jiang, N., & Shi, D. (2018). Examination of the weighted root mean square residual: Evidence for trustworthiness? *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(3), 453-466.
doi:10.1080/10705511.2017.1390394
- Dominguez-Lara, S. (2018). Propuesta de puntos de corte para cargas factoriales: Una perspectiva de fiabilidad de constructo. *Enfermería Clínica*, 28(6), 401-402.
doi:10.1016/j.enfcli.2018.06.002

- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018a). Efectos de método en el Inventario de Depresión Estado-Rasgo (IDER): un análisis SEM. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 36(2), 253-267. doi:10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.4151
- Dominguez-Lara, S., & Merino-Soto, C. (2018b). Análisis de las malas especificaciones en modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 10(2), 19-24. doi:10.30882/1852.4206.v10.n2.19595
- El Peruano. (2011). *Ley 29783, Ley de Seguridad y Salud en el Trabajo*. Perú, 20 de Agosto de 2011.
- Fernet, C., Guay, F., Senécal, C., & Austin, S. (2012). Predicting intraindividual changes in teacher burnout: The role of perception school environment and motivational factors. *Teaching and Teacher Education*, 28, 514-525. doi:10.1016/j.tate.2011.11.013
- Fleming, J., & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y ajuste factorial: Un enfoque para la construcción y revisión de escalas derivadas factorialmente. *Revista de Psicología*, 23(2), 252-266. Recuperado de: <http://revistas.pucp.edu.pe/index.php/psicologia/article/view/2150>
- Gascón, S., Leiter, M., Stright, N., Santed, M., Montero-Marín, J., Andrés, E., Asensio-Martínez, A., & García Campayo, J. (2013). A factor confirmation and convergent validity of the "Areas of Worklife Scale" (AWSL) to Spanish translation. *Health and Quality of life outcomes*, 11-63. doi:0.1186/1477-7525-11-63
- Gil-Monte, P. R. (2016a). La Batería UNIPSIICO: propiedades psicométricas de las escalas que evalúan los factores psicosociales de demanda. *Archivos de Prevención de Riesgos Laborales*, 19(2), 86-94. doi:10.12961/apr.2016.19.02.2
- Gil-Monte, P. (2016b). La batería UNIPSIICO: propiedades psicométricas de las escalas que evalúan los factores psicosociales de recursos. *Archivos de Prevención de Riesgos Laborales*, 19(2), 95-102. <http://dx.doi.org/10.12961/apr.2016.19.02.3>
- Gjersing, L., Caplehorn, J. R., & Clausen, T. (2010). Cross-cultural adaptation of research instruments: Language, setting, time and statistical considerations. *BMC Medical Research Methodology*, 10(1), 1-10. doi:10.1186/1471-2288-10-13
- Hobfoll, S. E., Johnson R. J., Ennis, N., & Jackson, A. P. (2003). Resources loss, resources gain, and emotional outcomes among inner city women. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(3), 632-643: doi:10.1037/0022-3514.84.3.632
- Karasek, R. A. (1979). Job demands, job decision latitude and mental strain. Implications for job redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24, 285-308. doi:10.2307/2392498
- Kitaoka, K., Masuda, S., Morikawa, Y., & Nagakawa, H. (2015). Japanese version of the Areas of Worklife Survey (AWS): Six mismatches between persons and job environment. *Japanese Journal of Administrative Science*, 28(1), 53-63. doi:10.5651/jaas.28.53
- Kristensen T. S., Hannerz H., Høgh A., & Borg V. (2005). The Copenhagen Psychosocial Questionnaire - a tool for the assessment and improvement of the psychosocial work environment. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health* 31(6), 438-449. doi:10.5271/sjweh.948
- Lapuenta, L., Flores, P. E., Muñoz-Navarro, R., & Medrano, L. A. (en prensa). Evaluación de un modelo socio-cognitivo de la satisfacción laboral en trabajadores argentinos. *Estudios de Psicología (Natal)*.
- Leiter, M. P., & Maslach, C. (1999). Six areas of woklife: A model of the organizational context of burnout. *Journal of Health and human Services Administration*, 21(4), 472-489.
- Leiter, M. P. & Maslach, C. (2004). Areas of worklife: A structured approach to organizational predictors of job burnout. In P. L. Perrewe & D. C. Ganster (Eds.), *Research in occupational stress and wellbeing*. Oxford, UK: Elsevier.
- López-Núñez, M.I., de Jesús, S.N., Viseu, J., & Santana-Cárdenas, S. (2018). Capital psicológico de los trabajadores en España. Análisis factorial confirmatorio del PCQ-12. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y*

- Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 48(3), 67-79. doi:10.21865/RIDEP48.3.06
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 320-341. doi:10.1207/s15328007sem1103_2
- Marsh, H. W., Morin, A. J., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10, 85-110. doi:10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (1997). *The Truth about Burnout*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (2018). *Maslach Burnout Inventory Manual* (4th ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A unified approach*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- McDonald, R. P., & Ho, M. H. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7, 64-82. doi:10.1037/1082-989X.7.1.64
- Medrano, L. A., Ortiz, A., Flores-Kanter, P. E., Dominguez-Lara, S., & Gibelli, S. (2018). Medición de recursos personales socio-cognitivos en organizaciones: Análisis psicométricos en trabajadores argentinos. *Revista Evaluar*, 18(2), 01-16. Recuperado de <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar>
- Merino-Soto, C., Calderón-De La Cruz, G. (2018). Validez de estudios peruanos sobre estrés y burnout. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 35(2), 352-354. doi:10.17843/rpmesp.2018.352.3521
- Moreno-Jiménez, B., Corso, S. Sanz, A.I., Rodríguez, A., & Boada, M. (2010). El burnout y el engagement en profesores de Perú. Aplicación del modelo de demandas-recursos laborales. *Ansiedad y Estrés*, 16(2-3), 293-307. Recuperado de: <https://recyt.fecyt.es/index.php/ANSI/article/view/17529>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998 – 2015). *Mplus User's Guide*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Pendergast, L. L., von der Embse, N., Kilgus, S. P., & Eklund, K. R. (2017). Measurement equivalence: A non-technical primer on categorical multi-group confirmatory factor analysis in school psychology. *Journal of School Psychology*, 60, 65-82. doi:10.1016/j.jsp.2016.11.002
- Pérez-Gil, J. A., Moscoso, S. C., & Rodríguez, R. M. (2000). Validez de constructo: El uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Suplemento), 442-446. Recuperado de: www.psicothema.es/pdf/601.pdf
- Rosellini, A. J., & Brown, T. A. (2011). The NEO Five-Factor Inventory: latent structure and relationships with dimensions of anxiety and depressive disorders in a large clinical factor. *Assessment*, 18(1), 27-38. doi:10.1177/1073191110382848
- Salanova, M., Llorens, S., Cifre, E., & Martínez, I. M. (2006). Metodología RED-WoNT. En Foment del Treball Nacional (Ed.), *Perspectives de Intervenció en Riesgos Psicosociales, Evaluació de riscos*. (pp. 131-153). Barcelona: Foment del Treball Nacional.
- Salessi, S., & Omar, A. (2016). Desarrollo y Validación de una Escala para Medir Actuación Emocional en el Trabajo. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica*, 41(1) 66-79. Recuperado de: <http://www.aidep.org/sites/default/files/articles/R41/Art6.pdf>
- Salvagioni D. A. J., Melanda, F. N., Mesas, A. E., González, A. D., Gabani, F. L., & Andrade, S. M. (2017). Physical, psychological and occupational consequences of job burnout: A systematic review of prospective studies. *PLoS ONE* 12(10): e0185781. doi:10.1371/journal.pone.0185781
- Saris, W. E., Satorra, A., & van der Veld, W. M. (2009). Testing structural equation modeling

- or detection of misspecifications? *Structural Equation Modeling*, 16, 561-582.
doi:10.1080/10705510903203433
- Siegrist, J. (1996). Adverse health effects of high effort-low reward conditions at work. *Journal of Occupational Health Psychology*, 1, 27-43.
doi:10.1037/1076-8998.1.1.27
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Van Rhenen, W. (2009). How changes in job demands and resources predict burnout, work engagement, and sickness absenteeism. *Journal of Organizational Behavior*, 30(7), 893-917.
doi:10.1002/job.595
- Tadic, M., Bakker, A. B., & Oerlemans, W. G. M. (2015). Challenge versus hindrance job demands and well-being: A diary study on the moderating role of job resources. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 88, 702-725. doi:10.1111/joop.12094
- Ventura, M., Salanova, M., & Llorens. (2015). Professional self-efficacy as a predictor of burnout and engagement: The role of challenge and hindrance demands. *The Journal of Psychology*, 149(3), 277-302.
doi:10.1080/00223980.2013.876380
- Vercambre, M., Brosselin, P., Gilbert, F., Nerrière, E., & Kovess-Masféty, M. (2009). Individual and contextual covariates of burnout: A cross-sectional nationwide study of French teachers. *BMC Public Health*, 9, 1-12. doi:10.1186/1471-2458-9-333
- Watkins, M. W. (2018). Exploratory factor analysis: A guide to best practice. *Journal of Black Psychology*, 44(3), 219-246.
doi:10.1177/0095798418771807
- West, S. G., Taylor, A. B., & Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 209-234). New York, NY: Guilford Press.
- Xanthopoulou, D., Bakker, A. B., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2007). The role of personal resources in the job demands-resources model. *International Journal of Stress Management*, 14(2), 121-141.
doi:10.1037/1072-5245.14.2.121