

Artículos

Propiedades psicométricas de la escala UWES-15 en una muestra de comerciantes informales mexicanos

Psychometric Properties of the UWES-15 Scale in a Sample of Mexican Informal Vendors

Karla Paola Rodríguez Esquivel, Arturo Juárez García, Francisco Javier Ortega Sánchez y Cinthya Anamia Flores Jiménez

Universidad Autónoma del Estado de Morelos

Resumen

La investigación de efectos psicológicos laborales y la validación de sus medidas en trabajadores de la economía informal en México es prácticamente inexistente, sobre todo en fenómenos positivos como el *engagement* o entusiasmo laboral. El presente estudio cuantitativo, instrumental y correlacional tuvo como objetivo analizar y evidenciar las propiedades psicométricas, consistencia interna y validez divergente de la Utrecht Work Engagement Scale (UWES-15) en una muestra de 290 trabajadores informales que laboran en el comercio en tianguis, puestos ambulantes y locales establecidos del Estado de Morelos. Los resultados del análisis factorial exploratorio y del análisis factorial confirmatorio confirmaron la viabilidad de una estructura tridimensional y unidimensional de la UWES-15 con índices de ajuste satisfactorios (CFI= .99-.96, RMSEA= 0.01-0.12, SRMR= 0.05-0.08). Se observaron índices de consistencia interna aceptables ($\alpha > 0.70$) y en la exploración de la validez divergente, como se hipotetizó, predominaron las correlaciones negativas estadísticamente significativas, de magnitud moderada y alta, con síntomas del síndrome de burnout. Los resultados mostraron propiedades psicométricas de la UWES-15 adecuadas y validez teórica del engagement en el contexto laboral de comerciantes informales.

Palabras clave: Trabajo informal, UWES-15, comerciantes, engagement, validez psicométrica

Autores

Karla Paola Rodríguez Esquivel. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma del Estado de Morelos.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1793-1210>

Arturo Juárez García. Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología/Facultad de Psicología, Universidad Autónoma del Estado de Morelos.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3264-679X>

Francisco Javier Sánchez Ortega. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma del Estado de Morelos.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6595-5148>

Cinthya Anamia Flores Jiménez. Centro de Investigación Transdisciplinar en Psicología/Facultad de Psicología, Universidad Autónoma del Estado de Morelos.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9752-0448>

Autor para correspondencia: Arturo Juárez García e-mail: arturojuarezg@hotmail.com

Abstract

Research on job psychological effects and the validation of their measures in informal economy workers in Mexico is virtually non-existent, especially in positive phenomena such as work engagement. This quantitative, instrumental, and cross-sectional study was aimed at analyzing and demonstrating the psychometric properties, internal consistency, and divergent validity of the Utrecht Work Engagement Scale (UWES-15) in a sample of 290 informal vendors workers in “tianguis”, street stalls and established micro-businesses in Morelos. The results of the exploratory and confirmatory factor analysis confirmed the feasibility of a tridimensional and unidimensional structure of the UWES-15 with satisfactory fit indices (CFI= 0.99-0.96, RMSEA= 0.01-0.12, SRMR= 0.05-0.08). Acceptable internal consistency indices were observed (> 0.70) and in the exploration of divergent validity, as hypothesized, significant and moderate-high correlations with Burnout syndrome symptoms were found. The results showed adequate psychometric properties of the UWES-15 and theoretical validity of engagement in the work context of informal vendors.

Key words: Informal work, UWES-15, vendors, engagement, psychometric validity

DOI <https://doi.org/10.36793/psicumex.v13i1.544>

Recibido 06– Abril- 2022

Aceptado 03 – Julio - 2023

Publicado 16 – Noviembre - 2023



Introducción

El trabajo se define por ser una actividad universal que comprende actividades intelectuales y físicas realizadas por personas con el fin de producir o prestar bienes y servicios para la sociedad (Nava Bolaños, 2018). En el ámbito psicológico, la actividad laboral puede ser fuente de estrés, frustración y agotamiento; empero, en su lado favorable, es fuente de interacción armónica con otros, permite satisfacer necesidades de pertenencia, genera satisfacción y desarrollo de potencial. Dependiendo de la prevalencia y las distintas sinergias entre estos elementos, puede definirse una situación potencialmente positiva o negativa sobre el individuo, que caracteriza inminentemente su proceso salud-enfermedad y que, sin duda, es influido por las relaciones y los procesos de producción (Charria et al. 2011; García, 2017).

El modelo de la salud positiva tiene un origen sociológico donde la salud se entiende más como un estado óptimo de capacidades en lugar de la ausencia de malestar o enfermedad (Parsons, 1964). Dentro de este modelo, Seligman y Csikszentmihalyi (2000) hicieron una derivación a la psicología positiva, cuyo enfoque es salutogénico, concibe a la salud psicológica desde un panorama positivo con énfasis en el estudio de los factores que la conservan o fortalecen más que en los factores que enferman (Hervás, 2009).

Más tarde, surgió el paradigma de la psicología ocupacional positiva, cuyo objetivo ha sido el estudio de funcionamiento óptimo de la salud en personas y grupos, específicamente, en las organizaciones (Salanova et al. 2016). Es en esta disciplina donde florece el interés sobre el estudio de la variable “*engagement*” o “entusiasmo laboral” (traducción hispanohablante), el cual se trata de un efecto psicológico positivo del trabajo que equilibra el estudio de las consecuencias psíquicas del trabajo que solo habían tenido una mirada negativa (Juárez et al. 2015; Maricuțoiu et al. 2017; Salanova y Schaufeli, 2000).

En un principio, este fenómeno se entendió como el patrón opuesto del *burnout*, el cual podría incluso evaluarse con las bajas puntuaciones obtenidas en el instrumento MBI – Maslach Burnout Inventory – (Bakker et al. 2008; Maslach et al. 2001; Maslach y Leiter, 1997); sin embargo, desde otras concepciones



teóricas, si bien el engagement se correlaciona negativamente al burnout, empíricamente, la ausencia de *burnout* no implica la presencia del engagement (Leon et al. 2015; Schaufeli y De Witte, 2017). Aunque ambos fenómenos se reconocen como los mediadores principales en el modelo demanda/recursos y sus mecanismos negativos y positivos (Demerouti et al. 2001), uno y otro se definen y miden de forma independiente (Rodríguez -Montalbán et al. 2014).

Schaufeli et al. (2002) definen al engagement como un constructo que se compone de sentimientos de vigor, dedicación y absorción. El vigor implica altos niveles de energía y resiliencia mental, voluntad y predisposición para realizar esfuerzos mientras se lleva a cabo la actividad laboral (Salanova y Schaufeli, 2009; Schaufeli et al. 2002). La *dedicación* se refiere a la inspiración y entusiasmo, mismos que implican sentimientos de pertenencia, orgullo, desafío e identificación respecto a la actividad laboral (Salanova et al. 2000). Por último, la *absorción* se caracteriza por un estado de concentración e inmersión en la realización de la actividad laboral que se acompaña de una sensación de la distorsión del tiempo y, dado su disfrute implícito, existe dificultad para desligarse de la actividad laboral por la satisfacción que implica (Salanova et al. 2000).

Respecto a los cuestionarios para la medición o evaluación del engagement, no todos son de libre acceso y se desconocen evidencias de su validez y confiabilidad en la mayoría de ellos (Salanova y Schaufeli, 2009). Algunos disponibles, tales como el *Gallup Q12®*, *The motivation and Engagement Scale* o la *Scale of Work Engagement and Burnout (SWEBO)*, tienen también distintas limitaciones, entre ellas: no miden el engagement, más bien lo predicen (Harter et al. 2009); representan solo algunas dimensiones cognitivas y conductuales relevantes para el engagement (Liem y Martin, 2012); o miden el estado psicológico del engagement, pero solo como una condición momentánea (Hultell y Gustavsson, 2010). Todo ello resulta criticable, puesto que teóricamente el engagement tiene la particularidad de ser un estado persistente (Kubota et al. 2011; Schaufeli et al. 2008).



En el ámbito académico-científico, el engagement se ha medido o evaluado principalmente por medio del Utrecht Work Engagement Scale – UWES – (Schaufeli et al. 2002), una escala ampliamente reconocida y validada internacionalmente. Esta cuenta con tres versiones; la de 17 ítems (Schaufeli et al. 2002), la abreviada de 15 ítems (Schaufeli et al. 2002) y la versión corta con 9 ítems (Schaufeli et al. 2006). De acuerdo con Schaufeli (2011), la UWES ha sido traducida a 33 idiomas y aplicada a más de 30 mil trabajadores que residen en distintos países en más de 14 ocupaciones, como oficinistas, médicos, enfermeras, paramédicos, maestros, psicólogos, policías, entre otros. Las versiones de 9 y 15 ítems poseen alta consistencia interna según los coeficientes α obtenidos (UWES-9 $\alpha = > 0.85$ y UWES-15 $\alpha = > 0.90$) y se ajustan al *modelo trifactorial* esperado (Hernández Vargas et al. 2016; Schaufeli et al. 2006).

Particularmente, en México las escalas UWES en su versión de 15 y 9 ítems han sido analizadas en estudiantes (Duarte et al. 2012), trabajadores operativos (Villavicencio-Ayub et al. 2014), empleados de restaurantes (Ocampo Bustos et al. 2015) y profesionales de la salud mexicanos (Hernández Vargas et al. 2016; Juárez et al. 2015), donde se replicó satisfactoriamente el modelo trifactorial y la consistencia interna mostró niveles aceptables ($\alpha > 0.70$). No obstante, los estudios mexicanos en términos de sus propiedades psicométricas son exiguos y han empleado técnicas estadísticas clásicas que actualmente ya no son las más idóneas (Gómez-Benito et al. 2010; Prieto y Delgado, 2010; Romero, 2011).

Por ejemplo, hacen uso del coeficiente alfa de Cronbach para medir la consistencia interna de la escala, el cual toma en cuenta el número ítems para su cálculo y requiere el cumplimiento de la *tau equivalencia* (Eisinga et al. 2012), lo que resulta complicado de cumplir en una medición (Cortina, 1993). Por tanto, es pertinente tener opciones que permitan resultados más certeros aun cuando los supuestos no se cumplan, por ejemplo, reportando las estimaciones de la consistencia interna con al menos dos coeficientes de confiabilidad diferentes (Hernández Vargas et al. 2016; Zinbarg et al. 2006). Adicional al coeficiente alfa Cronbach (el más frecuentemente utilizado), se podría incluir el coeficiente Omega (ω), el cual trabaja con



las cargas factoriales y no depende del número de ítems, lo que refleja el verdadero nivel de fiabilidad (Ventura-León y Caycho-Rodríguez, 2017). Asimismo, se recomienda reportar el intervalo de confianza (IC) de la estimación, pues toma en cuenta el error de muestreo que contribuye a interpretar el nivel de consistencia interna (Domínguez-Lara y Merino-Soto, 2015; Koning y Franses, 2003).

Por otro lado, es importante señalar que los estudios de validez del UWES se han llevado solo en poblaciones de trabajadores formales, y en México no existen estudios que aporten evidencia empírica de las propiedades psicométricas del UWES-15 en trabajadores de la economía informal; un detalle que deja fuera a más de la mitad de la fuerza laboral mexicana (56.2 % de la población laboral total según el Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI], 2020), lo que lamentablemente ha sido recurrente en el estudio de la psicología ocupacional en Latinoamérica. La Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2020) define al trabajo informal como todo trabajo remunerado que no está registrado, regulado o protegido por marcos legales o normativos (sin contratos de empleo, prestaciones laborales, protección social o representación de los trabajadores). Algunas de las principales ocupaciones que se encuentran en esta esfera son: prestadores de servicios domésticos, transportistas, comerciantes y vendedores ambulantes, entre los más comunes (García, 2008).

Aunque estos trabajos son un reflejo del deterioro en los mercados de trabajo de países no industrializados y en sí mismo son implícitamente precarios y riesgosos (Cuevas Rodríguez *et al.* 2016), paradójicamente, algunos estudios cuali-cuantitativos en México han encontrado efectos psicológicos positivos, incluso de mayor prevalencia que los negativos (Contreras *et al.* 2014; Juárez-García *et al.* 2020a). Esto coincide con una revisión sistemática reciente que encontró de manera ambivalente aspectos psicosociales desfavorables (jornadas largas, falta de seguridad social, bajos salarios, riesgos diversos) y favorables (flexibilidad horaria, autonomía, compartir con familia, etc.) (Puentes-León *et al.* 2018).



De esta forma, el estudio del engagement laboral y propiedades psicométricas del UWES en trabajadores de la economía informal en México representan una necesidad social, no solo por la escasez de un enfoque positivo, sino por la ausencia general y preocupante de estudios de validez de efectos psicolaborales en este sector. Asimismo, no podrá entenderse ninguna política pública o programa de bienestar dirigido a este grupo sin un diagnóstico integral que incluya indicadores negativos y positivos en el marco de medidas válidas y confiables, siendo el UWES una medida idónea que puede coadyuvar a evaluaciones masivas, diseños de intervención más sólidos e integrales y un mayor impacto social si se demuestra su validez y confiabilidad.

Por todo lo anterior, el presente estudio tiene tres objetivos, el primero, determinar la validez de constructo del UWES-15 mediante análisis factoriales exploratorio y confirmatorio; el segundo, establecer su consistencia interna mediante los coeficientes Omega HA y alfa de Cronbach; y el tercero, determinar su validez divergente analizando sus correlaciones con las dimensiones del MBI-GS (Maslach et al. 2010) en un grupo de comerciantes informales de Morelos, México.

Metodología

Enfoque y Diseño

El enfoque del presente estudio resulta cuantitativo, el diseño es instrumental y de alcance correlacional (Hernández Sampieri et al. 2014; Montero y León, 2002).

Participantes

En el presente estudio se empleó un muestreo no aleatorio por conveniencia, en el que participó una muestra de ($N = 290$) trabajadores informales, los cuales se circunscriben a actividades laborales como comerciantes de tianguis (ambulantes y establecidos), cuya ubicación es en el estado de Morelos. Del total de los comerciantes, 54 % son mujeres, el 40 % se encuentra soltero, el 34 % casado, el 18 % se encuentra



en unión libre y el resto divorciado o viudo (8 %). Respecto a la escolaridad, el 39 % cuenta con bachillerato, el 33% con estudios de secundaria, el 11 % cuenta con estudios de licenciatura y el 56 % primaria terminada o inconclusa.

Los criterios de inclusión incluyeron ser comerciantes informales, ambulantes (que requieren instalar y desinstalar su mercancía en distintos lugares) o establecidos (que cuentan con un lugar fijo para vender su mercancía) (Salas, 2006), que laboren en el estado de Morelos, ser mayores de edad, que no posean ningún tipo de afiliación a Seguridad Social o salud, así como la omisión de pagos y obligaciones con las dependencias de gobierno (Cuevas Rodríguez *et al.* 2016; OIT, 2019, 2020).

Consideraciones éticas

La aplicación de las escalas UWES-15 y MBI-GS se realizó a aquellos comerciantes que aceptaron voluntariamente participar en el estudio, a quienes se les explicó el carácter voluntario, anónimo y confidencial de la investigación, de tal manera que recibieron y firmaron una carta de consentimiento informado en donde se describieron los procedimientos del estudio.

Instrumentos

Para medir el entusiasmo en el trabajo se utilizó la Utrecht Work Engagement Scale© (UWES©), en su versión de 15 ítems (Schaufeli y Bakker, 2003) y traducida al español por Salanova y Schaufeli (2009); la cual contiene tres subescalas que representan las dimensiones del engagement: vigor, dedicación y absorción con 5 ítems cada una. Entre los ítems con los cuales cuenta el UWES-15, se encuentran, por ejemplo, en la dimensión de *vigor*: “Cuando me levanto por las mañanas tengo ganas de ir al trabajo”; en *dedicación*: “Mi trabajo me inspira” y en *absorción*: “Soy feliz cuando estoy absorto en mi trabajo”; La presente versión puntúa los ítems en una escala de tipo Likert con siete términos de frecuencia que van de 0 (“nunca”) a 6 (“diariamente”). En estudios mexicanos previos se han confirmado las 3 dimensiones con



confiabilidades de entre 0.79 a 0.89 para vigor, 0.83 a 0.92 para dedicación y de 0.81 a 0.84 para absorción (Juárez et al. 2015; Hernández Vargas et al. 2016).

Adicionalmente, se utilizó el Maslach Burnout Inventory General Survey bajo la autorización de sus autores y la editorial Mind Garden (MBI-GS; Maslach et al. 2010), en la versión traducida y validada para América Latina por Juárez-García et al. (2020b). Esta consta de 16 ítems, los cuales se agrupan en 3 dimensiones que evidencian el burnout: *agotamiento emocional* (5 ítems), *indiferencia* (5 ítems) y *eficacia profesional* (6 ítems). Entre los ítems se encuentran, por ejemplo, en la dimensión de *agotamiento emocional*: “Me siento desgastado al final de la jornada laboral”; en *indiferencia*: “Ha disminuido mi entusiasmo por mi trabajo” y en *eficacia profesional*: “Puedo resolver eficazmente los problemas que surgen en mi trabajo”. Todas las preguntas presentan una valoración ordinal de siete puntos de frecuencia que van desde 0 (“nunca”) a 6 (“diariamente”). Esta versión también demostró su estructura tridimensional en trabajadores informales en México con coeficientes de 0.87 para agotamiento, 0.74 para eficacia profesional y 0.82 para indiferencia (Ortega Sánchez et al. 2020), los que son muy similares a los valores de trabajadores norteamericanos según el manual del MBI-GS (0.89, 0.76, y 0.80 respectivamente) (Maslach et al. 2010). Cabe mencionar que se excluyó el ítem 13 en la escala del MBI-GS debido a sus problemas psicométricos en distintos estudios (Fernández et al. 2015; Gil-Monte, 2002; Juárez-García et al. 2020b; Ortega Sánchez et al. 2020; Salanova y Schaufeli, 2000; Schutte et al. 2000).

Procedimiento

Los datos se recabaron por medio de visitas directas a lugares comerciales, como tianguis, puestos ambulantes, espacios públicos y locales. Los cuestionarios fueron respondidos individualmente por los comerciantes informales en sus propios puestos de trabajo durante los espacios de tiempo disponibles en su jornada laboral, contando con la presencia de los coautores del presente escrito y un grupo de siete



estudiantes de psicología que fueron capacitados para ese propósito (quienes repartieron los cuestionarios y resolvieron dudas).

Análisis de datos

Se calcularon estadísticos descriptivos de los datos sociodemográficos mediante el software estadístico IBM SPSS Statistics en su versión 25. Para el tratamiento de los valores perdidos, se implementó el método de regresión lineal múltiple. En cada base se utilizó la distancia D^2 (Mahalanobis, 1936) para detectar casos atípicos o extremos multivariados (Pérez y Medrano, 2010), así como el programa *normtest* (DeCarlo, 1997) para establecer la normalidad multivariante de los datos.

Anteriormente se ha demostrado que cuando se ejecuta el análisis de la estructura interna mediante análisis factorial exploratorio (AFE), y después se realiza el análisis factorial confirmatorio (AFC), en el mismo estudio y con la misma muestra, se genera un pseudo-procedimiento en la validación de constructos debido a la redundancia implícita en el uso de la misma matriz de covarianzas que inflan el error de tipo 1 y soslayan el marco sustantivo que debe guiar todo análisis factorial (Pérez-Gil et al. 2000). De esta forma, con el propósito de evitar dicho problema de redundancia de ambos análisis y dar mayor calidad a la evidencia científica de la estructura interna de la escala UWES, se procedió a dividir proporcionalmente la muestra en dos partes de manera aleatoria (145 participantes cada una) y realizar el análisis factorial exploratorio en una y el confirmatorio en otra.

En la primera mitad de la base de datos ($N = 145^a$), se realizó un análisis factorial exploratorio para examinar si los ítems que se refieren al engagement están linealmente relacionados de acuerdo con la estructura teórica esperada y si muestran viabilidad factorial por medio de la medida de adecuación muestral Kaiser-Mayer-Olkin (KMO), con el criterio de corte de índice $KMO > 0.5$. Se realizó también la prueba de esfericidad de Bartlett y el determinante de la matriz de correlaciones. Se utilizó el método de mínimos



cuadrados no ponderados como método de rotación, así como la solución factorial oblicua Promax (Cureton y Mulaik, 1975).

En la segunda base de datos ($N = 145b$) se realizaron dos análisis factoriales confirmatorios para probar un modelo trifactorial y uno unifactorial mediante la metodología de ecuaciones estructurales (SEM). Se usó el método de estimación de máxima verosimilitud robusto (Morata -Ramírez et al. 2015), el cual ajusta el error estándar de los parámetros en conjunto con la prueba χ^2 para reducir el impacto de la no normalidad de los datos (SB- χ^2 ; Satorra y Bentler, 1994). Todo ello mediante el software estadístico EQS en su versión 6.3 (Bentler y Wu, 2012).

Para evidenciar la adecuación muestral de continuidad de los ítems se utilizaron correlaciones policóricas (Domínguez-Lara, 2014; Freiberg Hoffmann et al. 2013; Holgado-Tello et al. 2010; Martínez Abad y Rodríguez Conde, 2017; Morata -Ramírez y Holgado-Tello, 2013), y para evaluar el ajuste, se utilizaron diversos indicadores, como el Root Mean Square Error of Approximation, $RMSEA \leq 0.05$ (Steiger y Lind, 1984), el Comparative Fit Index, $CFI > 0.95$ (Bentler, 1990) y el Standardized Root Mean Square Residual, $SRMR \leq 0.08$ (Jöreskog y Sörbom, 1986), que son adecuados para modelos pequeños (García-Cueto et al. 1998; Pavlov et al. 2020).

Por lo que se refiere a la validez divergente, en la base de datos completa ($N = 290$) se analizó la relación de los puntajes de las dimensiones de los modelos trifactorial y unifactorial obtenidos de la escala UWES-15 con los puntajes del MBI-GS mediante el coeficiente de correlación ρ de Spearman con un nivel de medición ordinal (Martínez-García y Martínez-Caro, 2009; Restrepo y González, 2007).

La consistencia interna se analizó en cada base de datos con el coeficiente omega (McDonald, 1999), calculado a partir de las cargas factoriales sin dependencia al número de ítems. Con propósitos de comparación y dada la importancia de reportar las estimaciones de fiabilidad con al menos dos coeficientes,



se utilizó también el coeficiente alfa (Cronbach, 1951) y sus respectivos intervalos de confianza (Zinbarg et al. 2006).

Resultados

Análisis descriptivos

En lo que respecta a la media de los valores de los ítems de la UWES-15, se encontraron niveles altos, ya que las 3 dimensiones (vigor, dedicación y absorción) mostraron valores superiores a 3, lo que es equivalente a las opciones de “regular” y “frecuente” en la escala de respuesta. Esto destaca los altos niveles de entusiasmo laboral en comerciantes informales mexicanos de la muestra estudiada.

Referente a la media de los valores de los ítems del MBI-GS, se encontraron superiores a 1 en la dimensión *agotamiento*, 2 en la dimensión de *indiferencia* y 5 en la dimensión de *eficacia profesional*, los que son equivalentes a las opciones de “casi nunca”: “pocas veces al año”; “de vez en cuando: una vez al mes o menos”; y “muy frecuentemente: varias veces por semana” respectivamente en la escala de respuesta, lo cual destaca la escasa presencia de sintomatología de *burnout* en los comerciantes informales evaluados.

Imputación, normalidad de los datos y outliers

En la base completa ($N = 290$), con el método de regresión lineal múltiple, se imputaron 61 datos en todos los ítems en la escala del UWES-15, correspondiente al 1.4 % con respecto a todos los datos. En el caso de las respuestas del MBI-GS, se imputaron 66 valores perdidos con el método de regresión múltiple, lo que corresponde al 1.51 % de los datos totales.

En la primera base, para el análisis factorial exploratorio ($N = 145$) con la distancia de Mahalanobis, se identificaron 9 casos que superan el valor crítico (Bonferroni- $\alpha = 0.05/n > 37.22$), que fueron retirados; el valor más pequeño fue de 37.96 mientras que el valor más alto fue de 58.99, permaneciendo con una N



de 136. Las pruebas multivariada Omnibus test (sig. <0.05) y Mardias test (sig. <0.05) dieron como resultado una discrepancia con la hipótesis de normalidad ($p = .0000$).

En la segunda base, para el análisis factorial confirmatorio ($N = 145$), en la distancia de Mahalanobis se identificaron 9 casos que superan el valor crítico (Bonferroni- $\alpha = 0.05/n > 37.22$), que fueron retirados; el valor más pequeño fue de 39.20 mientras que el valor más alto fue de 64.99, permaneciendo con una N de 136. Las pruebas multivariada Omnibus test (sig. <0.05) y Mardias test (sig. <0.05) dieron como resultado una discrepancia con la hipótesis de normalidad ($p = .0000$).

Análisis factorial exploratorio (AFE)

Para verificar la matriz de correlaciones en el AFE, se analizaron las siguientes pruebas: la medida de adecuación muestral KMO (0.864), la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 1161.865$, $gl = 105$, sig. = .000) y el determinante de la matriz de correlaciones (.000), mostrando valores adecuados para proceder con el análisis factorial. Análogamente, el *scree test t* (Cattell, 1966) confirmó 3 factores que fueron congruentes teóricamente. Respecto a las cargas factoriales, los ítems que pertenecen a *dedicación* saturaron congruentemente con su factor, a excepción del ítem 6, el cual se agrupó en la dimensión de *absorción*. En el caso de los ítems de *absorción*, estos cargan adecuadamente al factor teóricamente esperado. Para el factor de *vigor*, tres de sus ítems representan adecuadamente a su factor, sin embargo, los ítems 1 y 2 cargaron más en el factor de *dedicación* (ver Tabla 1). Cabe señalar que los ítems 1, 2 y 6 que presentaron complejidad factorial se tomaron en cuenta para los análisis de correlaciones y consistencia interna.

Por lo que refiere a la matriz de correlaciones interfactoriales (ver Tabla 1), se observa que la correlación entre *dedicación* y *absorción* muestra los valores más altos ($r = 0.64$, $p < 0.001$); la correlación entre *vigor* y *absorción* es moderada ($r = 0.41$, $p < 0.001$) y la correlación entre *vigor* y *dedicación* es moderadamente alta ($r = 0.64$, $p < 0.001$). Este resultado surgió de la necesidad de considerar en los análisis confirmatorios una posible estructura unidimensional que lograra comparar su eficacia o ineficacia frente a



la estructura tridimensional, lo que por cierto sigue siendo debate en la literatura internacional (Kulikowski, 2017). Los resultados obtenidos para consistencia interna entre el coeficiente alfa (α) y omega (ω) arrojaron valores similares en todos los factores (ver Tabla 1), dado que se obtuvieron coeficientes entre 0.73 y 0.88 con intervalos bastante homogéneos, lo que evidencia una satisfactoria consistencia interna de la UWES-15 (Zinbarg et al. 2006).



Tabla 1*Análisis factorial exploratorio del UWES-15© (primera base, n = 136)*

Ítems	DE	AB	VI	h^2		
V1-ENERGÍA-V	0.845	-0.325	0.167	0.627		
V2-CONTINUAR-V	0.781	-0.303	0.103	0.481		
V3-GANAS-V	0.251	0.129	0.370	0.418		
V4-PERSISTENTE-V	-0.063	0.021	0.902	0.759		
V5-VIGOROSO-V	0.167	-0.090	0.800	0.767		
V6-RETOS-DE	0.168	0.342	0.142	0.311		
V7-INSPIRA-DE	0.809	0.228	-0.191	0.748		
V8-ENTUSIASMADO- DE	0.741	0.248	-0.129	0.716		
V9-ORGULLOSO- DE	0.630	0.157	0.122	0.679		
V10-SIGNIFICADO- DE	0.539	0.290	0.109	0.691		
V11-OLVIDO-AB	-0.161	0.645	-0.099	0.284		
V12-TIEMPO-VUELA- AB	0.324	0.361	0.011	0.396		
V13-DEJO LLEVAR- AB	-0.068	0.793	-0.060	0.533		
V14-INMERSO- AB	0.069	0.459	0.288	0.476		
V15ABSORTO- AB	-0.134	0.520	0.283	0.353		
Correlaciones interfactoriales						
DE-AB	0.649					
DE-VI	0.641					
AB-VI	0.417					
Consistencia interna coeficientes alfa y omega (n= 136)						
	α	IC 95 %		ω	IC 95 %	
		LI	LS		LI	LS
VI	0.829	0.756	0.879	0.816	0.718	0.874
DE	0.876	0.821	0.914	0.881	0.832	0.914
AB	0.744	0.660	0.810	0.736	0.625	0.803

Fuente: Elaboración propia

Notas: El AFE se realizó con el método mínimos cuadrados no ponderados y rotación Promax. α = coeficiente alfa de Cronbach; ω = Coeficiente Omega; V = vigor; DE= dedicación; AB = absorción; LI = límite inferior; LS = límite superior. Schaufeli y Bakker (2003). La Utrecht Work Engagement Scale © (UWES) puede usarse gratuitamente para propósitos de investigación no comerciales. El uso de la escala para fines comerciales o no científicos está prohibido, a menos que haya permiso por escrito de los autores originales.

Si el lector desea acceso al instrumento completo, puede contactar a los autores (Schaufeli y Bakker, 2003) o acceder su página web oficial para más información (<https://www.wilmarschaufeli.nl/>).



Análisis factorial confirmatorio

En la segunda base ($N = 136$), se probó la estructura trifactorial y unifactorial para obtener los índices de ajuste, cargas factoriales y correlaciones interfactoriales y sus intervalos de confianza (ver Tabla 2). Referente al *modelo trifactorial* las cargas factoriales se muestran moderadamente altas y altas, lo que indica que los ítems se adecuan a los factores (ver Tabla 2). Por lo que refiere a la matriz de correlaciones interfactoriales (ver Tabla 2) se observa que la correlación entre dedicación y vigor muestra los valores más altos ($r = 0.82, p < 0.001$); la correlación entre vigor y absorción es moderada alta ($r = 0.65, p < 0.001$) y la correlación entre absorción y dedicación es alta ($r = 0.71, p < 0.001$). Por último, los resultados obtenidos de la consistencia interna del UWES-15 mediante el coeficiente α y ω (ver Tabla 2) mostraron en todos los factores puntuaciones similares entre sí (> 0.70) que indican una consistencia interna satisfactoria de la UWES-15 (Zinbarg et al. 2006).

Con respecto a los índices de ajuste, en ambos modelos todos los valores se mostraron satisfactorios, excepto por el RMSEA en el modelo unifactorial (ver Tabla 3). En cuanto a las cargas factoriales del *modelo unifactorial*, se encuentran moderadamente altas, lo que indica que los ítems se adecuan al factor (ver Tabla 3).



Tabla 2*Análisis factorial confirmatorio del UWES-15 (segunda base, n = 136)*

Ítems	V	DE	AB	h^2	Unifactor	h^2
V1-ENERGÍA-V	0.813			0.660	0.778	0.605
V2-CONTINUAR-V	0.597			0.356	0.594	0.353
V3-GANAS-V	0.795			0.632	0.748	0.559
V4-PERSISTENTE-V	0.805			0.648	0.739	0.546
V5-VIGOROSO-V	0.794			0.630	0.752	0.565
V6-RETOS-DE		0.640		0.410	0.634	0.402
V7-INSPIRA-DE		0.889		0.790	0.849	0.720
V8-ENTUSIASMADO- DE		0.905		0.820	0.871	0.758
V9-ORGULLOSO- DE		0.828		0.686	0.852	0.726
V10-SIGNIFICADO- DE		0.869		0.755	0.865	0.748
V11-OLVIDO-AB			0.623	0.388	0.451	0.203
V12-TIEMPO-VUELA- AB			0.656	0.430	0.584	0.341
V13-DEJO LLEVAR- AB			0.840	0.705	0.693	0.481
V14-INMERSO- AB			0.807	0.652	0.592	0.351
V15ABSORTO- AB			0.748	0.559	0.565	0.320
Correlación interfactorial (modelo trifactorial)						
V-DE	0.820					
AB-V	0.659					
DE-AB	0.714					
Consistencia interna coeficientes alfa y omega (n = 136)						
	α	IC 95 %		ω	IC 95 %	
		LI	LS		LI	LS
VI	0.800	0.729	0.853	0.803	0.726	0.860
DE	0.882	0.824	0.920	0.886	0.830	0.924
AB	0.821	0.750	0.874	0.815	0.721	0.870
UN	0.907	0.865	0.933	0.903	0.852	0.931

Fuente: Elaboración propia

Notas: V= vigor, DE= dedicación, AB= absorción, UN= unifactor, α = coeficiente alfa de Cronbach; ω = Coeficiente Omega; LI=límite inferior; LS= límite superior.**Tabla 3***Índices de ajuste del AFC de la UWES*

	$SB - \chi^2$	CFI	RMSEA	IC (90%)		SRMR
				LI	LS	
Trifactorial	91.657 (gl.= 85)	0.999	0.019	0.000	.050	.053
Unifactor	265.986 (gl.= 90)	0.963	0.120	.103	.137	.085

Fuente: Elaboración propia

Notas: $SB - \chi^2$ = Satorra y Betler Chi-Square; gl = grados libertad; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Squared Error Aproximation; LI = límite inferior; LS = límite superior; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; ** $p < 0.01$.

Validez divergente

En lo que a la validez divergente se refiere, se correlacionaron las puntuaciones del *modelo trifactorial* y *unifactorial* del UWES-15 con la escala MBI-GS mediante el coeficiente *rho* de Spearman (ver Tabla 4). En el *modelo trifactorial*, se encontraron dos correlaciones negativas en vigor (VI) con agotamiento (AGO) e indiferencia (IN) y una positiva con eficacia profesional (EP). En el caso de dedicación, se encontró una correlación negativa moderada con AGO, una negativa alta con IN y una correlación alta positiva con EP. En el caso de absorción, se obtuvo una correlación baja, negativa y no estadísticamente significativa con AGO, una correlación baja negativa con IN y un alta positiva con EP. En el *modelo unifactorial* se muestra una correlación negativa moderada con AGO, y correlaciones altas con IN (negativa) y EP (positiva).

Tabla 4

Correlación entre las subescalas del UWES-15 y el MBI-GS (validez divergente)

	AGO	IN	EP
VI	-.443**	-.393**	.487**
DE	-.243**	-.395**	.513**
AB	-.107	-.155**	.401**
UN	-.277**	-.347**	.536**

Fuente: Elaboración propia.

Notas: V = vigor, DE = dedicación, AB = absorción, UN = unifactor, AGO = agotamiento emocional, IN = indiferencia, EP = eficacia profesional, * = sig. ≤ 0.05 y ** = sig. ≤ 0.001 .

Discusión

El resultado de la estructura interna a través de AFE evidenció que la versión UWES de 15 ítems presenta complejidad factorial en los ítems 1 (“en mi trabajo me siento lleno de energía”) y 2 (“puedo continuar trabajando durante largos períodos de tiempo”), los que corresponden a vigor, pero saturaron más en el factor de dedicación. Esto puede deberse a la posible influencia de alguna variable psicosocial positiva



particular de la actividad comercial informal, por ejemplo, la motivación intrínseca de la tarea realizada, que pudiera enlazar los altos niveles de energía (vigor) con la predisposición para realizar esfuerzos mientras se lleva a cabo la actividad laboral (dedicación); no obstante, sería un mecanismo que debe estudiarse en el futuro en esta población.

Cabe señalar que en población laboral informal mexicana destaca la tendencia notoriamente alta de aspectos positivos, como ha sucedido en otros estudios (Juárez-García et al. 2020a). A su vez, el ítem 6 (“mi trabajo está lleno de retos”), que corresponde a dedicación, muestra una carga compleja que satura en el factor de absorción, lo que ha sido expuesto en estudios latinoamericanos (Flores- Jiménez et al. 2015; Spontón et al. 2012). Esto puede sugerir algún problema en la validez discriminativa de esos ítems, que puede deberse a la varianza compartida entre ellos (Farrell, 2010; Martínez-García y Martínez-Caro, 2009), la aleatoriedad del muestreo (Aparicio, 1988; Otzen et al. 2017) o a la representación de un modelo unifactorial (Flores Jiménez et al. 2015; Sonnentag, 2003). Con respecto a las correlaciones interfactoriales, se observa que la correlación entre factores muestra valores moderadamente altos (> 0.40) que coinciden con los resultados obtenidos en los estudios existentes en población mexicana (Duarte et al. 2012; Juárez et al. 2015).

Los resultados de la estructura interna del modelo trifactorial a través de AFC del UWES-15 reflejan cargas factoriales moderadamente altas y altas (> 0.50), lo que indica buena representatividad de los ítems respecto a la estructura trifactorial esperada y contrasta con algunos resultados obtenidos en estudios anteriores (donde las cargas factoriales resultaron menores (Duarte et al. 2012; Hernández Vargas et al. 2016). Esto puede deberse a la implementación de métodos robustos en el presente estudio que atenúan la no normalidad de los datos (Freiberg Hoffmann et al. 2013). En general el *modelo trifactorial* arrojó índices de ajuste que coinciden con resultados previos en población mexicana (Juárez et al. 2015), en estudios



latinoamericanos (Flores Jiménez et al. 2015; Spontón et al. 2012) y en los estudios originales (Salanova et al. 2000; Schaufeli y Bakker 2003; Schaufeli et al. 2002).

Por lo que refiere a las correlaciones interfactoriales, se observan valores altos (> 0.60) que discrepan de los resultados de otros estudios en población mexicana (Hernández Vargas et al. 2016; Juárez et al. 2015; Schaufeli, 2011; Villavicencio-Ayub et al. 2014), lo que puede deberse al uso de correlaciones policóricas como método robusto (Freiberg Hoffmann et al. 2013) o a los factores psicosociales propios de los comerciantes informales mexicanos que son predominantemente más positivos, tales como las tareas gratificantes, la posibilidad de compartir con gente o la flexibilidad horaria (Juárez-García et al. 2020a).

Referente a las estimaciones de consistencia interna, se estimaron en las dos bases de datos y se obtuvieron en cada factor puntuaciones en los coeficientes alfa y omega mayores a 0.70, lo cual alude a una consistencia interna estable del UWES-15 y replica los resultados de estudios previos (Duarte et al. 2012; Hernández Vargas et al. 2016; Juárez et al. 2015; Schaufeli, 2011; Villavicencio-Ayub et al. 2014). De igual forma, los coeficientes alfa (α) y omega (ω) en el modelo unifactorial se hallaron puntuaciones mayores a 0.90, esto indica consistencia interna estable, y son superiores a las obtenidas en el *modelo trifactorial* y en estudios anteriores (Juárez et al. 2015; Spontón et al. 2012).

En cuanto a la validez divergente, se hallaron correlaciones negativas altas y significativas entre los tres componentes del engagement en el trabajo y el modelo unifactorial con los tres aspectos del burnout. Tal como se esperaba, estos resultados significan que, a mayor vigor, dedicación y absorción, menor será la presencia de la sintomatología del síndrome de burnout, no obstante, empíricamente no sugiere que la ausencia de uno asevera la presencia del otro. Se concluye que los resultados del presente estudio son congruentes con estudios previos, lo que significa que el UWES-15 responde al constructo que se pretende medir: el engagement laboral (Demerouti et al. 2001; Juárez et al. 2015; Salanova et al. 2000).



En general, el modelo unifactorial, aunque ligeramente más bajo en calidad que el modelo trifactorial, sí mostró índices de ajuste más satisfactorios en comparación con otros resultados previos en población mexicana (Juárez et al. 2015) y coinciden con resultados en estudios latinoamericanos (Flores Jiménez et al. 2015; Spontón et al. 2012). Esto es, el modelo trifactorial presenta una tendencia ligeramente favorable en los índices de ajuste frente al modelo unifactorial, aunque este último presenta una ligera tendencia hacia mejores niveles de confiabilidad. Con esto pareciera que la escala de engagement mantiene latente la viabilidad de que el engagement pueda ser al mismo tiempo un fenómeno unifactorial a través de la UWES y pudiese utilizarse de manera tridimensional o unidimensional indistintamente, sin menoscabo de la calidad psicométrica de su medición, aun así, es necesario realizar más exploraciones cuantitativas y cualitativas exhaustivas que permitan identificar y complementar estos resultados.

Conclusiones

Este es el primer estudio sobre la evidencia de la estructura psicométrica del UWES-15 en comerciantes informales de México mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio. Esto contribuye de manera teórica y práctica a la medición y extensión de la investigación del engagement laboral, ante la ausencia de instrumentos cuantitativos estandarizados en esta población caracterizada por la exposición a condiciones informales y precarias de trabajo (Contreras et al. 2014; Juárez-García et al. 2020a; Puentes-León et al. 2018).

Los resultados de este estudio deben ser entendidos de acuerdo con sus aportaciones sin menospreciar sus limitaciones, dentro de las cuales se encuentra el tamaño de la muestra, que resulta pequeña comparada con otros estudios de evidencia de las propiedades psicométricas. Sin embargo, cumple con las recomendaciones mínimas metodológicas (Campo-Arias y Oviedo, 2008; Costello y Osborne, 2005). Otra limitación estaría relacionada con la ausencia de la exploración de validez de contenido o de significado cualitativo de los ítems, motivo para continuar con más estudios al respecto.



Es así como el UWES-15 parece contar con índices de consistencia interna y validez adecuados para ser aplicado en futuros estudios científicos que permitan ampliar el panorama de la dinámica y los mecanismos de trabajo y el bienestar en trabajadores informales. Significa también, un punto de partida para complementar los diagnósticos y resultados obtenidos en la evaluación psicosocial integral de dicho fenómeno. También puede generar la atención hacia el desarrollo de programas e intervenciones para mejorar la calidad de vida de los comerciantes informales en México.

Conflicto de intereses

Los autores declaran ausencia de cualquier de conflicto de interés en la realización de esta investigación.

Financiamiento

El presente estudio no recibió ningún tipo de financiamiento para su realización y los costos realizados para su ejecución fueron absorbidos por los autores.

Agradecimientos

Los autores agradecen a los estudiantes de la Facultad de Psicología de la UAEM que participaron en la recolección de datos y a los comerciantes informales participantes por su disposición para colaborar en este estudio.

Referencias

- Aparicio, P. F. (1988). Estimación de los errores muestrales mediante el método de los conglomerados últimos. *REIS: Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 44(88), 145-166.
<https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=250808>
- Bakker, A. B., Schaufeli, W. B., Leiter, M.P. & Taris T. W. (2008). Work Engagement: An Emerging Concept in Occupational Health Psychology. *Work Stress*, 22(3), 187–200.
<https://doi.org/10.1080/02678370802393649>



- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M. & Wu, E. J. C. (2012). *EQS for window* (Version 6.2) [Statistical Program for Windows]. Multivariate Software, Inc.
- Campo-Arias, A. y Oviedo, H. C. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=42210515>
- Cattell, R. (1966). The Scree Test for the Number of Factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 141-161. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr0102_10
- Charria, O. V. H., Sarsosa P, K. V. y Arenas O, F. (2011). Factores de riesgo psicosocial laboral: métodos e instrumentos de evaluación. *Revista Facultad Nacional de Salud Pública*, 29(4), 380-391. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=12021522004>
- Contreras, E.M., González, B.R., León, C.S., Aldrete, R.G. e Hidalgo, S.G. (2014). Autocuidado de la salud en trabajadoras del sector informal en Guadalajara (México) Una perspectiva de género. *Salud Uninorte*, 30(1), 1-9. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=81730850003>
- Cortina, J. M. (1993). What is Coefficient Alpha? An Examination of Theory and Applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98-104. <http://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Costello, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most from Your Analysis. *Practical Assessment Research Evaluation*, 10(7), 1-9. <https://doi.org/10.7275/jyj1-4868>
- Cronbach, L. (1951). Coefficient Alpha and the Internal Structure of Test. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>



- Cuevas Rodríguez, E., de la Torre R. H. A. y Regla Dávila, S. O. (2016). Características y determinantes de la informalidad laboral en México. *Estudios Regionales en Economía, Población y Desarrollo*, 6(35), 3-28. <https://doi.org/10.20983/epd.2016.35.1>
- Cureton, E. E. & Mulaik, S. A. (1975). The Weighted Varimax Rotation and The Promax Rotation. *Psychometrika*, 40(2), 183-195. <https://doi.org/10.1007/BF02291565>
- DeCarlo, L.T. (1997). On the Meaning and Use of Kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), 292-307. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.2.3.292>
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F. & Schaufeli, W. B. (2001). The Job Demands-Resources Model of Burnout. *Journal of Applied psychology*, 86(3), 499-512. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.3.499>
- Domínguez-Lara, S. A. (2014). ¿Matrices Policóricas/Tetracóricas o Matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 6(1), 39-48. <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/racc/article/view/6357>
- Domínguez-Lara, S. A. y Merino-Soto, C. (2015). ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Revista Latinoamericana De Ciencias Sociales, Niñez Y Juventud*, 13(2), 1326-1328. <http://revistaumanizales.cinde.org.co/rllcsnj/index.php/Revista-Latinoamericana/article/view/2030>
- Duarte, J. A. L., Dessens, L. F. R. y Miranda, J. O. (2012). Estudio de validez factorial del síndrome de Burnout y engagement en estudiantes universitarios de ingeniería. *Alternativas en Psicología*, 16(27), 42-53. https://www.researchgate.net/publication/317460205_Estudio_de_validez_factorial_del_sindrome_de_Burnout_y_engagement_en_estudiantes_universitarios_de_ingenieria



- Eisinga, R., Grotenhuis, M. & Pelzer, B. (2012). The reliability of a two-item scale: Pearson, Cronbach, or Spearman-Brown? *International Journal of Public Health*, 58(4), 637–642. <https://doi.org/10.1007/s00038-012-0416-3>
- Farrell, A. M. (2010). Insufficient discriminant validity: A comment on Bove, Pervan, Beatty y Shiu. (2009). *Journal of Business Research*, 63(3), 324-327. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbusres.2009.05.003>
- Fernández, M., Juárez, A. y Merino, C., (2015). Análisis estructural e invarianza de medición del MBI-GS en trabajadores peruanos. *Liberabit*, 21(1), 9-20.
<http://ojs3.revistaliberabit.com/index.php/Liberabit/article/view/282>
- Flores Jiménez, C., Fernández Arata, M., Juárez García, A., Merino Soto, C. y Guimet Castro, M. (2015). Entusiasmo por el trabajo (engagement): un estudio de validez en profesionales de la docencia en Lima, Perú. *Liberabit*. 21(2), 195-206.
http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1729-48272015000200003
- Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G. y Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164.
http://www.scielo.edu.uy/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1688-42212013000200005&lng=es&tlng=es
- García, B. (2008). La carencia de empleos satisfactorios: Una discusión sobre indicadores. En B. Figueroa (Ed.), *El dato en cuestión: un análisis de las cifras sociodemográficas* (pp. 35-56). El Colegio de México. <https://archivos.juridicas.unam.mx/www/bjv/libros/6/2638/6.pdf>
- García, C. (2017). Perspectivas histórico-sociales del paradigma de la salud. *Revista CON-CIENCIA*, 5(2), 63-77.



http://www.scielo.org.bo/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2310-02652017000200007&lng=es&tlng=es.

García-Cueto, E., Gallo Álvaro, P. y Miranda, R. (1998). Bondad de ajuste en el Análisis Factorial Confirmatorio. *Psicothema*, 10(3), 717-724.

<https://reunido.uniovi.es/index.php/PST/article/view/7497>

Gil-Monte, P. (2002). Validez factorial de la adaptación al español del Maslach Burnout Inventory-General Survey. *Salud pública de México*, 44(1), 33-40.

https://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0036-36342002000100005

Gómez-Benito, J., Hidalgo, M.D. y Guilera, G. (2010). El sesgo de los instrumentos de medición. Tests justos. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 75-84.

<https://www2.papelesdel psicologo.es/pdf/1798.pdf>

Harter, J.K., Schmidt, F.L., Killham, E.A. & Agrawal, S. (2009). *Q12® Meta-Analysis: The Relationship Between Engagement at Work and Organizational Outcomes*. Gallup.

<https://employeeengagement.com/wp-content/uploads/2013/04/2012-Q12-Meta-Analysis-Research-Paper.pdf>

Hernández Sampieri, R., Fernández Collado, C. y Baptista Lucio, P. (2014). *Metodología de la investigación* (6a. ed.). McGraw-Hill.

Hernández Vargas, C. I., Llorens Gumbau, S., Rodríguez Sánchez, A. M. y Dickinson Bannack, M. E. (2016). Validación de la escala UWES-9 en profesionales de la salud en México. *Pensamiento Psicológico*, 14(2), 89-100. <https://psycnet.apa.org/record/2016-41140-007>

Hervás, G. (2009). Psicología positiva: una introducción. *Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 66(23), 15-22. <https://www.redalyc.org/pdf/274/27419066003.pdf>



- Holgado-Tello, F.P., Chacón-Moscoso, S., Barbero-García, I. & Vila-Abad, E. (2010). Polychoric versus Pearson correlations in exploratory and confirmatory factor analysis of ordinal variables. *Quality and Quantity*, 44(1), 153-166.
<https://doi.org/10.1007/s11135-008-9190-y>
- Hultell, D. & Gustavsson, J. P. (2010). A psychometric evaluation of the Scale of Work Engagement and Burnout (SWEBO). *Work*, 37(3), 261–274.
<https://doi.org/10.3233/WOR-2010-1078>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2020). *Medición de la informalidad*. INEGI.
<https://www.inegi.org.mx/temas/pibmed/>
- Jöreskog, K. G. & Sörbom, D. (1986). *LISREL VI: Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood and Least Squares Methods* (4th ed.). Scientific Software, Inc.
- Juárez-García, A., Flores-Jiménez, C. A. y Pelcastre-Villafuerte, B. E. (2020a). Factores psicosociales del trabajo y efectos psicológicos en comerciantes informales en Morelos, México: una exploración mixta preliminar. *Revista de la Universidad Industrial de Santander. Salud*, 52(4), 402-413.
<https://doi.org/10.18273/revsal.v52n4-2020007>
- Juárez, A., Hernández, C. I., Flores, C. A. y Camacho, A. (2015). Entusiasmo Laboral en profesionales de la salud: propiedades psicométricas de la Utrecht Work Engagement Scale. En A. Juárez García (Editor), *Investigaciones psicométricas de escalas psicosociales en trabajadores mexicanos* (pp. 345-366). Universidad Autónoma del Estado de México / Plaza y Valdez.
- Juárez García, A., Merino Soto, C., Fernández Arata, M., Flores Jiménez, C. A., Caraballo, M. y Camacho Cristiá, C. (2020b). Validación transcultural y funcionamiento diferencial del MBI-GS en docentes de tres países latinoamericanos. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 38(1), 135-156.
<https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.6621>



- Koning, A. J. & Franses, Ph. H. B. F. (2003). Confidence Intervals for Cronbach's Coefficient Alpha Values (No. ERS-2003-041-MKT). *ERIM Report Series Research in Management*.
<http://hdl.handle.net/1765/431>
- Kubota, K., Shimazu, A., Kawakami, N., Takahashi, M., Nakata, A. y Schaufeli, W. B. (2011). Distinción Empírica Entre Engagement y Trabajolismo en Enfermeras Hospitalarias de Japón: Efecto Sobre la Calidad del Sueño y el Desempeño. *Ciencia & trabajo*, 13(41), 152–157.
<https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/364.pdf>
- Kulikowski, K. (2017). Do We All Agree on How to Measure Work Engagement? Factorial Validity of Utrecht Work Engagement Scale as a Standard Measurement Tool—A Literature Review. *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health*, 30(2), 161-175. <https://doi.org/10.13075/ijomeh.1896.00947>
- Leon, M.R., Halbesleben, J.R.B. & Paustian-Underdahl, S.C. (2015). A Dialectical Perspective on Burnout and Engagement. *Burnout Research*, 2(2), 87-96.
<https://doi.org/10.1016/j.burn.2015.06.002>
- Liem, G.A. & Martin, A.J. (2012). The Motivation and Engagement Scale: Theoretical Framework, Psychometric Properties, and Applied Yields. *Australian Psychologist*, 47(1), 3-13.
<https://doi.org/10.1111/j.1742-9544.2011.00049.x>
- Mahalanobis, P.C. (1936). On the Generalized Distance in Statistics. *Proceedings of the National Institute of Science Calcutta*, 2(1), 49–55.
http://bayes.acs.unt.edu:8083/BayesContent/class/Jon/MiscDocs/1936_Mahalanobis.pdf
- Maricuțoiu, L.P., Sulea, C. & Iancu, A. (2017). Work engagement or burnout: Which comes first? A meta-analysis of longitudinal evidence. *Burnout Research*, 5, 35-43.
<https://doi.org/10.1016/j.burn.2017.05.001>



- Martínez Abad, F. y Rodríguez-Conde, M. J. (2017). Comportamiento de las correlaciones producto-momento y tetracórica-policórica en escalas ordinales: un estudio de simulación. *Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa*, 23(2), 1-21. <https://doi.org/10.7203/relieve.23.2.9476>
- Martínez-García, J. A. y Martínez-Caro, L. (2009). La validez discriminante como criterio de evaluación de escalas: ¿teoría o estadística? *Universitas Psychologica*, 8(1), 27-36. <https://revistas.javeriana.edu.co/index.php/revPsycho/article/view/224>
- Maslach, C. & Leiter, M. P. (1997). *The Truth About Burnout: How Organizations Cause Personal Stress and What to Do About It*. Jossey-Bass.
- Maslach, C., Jackson, S. E. & Leiter, M. P. (2010). *Maslach Burnout Inventory: Manual and Non-Replicable Instrument and Scoring Guides* (4.^a ed.). Mind Garden.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B. & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52(1), 397-422. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.52.1.397>
- McDonald, R. P. (1999). *Test Theory: A Unified Treatment*. Lawrence Erlbaum Associates Publishes. <https://doi.org/10.4324/9781410601087>
- Montero, I. y León, O. G. (2002). Clasificación y descripción de las metodologías de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 2(3), 503-508. http://www.aepc.es/ijchp/articulos_pdf/ijchp-53.pdf
- Morata-Ramírez, M. A. & Holgado-Tello, F.P. (2013). Construct Validity of Likert Scales through Confirmatory Factor Analysis: A Simulation Study Comparing Different Methods of Estimation Based on Pearson and Polychoric Correlations. *International Journal of Social Science Studies*, 1(1), 54-61. <https://doi.org/10.11114/ijsss.v1i1.27>
- Morata-Ramírez, M. A., Holgado-Tello, F. P., Barbero-García, I. y Méndez, G. (2015). Análisis factorial confirmatorio: recomendaciones sobre mínimos cuadrados no ponderados en función del error Tipo



I de Ji-Cuadrado y RMSEA. *Acción Psicológica*, 12(1), 79-90.

<https://dx.doi.org/doi.org/10.5944/ap.12.1.14362>

Nava Bolaños, I. (2018). No todo el trabajo es empleo. Avances y desafíos en la conceptualización y medición del trabajo en México. *Estudios demográficos y urbanos*, 33(2), 535-541.

<https://doi.org/10.24201/edu.v33i2.1820>

Ocampo Bustos, R. M., Juárez García, A., Arias Galicia, L. F. y Hindrichs, I. (2015). Factores psicosociales asociados a engagement en empleados de un restaurante de Morelos, México. *Liberabit*, 21(2), 207-

219. http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1729-48272015000200004&lng=es&tlng=pt.

Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2019, 22 noviembre). *La informalidad en la visión de la OIT: evolución y perspectivas para América Latina* [Publicaciones].

https://www.ilo.org/santiago/publicaciones/reflexiones-trabajo/WCMS_729999/lang--es/index.htm

Organización Internacional del Trabajo (OIT, 2020, 16 de marzo). *Desempleo, informalidad e inactividad asedian a los jóvenes en América Latina y el Caribe. Informe mundial sobre el Empleo Juvenil, 2020*.

OIT.

https://www.ilo.org/americas/sala-de-prensa/WCMS_738631/lang--es/index.htm

Ortega Sánchez, F. J., Juárez García, A. y Merino Soto, C. (2020). Validez del Maslach Burnout Inventory General Survey en conductores informales del transporte urbano en

México. *Revista ConCiencia EPG*, 5(2), 70 - 89. <https://doi.org/10.32654/CONCIENCIAEPG.5-2.5>

Otzen, T. y Manterola, C. (2017). Técnicas de Muestreo sobre una Población a Estudio. *International Journal of Morphology*, 35(1), 227-232.

<https://dx.doi.org/10.4067/S0717-95022017000100037>

Parsons, T. (1964). *Social structure and personality*. Nueva York, USA: Free Press.



- Pavlov, G., Maydeu Olivares, A. & Shi, D. (2020). Using the Standardized Root Mean Squared Residual (SRMR) to Assess Exact Fit in Structural Equation Models. *Educational and Psychological Measurement*, 81(1), 110-130. <https://doi.org/10.1177%2F0013164420926231>
- Pérez, E. y Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, 2(1), 58-66. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=3161108>
- Pérez-Gil, J. A., Chacón Moscoso, S. C. y Moreno Rodríguez, R. M. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(Su2), 442-446. <https://www.psicothema.com/pdf/601.pdf>
- Prieto, G. y Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*, 31(1),67-74. <https://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1797.pdf>
- Puentes-León, K.J., Rincón-Bayona, L.Y. y Puentes-Suárez, A. (2018). Análisis bibliométrico sobre trabajo y salud laboral en trabajadores informales, 2010-2016. *Rev. Fac. Nac. Salud Pública*, 36(3), 71-89. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7017042>
- Restrepo, B. L. F. y González, L. J. (2007). De Pearson a Spearman. *Revista Colombiana de Ciencias Pecuarias*, 20(2), 183-192. <https://www.redalyc.org/pdf/2950/295023034010.pdf>
- Rodríguez-Montalbán, R., Martínez-Lugo, M. y Sánchez-Cardona, I. (2014). Análisis de las propiedades psicométricas de la Utrecht Work Engagement Scale en una muestra de trabajadores en Puerto Rico. *Universitas Psychologica*, 13(4), 1255-1266. <https://doi.org/10.11144/Javeriana.UPSY13-4.appu>
- Romero, E. (2011). Confiabilidad y validez de los instrumentos de evaluación neuropsicológica. *Subjetividad y Procesos Cognitivos*, 15(2), 83-92. <http://dspace.uces.edu.ar:8180/xmlui/handle/123456789/1388>



- Salanova, M. & Schaufeli, W.B. (2000) Exposure to Information Technologies and Its Relation to Burnout. *Behaviour & Information Technology*, 19(5), 385-392.
<https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/014492900750000081>
- Salanova, M. y Schaufeli, W. B. (2009). *El engagement en el trabajo. Cuando el trabajo se convierte en pasión*. Alianza Editorial.
- Salanova, M., Llorens, S. y Martínez, I. M. (2016). Aportaciones desde la psicología organizacional positiva para desarrollar organizaciones saludables y resilientes. *Papeles del Psicólogo*, 37(3),177-184.
<https://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/2773.pdf>
- Salanova, M., Schaufeli, W., Llorens, S., Peiró, J. y Grau, R. (2000). Desde el “burnout” al engagement: ¿Una nueva perspectiva? *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 12(2), 117-134.
<https://journals.copmadrid.org/jwop/files/63236.pdf>
- Salas, C. (2006). El sector informal: auxilio u obstáculo para el conocimiento de la realidad social en América Latina. En E. de la Garza Toledo (coord.), *Teorías sociales y estudios del trabajo: nuevos enfoques* (pp. 130-148). <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=2109624>
- Satorra, A. & Bentler, P. M. (1994). Corrections to Test Statistics and Standard Errors in Covariance Structure Analysis. In A. von Eye, and C. C. Clogg (Eds.), *Latent Variables Analysis: Applications for Developmental Research* (pp. 399–419). Sage Publications, Inc.
- Schaufeli, W. B. y Bakker, A. B. (2003). *Escala Utrecht de Engagement en el Trabajo*. Manual.
https://www.wilmarschaufeli.nl/publications/Schaufeli/Test%20Manuals/Test_manual_UWES_Espanol.pdf
- Schaufeli, W. & De Witte, H. (2017). Outlook Work Engagement in Contrast to Burnout: Real and Redundant! *Burnout Research*, 5, 58-60. <https://doi.org/10.1016/j.burn.2017.06.002>



- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B. & Salanova, M. (2006). The Measurement of Work Engagement with a Short Questionnaire: A Cross-National Study. *Educational and Psychological Measurement*, 66(4), 701-716. <https://doi.org/10.1177/0013164405282471>
- Schaufeli, W.B., Taris, T.W. & Rhenen, W.V. (2008). Workaholism, Burnout and Engagement: One of a Kind or Three Different Kinds of Employee Well-Being? *Applied Psychology*, 57(2), 173–203. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2007.00285.x>
- Schaufeli, W., Salanova, M., González-Romá, V. & Bakker, A. (2002). The Measurement of Engagement and Burnout: A Two Sample Confirmatory Factor Analytic -Approach. *Journal of Happiness Studies*, 3(1), 71-92. <https://doi.org/10.1023/A:1015630930326>
- Schutte, N., Toppinnen, S., Kalimo, R. & Schaufeli, W. B. (2000). The Factorial Validity of the Maslach Burnout Inventory-General Survey Across Occupational Groups and Nations. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73(1), 53-66. <http://dx.doi.org/10.1348/096317900166877>
- Seligman, M. E. P. & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive Psychology: An Introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5–14. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5>
- Steiger, J. H. & Lind, J. M. (1984). Statistically based tests for the number of common factors [Paper Presented at the Psychometric Society Annual Meeting]. *Annual meeting of the Psychometric Society*. Iowa City, IA.
- Sonnentag, S. (2003). Recovery, Work Engagement, and Proactive Behavior: A New Look at the Interface Between Non-Work and Work. *Journal of Applied Psychology*, 88(3), 518-528. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.3.518>



- Spontón, C., Medrano, L. A., Maffei, L., Spontón, M. y Castellano, E. (2012). Validación del cuestionario de Engagement UWES a la población de trabajadores de Córdoba, Argentina. *Liberabit*, 18(2), 147-154. http://www.scielo.org.pe/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1729-48272012000200005
- Ventura-León, J. L. y Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627. <http://hdl.handle.net/20.500.12424/1467442>
- Villavicencio-Ayub, E., Jurado Cárdenas, S. y Aguilar Villalobos, J. (2014). Adaptación de las escalas UWES y OSI para trabajadores mexicanos. *Psicología Iberoamericana*, 22(2), 6-15. <https://doi.org/10.48102/pi.v22i2.61>
- Zinbarg, R. E., Yovel, I., Revelle, W. & McDonald, R. P. (2006). Estimating Generalizability to a Latent Variable Common to All of a Scale's Indicators: A Comparison of Estimators for ω_h . *Applied Psychological Measurement*, 30(2), 121-144. <https://doi.org/10.1177/0146621605278814>

Cómo citar este artículo: Rodríguez Esquivel, K. P., Juárez García, A., Ortega Sánchez, F. J., & Flores Jiménez, C. A. (2023). Propiedades psicométricas de la escala UWES-15 en una muestra de comerciantes informales mexicanos. *Psicumex*, 13(1), 1-34, e544. <https://doi.org/10.36793/psicumex.v13i1.544>

