

Original breve

Validez estructural de la Escala de Apoyo Social en el Trabajo en peruanos

Gustavo Calderón-de la Cruz*, César Merino-Soto y Pamela Rosa Medina-Zuñiga

Universidad de San Martín de Porres, Surquillo, Lima, Perú



INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 26 de marzo de 2019

Aceptado el 6 de agosto de 2019

On-line el 23 de octubre de 2019

Palabras clave:

Apoyo social en el trabajo

Factores psicosociales del trabajo

Recurso laboral

Validez

Invarianza

Peruanos

R E S U M E N

Introducción y objetivos: El presente estudio obtuvo las primeras evidencias de la validez de la estructura interna e invarianza de la Escala de Apoyo Social en el Trabajo, una medida integrada en la batería de pruebas UNIPSCO para la evaluación de factores psicosociales de los recursos.

Material y método: Participaron 177 ingenieros (74% varones) de 19 a 64 años provenientes de la ciudad de Lima, Perú. Se examinó la estructura interna mediante 2 modelamientos: el enfoque no paramétrico de la Teoría de Respuesta al Ítem y el modelamiento SEM; se probó el funcionamiento diferencial de ítems según el sexo y la confiabilidad fue estimada con los coeficientes alfa de Cronbach y Omega.

Resultados: Se verificó una fuerte estructura unidimensional de la Escala de Apoyo Social en el Trabajo con ambos enfoques (cargas factoriales entre .46 y .82); no se detectó funcionamiento diferencial respecto al sexo y los coeficientes de la confiabilidad fueron aceptables y muy similares (.79).

Conclusiones: La Escala de Apoyo Social en el Trabajo presenta resultados satisfactorios en cuanto a validez y confiabilidad y apertura hacia futuras investigaciones en el contexto peruano.

© 2019 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Structural validation of Social Support at Work Scale in Peruvians

A B S T R A C T

Keywords:

Social support at work

Psychosocial work factors

Job resource

Validity

Invariance

Peruvians

Introduction and objectives: This study obtained preliminary evidence for the validity of the internal structure and invariance of the Social Support at Work Scale, an integrated measure in the battery of UNIPSCO tests for the evaluation of psychosocial factors of resources.

Material and method: 177 engineers participated (74% males) aged 19 to 64 years old from the city of Lima, Peru. The internal structure was examined through two models: the nonparametric approach of the Item Response Theory and SEM modeling; the differential functioning of items according to sex was tested and the reliability was estimated with Cronbach's alpha and Omega coefficients.

Results: A strong one-dimensional structure of the Social Support at Work Scale was verified with both approaches (factor loads between .46 and .82); no differential functioning was detected with respect to sex and the reliability coefficients were acceptable and very similar (.79).

Conclusions: The Social Support at Work Scale presents satisfactory results in terms of validity and reliability and opens the door to future research in the Peruvian context.

© 2019 Sociedad Española para el Estudio de la Ansiedad y el Estrés - SEAS. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Introducción

En el mundo del trabajo, el conocimiento sobre contexto social es importante (Grant, 2007; Truxillo, Cadiz, y Rineer, 2012). Al encontrarse inherente dentro de las condiciones del trabajo (Grant y Parker, 2009; Morgeson y Humphrey, 2008), el contexto social se

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: gcalderond@usmp.pe (G. Calderón-de la Cruz).

manifiesta mediante la interacción personal y relacional que ocurre entre los trabajadores y logra ser influyente en el desarrollo de la organización del trabajo (Baron, 2010; Morgeson y Humphrey, 2006, 2008).

Una forma de abordar el contexto social es mediante el funcionamiento del apoyo social, constructo definido como «...la información que permite a las personas creer que: a) otros se preocupan por ellos y les quieren, b) son estimados y valorados, y c) pertenecen a una red de comunicación y de obligaciones mutua» (Gil-Monte, 2014a, p. 532). Desde una concepción teórica, el apoyo social puede explicarse por varias dimensiones, como la dirección, disposición, descripción/evaluación, contenidos y redes de apoyo (Tardy, 1985). La elección de cada dimensión dependerá del objetivo del estudio (Gottlieb y Bergen, 2010) y también pueden ser referenciales para la incorporación de otras formas de evaluación del apoyo más explícitas (Tardy, 1985).

En el contexto del trabajo, el estudio del apoyo social emergió fuertemente con el desarrollo del modelo *demandas-control-apoyo social* (Johnson y Hall, 1988; Johnson, Hall, y Theorell, 1989; Karasek y Theorell, 1990), que consiste en explicar que su efecto positivo en presencia de elevadas demandas laborales y un bajo control (reducción de la autonomía y la percepción de poco desarrollo de habilidades dentro del puesto), posibilita la reducción del estrés laboral y el incremento de la productividad del trabajador. Este modelo también sostuvo que un nivel reducido del apoyo social puede ocasionar perjuicios en el bienestar del trabajador.

Con el transcurso de los años, estudios empíricos constataron el papel amortiguador del apoyo social sobre el estrés laboral y su función como variable protectora en el bienestar del trabajador (Bakker, Demerouti, y Euwema, 2005; García-Herrero et al., 2017; Hausser, Mojzisch, Niesel, y Schulz-Hardt, 2010; Viswesvaran, Sanchez, y Fisher, 1999) y, debido a estos efectos positivos, el apoyo social fue referido como un recurso laboral (Gil-Monte, 2016; Halbesleben, 2006; Mohr y Wolfram, 2010) considerándosele como un constructo que a) reduce los estresores del trabajo y sus consecuencias fisiológicas y psicológicas del trabajador, b) incrementa la consecución de logros en el trabajo y c) estimula el aprendizaje y el desarrollo profesional (Bakker y Demerouti, 2013). Aunque, también se comprobó que un bajo nivel aporta a la presencia del síndrome de burnout (Kalliath y Beck, 2001; Maslach, Schaufeli, y Leiter, 2001) y la ansiedad (Halbesleben, 2006).

El estudio del apoyo social presentó problemas en su denominación como constructo (Adams, King, y King, 1996; Fenlason y Beehr, 1994) dado que, al no estar centrado en el ámbito del trabajo, generó confusiones asociado con la inclusión de diferentes redes de apoyo para su evaluación (e.g., apoyo social de la familia), y ocasionó resultados contradictorios sobre sus efectos (Beehr, Farmer, Glazer, Gudanowski, y Nadir, 2003). Como alternativa, se propuso el término apoyo social en el trabajo que se define como «...la disponibilidad de ayuda proveniente de otras personas. Evalúa el apoyo social ofrecido por la dirección de la organización, por los supervisores directos, y por los compañeros, en todos los casos en forma de apoyo emocional y de apoyo técnico» (Gil-Monte, 2016, p. 96). Para evaluar este constructo es necesario un enfoque funcional y estructural que considere: a) las redes de apoyo social convergente con la estructura de la organización del trabajo (e.g., apoyo del supervisor, de compañeros, de director, etc.), su contenido (e.g., emocional, instrumental, informacional, etc.) y b) la presencia y cuantía de las relaciones y la calidad de las mismas en forma de conducta de apoyo (Gil-Monte, 2014a).

Los instrumentos de medición del apoyo social aplicados en el contexto del trabajo habitualmente están integrados en cuestionarios globales como, por ejemplo, el *Questionnaire on the Experience and Evaluation of Work* (Van Veldhoven y Meijman, 1994), la Batería de Pruebas UNIPSCO para la evaluación de los factores psicosociales de recursos (Gil-Monte, 2016) o el *Job Questionnaire*

Content (Karasek et al., 1998). Aunque también se emplean medidas de evaluación independientes como la *Survey Perceived Organizational Support* (Eisenberger, Huntington, Hutchison, y Sowa, 1986), el *Coworker and Supervisory Support* (Susskind, Kacmar, y Borchgrevink, 2003). Estos instrumentos de medición son heterogéneos en la concepción dimensional y en la forma de evaluación del apoyo, integrando en algunos casos el contenido del apoyo (e.g., apoyo emocional), sus redes (e.g., apoyo del compañero de trabajo) o una interacción de ambas.

Basado en el modelo de apoyo social de Tardy (1985), se desarrolló la Escala de Apoyo Social en el Trabajo (EAST; Gil-Monte, 2016), una medida psicológica integrada en la Batería de Pruebas UNIPSCO para la evaluación de los recursos laborales. Uno de los principales beneficios de esta batería de pruebas es la elección independiente de sus escalas, las cuales pueden ser elegidas según la necesidad de la organización del trabajo y la experticia del evaluador (Gil-Monte, 2014b). La EAST está compuesta por el contenido técnico y emocional del apoyo, concebidos como amortiguadores de eventos estresantes del trabajo (Caplan, Cobb, French, Harrison, y Pinneau, 1975; Kauffmann y Beer, 1986; McIntosh, 1991). Estos contenidos son evaluados por el trabajador a través de las redes de apoyo que perciba y experimente de su supervisor, compañeros de trabajo y directivos de la organización. Cabe agregar que estas redes son integradas en la EAST pues demuestran una asociación negativa con el estrés laboral y sus consecuentes (Gil-Monte y Peiró, 1997).

En cuanto a las evidencias de validez, su estructura interna resultada ser unidimensional; en su relación con otros constructos, es teóricamente estable aportando varianza explicativa a los problemas psicosomáticos. En cuanto a la confiabilidad, la consistencia interna presenta niveles adecuados (.84; IC = .83; .85; Gil-Monte, 2016). No obstante, la comprobación sobre las evidencias de validez y confiabilidad de la EAST no se ha hecho en un contexto diferente al original (España), como puede ser de algún país latinoamericano.

En el Perú, el estudio del apoyo social se examinó en la actividad docente mediante la evaluación del apoyo social del supervisor (Corso-de-Zuñiga, Moreno-Jiménez, Garrossa, Blanco-Donoso, y Carmona-Cobo, 2017; Moreno-Jiménez, Corso, Sanz, Rodríguez, y Boada, 2010). Sin embargo, solo fue explorada la red de apoyo del supervisor y no otras redes propias del contexto laboral y la experiencia diaria del trabajador. Asimismo, una limitante en estos estudios fue la omisión de los procesos para obtener evidencias de validez del instrumento empleado, una cuestión necesaria para conocer si el instrumento de medición es potencialmente útil en su contexto de aplicación (American Educational Research Association, American Psychological Association, y National Council Measurement in Education, 2014). Sin verificar las propiedades psicométricas, no se puede garantizar que los resultados están libres de sesgos asociados a la medición.

En ese sentido, proponer el estudio de validación de la EAST en Perú permitirá cubrir la insuficiencia de instrumentos de medición que exploran el contexto social del trabajador, además de conocer diferentes redes de apoyo que intervienen en la actividad laboral del trabajador. También, facilitará su estudio como recurso laboral, verificar sus efectos de amortiguación ante la presencia de estresores del trabajo, conocer su papel explicativo en el bienestar del trabajador. Esto es relevante para la práctica porque los estresores laborales tienden a estar vinculados a niveles bajos de apoyo social en el trabajo y lo convierten en factor de riesgo psicosocial. Efectivamente, según la ley 29783, ley de Seguridad y Salud en el Trabajo (El Peruano, 2011) este merece ser prevenido dentro de la actividad laboral peruana.

Por lo tanto, en conocimiento de las adecuadas propiedades psicométricas que presenta el EAST en el contexto español y la necesidad de valorar el apoyo social en el trabajo en el Perú, el presente

estudio tiene como propósito examinar la validez de la estructura interna de la EAST en trabajadores peruanos.

Método

Diseño de la investigación

El estudio responde a un diseño de investigación instrumental (Ato, López, y Benavente, 2013), en el que se integran varios enfoques para la meta de validación de una medida.

Participantes

La población del estudio fueron trabajadores peruanos de una empresa privada del sector industrial ubicada en Lima, Perú. Se realizó un muestreo no probabilístico para la selección de los participantes considerando su disponibilidad y la aceptación voluntaria. El criterio de exclusión posrecolección de datos fue la identificación de un excesivo número de no respuestas, así como algún patrón irrelevante de respuesta (e.g., respuestas iguales consecutivas). En este punto, la tasa de respuesta fue del 100% en todos los ítems del instrumento.

Los participantes fueron conformados por 177 trabajadores; 131 hombres (74%) presentaron las edades de 20 a 64 años ($M=37.43$; $DT=9.90$) mientras que 46 mujeres (26%) contaban con edades de 19 a 47 años ($M=33.09$; $DE=8.31$). Los cargos que ocupan los ingenieros eran de administrativos (53.1%), operarios (31.1%) y directivos (15.8%). Todos los trabajadores contaban con un contrato fijo, laborando en los turnos de mañana (26.6%) y tarde-noche (73.4%), con una antigüedad en el puesto entre 1 a 20 años ($M=13.34$; $DE=3.45$). Los trabajadores eran procedentes de las provincias peruanas de Ancash (18.6%), Huancayo (13.5%), Lima (14.8%), Iquitos (16.6%), Trujillo (13.4%), Junín (10.7%) y Arequipa (12.4%); contando con un nivel de instrucción de técnico (32.6%), bachiller (53.3%) y magister (14.1%).

Instrumento

EAST (Gil-Monte, 2016). La EAST es un instrumento que se incluye en la batería de pruebas UNIPISCO para la evaluación de factores psicosociales de recursos que consta de 6 ítems que exploran el apoyo social transmitido por los compañeros, supervisores y directivos de la organización a través del apoyo emocional (e.g., ¿Se siente apreciado en el trabajo por su supervisor/a director/a?) y el apoyo técnico (¿Con qué frecuencia le ayuda el supervisor/a directo/a cuando surgen problemas en el trabajo?). Las opciones de respuesta son a nivel de frecuencia y categorizados con 5 puntos: *nunca* (0), *raramente: algunas veces al año* (1), *a veces: algunas veces al año* (2), *frecuentemente: algunas veces por semana* (3) y *muy frecuentemente: todos los días* (4). En el estudio original, la consistencia interna del puntaje puede considerarse adecuada (.84; Gil-Monte, 2016).

Procedimiento

Recolección de datos. Se obtuvo la autorización de los directivos de la organización del trabajo para la evaluación de una serie de instrumentos, entre ellos la EAST. El horario de evaluación se determinó por los directivos de la institución, quienes accedieron a brindar un espacio de tiempo durante la hora de trabajo, y facilitar el ambiente de evaluación (habilitado con material de escritorio). Previo al proceso de evaluación, se establecieron pautas para la aceptación voluntaria de los participantes. Considerando la declaración de derechos de Helsinki para el estudio con seres humanos, se agregó el consentimiento informado para aquellos que deseaban participar, se explicitó la confidencialidad de la información y

la libre elección de la persona para completar las pruebas. La investigación fue aprobada por el equipo de gestores y departamento médico de la empresa.

Análisis. Para la evidencia de validez, se evaluó la estructura interna del instrumento de medición en relación con su unidimensionalidad y la varianza de los ítems sobre el constructo. Ambos fueron analizados con a) el enfoque no paramétrico de teoría de respuesta al ítem, para ítems politómicos (Molenaar, 1997), referido como análisis Mokken; y b) con la metodología SEM. El análisis Mokken es útil debido a que el puntaje directo es usualmente utilizado para interpretar ordinalmente el rendimiento del participante, y sus resultados son precursores de modelos paramétricos (lineales o no lineales). El coeficiente H se usa principalmente en este enfoque como medida de escalamiento, y se interpreta con puntos de corte usuales (Meijer y Baneke, 2004): débil (entre .30 y .40), moderado (entre .40 y .50), y fuerte (> .50). El análisis se hizo con el programa Mokken (Van der Ark, 2012; R Core Team, 2018).

Por otro lado, el estudio de la dimensionalidad comenzó con la verificación del número de dimensiones debido a que el contenido de los ítems podría sugerir la plausibilidad de 2 dimensiones, uno relacionado con el apoyo emocional y el otro con apoyo instrumental, la evaluación de la dimensionalidad se inició identificando empíricamente el número de dimensiones potenciales en los datos. Para ello, se aplicó la técnica del análisis paralelo basado en el método de Timmerman y Lorenzo-Seva (2011) usando la simulación de 500 matrices de correlación policórica. El resultado reportó una sola dimensión subyacente de los ítems.

Una vez resuelto el número de dimensiones, el segundo análisis principal consistió en aplicar el modelamiento SEM, dado que es una útil aproximación al constructo latente dentro del marco de relaciones lineales ítem-test. El estimador usado fue de mínimos cuadrados para variables categóricas (WLSMV- χ^2), y el ajuste se definió con los índices más robustos (Fan y Sivo, 2007; West, Taylor, y Wu, 2012) y frecuentes (Kline, 2010): CFI, TLI y Gamma hat; los índices SRMR, RMSEA, tienden a ser afectados por el pequeño número de grados de libertad y tamaño muestral (Kenny, Kaniskan, y McCoach, 2015; Kenny y McCoach, 2003; Taasobshirazi y Wang, 2016), así que fueron desestimados en el presente estudio. Para todos, los niveles de ajuste fueron: > .90: aceptable, y > .95: bueno (Marsh, Hau, y Wen, 2004). El análisis SEM se hizo con el programa lavaan (Rosseel, 2012).

Para verificar la invarianza de los resultados psicométricos, se hicieron 2 exploraciones: una comparando nuestros resultados de la estructura factorial frente a los obtenidos por Gil-Monte (2016) en el estudio original. Esta evaluación se enfoca en las cargas factoriales, permitiendo identificar el grado en que la variable latente está vinculada estadísticamente con sus ítems (Fischer y Fontaine, 2011). La evaluación de este tipo se hizo aplicando el reciente marco basado en perfiles (Hartley y Furr, 2017), en el que se examina en profundidad la congruencia de las soluciones factoriales comparadas, incluyendo el coeficiente de congruencia, la saturación factorial general (media) y diferencial (dispersión) de las cargas factoriales, así como la similaridad de la saturación general (diferencia de medias) y diferencial (diferencia de la dispersión). Más detalles de estos componentes se encuentran en Hartley y Furr (2017). Este análisis se hizo con una herramienta *ad hoc*, y está disponible para los interesados solicitándolo al segundo autor.

La invarianza en la propia muestra se examinó con el marco del funcionamiento diferencial de los ítems dentro de un enfoque exploratorio. Se eligió el sexo como potencial fuente de funcionamiento diferencial de los ítems, hipotetizando la posible variación en la experiencia del apoyo social en este tipo de trabajadores. Se aplicó el coeficiente gamma parcial (γ^p ; Schnohr et al., 2008), la cual está orientada hacia el análisis no paramétrico de tablas de contingencia. Este procedimiento se implementó con el programa *partgam* (Lauriten y Kreiner, 1999).

Tabla 1
Estadísticos descriptivos y correlacionales de los ítems de la EAST

	M	DT	As	Cu	Correlaciones Pearson					
					AST1	AST2	AST3	AST4	AST5	AST6
EAST1	2.56	.991	-.444	-.382	1					
EAST2	2.85	.752	-.802	1.281	.570**	1				
EAST3	2.16	1.01	-.091	-.721	.590**	.457**	1			
EAST4	2.57	.950	-.405	-.282	.535**	.338**	.435**	1		
EAST5	2.67	.934	-.743	.656	.194**	.339**	.216**	.411**	1	
EAST6	1.94	1.083	.151	-.694	.241**	.197**	.595**	.380**	.374**	1
Total	14.74	4.042	-.452	.433	.586	.525	.667	.596	.411	.504
Criterios										
Sexo	-	-	-	-	.004	.052	.009	.010	-.147	-.097
Edad	-	-	-	-	-.006	.042	.099	-.084	-.031	.006

As: coeficiente de asimetría; Cu: coeficiente de curtosis; DT: desviación típica; EAST: Escala de Apoyo Social en el Trabajo; M: media.

** $p < .01$

Tabla 2
Parámetros psicométricos de los ítems de la EAST

	Escalabilidad no paramétrica (análisis Mokken)							Escalabilidad paramétrica			Invarianza de los ítems
	H	Homogeneidad monótona			Doble homogeneidad(no intersección)			R _{ite}	CFA		
		#vi/#ac	v _i máx	CRIT	#vi/#ac	v _i máx	CRIT		F	h ²	
EAST1	.456	0	-	-8	.009	.062	45	.586	.825	.680	.091
EAST2	.439	0	-	-7	.002	.079	40	.525	.710	.503	.105
EAST3	.528	0	-	-11	.002	.079	35	.667	.747	.558	.349
EAST4	.463	0	-	-8	.005	.050	33	.596	.709	.502	.073
EAST5	.335	0	-	-2	.008	.079	59	.411	.461	.213	-.393
EAST6	.412	0	-	-6	.006	.079	47	.504	.467	.218	-.130
Total	.439										

CFA: análisis factorial confirmatorio; CRIT: criterio combinado; F: cargas factoriales; H: coeficiente de escalabilidad; h²: comunalidad o confiabilidad de los ítems; R_{ite}: correlación ítem-test corregida; #vi: número de violaciones al modelo; #vi/#ac: proporción de número de violaciones observadas frente al número total de comparaciones; #vi_{máx}: número máximo de violaciones aceptable; γ^p: gamma parcial.

Finalmente la confiabilidad de los puntajes fue examinada a través de los coeficientes omega (ω) para variables categóricas (Green, y Yang, 2009) y alfa de Cronbach (α ; Cronbach, 1951).

Resultados

Análisis de ítems

La tendencia de respuesta estuvo en la categoría de respuesta 2 (*A veces: algunas veces al mes*), excepto en el ítem 6 que exhibió su tendencia central en la opción 1 (*Raramente: algunas veces al año*); los ítems mostraron una tendencia similar en su dispersión, excepto el ítem 2, que mostró menor dispersión. La asimetría distribucional fue diferente para los ítems 3 y 6, mientras que la curtosis mostró exceso diferente en el ítem 2. La información correlacional indicó una correlación interítem promedio de .392 (*Mín* = .194, *Máx* = .595), sugiriendo moderada covariación modal entre ellos. Con respecto a los criterios, la tendencia correlacional fue cercana a cero para sexo y edad. La información estadística aparece en la [Tabla 1](#).

Escalamiento Mokken

En la [Tabla 2](#) aparecen los resultados completos. La escalabilidad ítem-test varió moderadamente (H_i entre .33 y .52), pero todos superiores al mínimo nivel aceptable ($> .30$; Meijer y Baneke, 2004); y estadísticamente significativos (z entre 8.00 y 13.69) en cada uno, esto es, diferentes o menores que .0. La escala completa también alcanzó un nivel moderado ($z = 20.01$). Sin embargo, el ítem 5 tuvo el valor más bajo y cercano al límite mínimo, sugiriendo un contenido menos consistente respecto al resto de ítems. La escalabilidad ítem-ítem (H_{jk}) en general fue entre .40 y .64, excepto los H_{jk} relacionados con los ítems 5 y 6, que estuvieron entre .24 y .39 (en todos, $z > .50$).

Al evaluar el cumplimiento de la homogeneidad monótona de los datos (ver [Tabla 2](#)), se aplicaron los criterios usuales (Molenaar, 1997): valor de la violación mínima del modelo = .03, alfa nominal con ajuste Bonferroni = .008. Ninguna violación se halló en la relación de monotonicidad entre los ítems, y también para el puntaje total; el criterio CRIT para cada ítem fue menor a 80 (Van Schuur, 2003). Para el modelo doblemente monótono, el criterio CRIT tampoco fue alcanzado por los ítems como para señalar el incumplimiento de este modelo. La dependencia local fue evaluada por el modelamiento de los residuales entre los ítems, mediante el enfoque SEM (Stochl, Jones, y Croudace, 2012).

Dimensionalidad

En la exploración de número de dimensiones latentes, el porcentaje de varianza de los datos con una sola dimensión (63.07) superó la media del porcentaje aleatorio (48.33). Una inspección independiente por parte de los autores del gráfico scree test (D'Agostino y Russell, 2005) convergió en que una sola dimensión es razonable para explicar la varianza común de los ítems. Por lo tanto, se ajustó el modelo de medición a una sola dimensión.

Cuando se aplicó el modelamiento SEM, se halló un ajuste satisfactorio moderado, WLSMV- $\chi^2 = 63.048$, $gl = 9$, CFI = .956, TLI = .927, Gamma hat = .944. Se observaron los índices de modificación y se detectó un significativo residual correlacionado entre los ítems 3 y 6 (cambio esperado del parámetro = .336). La reespecificación del modelo con este nuevo parámetro ($r = .517$, $p < .01$) fue efectivamente mejor (WLSMV- $\chi^2 = 39.00$, $gl = 8$, CFI = .975, TLI = .953, Gamma hat = .944; residual 3-6, $r = .304$, $p < .01$). Las cargas factoriales ([Tabla 2](#)) pueden considerarse satisfactorias ($> .44$, $z > 7.0$). Por otro lado, una prueba del modelo tau-equivalente (igualdad de las cargas factoriales) indicó que este modelo no es aceptable: WLSMV- $\chi^2 = 119.453$, $gl = 14$, CFI = .915, TLI = .908, Gamma hat = .904, y

la diferencia estadísticamente significativa, $\Delta_{WLSMV-\chi^2} = 48.556$ ($gl = 5$, $p < .001$). Esto fue corroborado por una prueba robusta (Zhang y Yuan, 2016): $F(14, 163) = .356$, $p < .01$). Basada en las cargas factoriales obtenidas, la varianza extraída (AVE) fue .446.

Invarianza

La saturación general de los ítems en el presente estudio ($\bar{X} = .653$) comparado con el estudio original ($\bar{Y} = .665$; Gil-Monte, 2016) puede considerarse similar ($|\bar{X} - \bar{Y}| = .012$). Por otro lado, nuestros datos arrojaron menor saturación diferencial ($DT = .152$) comparado con el estudio original ($DT = .185$), pero también esta disimilaridad entre las cargas de ambos grupos parece pequeña ($|DT_X - DT_Y| = .033$), y está centrado en la diferencia entre-grupos en el ítem 6. La magnitud de la congruencia entre ambos vectores de cargas factoriales ($\varphi = .94$) se encuentra en el nivel que puede sugerir similitud práctica (Lorenzo-Seva y ten Berge, 2006). Los resultados de este análisis concluyen que, en relación con la estructura factorial de la EAST documentada en el estudio original (Gil-Monte, 2016), nuestra estructura factorial es aceptable y lo replica en gran medida.

Respecto a las correlaciones parciales gamma, ninguno de los ítems estuvo debajo del nivel nominal ajustado (nominal α/nro de pruebas = $.05/6 = .008$), y por lo tanto no fueron estadísticamente significativos. Con relación a la significación práctica, los ítems 3 y 5 fueron de magnitud moderada (Schnohr et al., 2008) pero sin significación estadística, el resto de coeficientes γ^p fue de magnitud trivial.

Confiabilidad

La confiabilidad mediante el coeficiente ω fue .796 (error estándar = .031; IC 95%, bca Bootstrap = .715, .845); mientras que el coeficiente α fue prácticamente igual (.791, error estándar = .030, IC 95% bca Bootstrap = .728, .844).

Discusión

El presente estudio tuvo por propósito examinar la evidencia de validez de la estructura interna de la EAST en peruanos. Este estudio arroja que el puntaje del instrumento puede proveer suficiente información sobre el estatus del individuo evaluado en el atributo medido, por lo cual esta aproximación es aceptable (Hemker, Sijtsma, Molenaar, y Junker, 1997) para propósitos científicos.

En el estudio, la estructura interna del EAST mostró ser unidimensional, y esto fue similar a lo reportado en el estudio original (Gil-Monte, 2016). Sin embargo, hallamos errores correlacionados entre los ítems 3 (*¿Se siente apreciado/a en el trabajo por la dirección de la organización centro?*) y 6 (*¿Con qué frecuencia le ayuda la dirección de la organización cuando surgen problemas en el trabajo?*). Aunque una de las causas más probables de estas asociaciones es el fraseo (Yang y Green, 2010), ambos ítems no parecen estar expresados similarmente, y por lo tanto una asociación sustancial puede ser razonable. En este punto de la investigación, no se reconoció una fuente conceptual común razonable y dado los límites del estudio, esta asociación puede ser una variación de muestreo no replicable. La continuidad de los estudios con el instrumento dará una mejor respuesta.

Respecto a la invarianza, aunque los resultados del funcionamiento diferencial de ítems no sugirieron variabilidad irrelevante, algunos ítems del instrumento (3 y 5) requieren exploración más minuciosa para corroborar el posible sesgo de medición en relación al sexo. De manera similar, el ítem 5 produjo el más bajo nivel de escalamiento; sin embargo, en esta primera evaluación del instrumento el ítem no fue removido para reducir el efecto del

tipo de análisis realizado o alguna característica idiosincrásica de la muestra. Esto también se aplicó a la interpretación de la baja carga factorial.

Al respecto, el establecimiento de la magnitud mínima de carga factorial ha sido, y es, un terreno de debate, y generalmente son heurísticas apoyadas en las «reglas del pulgar», recomendaciones de expertos, y racionalidad basadas en la experiencia del que lo recomienda. Por lo tanto, es plausible que existan tantas recomendaciones basadas en estas reglas como autores hay al respecto. Incluso, en uno de los terrenos rigurosos (epidemiología) se citan nuevas recomendaciones racionales de cargas tolerables incluso en .40 (e.g., Reichenheim, Höckerberg, y Moraes, 2014). Sin alguna referencia estándar consensuada y basada empíricamente, creemos que para el propósito del presente estudio y dado que son las primeras evidencias sobre el EAST en un nuevo contexto, los resultados son aceptables.

Sobre la confiabilidad, el puntaje se mantuvo en un nivel aceptable para describir grupos, y no se diferenciaron los estimadores α y ω , sugiriendo que, aunque las pruebas estadísticas arrojaron diferencias más allá del error de muestreo, estas no parecen tener sustancial impacto en la estimación de la confiabilidad en ambos coeficientes. Por lo tanto, los ítems no son tan diferenciados en su capacidad representativa del constructo y las propiedades se mantienen suficientemente invariantes.

Por tanto, puede concluirse que los resultados iniciales de validación con la EAST son favorables en el contexto de trabajadores peruanos. La EAST es un instrumento de medición que al abordar diferentes redes de apoyo (compañeros de trabajo, supervisores y directivos) permitirá obtener mayor información descriptiva sobre las interacciones sociales y esto es importante cuando se conoce que la evaluación de esta característica del puesto en el trabajador peruano se ha centrado en explorar la red de apoyo del supervisor (Corso-de-Zúñiga et al., 2017; Moreno-Jiménez et al., 2010) y, si bien este primer avance es plausible, considerar otras redes de apoyo también es necesario debido a que se ha demostrado que es relevante para el trabajador. Además, las interpretaciones de sus resultados pueden ser útiles como información de referencia para describir la intensidad o variabilidad del apoyo social en otros grupos de trabajadores; además, es una línea base con soporte fáctico que contribuye a tomar decisiones en situaciones laborales donde el tamaño de la organización laboral es similar al tamaño muestral del estudio, en particular cuando estas decisiones pueden aportar al bienestar del trabajador y al desarrollo de la organización.

Dentro de las limitaciones, el tamaño muestral puede ser suficiente para una etapa exploratoria, pero requiere ser fortalecido con un tamaño más grande debido a su implicación en la potencia estadística, su representatividad y la restricción de la varianza. En este aspecto, la asimetría distribucional entre los sexos representa la condición real de la empresa donde se hizo el estudio, y por lo tanto le añade representatividad respecto a esta distribución. En cuanto a la invarianza, debe mencionarse que otros grupos focales no fueron explorados con relación al sesgo, y por lo tanto se requiere explorarlo en un futuro estudio. Otra limitación es el tamaño de la varianza extraída en el factor latente ($AVE < .50$) que puede llevar a una inconclusa evaluación de la validez del instrumento. Sin embargo, como en el caso de otras heurísticas absolutas (e.g., $AVE \geq .50$), el tamaño del AVE debe evaluarse en el contexto del estudio y de la finalidad del instrumento. Considerando que el instrumento es una medida breve, no necesariamente destinada para la práctica clínica y que el tamaño muestral restringe habitualmente la variabilidad de los estadísticos basado en el modelo general lineal, el tamaño del AVE obtenido es suficiente para este estudio.

En cuanto a las recomendaciones, es necesaria una replicación de estudio añadiendo otras evidencias de validez que tomen de base los modelos teóricos actuales derivados de la psicología de la

salud ocupacional (e. g., la teoría de las demandas-recursos laborales; Bakker y Demerouti, 2013) evaluando diferentes escenarios laborales del Perú.

Conflicto de intereses

No existe conflicto de intereses entre los autores del manuscrito.

Referencias

- Adams, G. A., King, L. A. y King, D. W. (1996). Relationships of job and family involvement, family social support, and work-family conflict with job and life satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 81(4), 4411–4420. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.81.4.411>
- 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.
- Ato, M., López, J. J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038–1059. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bakker, A. B. y Demerouti, E. (2013). La teoría de las demandas y los recursos laborales. *Journal of Work and Organizational Psychology*, 29(3), 107–115. <http://dx.doi.org/10.5093/tr2013a16>
- Bakker, A. B., Demerouti, E. y Euwema, M. (2005). Job resources buffer the impact of job demands on burnout. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10(2), 170–180. <http://dx.doi.org/10.1037/1076-8998.10.2.170>
- Baron, R. A. (2010). Job design and entrepreneurship: Why closer connections = mutual gains. *Journal of Organizational Behavior*, 31, 370–378. <http://dx.doi.org/10.1002/job.607>
- Beehr, T. A., Farmer, S. J., Glazer, S., Gudanowski, D. M. y Nair, V. N. (2003). The enigma of social support and occupational stress: Source congruence and gender role effects. *Journal of Occupational Health Psychology*, 8(3), 220–231. <http://dx.doi.org/10.1037/1076-8998.8.3.220>
- Caplan, R. D., Cobb, S., French, J. R. P., Harrison, R. V., Jr. y Pinneau, S. R. (1975). *Job demands and worker health: Main effects and occupational differences (Research Report Series)*. Ann Arbor: University of Michigan, Institute for Social Research.
- Corso-de-Zúñiga, S., Moreno-Jiménez, B., Garrosa, E., Blanco-Donoso, L. M. y 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. <http://dx.doi.org/10.1007/s12144-017-9766-6>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02310555>
- D'Agostino, R. B. y Russell, H. K. (2005). Scree test. En P. Armitage y T. Colton (Eds.), *Encyclopedia of Biostatistics* (p. 3). Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons. <http://dx.doi.org/10.1002/0470011815.b2a10082>
- Eisenberger, R., Huntington, R., Hutchison, S. y Sowa, D. (1986). Perceived organizational support. *Journal of Applied Psychology*, 71(3), 500–507. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.71.3.500>
- El Peruano (2011). Ley 29783, Ley de Seguridad y Salud en el Trabajo. Perú, 20 de Ago de 2011.
- Fan, X. y Sivo, S. A. (2007). Sensitivity of fit indices to model misspecification and model types. *Multivariate Behavioral Research*, 42, 509–529. <http://dx.doi.org/10.1080/00273170701382864>
- Fenlason, K. J. y Beehr, T. A. (1994). Social support and occupational stress: Effects of talking to others. *Journal of Organizational Behavior*, 15, 157–175. <http://dx.doi.org/10.1002/job.4030150205>
- Fischer, R. y Fontaine, J. R. J. (2011). *Methods for investigating structural equivalence*. En D. Matsumoto y F. J. R. van de Vijver (Eds.), *Culture and psychology. Cross-cultural research methods in psychology* (pp. 179–215). New York, NY, US: Cambridge University Press.
- García-Herrero, S., López-García, J. R., Herrera, S., Fontaneda, I., Muñoz, S. y Mariscal, M. A. (2017). Mariscal The influence of recognition and social support on European Health Professionals' occupational stress: A Demands-Control-Social Support-Recognition Bayesian network model. *BioMed Research International*, 1, 1–14. <http://dx.doi.org/10.1155/2017/4673047>
- Gil-Monte, P. (2014a). La intervención en riesgos psicosociales: coaching y apoyo social en el trabajo. En P. Gil-Monte (Ed.), *Manual de psicología aplicada al trabajo y a la prevención de los riesgos laborales* (pp. 515–540). España: Pirámide.
- Gil-Monte, P. (2014b). Evaluación de factores y riesgos psicosociales en el trabajo: el uso de cuestionario. En P. Gil-Monte (Ed.), *Manual de psicología aplicada al trabajo y a la prevención de los riesgos laborales* (pp. 429–460). España: Pirámide.
- Gil-Monte, P. (2016). La batería UNIPISCO: 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>
- Gil-Monte, P. R. y Peiró, J. M. (1997). *Desgaste psíquico en el trabajo: el síndrome de quemarse*. Madrid: Síntesis.
- Gottlieb, B. H. y Bergen, A. E. (2010). Social support concepts and measures. *Journal of Psychosomatic Research*, 69(5), 511–520. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jpsychores.2009.10.001>
- Grant, A. M. (2007). Relational job design and the motivation to make a prosocial difference. *Academy of Management Review*, 32(2), 393–417. <http://dx.doi.org/10.5465/AMR.2007.24351328>
- Grant, A. M. y Parker, S. K. (2009). Redesigning work design theories: The rise of relational and proactive perspectives. *The Academy of Management Annals*, 3(1), 317–375. <http://dx.doi.org/10.1080/19416520903047327>
- Green, S. B. y Yang, Y. (2009). Reliability of summed item scores using structural equation modeling: An alternative to coefficient alpha. *Psychometrika*, 74, 155–167. <http://dx.doi.org/10.1007/s11336-008-9099-3>
- Halbesleben, J. R. B. (2006). Sources of social support and burnout: A meta-analytic test of the conservation of resources model. *Journal of Applied Psychology*, 91(5), 1134–1145. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.91.5.1134>
- Hartley, A. G. y Furr, R. M. (2017). A profile-based framework for factorial similarity and the congruence coefficient. *Journal of Personality Assessment*, 99(6), 653–663. <http://dx.doi.org/10.1080/00223891.2017.1279167>
- Hausser, J. A., Mojzisch, A., Niesel, M. y Schulz-Hardt, S. (2010). Ten years on: A review of recent research on the job demand-control (-support) model and psychological well-being. *Work and Stress*, 24, 1–35. <http://dx.doi.org/10.1080/02678371003683747>
- Hemker, B. T., Sijsma, K., Molenaar, I. W. y Junker, B. W. (1997). Stochastic ordering using the latent trait and the sum score in polytomous IRT models. *Psychometrika*, 62(3), 331–347. <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294555>
- Johnson, J. V. y Hall, E. M. (1988). Job strain, work place social support, and cardiovascular disease: A cross-sectional study of a random sample of the Swedish working population. *American Journal of Public Health*, 78(10), 1336–1342. <http://dx.doi.org/10.2105/AJPH.78.10.1336>
- Johnson, J. V., Hall, E. M. y Theorell, T. (1989). Combined effects of job strain and social isolation on cardiovascular disease morbidity and mortality in a random sample of the Swedish male working population. *Scandinavian Journal of Work Environment & Health*, 15(3), 271–279. <http://dx.doi.org/10.5271/sjweh.1852>
- Kalliath, T. J. y Beck, A. (2001). Is the path to burnout and turnover paved by a lack of supervisory support? A structural equations test. *New Zealand Journal of Psychology*, 30(2), 72–78.
- Karasek, R., Brisson, C., Kawakami, N., Houtman, I., Bongers, P. y Amick, B. (1998). The Job Content Questionnaire (JCQ): An instrument for internationally comparative assessments of psychosocial job characteristics. *Journal of Occupational Health Psychology*, 3(4), 322–355. <http://dx.doi.org/10.1037/1076-8998.3.4.322>
- Karasek, R. y Theorell, T. (1990). *Healthy work: Stress productivity and the reconstruction of the working life*. New York: Ed. Basic Books.
- Kauffman, G. y Beer, T. (1986). Interactions between job stressors and social support: Some counterintuitive results. *Journal of Applied Psychology*, 71, 522–526.
- Kenny, D. A., Kaniskan, B. y McCoach, D. B. (2015). The performance of RMSEA in models with small degrees of freedom. *Sociological Methods & Research*, 44(3), 486–507. <http://dx.doi.org/10.1177/0049124114543236>
- Kenny, D. A. y McCoach, D. B. (2003). Effect of the number of variables on measures of fit in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 10, 333–351. <http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM1003-1>
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York, NY: Guilford.
- Lauristen, J. M. y Kreiner, S. (1999). *PARTGAM: Stata module to calculate partial gamma coefficients (revised, 2000) [Computer software]*. Statistical software components S377702. Boston: Boston College Department of Economics.
- Lorenzo-Seva, U. y ten Berge, J. M. F. (2006). Tucker's congruence coefficient as a meaningful index of factor similarity. *Methodology*, 2, 57–64. <http://dx.doi.org/10.1027/1614-2241.2.2.57>
- Marsh, H. W., Hau, K. y 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. <http://dx.doi.org/10.1207/s15328007sem1103-2>
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. y Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 397–422. <http://dx.doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- McIntosh, N. J. (1991). Identification and investigation of properties of social support. *Journal of Organizational Behavior*, 12, 201–217. <http://dx.doi.org/10.1002/job.4030120304>
- Meijer, R. R. y Baneke, J. J. (2004). Analyzing psychopathology items: A case for non-parametric item response theory modeling. *Psychological Methods*, 9, 354–368. <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.9.3.354>
- Mohr, G. y Wolfram, H. J. (2010). Stress among managers: The importance of dynamic tasks, predictability, and social support in unpredictable times. *Journal of Occupational Health Psychology*, 15(2), 167–179. <http://dx.doi.org/10.1037/a0018892>
- Molenaar, I. W. (1997). Nonparametric models for polytomous responses. En W. J. van der Linden y R. K. Hambleton (Eds.), *Handbook of Modern Item Response Theory* (pp. 369–380). New York: Springer.
- Moreno-Jiménez, B., Corso, S., Sanz, A. I., Rodríguez, A. y 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 [consultado 4 Ene 2019]. Recuperado de: <https://recyt.fecyt.es/index.php/ANSI/article/view/17529>
- Morgeson, F. P. y Humphrey, S. E. (2006). The work design questionnaire (WDQ): Developing and validating a comprehensive measure for assessing job design and the nature of work. *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1321–1339. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.91.6.1321>
- Morgeson, F. P. y Humphrey, S. E. (2008). Job and team design: Toward a more integrative conceptualization of work design. *Research in Personnel and Human Resources Management*, 27, 39–91. [http://dx.doi.org/10.1016/S0742-7301\(08\)27002-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0742-7301(08)27002-7)

- R Core Team (2018). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing [consultado 8 Dic 2018]. Recuperado de <https://www.R-project.org/>.
- Reichenheim, M. E., Hökerberg, Y. H. M. y Moraes, C. L. (2014). Assessing construct structural validity of epidemiological measurement tools: A seven-step roadmap. *Cadernos de Saúde Pública*, 30(5), 927–939. <http://dx.doi.org/10.1590/0102-311X00143613>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schnohr, C., Kreiner, K., Due, P., Currie, C. E., Boyce, W. y Diderichsen, F. (2008). Differential item functioning of a Family Affluence Scale: Validation study on data from HBSC 2001/02. *Social Indicator Research*, 89(1), 79–95. <http://dx.doi.org/10.1007/s11205-007-9221-4>
- Stochl, J., Jones, P. B. y Croudace, T. J. (2012). Mokken scale analysis of mental health and well-being questionnaire item responses: A non-parametric IRT method in empirical research for applied health researchers. *BMC Medical Research Methodology*, 11, 12–74. <http://dx.doi.org/10.1186/1471-2288-12-74>
- Susskind, A. M., Kacmar, K. M. y Borchgrevink, C. P. (2003). Customer service providers' attitudes relating to customer service and customer satisfaction in the customer-server exchange. *Journal of Applied Psychology*, 88(1), 179–187. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.88.1.179>
- Taasoobshirazi, G. y Wang, S. (2016). The performance of the SRMR, RMSEA CFI, and TLI: An examination of sample size, path size, and degrees of freedom. *Journal of Applied Quantitative Methods*, 11, 31–39.
- Tardy, C. H. (1985). Social support measurement. *American Journal of Community Psychology*, 13(2), 187–202.
- Timmerman, M. E. y Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16, 209–220. <http://dx.doi.org/10.1037/a0023353>
- Truxillo, D. M., Cadiz, D. A. y Rineer, J. R. (2012). Designing jobs for an aging workforce. En J. Houdmont, S. Leka, y R. R. Sinclair (Eds.), *Contemporary occupational health psychology: Global perspectives on research and practice* (2) (pp. 109–125). Oxford, UK: Oxford University Press.
- Van der Ark, L. A. (2012). New developments in Mokken Scale analysis in R. *Journal of Statistical Software*, 48(5), 1–27. <http://dx.doi.org/10.18637/jss.v048.i05>
- Van Schuur, W. H. (2003). Mokken scale analysis: Between the Guttman Scale and parametric Item Response Theory. *Political Analysis*, 11(2), 139–163. <http://dx.doi.org/10.1093/pan/mpg002>
- Van Veldhoven M, Meijman, T.F. (1994). Het meten van psychosociale arbeidsbelasting met een vragenlijst: De vragenlijst beleving en beoordeling van de arbeid (VBBA). (The measurement of psychosocial job demands with a questionnaire: the questionnaire on the experience and evaluation of work (QEEW)). NIA: Amsterdam.
- Viswesvaran, C., Sanchez, J. I. y Fisher, J. (1999). The role of social support in the process of work stress: A meta-analysis. *Journal of Vocational Behavior*, 54(2), 314–334. <http://dx.doi.org/10.1006/jvbe.1998.1661>
- West, S.G., Taylor, A.B., y Wu, W. (2012). Model fit and model selection in structural equation modeling. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* 209–231. New York, NY: Guilford.
- Yang, Y. y Green, S. B. (2010). A note on structural equation modeling estimates of reliability. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 17(1), 66–81. <http://dx.doi.org/10.1080/10705510903438963>
- Zhang, Z. y Yuan, K. H. (2016). Robust coefficients alpha and omega and confidence intervals with outlying observations and missing data: Methods and software. *Educational and Psychological Measurement*, 76, 387–411. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164415594658>