

## Propiedades psicométricas de una escala de satisfacción laboral en una empresa transnacional

### Psychometric Properties of a Job Satisfaction Scale in a Transnational Company

Luis Fabrizio Grados Lozano\*  
Universidad de Científica del Sur, Perú

Recibido: 30 de marzo de 2023

Aceptado: 09 de junio de 2023

#### Resumen

**Introducción:** el estudio de la satisfacción laboral está siendo abordado, actualmente, desde un enfoque integrador, enriqueciéndose de diversas teorías clásicas como actuales. En Perú han surgido nuevas necesidades laborales después del periodo postpandemia, por lo que será necesario contar con instrumentos de medición confiables y válidos para medir la satisfacción laboral. La escala de satisfacción laboral genérica demuestra contar con estas características de calidad. **Objetivo:** evaluar las características psicométricas de la escala de satisfacción laboral genérica, creada por MacDonald y MacIntyre en 1997 y adaptada por Salessi y Omar en 2016, en una empresa de Lima. **Metodología:** enfoque cuantitativo-descriptivo, diseño instrumental, no experimental, de naturaleza prospectiva, corte transversal y de uso psicométrico. La técnica de muestreo fue no probabilística y , participaron 300 colaboradores. **Resultados:** se obtuvieron evidencias de validez de contenido por su representatividad, el análisis factorial exploratorio identificó un solo factor que explicaba la mayor parte de variabilidad (54.57%) de los ítems con cargas factoriales entre .54 y .94. Se puso a prueba el modelo con el análisis factorial confirmatorio obteniendo resultados óptimos en el modelo reespecificado (CMIN/DF = 2.24; GFI = .98; RMSEA = .64; CFI = .98; TLI / NNFI = .97; SRMR = .03). Los índices de confiabilidad fueron altos ( $\alpha = .86$ ;  $\omega = .86$ ), identificando evidencias de validez convergente con el *engagement*, correlación positiva y mediana ( $p < .01$ ,  $\rho = .498$ ; CR = .88; AVE = .52). **Conclusiones:** se encontraron evidencias óptimas de propiedades psicométricas y se establecieron datos normativos generales para la muestra del estudio.

**Palabras claves:** escala de satisfacción laboral; propiedades psicométricas; validez; confiabilidad; baremos.

#### Abstract

**Background:** The study of job satisfaction is currently approached from an integrative perspective, incorporating various classical and contemporary theories. In Peru, the post-pandemic period has brought about new labour needs, which highlight the importance of having reliable and valid measurement instruments to assess job satisfaction. The Generic Job Satisfaction Scale has demonstrated these quality characteristics. **Objective:** The aim of this study is to evaluate the psychometric characteristics of the Generic Job Satisfaction Scale created by MacDonald and MacIntyre in 1997 and adapted by Salessi and Omar in 2016 for use in a company in Lima. **Method:** The study employed a quantitative approach with a descriptive, non-experimental, and instrumental design, with a prospective and cross-sectional methodology, and psychometric analysis. The sampling technique employed was non-probabilistic with a total of 300 employees participating in the study. **Results:** Content validity evidence was obtained through representativeness, and Exploratory Factor Analysis identified a single factor that explained most of the variability (54.57%) of the items with factorial loads between .54 and .94. The model was tested using Confirmatory Factor Analysis, and optimal results were obtained in the re-specified model (CMIN/DF = 2.24; GFI = .98; RMSEA = .64; CFI = .98; TLI / NNFI = .97; SRMR = .03). Reliability indices were high ( $\alpha = .86$ ;  $\omega = .86$ ), identifying evidence of convergent validity with Engagement, with a positive and moderate correlation ( $p < .01$ ,  $\rho = .498$ ; CR = .88; AVE = .52). **Conclusions:** Adequate evidence of psychometric properties was found, and general normative data were established for the study sample.

**Keywords:** Generic Job Satisfaction Scale; psychometric properties; validity; reliability; norms.

Para citar este artículo:

Grados, L. F. (2023). Propiedades psicométricas de una escala de satisfacción laboral en una empresa transnacional. *Liberabit*, 29(1), e681. <https://doi.org/10.24265/liberabit.2023.v29n1.681>

Este es un artículo Open Access publicado bajo la licencia Creative Commons Atribución 4.0 Internacional. (CC-BY 4.0) © El autor



## Introducción

La satisfacción laboral es una variable que ha sido estudiada por diversos especialistas organizacionales por sus implicancias vitales relacionadas con la productividad (Pérez, 2011), rotación (Pérez, 2011; Portales et al., 2012), imagen corporativa (Castro, 2021), *engagement* (Díaz, 2021), sentido de pertenencia (Campana & Pérez, 2019) y compromiso organizacional (Salessi & Omar, 2016).

El concepto de esta variable ha sido estudiado por diversos especialistas en el comportamiento organizacional, como Robbins y Judge (2009), quienes lo definieron como un sentimiento positivo del resultado de una evaluación de los atributos donde una persona labora. Pérez (2011) explica que se debe principalmente a una interacción compleja entre facetas psicológicas, físicas y sociales relacionadas con las características de las organizaciones, trabajos y personas que implica que un colaborador se sienta plenamente satisfecho. Sin embargo, la definición que se opta para basar el estudio desde un enfoque más integrativo entre la cognición y la emoción es de Judge y Kammeyer-Mueller (2012), considerándolo como un estado evaluativo que expresa la satisfacción y los sentimientos positivos hacia el trabajo. Donde los componentes cognitivos están asociados con la satisfacción y los componentes emocionales con los sentimientos positivos del colaborador, además, lo considera un estado evaluativo, ya que es un proceso de evaluación, por lo usual consistente, de las características del trabajo.

Las investigaciones acerca de la satisfacción laboral llevan alrededor de un siglo y Judge, et al. (2017), quienes lo consideran como una actitud hacia el trabajo, refieren que se han desarrollado distintas corrientes teóricas y enfoques metodológicos que se han ido contrastando en este tiempo. Estas se clasifican en distintas etapas, como la era de la Primera Guerra Mundial de 1915 a 1945, donde se centraba en comprender en qué modo la guerra y el conflicto afectaban la satisfacción de los

trabajadores; la era de la posguerra de 1945 a 1960, donde se investigaba cómo los cambios sociales y económicos en consecuencia de la guerra influían en cómo se sentían satisfechas laboralmente las personas; la era cognitiva de 1960 a 1980, que hacía énfasis en los procesos cognitivos y de pensamiento que se encuentran inherentes en la satisfacción laboral, como las creencias y las evaluaciones cognitivas; la era conductual de 1975 a 1990, donde se centraban en las conductas observables relacionados con la satisfacción en el trabajo, como la participación en el trabajo y la rotación laboral; la era disposicional de 1985 a 2000, donde se estudiaban los rasgos y características personales que influyen en esta, como los rasgos de personalidad y las habilidades individuales; la era afectiva de 1995 hasta la actualidad, en la que se centran en entender la función de que las emociones y los estados afectivos tenían un gran impacto igualmente, reconociendo la importancia de los sentimientos y las experiencias emocionales en el trabajo. A pesar de las diferencias y enfoques distintos de estas etapas, actualmente, ha surgido la necesidad de integrar diferentes perspectivas para lograr un enfoque integral sobre las actitudes laborales. Por ejemplo, el reconocimiento mutuo entre las disposiciones personales y situaciones laborales, donde el neuroticismo y la autoeficacia pueden influir en el procesamiento emocional de una persona en un entorno de trabajo. Así mismo, las situaciones laborales, como la naturaleza del trabajo o el clima laboral, pueden afectar la expresión y el desarrollo de disposiciones personales. Otro ejemplo indicado es que se reconoce la interacción entre los aspectos afectivos y cognitivos de las actitudes laborales, donde las emociones y el estado de ánimo de un individuo pueden influir en la formación de sus actitudes hacia el trabajo, al igual que sus creencias y evaluaciones cognitivas sobre el trabajo pueden afectar su estado emocional. Estos ejemplos ilustran cómo esta integración ha llevado a un progreso significativo en la comprensión de las actitudes laborales.

Por lo expuesto anteriormente, es importante reconocer cómo se sienten los colaboradores de las empresas, más aún por los cambios que han ocurrido en los últimos años, como los procesos de transformación cultural, especialmente en el proceso de digitalización, en respuesta a la situación de pandemia producida por el COVID-19 (Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL], 2020). Actualmente, en el Perú, más de dos años después de estar lidiando con la pandemia, se puso fin al Estado de Emergencia establecido por el Decreto Supremo 044-2020-PCM. Esta decisión llevó a un proceso de transición en las organizaciones del trabajo remoto hacia el trabajo presencial, tanto en el sector público como en el privado (Chuco et al., 2020). Estos cambios se presentan como nuevos retos de las empresas para asumir las nuevas necesidades surgidas y presentar estrategias que busquen la satisfacción de sus colaboradores adaptadas a la realidad postpandemia.

Por esta razón, es crucial disponer de herramientas precisas y confiables que nos permitan medir esta variable de manera efectiva. Un ejemplo destacado en este sentido es la adaptación al español de la escala de satisfacción laboral genérica, desarrollada originalmente por MacDonald y MacIntyre (1997), y posteriormente adaptada y traducida para su uso en la población argentina por Salessi y Omar (2016). Esta versión de la escala consta de 7 ítems específicos para dicha población, y se ha logrado obtener una escala con buenos indicadores psicométricos, además de ser de aplicación sencilla. En comparación con otras pruebas más extensas, como la escala SL-SPC de 27 ítems (Palma, 2005) o la escala general de satisfacción de Warr, Cook y Wall de 16 ítems (Boluarte & Merino, 2015), esta adaptación proporciona una opción más eficiente y práctica para evaluar la satisfacción laboral.

En la investigación realizada por Salessi y Omar (2016) se evaluaron las propiedades psicométricas del test de satisfacción laboral genérica de MacDonald y

MacIntyre de 10 ítems, la escala es tipo Likert con 5 alternativas de respuestas, desde *nunca* a *siempre*. Inicialmente, se realizó una adaptación del inglés al español, en una muestra por conveniencia compuesta por 328 trabajadores argentinos. Se realizó el análisis factorial exploratorio (AFE), con solución de un sólo factor y estimación de máxima verosimilitud (prueba de esfericidad de Bartlett significativo  $\chi^2 = 1263.81$ ;  $p < .000$ ; KMO = .89), donde los ítems saturaron en un factor explicando el 56.39% de la varianza explicada. Posterior a ello, se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC), estimado por máxima verosimilitud, al modelo de 10 ítems, sin embargo, a pesar de tener valores adecuados a índices de bondad de ajuste adecuados (GFI = .93; AGFI = .94; CFI = .90) su valor de  $\chi^2$  (41.14;  $p = .00$ ) fue significativo, refiriéndose a que la estructura que se propuso era diferente a la matriz de covarianza de datos y el valor de RMSEA (.09) era mayor a lo sugerido.

Por lo cual se realizó un ajuste al modelo, eliminando ítems con pesos factoriales menores a .30, modificación de índices de estimación con valores superiores a 3.84 que podrían reducir el  $\chi^2$  en caso se estime el coeficiente y los residuos de la matriz de covarianzas estadísticamente significativos ( $p < .05$ ) que puedan indicar errores en la predicción, eliminándose 3 ítems y obteniendo un modelo reespecificado de 7 ítems. Este modelo pudo explicar el 56.39% la varianza explicada, donde se realizaron sus estimaciones en el AFC, obteniendo mejores índices de ajuste (GFI = .99; AGFI = .97; CFI = .99; RMSEA = .04) y esta vez, siendo no significativa ( $\chi^2 = 18.79$ ;  $p = .07$ ) en comparación al modelo original. La consistencia interna se evaluó mediante el alfa de Cronbach (.81) indicando una alta consistencia y se identificó la validez convergente, midiendo la correlación de la variable con medidas organizacionales relevantes a ella como compromiso (.84) y confianza organizacional (.81), y la validez divergente con el cinismo organizacional (-.36). Por lo cual, se obtuvo una escala transcultural unidimensional de 7 ítems, apta para hispanohablantes.

En otro estudio, Andrade et al. (2020) se estudiaron las propiedades psicométricas de la escala de satisfacción laboral genérica de MacDonald y MacIntyre para trabajadores brasileños, la cual consta de 10 ítems. La muestra fue de 681 colaboradores de la región sudeste de Brasil (63% hombres y 37% mujeres). Utilizaron procedimientos de equivalencia conceptual, de medida y operacional a la cultura brasileña para la validez de contenido. Realizaron los procedimientos del AFE (test de esfericidad de Bartlett = 558.16;  $p = .00$ ; KMO = .77) donde obtuvieron una estructura unidimensional y mediante el AFC eliminaron los ítems que tengan cargas factoriales menores a .30 y se realizaron las modificaciones de índices de bondad de ajuste, eliminándose los ítems 8, 9 y 10, (GFI = .99; CFI = .98; RMSEA = .04; 95% IC = [.03-.05]) con lo cual confirmaron el modelo con ajustes óptimos reespecificados. También obtuvieron evidencias de validez de convergente (AVE = .72) con correlaciones con el compromiso organizacional y civismo, así como la validez discriminante (AVE = .85) con la intención de renunciar al empleo. Sus índices de confiabilidad (CR = .75;  $\omega = .77$ ) fueron adecuadas para utilizar la escala.

En otra investigación, Salessi et al. (2020) evaluaron la invarianza factorial de la misma escala dirigida y adaptada a la población de Argentina y Brasil. Su muestra se conformó por 1350 personas mediante un muestreo no probabilístico, donde 699 trabajadores (57% mujeres y 39% hombres) eran argentinos y 681 brasileños (63% hombres y 37% mujeres). Obtuvieron que la escala era invariante a nivel configural (CMIN/DF = 2.06; GFI = .96; CFI = .97; RMSEA = .03), métrico ( $\Delta$ GFI = .009;  $\Delta$ CFI = .008;  $\Delta$ RMSEA = .006) y escalar ( $\Delta$ GFI = .007;  $\Delta$ CFI = .009;  $\Delta$ RMSEA = .00). Sin embargo, a nivel estricto ( $\Delta$ GFI = .05;  $\Delta$ CFI = .04;  $\Delta$ RMSEA = .04) hallaron una invarianza parcial, lo que significa que tiene una estructura factorial invariante para todos los ítems con excepción del último modelo indicando que son equivalentes en su configuración, carga e

intercepciones, pero no en sus varianzas residuales. Hicieron comparaciones entre las medias y desviación estándar entre la muestra brasileña ( $M = 3.86$ ;  $SD = .91$ ) y argentina ( $M = 3.52$ ;  $SD = .90$ ), indicando que los brasileños se encuentran más satisfechos en su trabajo por diferencias pequeñas mediante el coeficiente  $d$  de Cohen ( $d = .37$ ;  $r = .18$ ).

En un estudio posterior de Salessi et al. (2021) realizaron un trabajo para establecer baremos en Argentina y Brasil donde realizaron la adaptación, la muestra obtenida fue de 2608 trabajadores de ambos países (Argentina = 1281 y Brasil = 1327), la recolección de datos fue realizada entre el 2018 y 2019 mediante un muestreo por conveniencia no probabilístico. Se establecieron y compararon la medición de medias (Brasil:  $M = 3.86$ ,  $SD = .91$ ; Argentina:  $M = 3.52$ ;  $SD = .90$ ) y percentiles, puntuaciones estandarizadas Z y derivadas T para ambas muestras. Donde no llegaron a encontrar diferencias significativas entre las variables sociodemográficas, por lo cual sólo establecieron baremos generales por país, donde establecieron datos normativos con los puntajes para Argentina (satisfacción laboral baja de 7 - 24; satisfacción laboral moderada de 25 - 28; satisfacción laboral alta de 29 - 35) y Brasil (satisfacción laboral baja de 7 - 28; satisfacción laboral moderada de 27 - 30; satisfacción laboral alta de 31 - 35).

El objetivo de este artículo es evaluar las características psicométricas de la escala de satisfacción laboral genérica en colaboradores de una empresa transnacional de *call center* y como objetivos específicos se han planteado los siguientes: 1. evidenciar la validez de contenido y de constructo de la escala; 2. evaluar la confiabilidad de la prueba; 3. establecer datos normativos peruanos de la escala en base a la muestra aplicada.

## Metodología

El presente trabajo se enmarca en un enfoque cuantitativo descriptivo, que tiene como objetivo detallar las características de la variable a medir en un contexto específico (Hernández & Mendoza, 2018). Además, se utiliza un diseño instrumental que permite analizar las propiedades psicométricas de una prueba psicológica ampliamente utilizada (Ato et al., 2013) y no experimental, de naturaleza prospectiva y de corte transversal, lo que permite capturar datos, sin alterar la variable estudiada, en un único punto en el tiempo (Hernández & Mendoza, 2018).

Es de uso de evaluación psicométrica, ya que implica la adaptación de una prueba ya creada con anterioridad con características psicométricas ya empleadas, sin embargo, se realiza la medición nuevamente de estas y estableciendo nuevas normas para interpretar estos resultados obtenidos a otro grupo poblacional (Alarcón, 2008).

La población se define como todos los trabajadores de la empresa de *call center*, siendo una población finita con un tamaño de 345 personas. La técnica de muestreo es probabilística y aleatoria simple (Huayanay, 2018).

Para tener referencia de cuánto sería la medición mínima representativa del tamaño de la muestra, se realizó la evaluación de una fórmula para poblaciones finitas, donde se necesita una muestra mínima de 182 colaboradores de la empresa para que esta sea representativa de la población.

Sin embargo, se optó por tomar una muestra de 300 colaboradores, debido a las técnicas estadísticas que se estarán realizando por el uso del AFE y AFC, ya que es un tamaño aceptable para obtener resultados confiables por la naturaleza de estos (Frost et al., 2007; Lloret-Segura et al., 2014).

La muestra, en cuanto al sexo, está caracterizada por 201 mujeres (67%) y 99 hombres (33%); con respecto a su grupo de trabajo 239 son personal operario

como ejecutivos o asesores (80%), 39 son personal administrativo (13%) y 22 son supervisores o coordinadores (87%); en función a la antigüedad, 183 son personas que se encuentran trabajando entre 1 mes a 1 año en la empresa (63%), 111 son colaboradores que cuentan con más de un año en la compañía (37%); en cuanto a la edad, 132 tienen igual o menos de 32 años (53%) y 142 son mayores de 32 años (47%).

## Instrumentos

La prueba escogida para medir la variable fue la escala de satisfacción laboral genérica de los autores Scott MacDonald y Peter MacIntyre (1997), adaptada para población hispanohablante por Solana Salessi y Alicia Omar (2016), el cual consta de 7 ítems correspondiente a medir la variable de forma unidimensional. Esta escala es de tipo Likert con 5 alternativas de respuestas de *totalmente de acuerdo* a *totalmente en desacuerdo* y tiene 3 grupos de clasificación: satisfacción laboral alta, satisfacción laboral moderada y satisfacción laboral baja.

El test que se utilizó para realizar la validez convergente fue el Utrecht Work Engagement Scale –versión ultra reducida (UWES-3)–, la cual sería la versión ultra reducida de la UWES-9 validada en 5 países por Schaufeli et al. (2017), y recientemente validada en trabajadores peruanos (Calderón-De La Cruz et al. (2022). El instrumento está compuesto por 3 ítems de componentes: vigor, dedicación y absorción. Sus opciones de respuestas se encuentran escaladas por orden de 0 a 6 (*nunca/ninguna vez* a *siempre/diariamente*). Los autores demostraron la validez de contenido en función a su estructura interna y validez divergente con el Maslach Burnout Inventory - General Survey, obteniendo cargas factoriales altas mayores a .650 y obtuvo correlaciones negativas significativas con la escala mencionada. Presentó un alto grado de confiabilidad en un intervalo de confianza al 95% con los valores para el coeficiente  $\omega$  entre .730 y .881 y el  $\alpha$  entre .731 y .881, cuya diferencia fue inconsecuente, indicando que es una escala replicable y óptima a pesar de contar sólo con 3 ítems en comparación con la escala original.

## Procedimiento

Primero se realizó la revisión de la literatura en función a la variable e instrumento a utilizar, Posteriormente, se procedió a la validación de la escala mediante el uso del juicio de expertos. Este proceso consistió en evaluar los ítems de la escala en función de su representatividad y adecuación al constructo en estudio, donde se calculó el V de Aiken para considerar los cambios que se darán en caso de que los ítems no sean representativos.

Posteriormente, se solicitaron los permisos de evaluación al jefe de recursos humanos, requiriendo su aprobación para iniciar las coordinaciones correspondientes. En el momento de la evaluación, alrededor del 40% de colaboradores trabajó de forma remota y el otro 60% presencial. Se coordinaron sesiones con los colaboradores que trabajaban remotamente, donde se programaron sesiones por la plataforma Microsoft Teams en videollamadas grupales para explicar el consentimiento informado y recalando principalmente que la evaluación es anónima y la participación es voluntaria. Tanto el consentimiento informado, la ficha sociodemográfica y los instrumentos de evaluación fueron anexados en un enlace en el programa Microsoft Forms para que puedan leer y aceptar el consentimiento. En el caso de las personas que trabajan presencialmente, se coordinaron sesiones de 15 minutos con sus supervisores para explicar y resolver el cuestionario, a ellos se les presentó las fichas de evaluación y consentimiento impresos para su revisión, llenado y firma en señal de conformidad.

## Análisis de datos

Los puntajes obtenidos se exportaron al aplicativo Excel 365, al igual que al programa estadístico SPSS 26 para el procesamiento del análisis psicométrico y creación de gráficos, además de utilizar la extensión AMOS SPSS y Jamovi 2.2.5 para la obtención de datos en la aplicación del AFC.

Para medir la validez de contenido se utilizó la técnica por jueces expertos, se solicitó la evaluación

de la representatividad de los ítems a 5 expertos, un jefe de recursos humanos, un psicometrista, un psicólogo organizacional, un especialista en metodología de la investigación y un supervisor de operaciones de *call center*. Primero, se les presentó un formato donde estaban las definiciones conceptuales y las dimensiones propuestas por la autora para que pueda valorar cada ítem en un archivo Excel entre una escala tipo Likert de 5 alternativas de respuestas, desde 5 *muy representativo* a 1 *no representativo*, los puntajes obtenidos se procesaron para obtener el coeficiente V de Aiken, esperando obtener el valor más cercano a 1 se pueda asumir como adecuado (Escrura, 1988).

Se obtuvo la validez de constructo con los puntajes obtenidos de la muestra, analizando el test de Mardia para identificar la distribución normal multivariada, donde Manly (2004) sugiere que un valor con el coeficiente de este test sea menos de 70, ya que indica una normalidad multivariante buena. Además, se realizó el análisis de asimetría y curtosis, donde se obtuvo un rango de -3 a +3 para la asimetría y -10 a +10 para la curtosis, lo cual indica mayor evidencia de normalidad de los datos (Kline, 2016). Después, se procedió por validar la estructura interna del test mediante el AFE con la técnica de análisis de máxima verosimilitud con rotación oblicua para determinar si la prueba tiene una estructura unidimensional o multidimensional, se tomó en cuenta el uso de las correlaciones policóricas para obtener mejores estimaciones de varianza en la medición por el uso de ítems ordinales (Ramos & Plata, 2015). Se empleó el estadístico de adecuación de Kaiser-Meyer Olkin (KMO) para evaluar la idoneidad de los datos con valores superiores a .05 indicando un uso adecuado (López & Gutierrez, 2019). La prueba de esfericidad de Barlett se aplicó para determinar la significancia de las correlaciones en la matriz (López-Aguado & Gutierrez-Provecho, 2019). El Índice de Homogeneidad Corregida (IHC) se utilizó para evaluar la relación entre los ítems y la validez de la medida total de la escala. Se excluyeron ítems con valores inferiores a .30, que podrían no estar correlacionados con la variable a medir (Kline, 1999). Para verificar

la distribución normal de la muestra, se aplicó la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Se consideró  $p > .05$  para no rechazar la hipótesis nula y confirmar que los datos siguen una distribución normal en la muestra (López-Aguado & Gutierrez-Provecho, 2019).

Así mismo, se considera que las comunalidades obtenidas sean mayores a .30 indicando que se relacionan entre sí y cargas factoriales mayores a .40 indican que es un valor significativo que muestra la relación entre la variable y el factor pertinente (Nunnally & Bernstein, 1995, citado por Olivas & Cipriani, 2022). Posteriormente, se optó por el uso del AFC mediante el uso del modelo de ecuación estructural (SEM), revisando los índices de bondad de ajuste de acuerdo a criterios recomendados con respecto a los ajustes incrementales (CFI  $\geq$  .95; GFI  $\geq$  .93; TLI o NNFI mayor a .90 es bueno y mayor a .95 es óptimo) y absolutos (SRMR  $<$  .08; RMSEA  $<$  .08,  $\chi^2$  si es estadísticamente significativo  $p <$  .05 el modelo es pobre en comparación a la muestra, en caso sea mayor o igual a  $p \geq$  .05 el modelo se ajusta adecuadamente a la muestra) (Álvarez-Vaz & Vernazza, 2013; Jordan, 2021; Salgado, 2009).

Además, se determinó la validez convergente mediante la aplicación de la escala ultra reducida de *engagement* UWES-3 (Schaufeli et al., 2017), también se consideraron los criterios de la confiabilidad compuesta (CR  $>$  .70) y varianza media extraída (AVE  $>$  .50) para indicar mayor evidencia de esta validez (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2020).

La confiabilidad se midió a través del coeficiente alfa de Cronbach y omega de McDonald para identificar la consistencia interna del test, la confiabilidad mínima para el alfa debe ser mayor a .70 para ser considerada aceptable (Tavakol & Dennick, 2011) y para el omega mínimo debe ser .70 para investigaciones sociales y conductuales, y mayor a .80 cuando se realizan investigaciones de mayor rigor (Zinbarg et al., 2005).

Finalmente, se identificó la invarianza factorial por dos grupos de edad de menor o igual a 32 y mayor a 32 años, considerando criterios óptimos ( $\Delta$ CFI  $\leq$  .001 y  $\Delta$ RMSEA  $\leq$  .015) para la diferencia entre los modelos de invarianza configural, métrica, escalar y residual (Cheung & Rensvold, 2002). Posterior a ello, se establecieron los puntos de corte y se utilizó el coeficiente  $K^2$  de Livingston para obtener la confiabilidad de los puntos de corte establecidos en la muestra, donde un valor mayor a .40 se considera un adecuado punto de corte adecuado (Livingston, 2005).

## Resultados

Para obtener las evidencias de validez de estructura interna, se obtuvo un promedio de la V de Aiken, cuyos 7 ítems calificados por los jueces fue de .95, demostrando una adecuada validez de contenido.

Se obtuvieron rangos de respuesta por ítem que se encuentran entre el 3% al 43%. El coeficiente del test de Mardia es de 13.424 siendo menor a 70, así como el rango de asimetría se encuentra dentro lo esperado entre -3 a +3 y la curtosis entre -10 a +10 indicando que los ítems y la escala presentan evidencias de una distribución normal multivariada adecuados (ver Tabla 1).

En las correlaciones policóricas, se obtuvieron valores de la matriz entre .359 y .727 (ver Tabla 2), además, se calculó su determinante siendo bajo (.01) no estando las variables altamente correlacionadas y KMO (.875) mostrando que no hay inconvenientes con la multicolinealidad y la prueba de esfericidad de Barlett es menor a .001, por lo tanto, significativa ( $p = .00$ ) indicando que no es una matriz identidad. Por lo cual, existen correlaciones adecuadas entre los ítems ordinales para aplicar el uso de análisis factorial.

Con respecto a las evidencias de constructo realizadas por el AFE, se obtuvo cargas factoriales positivas y significativas en el factor extraído con valores entre .54 y .94. Las comunalidades  $h^2$  son

mayores a .30, sólo el ítem 2 difiere levemente con un puntaje de .30, dejando evidencia que la mayor parte de la varianza de la variable puede ser explicada por el factor extraído. El primer factor tiene un autovalor que supere el valor de 1 (3.820), siendo significativamente mayor que los otros factores,

explicando el 54.57% de la varianza del test. Se puede observar que solo se ha extraído un factor y la solución no se puede rotar, por lo que no hay una matriz de rotación. Con respecto al IHC son mayores a .30 en todos los ítems, por lo cual se conservan para obtener la mejor consistencia interna (ver Tabla 3).

**Tabla 1**  
*Estadísticos descriptivos de cada ítem y variable general*

Ítems	% de respuestas					<i>M</i>	<i>SD</i>	Asimetría	Curtosis
	1	2	3	4	5				
I1	3	6	16	36	38	4.00	1.03	-1.00	.53
I2	2	7	22	39	30	3.87	.99	-.70	.04
I3	3	15	32	30	20	3.48	1.07	-.24	-.65
I4	2	4	17	42	35	4.06	.91	-.96	.95
I5	7	11	26	38	18	3.47	1.13	-.57	-.31
I6	6	9	29	34	22	3.59	1.10	-.57	-.19
I7	4	3	24	38	31	3.90	1.00	-.88	.69
ESCALA SLG						3.77	1.03	-.82	.73

*Nota:* *M* = media; *SD* = desviación estándar; SLG = satisfacción laboral genérica.

**Tabla 2**  
*Correlaciones policóricas*

	I1	I2	I3	I4	I5	I6	I7
I1	1	.48	.36	.50	.53	.44	.53
I2	.48	1	.36	.47	.48	.46	.40
I3	.36	.36	1	.37	.53	.41	.57
I4	.50	.47	.37	1	.60	.56	.50
I5	.53	.48	.53	.60	1	.73	.72
I6	.44	.46	.41	.56	.73	1	.72
I7	.53	.40	.57	.50	.72	.72	1

*Nota:* I = ítems.



**Tabla 3**  
*Evidencias de validez de constructo*

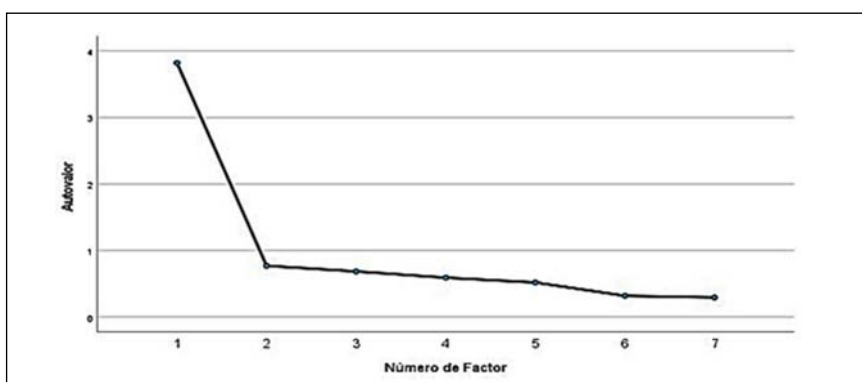
Ítems	Cargas factoriales	$h^2$
I1	.61	.35
I2	.54	.3
I3	.61	.32
I4	.58	.41
I5	.94	.70
I6	.85	.60
I7	.81	.65
Autovalor	3.82	
% varianza explicada	54.57	

Nota:  $h^2$  = comunalidad.

Como se aprecia en el gráfico de sedimentación (ver Figura 1), se observa un punto de inflexión pronunciado en el primer componente, mostrando una tendencia de línea recta en los componentes

restantes. Siendo esta muestra que explica una proporción de variabilidad no significativa, mostrando evidencia de unidimensionalidad del test.

**Figura 1**  
*Gráfico de sedimentación*



Para el AFC se realizaron los análisis para obtener los índices de bondad de ajuste de la escala sin error de covarianza correlacionado (Modelo A) y otro con error correlacionado (Modelo B) como se aprecia en la Tabla 4. Se realizaron los ajustes en base a los

índices de modificación en el modelo B, ya que el modelo original se ajustaba adecuadamente de manera general en los índices de ajuste y comparativos, pero en el RMSEA no se ajustaba adecuadamente siendo mayor a .08.

**Tabla 4**  
Índices de bondad de ajuste de ambos modelos

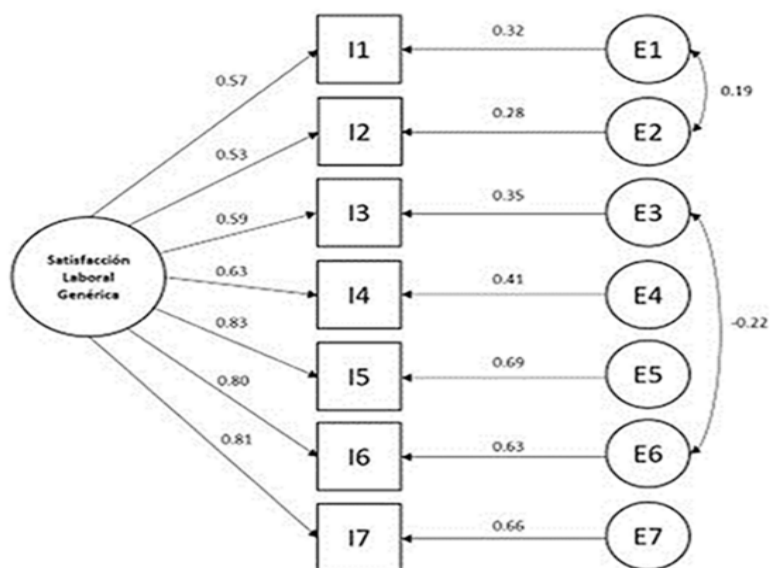
Índice	Modelo A	Modelo B
	(Sin error de covarianza correlacionado)	(Con error de covarianza correlacionado)
$\chi^2$ Sig.	0	.08
$\chi^2$	45.452	26.836
CMIN/DF	3.247	2.236
GFI	.960	.976
RMSEA	.087	.064
SRMR	.036	.028
TLI o NNFI	.943	.969
CFI	.962	.982

*Nota:* CMIN/DF = discrepancia mínima entre grados de libertad; GFI = índice de bondad de ajuste; RMSEA = error de aproximación; CFI = índice comparativo de ajuste; TLI o NNFI = índice de Tucker-Lewis o índice de ajuste no formado; SRMR = raíz cuadrada media residual estandarizada.

En el nuevo modelo, se observó que el  $\chi^2$  disminuyó y se considera como significativo. Además, los grados de discrepancia y RMSEA (.06) se

ajustaron óptimamente. Se muestra en el modelo B los índices de bondad de ajuste optimizados (ver Figura 2).

**Figura 2**  
Modelo propuesto con errores de covarianza correlacionados



*Nota:* I = ítem; E = error de medida.

Para la validez convergente se utilizó la prueba de normalidad de Kolmogorov-Smirnov con la corrección de significación de Liliefors para el análisis bivariado entre las escalas de *engagement* y satisfacción laboral, encontrando una significancia menor a .05, lo que indica una distribución no normal entre estas, por lo cual, justificó el uso de la rho de Spearman, del cual se obtuvo una relación directa y moderada ( $p < .01$ ;  $\rho = .498$ ) entre ambas escalas. Además, se obtuvo la confiabilidad compuesta (CR = .88) logrando valores mayores a .70, obteniendo una adecuada consistencia interna y la varianza media extraída (AVE = .52) mayor a .50 contando con mayor evidencia de validez convergente.

Se realizó un AFC multigrupo por edad para estimar la invarianza factorial de la escala (ver Tabla 5), poniendo a prueba la invarianza configuracional (M1), la cual indica que la escala tiene una estructura

unifactorial en los grupos a prueba y permite que las cargas factoriales, interceptos y varianzas de error se puedan estimar obteniendo índices adecuados (CFI = .97; RMSEA = .07), posteriormente, se estimó la invarianza métrica (M2) donde se restringieron las cargas factoriales para mostrar equidad entre los grupos, comparándolo con M1 ha demostrado índices adecuados ( $\Delta\text{CFI} = -.005$ ;  $\Delta\text{RMSEA} = -.003$ ), después se estimó la invarianza escalar (M3) adicionando la restricción de los interceptos, demostrando ajustes aceptables en comparación con el M2 ( $\Delta\text{CFI} = -.009$ ;  $\Delta\text{RMSEA} = .000$ ) y, finalmente, se evaluó la invarianza residual, incluyendo la supresión de las varianzas de error a las restricciones anteriores de los otros modelos, cuyos indicadores en comparación con el M3 fueron adecuados ( $\Delta\text{CFI} = -.017$ ;  $\Delta\text{RMSEA} = .002$ ). Por lo cual, no existe evidencias suficientes que indiquen diferencias significativas en los grupos de edad.

**Tabla 5**  
*Invarianza factorial*

Agrupado por edad	N	$\chi^2$	gl	Modelos	$\Delta\chi^2$	p(sig.)	CFI	$\Delta\text{CFI}$	RMSEA	$\Delta\text{RMSEA}$
$\leq 32$	158	31.8	28				.960		.102	
$> 32$	142	22.1	28				.972		.077	
Invarianza configural	300	53.54	24				.966		.064	
Invarianza métrica		63.62	30	M2 - M1	1.077	.121	.961	-.005	.061	-.003
Invarianza escalar		78.35	37	M3 - M2	14.733	.040	.952	-.009	.061	0
Invarianza residual		103.1	47	M4 - M3	24.75	.006	.935	-.017	.063	.002

Nota: N = participantes;  $\chi^2$  = chi cuadrado;  $\Delta$  = diferencia; p(sig.) = significancia.

Se realizó el análisis de consistencia interna evaluando los índices de homogeneidad corregida siendo todos los ítems entre .52 y .75, siendo mayores a .30, por lo cual se conservan para obtener la mejor consistencia interna. Además, los valores de alfa de Cronbach (.86) y omega de McDonald (.86) tienen una alta confiabilidad, por lo tanto, la escala tiene una alta consistencia interna.

Finalmente, se estableció un baremo general donde se realizaron 2 puntos de corte en función a la escala adaptada (bajo, moderado, alto) y se estableció el K2 de Livingston, Q1(rango 7 a 24) = 24 (K2 = .867), Q2 (rango 25 a 30) = 27 (K2 = .998), Q3(rango 31 a 35) = 30 (K2 = .993), teniendo puntos de corte altos y confiables.

## Discusión

En el presente estudio, se realizaron análisis de diversas propiedades psicométricas de la escala de satisfacción laboral, comenzando con la validez de contenido. Durante este análisis se pudo corroborar la representatividad de los ítems para medir la satisfacción en el trabajo. Aunque estudios anteriores como los de Salessi y Omar (2016) y Andrade et al. (2020) establecieron estrategias de equivalencia conceptual, operacional y de medición, fue necesario considerar que se utilizaron como referencia la escala original en inglés. Por lo tanto, en este estudio se optó por utilizar la escala ya traducida al español por Salessi y Omar (2016), omitiendo estos procedimientos. Lo cual no significa que no exista posibles diferencias de lenguaje por el contexto o costumbres locales en Perú y Argentina. Sin embargo, en el proceso validación no hubo sugerencias de cambios en la redacción de los ítems en el campo de observaciones por parte de los jueces expertos y preguntas de comprensión por parte de los participantes sobre los ítems expuestos en la aplicación de la prueba, lo que puede reforzar la premisa sugerida de los autores que se ha adaptado un instrumento apto para personas hispanohablantes.

En cuanto a la validez de constructo, se identificó satisfactoriamente la normalidad multivariada mediante el uso del test de Mardia y análisis de asimetría y curtosis con el fin de realizar el AFE y AFC, correspondientemente (Kline, 2016; Manly, 2004). En el AFE se estimó la extracción de factores mediante la máxima verosimilitud por cumplir la normalidad multivariada y con rotación oblicua Oblimin, debido a que se estima que, como en toda ciencia social, las variables suelen estar relacionadas entre sí (López-Aguado & Gutierrez-Provecho, 2019). Sin embargo, no se obtuvo una matriz de rotación, ya que sólo se extrajo un factor. En los antecedentes de adaptación de esta escala, se han encontrado valores similares a los resultados obtenidos en este artículo como la esfericidad de Barlett, siendo la significancia menor a .05 (Andrade et al. 2020;

Salessi & Omar, 2016), medidas de adecuación muestral similares y procedimientos óptimos encontrados entre lo encontrado por Salessi y Omar (2016) con un KMO igual a .89 y un poco más bajo en comparación con Andrade et al. (2020) teniendo un valor de .77. Parece que existen diferencias en la fuerza de la relación entre los ítems y el factor en las dos muestras obtenidas en la adaptación de Salessi y Omar (2016) entre .311 y .867 y las obtenidas en este estudio entre .54 y .94, así como en las comunalidades; sin embargo, se toma con precaución esta comparación, ya que los resultados de un análisis factorial pueden variar por diferentes contextos o grupos muestrales (Kline, 1999). Con respecto a la variabilidad total explicada, el 56.39% fue expresada en el artículo de Salessi y Omar (2016) y en este estudio el 54.57%, en ambos casos se confirmó la unidimensionalidad.

En el análisis confirmatorio, se tuvo que ajustar el modelo sin error correlacionado, ya que los índices de ajuste no cumplían los criterios óptimos (Álvarez-Vaz & Vernazza, 2013; Jordan, 2021; Salgado, 2009). Por lo que se realizó los cambios para obtener un nuevo modelo reespecificado, donde el  $\chi^2$  fue no significativo, de la misma forma que fue presentado por Salessi y Omar (2016); sin embargo, se estima otros índices de ajuste más pertinentes, ya que el  $\chi^2$  presenta sensibilidad al tamaño de la muestra (Jordan, 2021), al igual que el AGFI (Álvarez-Vaz & Vernazza, 2013). Entre ellos se muestran los índices comparativos de ajuste (CFI, TLI o NNFI), de proporción de varianza (GFI) y los basados en residuos (RMSEA, SRMR) se encuentran dentro de valores aceptables, entendiéndose que los datos obtenidos de la prueba se ajustan al modelo. Adicionalmente, se estimó la invarianza factorial de la variable sexo, en un corte de dos grupos entre menores y mayores de 32 años (53% / 47%), pero no hubo evidencias que demuestren alguna diferencia entre estos grupos según los criterios evaluados (Cheung & Rensvold, 2002), lo cual difiere de lo expuesto por algunos autores en muestras peruanas del sector minero (Villavicencio & Rubio, 2015),

indicando que hay una invarianza parcial al nivel residual. Sin embargo, presenta aciertos con el trabajo de Barreto (2013) donde no encontró diferencias entre la edad y la satisfacción laboral en una empresa textil en muestra peruana, además, en estudios internacionales en muestras argentinas y brasileñas (Salessi et al., 2021) no han encontrado diferencias significativas con ninguna variable sociodemográfica y la satisfacción laboral, por lo cual no habría indicios que justifiquen la nula relación entre estas variables.

Se puede apreciar que, en cuanto a la validez convergente, se obtuvo una correlación positiva y mediana con el *engagement* en esta muestra peruana (.50) y en comparación con el contexto argentino, Salessi y Omar (2016) obtuvieron índices más elevados con relaciones altas y positivas con la confianza organizacional (.84) y el compromiso organizacional (.81). Este resultado es observable con lo propuesto por Díaz (2021), ya que suele existir una alta relación del *engagement* y la satisfacción laboral, esto se puede deber a que los estudios psicométricos del UWES-3 todavía no han sido tan replicados con participantes hispanohablantes, por lo cual, entre ellas sólo se ha validado en Perú por Calderón-De La Cruz et al. (2022), por lo que todavía puede tener observaciones en cuanto a sus características psicométricas. Adicionalmente, se pudo considerar algunos estudios de validez adicionales como el CR (.88) y el AVE (.52) que fueron favorables para demostrar mayor evidencia de validez convergente (Fornell & Larcker, 1981; Hair et al., 2020).

Con respecto a los estudios de consistencia interna se han conservado todos los ítems de la escala, ya que han superado los valores de .03 y han aportado considerablemente en la confiabilidad de la prueba ( $\alpha = .87$  y  $\omega = .86$ ) demostrando una alta consistencia interna. (Tavakol & Dennick, 2011; Zinbarg, et al., 2005). Con respecto a la media obtenida en este estudio (Me = 3.80; De = 1.03), en comparación con los baremos regionales establecidos por Salessi et al. (2021) para población argentina (Me = 3.52; De = .90) y brasileña (Me = 3.86; De = .91), se puede observar

que la población brasileña en promedio se sienten más satisfechos con su trabajo que los argentinos o peruanos; sin embargo, hay que considerar que en este estudio se establecieron datos normativos de la escala en base a la muestra, por lo cual no se podrá generalizar a una población mayor por la representatividad, ya que fue extraída de una empresa, por lo que la generalización a la población laboral peruana no será posible con esta información y solo será limitada a la muestra estudiada. Además, no se establecieron baremos en grupos normativos como el sexo, el estado civil, la antigüedad en la empresa y el grupo de trabajo, ya que la distribución segmentada es considerablemente desproporcional; a excepción de la edad que ya se estableció que no hay diferencias entre los grupos mencionados. Por lo que se obtuvo un baremo general para esta muestra peruana de la empresa evaluada con puntos de cortes confiables (Livingston, 2005).

En el desarrollo original de la escala de satisfacción laboral genérica, la explicación de MacDonald & MacIntyre (1996) sobre la elección de sus referencias teóricas y el proceso de selección de ítems, demuestra una continuidad histórica de autores clásicos y sólidos en cuanto a las eras de estudio, cognitiva, conductual y disposicional, de las actitudes hacia el trabajo indicadas por Judge, et al. (2017). Sin embargo, si bien estos autores se centraron en el estudio de la satisfacción intrínseca, la recompensa y el reconocimiento, la ausencia de autores de la era afectiva puede considerarse un factor que debe ser observado y de ser necesario que necesite complementar la prueba con teorías de esta era para evaluar sus componentes afectivos, aspecto que si bien los autores no se han centrado en este enfoque intencionalmente, no quiere decir que el componente este ausente en la escala, ya que según el enfoque integral ha relacionado distintas enfoques de la satisfacción laboral. Donde se puede inferir la carga afectiva de estos es de la escala adaptada por Salessi y Omar (2016) y Andrade et al. (2021), ya que ellos ya han considerado conceptualmente este enfoque en el desarrollo de la adaptación y validación

de esta, como el ítem 2 con una carga afectiva-social como «Me siento a gusto con mis compañeros de trabajo» y afectivo-cognitiva en el ítem 4 «Me siento bien trabajando para esta empresa».

Se pueden considerar varios aspectos prácticos en cuanto a los aportes del estudio. Uno de ellos es la simplicidad del test, que lo hace fácil de aplicar y analizar, lo cual podría ahorrar recursos de tiempo a las organizaciones en la utilización de este tipo de pruebas. Además, la especificidad de estos test facilitaría el diagnóstico y proporcionaría más tiempo para planificar y ejecutar un plan de acción. Además, al ser una escala tan corta, se evitaría la posibilidad de que los colaboradores marquen aleatoriamente debido a la fatiga. En conjunto, estas características del test ofrecen beneficios prácticos significativos. Además, se destaca que esta escala de satisfacción laboral validada en una muestra peruana proporciona evidencia empírica sobre su validez de contenido y constructo. Este hallazgo es un paso adicional en la realización de estudios posteriores que buscan mejorar la calidad de la prueba. Contar con una herramienta validada específicamente para la población peruana permitirá a los investigadores y profesionales del área realizar análisis más precisos y confiables en el contexto laboral peruano. También brinda la oportunidad de comparar los resultados con investigaciones previas en otras poblaciones, lo que enriquecerá la comprensión de la satisfacción laboral a nivel internacional, por lo cual se proporciona una base sólida para futuras investigaciones y mejoras en la medición de la satisfacción laboral.

Algunas limitaciones del estudio consideradas han sido la forma de evaluación que se realizaron de los participantes, ya que en su mayoría se encontraban en gestión remota. Por lo cual, se pudo controlar mediante sesiones virtuales mientras se resolvía la prueba, sin embargo, esto puede afectar la homogeneidad de cómo percibieron la resolución del test las personas que trabajaron de forma presencial. Otra consideración es el tamaño de la población para establecer datos normativos, los proyectos que ponen

en prueba las características psicométricas de un test suelen ser de mayor tamaño en comparación con este trabajo; sin embargo, se utilizaron criterios aceptables según los estadísticos a utilizar para la correcta medición de los mismos (Lloret-Segura et al., 2014) y los baremos establecidos servirán en comparación sólo con la población evaluada. Por lo cual, sería beneficioso realizar análisis factoriales de AFE y AFC en muestras adicionales para evaluar la consistencia de los resultados y confirmar la validez de constructo en diferentes grupos de la población, ya que, si bien se encontraron diferencias en la fuerza de la relación entre los ítems y el factor en comparación con estudios anteriores, estos pueden variar en grupos muestrales distintos o contextos diferentes. Así mismo, considerar estudios posteriores con muestras más amplias y significativas en población peruana, considerando otros rubros y países de Latinoamérica para identificar el poder de discriminación y certeza de la medición de este instrumento, ya validado en población argentina (Salessi & Omar, 2016), brasileña (Andrade et al., 2021), y peruana actualmente, ya que este instrumento ha demostrado ser práctico por su simplicidad, corta extensión y su amplia capacidad psicométrica.

Por lo expuesto, se concluye que esta investigación ha cumplido con los objetivos establecidos, evidenciado estimadores adecuados de validez de contenido y de constructo; demostrando así una alta confiabilidad de la prueba y estableciendo datos normativos peruanos de la escala en base a la muestra aplicada.

### **Conflicto de intereses**

En la presente investigación no existe ningún conflicto de intereses de ninguna índole.

### **Confidencialidad de los datos**

La investigación es producto de una encuesta realizada previo consentimiento informado, la cual no contenía información personal.

## Derecho a la privacidad y consentimiento informado

Los autores declaran que en este reporte no aparecen datos de los participantes.

## Responsabilidad ética

La investigación cumple con los lineamientos propuestos en el Código de Ética y Deontología del psicólogo peruano en referencia a la investigación, instrumentos, confidencialidad y permisos. El estudio tiene fines netamente académicos explicados en el consentimiento informado a los participantes voluntarios y los permisos correspondientes de la escala donde fue aprobado por la autora que adaptó el instrumento y se cumplió con las condiciones de uso para la Escala de Engagement UWES publicado en la página web del autor Wilmar Schaufeli [www.wilmarschaufeli.nl](http://www.wilmarschaufeli.nl) para obtener escalas y manuales originales, donde se compartirá información sociodemográfica de los evaluados respetando su anonimato. Además este trabajo tuvo la aprobación del Comité de Ética de la Universidad Científica del Sur bajo constancia N° 163-CIEI-CIENTÍFICA-2022.

## Contribución de autoría

La concepción, diseño y desarrollo de toda la investigación, como búsqueda y selección de artículos, análisis y discusión fue realizado por el autor.

## Referencias

- Andrade, L., Omar, A., & Salessi, S. (2020). Escala de satisfacción laboral genérica: cualidades psicométricas de la versión portuguesa adaptada. *Avaliação Psicológica*, 19(4), 361-370. <https://dx.doi.org/10.15689/ap.2020.1904.15804.02>
- Alarcón, R. (2008). *Métodos y Diseños de Investigación del Comportamiento*. Editorial Universidad Ricardo Palma.
- Ato, J., López-García, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Álvarez-Vaz, R., & Vernazza, E. (2013). Aplicación de los modelos de ecuaciones estructurales para el estudio de la satisfacción estudiantil en los cursos superiores de FCCEEyA. *Udelar. FCEA-IESTA*. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.27735.37282>
- Barreto, M. (2013). Satisfacción laboral en una empresa textil peruana. *Revista Científica de Administración*, 1(1), 79-87.
- Boluarte, A., & Merino, C. (2015). Versión breve de la escala de satisfacción laboral: evaluación estructural y distribucional de sus puntajes. *Liberabit*, 21(2), 235-243.
- Calderón-De La Cruz, G. A., Merino, C., Reyes, I., & Luna, K. V. (2022). Validación en trabajadores peruanos de la versión ultra reducida del Utrecht Work Engagement. *Archivos de Prevención de Riesgos Laborales*, 25(1), 25-33. <https://doi.org/10.12961/aprl.2022.25.01.03>
- Campana, G., & Pérez, K. (2019). Sentido de pertenencia y satisfacción laboral en trabajadores de una empresa comercial de telecomunicaciones de Lima Metropolitana. *Revista Científica de Ciencias de la Salud*, 12(1), 77-84. <https://doi.org/10.17162/rccs.v12i1.1209>
- Castro, F. (2021). *La imagen corporativa y la satisfacción laboral. Estudio correlacional con trabajadores limeños* [Tesis de bachiller, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas]. Repositorio académico UPC. <http://hdl.handle.net/10757/621642>
- Cheung, G., & Rensvold, R. (2002).: Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_5](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- Chuco, V., Álvarez, J., Anderson, M., & Cuba, L. (2020). El trabajo remoto y el desempeño laboral en el marco del COVID-19. *Review of Global Management*, 6(1), 50-55. <https://revistas.upc.edu.pe/index.php/rgm/article/download/1489/1194/>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2020). *Sectores y empresas frente al COVID-19: Emergencia y reactivación* (Reporte N.º 4). Naciones Unidas. [https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/45734/4/S2000438\\_es.pdf](https://repositorio.cepal.org/bitstream/handle/11362/45734/4/S2000438_es.pdf)

- Díaz, D. (2021). *Efectos del engagement en el Perú* [Tesis de licenciatura, Universidad Señor de Sipán]. Repositorio institucional. <https://repositorio.uss.edu.pe/handle/20.500.12802/8763>
- Escurra, L. (1988) Cuantificación de la validez de contenido por criterio de jueces. *Revista de Psicología*, 6(1-2), 103-111. [https://www.researchgate.net/publication/270339510\\_Cuantificacion\\_de\\_la\\_validez\\_de\\_contenido\\_por\\_criterio\\_de\\_jueces](https://www.researchgate.net/publication/270339510_Cuantificacion_de_la_validez_de_contenido_por_criterio_de_jueces)
- Fornell, C., & Larcker, D. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Frost, M., Reeve, B., Liepa, A., Stauffer, J., & Hays, R. (2007). What Is Sufficient Evidence for the Reliability and Validity of Patient-Reported Outcome Measures? *Value in Health*, 10(2), 94-105. <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2007.00272.x>
- Hair, J., Howard, M., & Nitzl, C. (2020). Assessing Measurement Model Quality in PLS-SEM Using Confirmatory Composite Analysis. *Journal of Business Research*, 109(1), 101-110. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.11.069>
- Hernández, R., & Mendoza, C. (2018). *Metodología de la investigación. Las rutas cuantitativa, cualitativa y mixta*. Mc Graw Hill.
- Huayanay, L. (2018). Espacios Virtuales de Posgrado (EVP), EI2105. *Muestreo*. Consultado el 12 de abril de 2021. <https://www.posgradovirtualupch.pe/ep/mod/book/tool/print/index.php?id=3710>
- Jordan, M., (2021). Valor de corte de los índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psocial*, 7(1), 66-71. [http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S2422-619X2021000100066](http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S2422-619X2021000100066)
- Judge, T. A., & Kammeyer-Mueller, J. D. (2012). Job Attitudes. *Annual Review of Psychology*, 63(1), 341-367. <https://doi:10.1146/annurev-psych-120710-100511>
- Judge, T. A., Weiss, H. M., Kammeyer-Mueller, J. D., & Hulin, C. L. (2017) Job Attitudes, Job Satisfaction, and Job Affect: A Century of Continuity and of Change. *Journal of Applied Psychology*. 102(3), 356-374 <http://dx.doi.org/10.1037/apl0000181>
- Kline, P. (1999). *Handbook of Psychological Testing*. Routledge.
- Kline, R. (2016). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. The Guilford Press.
- Salgado, L. (2009). *Instrumentos de marketing aplicados a la compra de productos ecológicos: un caso de estudio entre Barcelona, España y La Paz, México* [Tesis de doctorado, Universidad de Barcelona]. Depósito digital. <http://hdl.handle.net/2445/35375>
- Livingston, H. (2005). Advantages of Item Response Theory Over Traditional Measures of Ability in Medical Education Assessment. *Medical Education*, 39(4), 443-451. <http://doi: 10.1111/j.1365-2929.2005.02117.x>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 3(30), 1151-1169. <http://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- López-Aguado, M., & Gutiérrez-Provecho, L. (2019). Cómo realizar e interpretar un análisis factorial exploratorio utilizando SPSS. *REIRE Revista d'Innovació i Recerca en Educació*, 12(2), 1-14. <http://doi.org/10.1344/reire2019.12.227057>
- MacDonald, S., & MacIntyre, P. (1997). The Generic Job Satisfaction Scale: Scale Development and its Correlates. *Employee Assistance Quarterly*, 13(2), 1-16. [https://doi.org/10.1300/J022v13n02\\_01](https://doi.org/10.1300/J022v13n02_01)
- Manly, J. (2004). *Multivariate Statistical Methods: A Primer* (4<sup>th</sup> ed.). Chapman & Hall/CRC.
- Olivas, L., & Cipriani, C. (2022). Escala de timidez revisada (ETR-13): propiedades psicométricas en adolescentes peruanos. *Liberabit*, 28(1), 1-16.
- Palma, S. (2005). *Escala de Satisfacción Laboral (SL-SPC)*. Editora y Comercializadora Cartolán.
- Pérez, P. (2011). *Satisfacción Laboral: Una revisión actual de la aplicación del concepto de Satisfacción Laboral y su Evaluación - Hacia un modelo integrador*. Universidad Abierta Interamericana.
- Portales, C., Araiza, Z., & Velarde, E. (2012). La satisfacción laboral y la rotación de personal en una mediana empresa del sector transportista. *Retos de las Ciencias*



- Administrativas desde las Economías Emergentes: Evolución de Sociedades*, 601-683. [http://acacia.org.mx/busqueda/pdf/15\\_Pf601\\_Satisfacci\\_\\_n\\_Laboral\\_y\\_Rotaci\\_\\_n\\_de\\_Personal.pdf](http://acacia.org.mx/busqueda/pdf/15_Pf601_Satisfacci__n_Laboral_y_Rotaci__n_de_Personal.pdf)
- Ramos, M., & Plata, A. (2015). Correlación policórica en el análisis de factores con variables ordinales. *Matemática*, 13(1), 37-42. <http://www.revistas.espol.edu.ec/index.php/matematica/article/view/487>
- Robbins, S., & Judge, T. (2009). *Comportamiento Organizacional* (13.ª ed.). Pearson Educación.
- Salessi, S., & Omar, A. (2016). Satisfacción Laboral Genérica. Propiedades psicométricas de una escala para medirla. *Alternativas en Psicología*, 93-108. <http://alternativas.me/attachments/article/116/8%20-%20Satisfacci%C3%B3n%20Laboral%20Gen%C3%A9rica.pdf>
- Salessi, S., De Andrade, A. L., & Omar, A. (2020). Factorial Invariance of the Generic Job Satisfaction Scale in Argentina and Brazil. *Avances en Psicología Latinoamericana*, 38(2), 1-14. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/apl/a.7477>
- Salessi, S., Omar, A., & De Andrade, A. (2021). Escala de Satisfacción Laboral Genérica: Baremos regionales para Argentina y Brasil. *Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 13(2), 1-12. <http://portal.amelica.org/ameli/jatsRepo/483/4832571007/index.html>
- Schaufeli, W., Shimazu, A., Hakanen, J., Salanova, M., & De Witte, H. (2017). An Ultra-Short Measure for Work Engagement: The UWES-3 Validation Across Five Countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(4). <http://doi.org/10.1027/1015-5759/a000430>
- Villavicencio, M., & Rubio, S. (2015). Satisfacción laboral en una empresa minera peruana. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 31(1), 35-41.
- Zinbarg, R., Revelle, W., Yovel, I., & Li, W. (2005). Cronbach's  $\alpha$ , Revelle's  $\beta$ , and McDonald's  $\omega$ : Their Relations with Each Other and Two Alternative Conceptualizations of Reliability. *Psychometrika*, 70(1), 123-133. <http://doi.org/10.1007/s11336-003-0974-7>
- 

Luis Fabrizio Grados Lozano

Universidad Científica del Sur, Perú.

Bachiller en psicología con experiencia en el campo educativo y organizacional, con interés en la evaluación psicométrica y la investigación.

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4395-4544>

Autor corresponsal: [fabriziogl@outlook.com](mailto:fabriziogl@outlook.com)