



# Revista Latinoamericana de Psicología

<http://revistalatinoamericanadepsicologia.konradlorenz.edu.co/>



ORIGINAL

## Compromiso laboral: nueva escala para su medición

Francisco Prieto-Díez <sup>a,c</sup>, Álvaro Postigo <sup>a,\*</sup>, Marcelino Cuesta <sup>a</sup>, José Muñoz <sup>b</sup>

<sup>a</sup> Universidad de Oviedo, Departamento de Psicología, Asturias, España

<sup>b</sup> Universidad Nebrija, Madrid, España

<sup>c</sup> Tecnalía, Centro de Investigación y Desarrollo Tecnológico, España

Recibido el 22 de enero de 2021; aceptado el 2 de agosto de 2021

### PALABRAS CLAVE

Compromiso laboral, evaluación, rendimiento laboral, propiedades psicométricas

**Resumen** **Introducción.** Uno de los factores más determinantes del rendimiento laboral es el grado de compromiso de las personas con las actividades que realizan. El objetivo de esta investigación es el desarrollo y análisis psicométrico de una nueva escala para la evaluación del compromiso laboral. **Método.** Se empleó una muestra de 599 trabajadores en activo, el 51% clasificados como emprendedores. El 53% fueron hombres y la media de edad fue de 44.41 años ( $DT = 8.78$ ). **Resultados.** La nueva escala desarrollada consta de 10 ítems y muestra una estructura esencialmente unidimensional. La fiabilidad fue excelente ( $\alpha = .92$ ;  $\omega = .92$ ), y se obtuvieron evidencias de validez en relación con el Clima Organizacional ( $r = .540$ ), Personalidad Emprendedora ( $r = .701$ ), Felicidad ( $r = .674$ ), Reparación Emocional ( $r = .470$ ), y Estabilidad Emocional ( $r = .440$ ). **Conclusión.** La escala desarrollada para la evaluación del compromiso laboral muestra unas buenas propiedades psicométricas, constituyendo una herramienta muy adecuada para su utilización tanto en investigación como en contextos profesionales aplicados.

© 2021 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

### Work Engagement: New scale for its measurement

### KEYWORDS

Work engagement, assessment, work performance, psychometric properties

**Abstract** **Introduction.** One of the most determining factors of work performance is the degree of engagement of people to the activities they carry out. The objective of this research is the development and psychometric analysis of a new scale for the evaluation of work engagement. **Method.** A sample of 599 active workers was used, 51% classified as entrepreneurs. 53% were men and the mean age was 44.41 years ( $SD = 8.78$ ). **Results.** The new scale consists of 10 items and shows an essentially one-dimensional structure. Reliability was excellent ( $\alpha = .92$ ;  $\omega = .92$ ), and evidence of validity was obtained in relation to Organizational Climate ( $r = .540$ ), Entrepreneurial Personality ( $r = .701$ ), Happiness ( $r = .674$ ), Emotional Repair ( $r = .470$ ), and Emotional Stability ( $r = .440$ ). **Conclusion.** The scale developed for the evaluation of work engagement shows good psychometric properties, constituting a very suitable tool for its use both in research and in applied professional contexts.

© 2021 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

\* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: [postigoalvaro@uniovi.es](mailto:postigoalvaro@uniovi.es)

<https://doi.org/10.14349/rlp.2021.v53.15>

0120-0534/© 2021 Fundación Universitaria Konrad Lorenz. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Debido a su gran importancia en la predicción del rendimiento laboral, el concepto de compromiso laboral (*work engagement*) ha adquirido gran relevancia en los últimos años (Knight et al., 2017; Lesener et al., 2020; Ruiz-Zorrilla et al., 2020; Soares & Mosquera, 2019). Los primeros intentos sobre el constructo se deben a Kahn (1990), que definió el compromiso personal como el aprovechamiento del yo de los miembros de la organización para sus roles laborales en relación con la dedicación física, cognitiva y emocional de los individuos en el trabajo. Schaufeli y colaboradores describen el compromiso laboral como un estado mental positivo, satisfactorio y relacionado con el trabajo que se caracteriza por vigor, dedicación y absorción (Schaufeli et al., 2002). El vigor se refiere a los altos niveles de energía y resiliencia mental en el trabajo, la voluntad de invertir esfuerzo y la persistencia ante las dificultades; la dedicación se refiere a estar fuertemente involucrado en el trabajo, experimentando un sentimiento de importancia, entusiasmo, inspiración, orgullo y desafío, y la absorción hace referencia a estar plenamente concentrado y felizmente absorbido en el trabajo (Schaufeli et al., 2002).

En línea con este enfoque, la mayoría de los investigadores consideran el compromiso laboral como la implicación y participación efectiva de las personas en el trabajo que genera un afecto positivo asociado al trabajo y al entorno laboral (Barriá-González et al., 2021; Castellano et al., 2019; Maslach et al., 2001; Rothbard & Patil, 2012; Salanova & Llorens, 2008; Schaufeli et al., 2002; Vesga-Rodríguez et al., 2020). Los conceptos compromiso de los empleados (*employee engagement*) y compromiso laboral (*work engagement*) han sido utilizados habitualmente como equivalentes (Guest, 2014), sin embargo, *work engagement* se refiere a la relación del empleado con su trabajo a nivel individual y *employee engagement* alude a la relación del empleado con su organización (Salanova et al., 2005; Tisu et al., 2020).

El compromiso es un factor importante en la gestión de las organizaciones por su influencia en el grado de eficacia, la capacidad de innovación y competitividad de las mismas; además, se vincula con niveles más altos de desempeño tanto a nivel individual como de organización (Barriá-González et al., 2021; Halbesleben, 2010; Lesener et al., 2020; Martínez et al., 2020; Postigo et al., 2021a, 2021b). Los empleados comprometidos con la organización son proactivos, promueven innovación e invierten esfuerzos en mejorar los resultados de su organización (Harter et al., 2002; Ruiz-Zorrilla et al., 2020); disfrutan con los logros de su trabajo (Gorgievski et al., 2010; Spontón et al., 2019), por lo que se ha investigado la relación entre compromiso laboral y felicidad en el trabajo (Fisher, 2010). Por otro lado, tanto los recursos laborales como los personales se muestran como predictores del compromiso laboral, tanto en trabajadores por cuenta ajena como en emprendedores (Bakker et al., 2011; Bakker & Oerlemans, 2019; Laguna et al., 2017; Martínez et al., 2020; Postigo et al., 2021c). Saks (2019) sugiere que es muy probable provocar un alto compromiso laboral al facilitar a los empleados oportunidades para poner en práctica diversas habilidades en un trabajo interesante y desafiante. Asimismo, los empleados que son autoeficaces, optimistas y se creen importantes para la organización tienen más probabilidades de experimentar altos niveles de compromiso laboral (Lisbona et al., 2018).

Aunque el significado del constructo parece claro, una revisión de la literatura muestra que no cuenta con una definición única ni una conceptualización uniforme, ofreciendo distintas aproximaciones que sugieren una diferenciación entre compromiso como rasgo, estado psicológico y comportamiento. Es complejo delimitar el alcance del compromiso laboral ya que cada estudio lo explora en un contexto diferente por lo que no hay un consenso firme respecto a su medición. Se han desarrollado distintos instrumentos de medida para evaluar el compromiso laboral. Schaufeli et al. (2002) han propuesto la *Utrecht Work Engagement Scale*, que consta de tres dimensiones: vigor, dedicación y absorción. La versión española muestra una fiabilidad adecuada para las tres dimensiones, si bien no ofrece una puntuación global de compromiso laboral (Salanova et al., 2000). Otro conocido instrumento de medida es el Inventario de Burnout de Maslach (MBI; Maslach et al., 1996), en el que las puntuaciones opuestas serían indicativas de compromiso laboral (Maslach et al., 2001), si bien algunos autores los consideran conceptos distintos que han de evaluarse de forma independiente (Salanova et al., 2000). Mañas-Rodríguez et al. (2016) validan la versión española de la *ISA Engagement Scale* de Soane et al. (2012) en una muestra de empleados del sector público. La escala evalúa tres dimensiones del compromiso: intelectual, emocional y un componente social que valora ciertos aspectos compartidos por los miembros de una misma organización.

Dentro de este contexto, el objetivo central de la presente investigación es el desarrollo de una nueva escala, ESCOLA, que evalúe de manera fiable y válida el compromiso laboral en trabajadores de habla hispana. A diferencia de otros instrumentos de medida, el cuestionario se adapta tanto al contexto laboral de los empleados por cuenta ajena como al ámbito profesional de los emprendedores y trabajadores que desempeñan su actividad por cuenta propia; analizando su relación con el trabajo y la tarea a nivel individual.

El nuevo instrumento persigue evaluar el compromiso laboral de forma unidimensional y como un estado psicológico relativamente estable. De esta manera, se evaluará el estado de compromiso con la actividad laboral a través de la emoción positiva sobre el propio desempeño, la actitud y voluntad de invertir esfuerzo en la consecución de la tarea y la implicación individual en la actividad laboral; conceptualizándolo como la inversión del individuo en el rol laboral. Erickson (2005) argumenta que la participación en la tarea es fundamental en el compromiso como estado psicológico, donde el referente del compromiso es el trabajo más que la organización. El alto nivel de energía, responsabilidad, entusiasmo y la conexión efectiva con el trabajo que se asocia al compromiso laboral, pone de relieve el interés que puede representar para las organizaciones el evaluar y analizar su presencia con diversos fines. Para la construcción y desarrollo del nuevo instrumento se utilizará la tecnología psicométrica de última generación, tanto dentro del marco de la Teoría Clásica como de los modelos de la Teoría de Respuesta a los Ítems (TRI; AERA, APA, NCME, 2014; Irwing, 2018; Lane et al., 2016; Muñiz, 2018; Muñiz y Fonseca-Pedrero, 2019).

## Método

### Participantes

La muestra estaba formada inicialmente por 671 participantes de habla hispana, siendo eliminado un 7% por haber contestado de manera poco rigurosa según refleja la escala de control atencional utilizada. También se eliminaron las personas desempleadas (3%). La muestra final estuvo formada por 599 participantes, 76% españoles y 24% pertenecientes a otros países de habla hispana —Guatemala (6.5%), Colombia (5.5%), Argentina (4%), y Ecuador (3.3%), entre otros—. La media de las edades fue de 44.41 años ( $DT = 8.78$ ) con un rango entre 22 y 71 años; 53% hombres. 51% de la muestra trabaja por cuenta propia (emprendedores) y 74% dispone de una titulación universitaria. La muestra procede fundamentalmente de empresas privadas, a diferencia de otros estudios con muestra mayoritaria de empleados del sector público.

### Instrumentos

**Escala de Compromiso Laboral (ESCOLA).** Para el desarrollo del nuevo instrumento (ESCOLA) se siguieron los criterios establecidos por la Federación Europea de Asociaciones de Psicólogos (EFPA) para la evaluación de los tests (Evers et al., 2013) y los Estándares para la Evaluación Educativa y Psicológica (APA, AERA, NCME, 2014), así como las recomendaciones proporcionadas por la literatura psicométrica actual (Lane et al., 2016; Moreno et al., 2018; Muñiz & Fonseca-Pedrero, 2019). ESCOLA es un cuestionario compuesto por 10 ítems que evalúa y analiza el compromiso con la actividad laboral a través de la emoción positiva sobre el propio desempeño y de la implicación individual en la actividad laboral.

Inicialmente, un grupo de tres psicómetras junto con dos expertos en compromiso laboral desarrollaron un banco de 25 ítems tipo Likert, asegurándose de cubrir todos los aspectos incluidos en la definición de compromiso laboral (Sireci & Faulkner-Bond, 2014). Estos fueron redactados de forma directa para evitar la introducción de sesgos de respuesta (Vigil-Colet et al., 2020). El conjunto de 25 ítems se sometió a un juicio en el que siete expertos en Psicometría tenían que valorar dos aspectos en una escala de cero a diez: (a) grado de claridad de la formulación de los ítems para la población general, y (b) grado en el que consideraban que el ítem es relevante para evaluar la dimensión propuesta. En función de las respuestas de los expertos se reformuló la redacción de nueve ítems y se eliminaron 11 por redundancia en su contenido o falta de ajuste en la dimensión a evaluar. Con los 14 ítems retenidos se llevó a cabo un estudio piloto sobre la muestra total, eliminando dos ítems que mostraban índices de discriminación por debajo de .30 (Muñiz & Fonseca-Pedrero, 2019). De esta manera, se obtuvo un primer cuestionario formado por 12 ítems tipo Likert, con cinco categorías de respuesta, de uno (*completamente en desacuerdo*) a cinco (*completamente de acuerdo*).

**Batería de evaluación de la personalidad emprendedora (BEPE; Cuesta et al., 2018).** El BEPE es un cuestionario de 80 ítems que evalúa ocho dimensiones de Personalidad Emprendedora: Autoeficacia, Autonomía, Innovación, Locus

de Control Interno, Motivación de Logro, Optimismo, Tolerancia al Estrés, y Toma de Riesgos (Cuesta et al., 2018). Los ítems están en una escala Likert de uno (*totalmente en desacuerdo*) a cinco (*totalmente de acuerdo*). En el presente estudio, los coeficientes de fiabilidad ( $\alpha$  y  $\omega$  respectivamente) fueron los siguientes: Personalidad Emprendedora: .97 y .98; Autoeficacia: .91 y .91; Autonomía: .83 y .84; Innovación: .92 y .92; Locus de Control Interno: .88 y .88; Motivación de Logro: .90 y .90; Optimismo: .92 y .92; Tolerancia al Estrés: .85 y .85; y Toma de Riesgos: .90 y .91.

**Short Organizational Climate Scale (CLIOR-S; Peña-Suárez et al., 2013).** CLIOR-S es un instrumento compuesto por 15 ítems que evalúan el clima organizacional. Los ítems están en escala Likert de uno (*totalmente en desacuerdo*) a cinco (*totalmente de acuerdo*). El instrumento presenta un coeficiente de fiabilidad de .94 y una correlación de .86 con la versión larga del instrumento (Peña-Suárez et al., 2013). La fiabilidad en el presente estudio fue excelente:  $\alpha = .94$  y  $\omega = .94$ .

**Overall Personality Assessment Scale (OPERAS; Vigil-Colet et al., 2013).** El OPERAS es un instrumento que evalúa cinco grandes rasgos de la personalidad según el modelo Big Five (Extraversión, Estabilidad Emocional, Responsabilidad, Amabilidad, y Apertura a la Experiencia) (Costa & McCrae, 1992). Consta de siete ítems por dimensión, en escala Likert de uno (*totalmente en desacuerdo*) a cinco (*totalmente de acuerdo*). En el presente estudio, los coeficientes de fiabilidad ( $\alpha$  y  $\omega$  respectivamente) fueron los siguientes: Extraversión: .80 y .81; Estabilidad Emocional: .76 y .77; Responsabilidad: .67 y .68; Amabilidad: .68 y .72; Apertura a la Experiencia: .70 y .73.

**Trait Meta-Mood Scale (TMMS-24; Fernández-Berrocal et al., 2004).** La Inteligencia Emocional fue evaluada con la versión española del *Trait Meta-Mood Scale* (TMMS-24; Fernández-Berrocal et al., 2004). Este cuestionario está compuesto por tres dimensiones: Atención (ocho ítems), evalúa la tendencia de las personas a observar y pensar sobre sus propios sentimientos y estados emocionales; Claridad (ocho ítems), evalúa el grado en que las personas entienden sus propios estados emocionales, y Reparación (ocho ítems), evalúa la percepción que uno tiene acerca de la regulación de sus propios sentimientos. Los ítems están en escala Likert de uno (*totalmente en desacuerdo*) a cinco (*totalmente de acuerdo*). La fiabilidad ( $\alpha$  y  $\omega$  respectivamente) en el presente estudio fue de .83 y .85 para Atención; .76 y .78 para Reparación, y .86 y .87 para Claridad.

**Escala de felicidad en el trabajo (Ramírez-García et al., 2019).** Desarrollada en España, esta escala está compuesta por 11 ítems que miden felicidad en el trabajo. Los ítems están en escala Likert de uno (*totalmente en desacuerdo*) a siete (*totalmente de acuerdo*). El instrumento cuenta con dos dimensiones: la primera se refiere a factores relacionados con el entorno laboral y la segunda incluye factores personales del trabajador. La fiabilidad en el presente estudio fue de  $\alpha = .91$  y  $\omega = .91$  para la primera dimensión y de  $\alpha = .79$  y  $\omega = .82$  para la segunda.

**Escala de control atencional.** Es una escala compuesta por diez ítems tipo Likert con cinco alternativas de respuesta. El objetivo de esta escala es la detección de participantes que contestan de forma poco rigurosa los cuestionarios. Los ítems son del tipo “En esta pregunta, seleccione la opción cuatro por favor”, y van intercalados

al azar entre los ítems de los diferentes instrumentos de medida. Se eliminan los participantes que contestan de forma errónea dos o más ítems.

## Procedimiento

El muestreo empleado fue no probabilístico en bola de nieve. La aplicación del cuestionario se realizó *online*, entre asociaciones de emprendedores y grupos de trabajadores por cuenta propia y por cuenta ajena. El cuestionario fue difundido a través de asociaciones y redes sociales profesionales, por lo que se trata de trabajadores en activo y, mayoritariamente, de empresas privadas. Los datos se recogieron entre 3 de abril y 20 de mayo de 2020, hasta conseguir un tamaño muestral superior a 500 personas, suficiente para los análisis estadísticos del presente estudio desde la Teoría Clásica y la TRI. Se indicó que la investigación no tenía relación con la situación de alarma sanitaria y confinamiento ante el COVID-19, por lo que se debía responder atendiendo a situaciones laborales normalizadas. Los ítems de los diferentes instrumentos aplicados fueron aleatorizados. El tiempo medio de respuesta fue de 40 minutos. Los participantes no recibieron ninguna recompensa por participar en el estudio. El anonimato de cada participante fue escrupulosamente respetado, manteniendo el secreto profesional, así como un estricto cumplimiento de la Ley de Protección de Datos (Ley Orgánica 3/2018, 5 de diciembre. Protección de Datos Personales y garantía de los derechos digitales).

## Análisis de datos

Se dividió la muestra aleatoriamente en dos submuestras. La primera (40%) se empleó para el acercamiento exploratorio. La segunda (60%) se empleó para confirmar la estructura factorial obtenida en la parte exploratoria. Se realizó un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) para un primer acercamiento al estudio de la estructura interna del instrumento. Se empleó el KMO y el estadístico de Bartlett para estudiar la adecuación de los datos al Análisis Factorial. El AFE se realizó sobre la matriz de correlaciones policóricas y como método de estimación se empleó *Unweighted Least Squares* (ULS, Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017). El número de factores a retener del instrumento fue determinado a través de la implementación óptima del Análisis Paralelo (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) con 1000 matrices de correlaciones aleatorias. Además, se emplearon los índices *Unidimensional Congruence* (UniCo), *Explained Common Variance* (ECV), y *Mean of Item Residual Absolute Loadings* (MIREAL) para estudiar la adecuación de los datos a una única dimensión. Los siguientes valores apoyan el tratar los datos como esencialmente unidimensionales: UniCo  $>.95$ ; ECV  $>.85$ ; MIREAL  $<.30$  (Calderón-Garrido et al., 2019).

Con la segunda submuestra aleatoria (60%) y los diez ítems finales se estudió la estructura interna del instrumento a través de un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), con el fin de confirmar la estructura factorial unidimensional que se había obtenido en el acercamiento exploratorio. El AFC se realizó sobre la matriz de correlaciones policóricas y como método de estimación se empleó

*Mean-and Variance-adjusted Unweighted Least Squares* (ULSMV). Como índices de ajuste, tanto para el AFE como para el AFC, se emplearon *Comparative Fit Index* (CFI), *Goodness of Fit Index* (GFI), *Tucker Lewis Index* (TLI), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), *Root Mean Square of Residuals* (RMSR), y *Weighted Root Mean Square Residual* (WRMR) estableciendo un buen ajuste cuando CFI, GFI y TLI  $>.95$ ; RMSR y RMSEA  $<.06$ ; y WRMR es cercano a 1 (Hu & Bentler, 1999).

En segundo lugar, se estudiaron los estadísticos descriptivos de los diez ítems del nuevo instrumento. Se analizaron los índices de discriminación (correlación ítem-test corregida) de cada uno de los ítems. Usando el modelo graduado de Samejima dentro del marco de la TRI, se analizaron los parámetros  $a$  de discriminación de los ítems, los cuales se consideran valores adecuados por encima de .64 y muy altos por encima de 1.7 (Baker, 1985). Se estudió si los ítems presentaban impacto y Funcionamiento Diferencial (*Differential Item Functioning*; DIF) en función del sexo, mediante el procedimiento de regresión logística (Gómez-Benito et al., 2013).

La fiabilidad del instrumento se estudió a través del coeficiente  $\alpha$  para datos ordinales y del coeficiente  $\omega$  de McDonald. A su vez, dentro del marco de la TRI, se estudió la información máxima de cada ítem y el nivel de habilidad en el que se da.

Como evidencias de validez en relación con otras variables (APA, AERA, NCME, 2014), se calculó la correlación de Pearson entre el nuevo instrumento ESCOLA y las siguientes variables: (a) clima organizacional; (b) inteligencia emocional; (c) las ocho dimensiones específicas que conforman la personalidad emprendedora; (d) felicidad laboral; y (e) los cinco grandes rasgos de la personalidad. Valores de la correlación de Pearson inferiores a .10 se interpretan como una relación pequeña; entre .30 y .50 como una relación mediana, y a partir de .50 se consideran una relación grande (Cohen, 1988).

Para estudiar la capacidad discriminativa del nuevo instrumento ESCOLA, se estudiaron posibles diferencias en función de ser trabajador por cuenta ajena o por cuenta propia (emprendedor), y en función de considerarse emprendedor o no dentro de la empresa. También se estudió si había diferencias en el nuevo instrumento en función del nivel jerárquico dentro de la empresa (directivo, mando intermedio, técnico, y trabajador cualificado). Para ello, se realizaron diferentes ANOVAs de un factor. Como tamaño del efecto se empleó la  $d$  de Cohen, siendo un tamaño del efecto pequeño entre valores comprendidos entre .2 y .5, un tamaño del efecto mediano entre valores de .5 y .8, y un tamaño del efecto grande a partir de .8 (Cohen, 1988). Para estudiar entre qué grupos existían diferencias, se empleó la prueba *post-hoc* de Bonferroni.

Finalmente, se realizaron baremos en percentiles de las puntuaciones del ESCOLA para la muestra total, para emprendedores y para trabajadores por cuenta ajena.

Los diferentes análisis estadísticos se realizaron con el programa SPSS 24 (IBM Corp, 2016), FACTOR 10.5.03 (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2017), MPlus8 (Muthén & Muthén, 2017), Jamovi (The Jamovi Project, 2021), y con el programa IRTPRO (Cai et al., 2011).

## Resultados

En el AFE, tanto KMO (.91) como el estadístico de Bartlett ( $p < .001$ ), mostraron una buena adecuación de los datos para ser sometidos a Análisis Factorial. Un único factor explica el 54.8% de la varianza total, la implementación óptima del Análisis Paralelo recomendó una única dimensión, y se obtuvieron los siguientes indicadores de unidimensionalidad: UniCo = .955; ECV = .874; MIREAL = .238; CFI = .986; y RMSEA = .072.

Siguiendo una estrategia mixta estadística-sustantiva, se pasó de 12 a 10 ítems finales, tras la eliminación de dos ítems por no tener una relevancia teórica muy alta y un peso factorial por debajo de .50, realizando un nuevo AFE con diez ítems finales. Los resultados obtenidos confirman la estructura unidimensional del instrumento ESCOLA. El primer factor explica un 59.4% de la varianza total, la implementación óptima del Análisis Paralelo recomendó una única dimensión, obteniéndose los siguientes indicadores que apoyan la mencionada estructura unidimensional (UniCo = .950; ECV = .876; MIREAL = .206; CFI = .999; GFI = .992 y RMSR = .059; RMSEA = .054 [IC 90% .050 - .080]). En suma, los análisis exploratorios realizados confirman con claridad la estructura unidimensional de los ítems del instrumento ESCOLA.

Con la segunda submuestra se confirmó la estructura factorial del instrumento final. El AFC mostró un ajuste adecuado para la estructura unidimensional de diez ítems, a pesar de que el límite superior del intervalo de confianza del valor RMSEA es un poco alto (GFI = .982; TLI = .984; CFI = .962; WRMR = .931; RMSR = .043; RMSEA = .076 [IC 90% .060 - .093]). Los pesos factoriales de los ítems fueron todos muy adecuados, oscilando entre .539 y .938 (tabla 1). Por lo tanto, también los análisis confirmatorios realizados en la segunda submuestra confirman la estructura unidimensional de la escala.

En segundo lugar, se obtuvieron los estadísticos descriptivos de los ítems (tabla 1). El ítem que muestra valores más altos de asimetría y curtosis es el ítem siete. En este ítem la mayor parte de las personas eligen la opción cinco: *completamente de acuerdo*. El poder discriminativo es muy alto para la mayoría de los ítems, tanto desde la Teoría Clásica, con valores entre .307 y .826, como desde la TRI, con valores del parámetro  $a$  entre 1.00 y 6.85. Ninguno de los ítems mostró DIF en relación con el sexo, y sólo mostró impacto el ítem diez.

En tercer lugar, se analizó la fiabilidad de la escala. Desde el punto de vista del modelo clásico, el coeficiente  $\alpha$  de Cronbach y el coeficiente  $\omega$  de McDonald mostraron unos valores muy elevados ( $\alpha = .92$ ;  $\omega = .92$ ). Desde el marco de la TRI, en la tabla 1 se muestra la información máxima de cada ítem, así como los valores  $\theta$  para los que se da dicha información máxima. Si bien la nueva escala mide con precisión para todo el rango de  $\theta$ , los valores más elevados se dan para valores bajos de  $\theta$ .

En cuanto a evidencias de validez en relación con otras variables, en la tabla 2 se muestran las correlaciones de Pearson entre ESCOLA y el clima organizacional, felicidad, inteligencia emocional y variables de personalidad. La correlación entre ESCOLA y el CLIOR y las dos dimensiones de la escala de felicidad laboral es alta. Además, ESCOLA muestra una relación alta con todas las dimensiones que componen el BEPE, con la puntuación total de Personalidad Emprendedora, y con dos dimensiones de Inteligencia Emocional (TMMS-24) como son Claridad de Sentimientos y Reparación Emocional. Respecto a las variables de personalidad de tipo *Big Five* (OPERAS), el instrumento ESCOLA mostró correlaciones moderadas con Estabilidad Emocional, Responsabilidad y Amabilidad.

Se analizó si las puntuaciones del instrumento ESCOLA discriminaban entre los trabajadores por cuenta propia (emprendedores) y los trabajadores por cuenta ajena.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems de la Escala de Compromiso Laboral (ESCOLA)

Ítem	M	DT	A	C	ID	$a$	PF	I-Max	$\theta$
1. El trabajo que realizo me parece importante	4.44	0.762	-1.56	3.08	.688	2.62	.816	2.07	-2.4
2. Disfruto con mi trabajo	4.38	0.819	-1.39	1.95	.826	6.85	.938	12.18	-2.0
3. Me levanto con ganas de ir a trabajar	4.07	0.933	-.87	.40	.672	2.20	.764	1.42	-2.0
4. Mi trabajo me resulta estimulante	4.33	0.876	-1.37	1.73	.806	5.21	.913	7.16	-2.0
5. Cuando estoy trabajando el tiempo se me pasa rápido	4.41	0.751	-1.17	1.13	.534	1.40	.614	.55	-1.2
6. Me siento satisfecho con mi trabajo	4.34	0.819	-1.35	2.08	.749	3.35	.895	3.31	-2.4
7. Intento hacer el trabajo lo mejor que puedo	4.80	0.475	-3.16	15.52	.307	1.00	.539	.26	-2.0
8. Cuando las cosas no me van bien en el trabajo, soy persistente	4.26	0.761	-1.20	2.51	.399	1.18	.562	.41	-2.4
9. Mi trabajo me permite poner en práctica mis capacidades profesionales	4.33	0.875	-1.42	1.94	.660	2.43	.815	1.78	-2.0
10. Me considero una persona flexible para adaptarme a nuevas circunstancias del trabajo	4.51	0.633	-1.30	2.37	.420	1.10	.554	.33	-2.8
Puntuación total	43.85	5.44	-1.01	.673	-	-	-	30.14	-2.0

Nota. M = media; DT = desviación típica; A = asimetría; C = curtosis; ID = índice de discriminación;  $a$  = parámetro de discriminación (Teoría de Respuesta al Ítem); PF = peso factorial; I-Max = información máxima;  $\theta$  = nivel de habilidad

Tabla 2, Evidencias de validez de la Escala de Compromiso Laboral (ESCOLA) en relación con otras variables

	ESCOLA	CO	AE	CS	RE	AUE	AU	IN	LCI	ML	O	TE	TR	PE	FL	FT	E	EE	R	A	APE	
Compromiso Laboral (ESCOLA)	-																					
Clima Organizacional (CO)	.540	-																				
Atención Emocional (AE)	.140	.071	-																			
Claridad de Sentimientos (CS)	.402	.331	.452	-																		
Reparación Emocional (RE)	.470	.235	.312	.506	-																	
Autoeficacia (AUE)	.623	.273	.179	.499	.560	-																
Autonomía (AU)	.481	.081	.126	.286	.368	.572	-															
Innovación (IN)	.635	.249	.222	.426	.471	.760	.579	-														
Locus de Control Interno (LCI)	.491	.261	.193	.355	.491	.639	.480	.541	-													
Motivación de Logro (ML)	.657	.225	.185	.437	.526	.825	.549	.749	.688	-												
Optimismo (O)	.600	.281	.191	.512	.664	.745	.454	.622	.536	.627	-											
Tolerancia al Estrés (TE)	.472	.223	-.002	.425	.510	.639	.388	.475	.346	.501	.615	-										
Toma de Riesgos (TR)	.588	.277	.166	.403	.499	.790	.578	.778	.543	.760	.634	.537	-									
Personalidad Emprendedora (PE)	.701	.290	.191	.520	.637	.922	.707	.843	.731	.872	.818	.712	.866	-								
Felicidad-Laboral (FL)	.626	.839	.049	.316	.282	.394	.308	.363	.299	.356	.421	.357	.375	.447	-							
Felicidad-Trabajador (FT)	.577	.453	.047	.406	.400	.518	.308	.416	.375	.468	.547	.452	.403	.543	.575	-						
Extraversión (E)	.282	.237	.189	.357	.271	.365	.236	.301	.190	.304	.349	.203	.342	.354	.285	.203	-					
Estabilidad Emocional (EE)	.440	.303	-.125	.394	.428	.519	.280	.352	.286	.394	.589	.650	.399	.548	.388	.496	.259	-				
Responsabilidad (R)	.339	.134	.003	.249	.261	.423	.182	.265	.365	.484	.284	.315	.261	.396	.215	.318	.102*	.335	-			
Amabilidad (A)	.339	.214	.116	.277	.382	.297	.119	.326	.201	.256	.418	.420	.223	.356	.296	.298	.129	.441	.182	-		
Apertura a la Experiencia (APE)	.137	-.073	.175	.214	.156	.224	.149	.325	.122	.223	.154	.120	.240	.237	.002	.100	.142	.157	.116	.159	-	

Los emprendedores obtuvieron puntuaciones más elevadas ( $M = 45.77$ ;  $DT = 4.43$ ;  $n = 313$ ) que los trabajadores por cuenta ajena ( $M = 41.76$ ;  $DT = 5.67$ ;  $n = 286$ ), ( $F [1, 597] = 94.01$ ;  $p < .001$ ), con un tamaño del efecto grande ( $d = .79$  [IC 95% .63 - .96]). Del mismo modo, las personas que se consideran a sí mismas emprendedoras dentro de la empresa ( $M = 44.29$ ;  $DT = 5.11$ ;  $n = 559$ ) mostraron diferencias estadísticamente significativas, ( $F [1, 597] = 58.11$ ,  $p < .001$ ), respecto a las que no ( $M = 37.80$ ;  $DT = 6.35$ ;  $n = 40$ ), con un tamaño de efecto grande ( $d = 1.25$  [IC 95% .92 - 1.58]).

Por último, el estudio de las diferencias en función del cargo desempeñado en la empresa mostró diferencias estadísticamente significativas ( $p < .001$ ) con un tamaño del efecto mediano ( $d = .66$ ), donde a mayor jerarquía y responsabilidad en el cargo se mostró una mayor puntuación en el instrumento ESCOLA. Así, la prueba *post-hoc* de Bonferroni para estudiar entre qué grupos existían diferencias mostró que los directivos tenían significativamente ( $F [4, 494] = 28.51$ ;  $p < .001$ ) puntuaciones más altas ( $M = 45.71$ ;  $DT = 4.23$   $n = 334$ ) que los de mando intermedio ( $M = 42.50$ ;  $DT = 5.66$ ;  $n = 115$ ) con un tamaño del efecto mediano ( $d = .69$  [IC 95% .48 - .91]), que los técnicos ( $M = 41.08$ ;  $DT = 6.03$ ;  $n = 85$ ) con un tamaño del efecto grande ( $d = 1.00$  [IC 95% .75 - 1.24]), y que los trabajadores cualificados ( $M = 40.41$ ;  $DT = 5.90$ ;  $n = 64$ ), con un tamaño del efecto grande ( $d = 1.17$  [IC 95% .89 - 1.45]). A su vez, los trabajadores de mando intermedio mostraron puntuaciones significativamente más altas ( $p < .001$ ) que los trabajadores cualificados, con un tamaño del efecto pequeño ( $d = .33$  [IC 95% .02 - .63]).

Finalmente, en la tabla 3 se muestran los baremos en percentiles de las puntuaciones del instrumento ESCOLA para la muestra total, para los emprendedores y para los trabajadores por cuenta ajena.

## Discusión y conclusiones

El compromiso en el trabajo puede considerarse un impulsor empresarial clave en el éxito organizacional, asociado con un efecto positivo en la innovación (Gorgievski et al., 2010; Lisbona et al., 2018); productividad y desempeño

empresarial (Gupta & Sharma, 2016; Lesener et al., 2020; Soares & Mosquera, 2019), rendimiento y nivel de bienestar (Bakker & Oerlemans, 2019; Martínez et al., 2020; Postigo et al., 2021a; Ruiz-Zorrilla et al., 2020). Los empleados comprometidos mantienen la motivación y se adaptan con éxito al cambio (Petrou et al., 2012), transfieren comportamientos y actitudes positivas a otros miembros del equipo, pudiendo así mejorar su rendimiento (Castellano et al., 2019; Vesga-Rodríguez et al., 2020), siendo probable que actúen como embajadores de sus organizaciones (Robertson & Markwick, 2009). A pesar de que se han desarrollado algunos instrumentos de medida para evaluar distintos aspectos del compromiso laboral (Maslach et al., 1996; Schaufeli et al., 2002; Soane et al., 2012), el objetivo de la presente investigación fue el desarrollo de una nueva escala en población de habla hispana que permita evaluar el compromiso laboral, utilizando para su construcción la tecnología psicométrica de última generación, tanto de la Teoría Clásica, como del marco de la TRI.

El nuevo instrumento ESCOLA desarrollado consta de diez ítems —aquellos que mostraron una mayor relevancia teórica en contenido y una alta relación con el constructo de compromiso laboral—. ESCOLA muestra una estructura esencialmente unidimensional (Calderón-Garrido et al., 2019) permitiendo, por tanto, obtener una única puntuación global de compromiso laboral como dimensión relativa a la emoción positiva e implicación en el trabajo desde una perspectiva individual. Su fiabilidad es excelente, tanto desde el punto de vista de la Teoría Clásica ( $\alpha = .92$ ;  $\omega = .92$ ), como de los modelos de la TRI, con los parámetros  $\alpha$  muy elevados. Se han obtenido importantes evidencias de validez en relación con otras variables, las puntuaciones del instrumento ESCOLA correlacionan con Felicidad, tanto la relativa a las características del entorno laboral ( $r = .626$ ), como a las del propio trabajador ( $r = .577$ ); Clima Organizacional ( $r = .540$ ), Reparación Emocional ( $r = .470$ ) y Estabilidad Emocional ( $r = .440$ ). A su vez, el instrumento ESCOLA mostró evidencias de validez discriminante con Atención Emocional ( $r = .140$ ), Apertura a la Experiencia ( $r = .137$ ) y Extraversión ( $r = .282$ ). Por otra parte, las puntuaciones del

Tabla 3. Puntuaciones baremadas de la Escala de Compromiso Laboral (ESCOLA)

Puntuaciones totales ESCOLA	Puntuaciones de emprendedores ESCOLA	Puntuaciones de trabajadores por cuenta ajena ESCOLA	Percentiles
10 - 34	10 - 38	10 - 32	5
35 - 37	39 - 40	33 - 35	10
38 - 39	41 - 43	36 - 37	20
40 - 41	44 - 45	38 - 39	30
42 - 43	46	40 - 41	40
44 - 45	46	42	50
46	47	43 - 44	60
47	48	45 - 46	70
48	49	47	80
49	49	48	90
49	49	49	95
50	50	50	99

instrumento ESCOLA discriminan entre los trabajadores por cuenta propia (emprendedores) y aquellos que trabajan por cuenta ajena, obteniendo puntuaciones significativamente más elevadas los emprendedores.

También los trabajadores con cargos directivos obtuvieron puntuaciones más elevadas que el resto de los trabajadores. Asimismo, los trabajadores que tenían algún puesto de mando mostraron puntuaciones superiores a los trabajadores cualificados sin función de mando. En esta línea, las puntuaciones del instrumento ESCOLA discriminan en función del nivel jerárquico del trabajador en la empresa, mostrando una relación positiva entre el nivel jerárquico del cargo y el compromiso laboral. Estos resultados van en la línea con estudios previos que muestran que un nivel más alto en la jerarquía organizacional puede llevar a un mayor compromiso laboral debido al hecho de asumir mayores responsabilidades, así como sentimientos de pertenencia con la organización (Lesener et al., 2020; Petrou et al., 2012; Ruiz-Zorrilla et al., 2020).

Entre las formas en que el estado psicológico de compromiso ha sido conceptualizado y medido, existe una considerable variabilidad de conceptos y medidas, aunque parece haber acuerdo en que el compromiso como estado tiene un fuerte tono afectivo que connota participación, así como energía afectiva y un sentido de pertenencia en el trabajo (Macey & Schneider, 2008). En este sentido, ESCOLA facilita la evaluación unidimensional del compromiso laboral tanto en trabajadores por cuenta propia como empleados por cuenta ajena, y es aplicable a cualquier sector de actividad económica, ofreciendo baremos en percentiles de las puntuaciones del ESCOLA para la muestra total, para emprendedores y para trabajadores por cuenta ajena, en función de la muestra de personas en la que se pretenda aplicar el nuevo instrumento.

El presente estudio ha de considerarse a la luz de algunas limitaciones. En primer lugar, el muestreo no fue estrictamente aleatorio, por lo que ha de tenerse precaución a la hora de generalizar los resultados. En segundo lugar, los ingresos económicos de los participantes no se han tenido en cuenta, lo que puede ser una variable que esté influyendo en el compromiso laboral de los trabajadores de la muestra. Futuros estudios deben tener en cuenta esta variable a la hora de obtener conclusiones a partir de ESCOLA.

En definitiva, los resultados obtenidos nos permiten afirmar que las puntuaciones del nuevo instrumento ESCOLA tienen unas propiedades psicométricas adecuadas, tanto en lo relativo a la fiabilidad como a la validez, pudiendo utilizarse con garantía en investigación, así como en contextos aplicados y profesionales. Además, el número reducido de ítems de los que se compone el instrumento ESCOLA facilita su aplicación en los diferentes contextos en los que tiene utilidad (Blanca et al., 2020; Postigo et al., 2020). La nueva escala, a diferencia de otros instrumentos de medida, permite una evaluación desde una perspectiva individual, no organizacional, lo que facilita la medición del constructo tanto en emprendedores como en empleados asalariados, ofreciendo una única puntuación global del compromiso laboral. Todo ello permite la medición del constructo en personas trabajadoras de cualquier sector, así como la comparación entre diferentes sectores y grupos ocupacionales.

## Financiación

El presente trabajo ha sido financiado por la Consejería de Educación del Principado de Asturias (BP17-78) y por el Ministerio español de Economía y Competitividad (PSI2017-85724-P).

## Conflicto de intereses

Los autores declaran que no existe conflicto de intereses.

## Referencias

- APA, AERA, & NCME. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Psychological Association.
- Baker, F. (1985). *The basics of item response theory*. Heineman.
- Bakker, A. B., Albrecht, S. L., & Leiter, M. P. (2011). Key questions regarding work engagement. *European Journal of Work and Organizational Psychology, 20*(1) 4-28. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2010.485352>
- Bakker, A. B., & Oerlemans, W. G. (2019). Daily job crafting and momentary work engagement: A self-determination and self-regulation perspective. *Journal of Vocational Behavior, 112*, 417-430. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.12.005>
- Barría-González, J., Postigo, Á., Pérez-Luco, R., Cuesta, M., & García-Cueto, E. (2021). Evaluación de Clima Organizacional: Propiedades psicométricas del ECALS. *Anales de Psicología, 37*(1), 168-177. <https://doi.org/10.6018/analesps.417571>
- Blanca, M. J., Escobar, M., Lima, J. F., Byrne, D., & Alarcon, R. (2020). Psychometric properties of a short form of the Adolescent Stress Questionnaire (ASQ-14). *Psicothema, 32*(2), 261-267. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.288>
- Cai, L., Thissen, D., & Du Toit, S. (2011). *IRTPRO: Flexible, multidimensional, multiple categorical IRT modeling*. Scientific Software International.
- Calderón-Garrido, C., Navarro-González, D., Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Multidimensional or essentially unidimensional? A multi-faceted factor-analytic approach for assessing the dimensionality of tests and items. *Psicothema, 31*(4), 450-457. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.153>
- Castellano, E., Muñoz Navarro, R., Toledo, M. S., Spontón, C., & Medrano, L. A. (2019). Cognitive processes of emotional regulation, Burnout and work engagement. *Psicothema, 31*(1), 73-80. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.228>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Erlbaum.
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1992). The five-factor model of personality and its relevance to personality disorders. *Journal of Personality Disorders, 6*(4), 343-359. <https://doi.org/10.1521/pedi.1992.6.4.343>
- Cuesta, M., Suárez-Álvarez, J., Lozano, L. M., García-Cueto, E., & Muñoz, J. (2018). Assessment of eight entrepreneurial personality dimensions: Validity evidence of the BEPE battery. *Frontiers in Psychology, 9*(2352), 1-10. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02352>
- Erickson, T. J. (2005). *The 21st century workplace: Preparing for tomorrow's employment trends today*. Testimony submitted before the U.S. Senate Committee on health, education, labor, and pensions, National Consumer Law Center.
- Evers, A., Muñoz, J., Hagemester, C., Hstmaelingen, A., Lindley, P., Sjöberg, A., & Bartram, D. (2013). Assessing the quality of tests: Revision of the EFPA review model. *Psicothema, 25*(3), 283-291. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.97>

- Fernández-Berrocal, P., Extremera, N., & Ramos, N. (2004). Validity and reliability of the Spanish modified version of the Trait Meta-Mood Scale. *Psychological Reports, 94*, 751-755. <https://doi.org/10.2466/pr0.94.3.751-755>
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2017). Program FACTOR at 10: Origins, development and future directions. *Psicothema, 29*(2), 236-240. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.304>
- Fisher, C. D. (2010). Happiness at Work. *International Journal of Management Reviews, 12*(4), 384-412. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2370.2009.00270.x>
- Gómez-Benito, J., Hidalgo, M. D., & Zumbo, B. D. (2013). Effectiveness of combining statistical tests and effect sizes when using logistic discriminant function regression to detect differential item functioning for polytomous items. *Educational and Psychological Measurement, 73*(5), 875-897. <https://doi.org/10.1177/0013164413492419>
- Gorgievski, M. J., Bakker, A. B., & Wilmar, B. S. (2010). Work engagement and workaholism: Comparing the self-employed and salaried employees. *The Journal of Positive Psychology, 5*(1), 83-96. <https://doi.org/10.1080/17439760903509606>
- Guest, D. (2014). Employee engagement: A sceptical analysis. *Journal of Organizational Effectiveness: People and Performance, 1*(2), 141-156. <https://doi.org/10.1108/JOEPP-04-2014-0017>
- Gupta, N., & Sharma, V. (2016). Exploring employee engagement—A way to better business performance. *Global Business Review, 17*(3), 455-635. <https://doi.org/10.1177/0972150916631082>
- Halbesleben, J. R. (2010). A meta-analysis of work engagement: Relationships with Burnout, demands, resources and consequences. En A. B. Bakker & M. P. Leiter (Eds.), *Work engagement: A handbook of essential theory and research* (pp. 118-131). Psychology Press.
- Harter, J. K., Schmidt, F. L., & Hayes, T. L. (2002). Business-unit-level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology, 87*(2), 268-279.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IBM Corp. (2016). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 24.0 [Computer software]. IBM Corp.
- Irwing, P. (ed.), (2018). *The Wiley handbook of psychometric testing: A multidisciplinary reference on survey, scale and test development*. John Wiley & Sons Ltd.
- Kahn, W. A. (1990). Psychological conditions of personal engagement and disengagement at work. *Academy of Management Journal, 33*(4), 692-724. <https://doi.org/10.5465/256287>
- Knight, C., Patterson, M., & Dawson, J. (2017). Building work engagement: A systematic review and meta-analysis investigating the effectiveness of work engagement interventions. *Journal of Organizational Behavior, 38*(6), 792-812. <https://doi.org/10.1002/job.2167>
- Laguna, M., Razmus, W., & Żaliński, A. (2017). Dynamic relationships between personal resources and work engagement in entrepreneurs. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 90*(2), 248-269. <https://doi.org/10.1111/joop.12170>
- Lane, S., Raymond, M. R., & Haladyna, T. M. (2016). *Handbook of test development* (2nd ed.). Routledge.
- Lesener, T., Gusy, B., Jochmann, A., & Wolter, C. (2020). The drivers of work engagement: a meta-analytic review of longitudinal evidence. *Work & Stress, 34*(3), 259-278. <https://doi.org/10.1080/02678373.2019.1686440>
- Lisbona, A., Palaci, F., Salanova, M., & Frese, M. (2018). The effects of work engagement and self-efficacy on personal initiative and performance. *Psicothema, 30*(1), 89-96. <https://doi.org/10.7334/psicothema2016.245>
- Macey, W., & Schneider, B. (2008). The meaning of employee engagement. *Industrial and Organizational Psychology, 1*(1), 3-30. <https://doi.org/10.1111/j.1754-9434.2007.0002.x>
- Mañas-Rodríguez, M. Á., Alcaraz-Pardo, L., Pecino-Medina, V., & Limbert, C. (2016). Validation of the Spanish version of Soane's ISA Engagement Scale. *Journal of Work and Organizational Psychology, 32*(2), 87-93. <https://doi.org/10.1016/j.rpto.2016.04.002>
- Martínez, I. M., Salanova, M., & Cruz-Ortiz, V. (2020). Our boss is a good boss! Cross-level effects of transformational leadership on work engagement in service jobs. *Journal of Work and Organizational Psychology, 36*(2), 87-94. <https://doi.org/10.5093/jwop2020a10>
- Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1996). *MBI: Maslach Burnout inventory*. CPP, Incorporated.
- 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>
- Moreno, R., Martínez, R. J., & Muñoz, J. (2018). Test item taxonomy based on functional criteria. *Frontiers in Psychology, 9*, 1175. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01175>
- Muñoz, J. (2018). *Introducción a la psicometría*. Pirámide.
- Muñoz, J., & Fonseca-Pedrero, E. (2019). Ten steps for test development. *Psicothema, 31*(1), 7-16. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.291>
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's Guide* (8th ed.). Muthén & Muthén.
- Peña-Suárez, E., Muñoz, J., Campillo-Álvarez, Á., Fonseca-Pedrero, E., & García-Cueto, E. (2013). Assessing organizational climate: Psychometric properties of the CLIOR Scale. *Psicothema, 25*(1), 137-144. <https://doi.org/10.7334/psicothema2012.260>
- Petrou, P., Demerouti, E., Peeters, M. C., Schaufeli, W. B., & Hetland, J. (2012). Crafting a job on a daily basis: Contextual correlates and the link to work engagement. *Journal of Organizational Behavior, 33*(8), 1120-1141. <https://doi.org/10.1002/job.1783>
- Postigo, Á., Cuesta, M., Fernández-Alonso, R., García-Cueto, E., & Muñoz, J. (2021a). Academic grit modulates school performance evolution over time: A latent transition analysis. *Revista de Psicodidáctica, 26*(2), 87-95. <https://doi.org/10.1016/j.psicoe.2021.03.001>
- Postigo, Á., Cuesta, M., Fernández-Alonso, R., García-Cueto, E., & Muñoz, J. (2021b). Temporal stability of grit and school performance in adolescents: A longitudinal perspective. *Psicología Educativa, 27*(1), 77-84. <https://doi.org/10.5093/psed2021a4>
- Postigo, Á., Cuesta, M., & García-Cueto, E. (2021c). Entrepreneurial personality, conscientiousness, self-control, and grit: The psychological side of self-employment. *Anales de Psicología, 37*(2), 361-370. <https://doi.org/10.6018/analesps.453711>
- Postigo, Á., García-Cueto, E., Cuesta, M., Menéndez-Aller, A., Prieto-Díez, F., & Lozano, L. M. (2020). Assessment of the enterprising personality: A short form of the BEPE battery. *Psicothema, 32*(4), 575-582. <https://doi.org/10.7334/psicothema2020.193>
- Ramírez-García, C., García-Álvarez de Perea, J., & García-Del Junco, J. (2019). La Felicidad en el trabajo: validación de una escala de medida. *Revista de Administração de Empresas, 59*(5), 327-340. <https://doi.org/10.1590/s0034-759020190503>
- Ruiz-Zorrilla, P., Hernández, X., de Roda, A. B., Antino, M., & Rodríguez-Muñoz, A. (2020). Exploring daily patterns of work engagement among teachers: A latent growth modeling approach. *Psicothema, 32*(3), 374-381. <https://doi.org/10.7334/psicothema2020.57>
- Robertson-Smith, G., & Markwick, C. (2009). *Employee engagement: A review of current thinking*. Institute for Employment Studies.

- Rothbard, N. P., & Patil, S. V. (2012). Being there: work engagement and positive organizational psychology. En K. S. Cameron & G. M. Spreitzer (Eds.), *The Oxford handbook of positive organizational scholarship* (pp. 231-243). Oxford University Press.
- Saks, A. M. (2019). Antecedents and consequences of employee engagement revisited. *Journal of Organizational Effectiveness: People and Performance*, 6(1) 19-38. <https://doi.org/10.1108/JOEPP-06-2018-0034>
- Salanova, M., Agut, S., & Peiró, J. (2005). Linking organizational resources and work engagement to employee performance and customer loyalty: The mediation of service climate. *Journal of Applied Psychology*, 90(6), 1217-1227. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.90.6.1217>
- Salanova, M., & Llorens, S. (2008). Current state of research on Burnout and future challenges. *Papeles del Psicólogo*, 29(1) 59-67.
- Salanova, M., Schaufeli, W. B., Llorens-Gumbau, S., Silla, P., & Grau-Gumbau, R. M. (2000). Desde el Burnout al engagement: ¿una nueva perspectiva? *Journal of Work and Organizational Psychology*, 16(2), 117-134.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (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>
- Sireci, S., & Faulkner-Bond, M. (2014). Validity evidence based on test content. *Psicothema*, 26(1), 100-107. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.256>
- Soane, E., Truss, C., Alfes, K., Shantz, A., Rees, C., & Gatenby, M. (2012). Development and application of a new measure of employee engagement: The ISA engagement scale. *Human Resource Development International*, 15(5), 529-547. <https://doi.org/10.1080/13678868.2012.726542>
- Soares, M. E., & Mosquera, P. (2019). Fostering work engagement: The role of the psychological contract. *Journal of Business Research*, 101, 469-476. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2019.01.003>
- Spontón, C. L., Trógolo, M. A., Castellano, E., Morera, L. P., & Medrano, L. (2019). Desarrollo y validación de una escala para medir satisfacción con los recursos laborales. *Suma Psicológica*, 26(1), 64-74. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2019.v26.n1.8>
- Timmerman, M. E., & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality assessment of ordered polytomous items with parallel analysis. *Psychological Methods*, 16(2), 209-220. <https://doi.org/10.1037/a0023353>
- Tisu, L., Lupşa, D., Vîrgă, D., & Rusu, A. (2020). Personality characteristics, job performance and mental health: the mediating role of work engagement. *Personality and Individual Differences*, 153, 109644. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109644>
- The Jamovi Project (2021). Jamovi (Version 1.6) [Computer Software]. <https://www.jamovi.org>
- Vesga-Rodríguez, J. J., Rubiano, M. G., Forero-Aponte, C., Aguilar-Bustamante, M. C., Jaramillo, J. Á., Quiroz-González, E., Castaño-González, E. J., Andrade-Jaramillo, V., & Gómez-Vélez, M. A. (2020). Aspectos de la cultura organizacional y su relación con la disposición al cambio organizacional. *Suma Psicológica*, 27(1), 52-61. <https://doi.org/10.14349/sumapsi.2020.v27.n1.7>
- Vigil-Colet, A., Morales-Vives, F., Camps, E., Tous, J., & Lorenzo-Seva, U. (2013). Development and validation of the Overall Personality Assessment Scale (OPERAS). *Psicothema*, 25(1), 100-106. <https://doi.org/10.7334/psicothema2011.411>
- Vigil-Colet, A., Navarro-González, D., & Morales-Vives, F. (2020). To reverse or to not reverse Likert-type items: That is the question. *Psicothema*, 32(1), 108-114. <https://doi.org/10.7334/psicothema2019.286>