

Competencias Clave en Educación y Autoeficacia General. Validación de la escala COMINT

Key Competences in Education and General Self-efficacy. Validation of COMINT scale

<https://doi.org/10.4438/1988-592X-RE-2025-407-654>

Álvaro Balaguer Estaña

<https://orcid.org/0000-0002-8727-4690>

Universidad de Navarra

Edgar Benítez Sastoque

<https://orcid.org/0000-0001-7632-5109>

Universidad de Navarra

Belén Serrano Valenzuela

<https://orcid.org/0000-0001-7058-6797>

Agencia de Calidad y Prospectiva Universitaria de Aragón

Santos Orejudo Hernández

<https://orcid.org/0000-0001-6492-2248>

Universidad de Zaragoza

Resumen

Las Competencias Clave constituyen uno de los elementos básicos de los currículos europeos para promover el aprendizaje a lo largo de la vida mediante la educación. Sin embargo, existen pocos instrumentos para evaluarlas en adolescentes. Por ello, se creó la escala de Medición Integral de Competencias (COMINT) como un constructo global bajo el marco de la Psicología Positiva y del Desarrollo Positivo Adolescente. Nuestros objetivos fueron validar la escala COMINT a través de las variables edad y sexo, analizar las relaciones entre las Competencias Clave y la Autoeficacia General, y analizar las diferencias en edad y sexo. Se plantearon como hipótesis el ajuste adecuado de las propiedades

psicométricas de la escala COMINT a una muestra de adolescentes, las relaciones estadísticamente significativas entre las Competencias Clave y la Autoeficacia General, y diferencias en edad y sexo en Competencias Clave. Una muestra de 1245 adolescentes de 12 a 18 años completaron la escala de Autoeficacia General y la escala COMINT. Se realizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios para evaluar el ajuste del modelo en diferentes muestras. Los resultados ofrecieron un modelo con una adecuada validez de constructo y altos niveles de ajuste y de confiabilidad interna, tras la eliminación de dos ítems de la escala inicial. El análisis de tal Modelo de Ecuaciones Estructurales mostró una asociación significativa entre las Competencias Clave y la Autoeficacia General, con altos índices de ajuste. Se hallaron diferencias evolutivas y de sexo, siendo las chicas de adolescencia media las que obtuvieron niveles más bajos en ambas escalas. Se discuten estos resultados y la utilidad e implicaciones del instrumento para el campo psicoeducativo, tanto científico como aplicado. Concluimos que la escala COMINT constituye un instrumento adecuado y sencillo para evaluar en conjunto las Competencias Clave, constructo relacionado con el de Autoeficacia General.

Palabras clave: competencias clave, autoeficacia general, psicología positiva, desarrollo positivo adolescente, validación estadística, adolescentes.

Abstract

Key competences are one of the basic elements of European curricula to promote lifelong learning through education. However, there are few instruments to assess them among adolescents. For this reason, the Comprehensive Measurement of Competences (COMINT) scale was created as a global construct under the framework of Positive Psychology and Positive Youth Development. Our main objectives were to validate the COMINT scale through the variables of age and sex and analyse the relationships between Key Competencies and General Self-Efficacy. The adequate adjustment of the psychometric properties of the COMINT scale to a sample of Spanish adolescents, the statistically significant relationships between key competencies and general self-efficacy, and age and sex differences in key competencies were hypothesized. A sample of 1245 adolescents aged 12 to 18 years completed the General Self-Efficacy Scale and the COMINT scale. Exploratory and confirmatory factor analyses were performed to evaluate model fit in different samples. Results offered a model with an adequate construct validity and a high level of internal reliability, based on the elimination of two items from the initial scale. The instrument has shown adequate adjustment indices after modifying some initial items. The analysis of such Structural Equation Model showed a significant association between Key Competences and General Self-Efficacy, with high adjustment indices. Developmental and sex differences were found, with girls in mid-adolescence

being the ones who obtained lower levels on both scales. These results and the usefulness and implications of the instrument for the psychoeducational field, both scientific and applied, are discussed. We conclude that the COMINT scale constitutes an adequate and simple instrument to jointly evaluate Key Competences, construct related to General Self-Efficacy.

Keywords: key competences, general self-efficacy, positive psychology, positive youth development, statistical validation, adolescents.

Introducción

Competencias Clave en Educación

El uso del término “competencia” ha sufrido innumerables matices desde su primera aparición escrita en el Código babilónico de Hammurabi (Mulder et al., 2007). Fue en los años 1970, cuando la psicología aplicada a las empresas generalizó este término para establecer criterios que permitieran “objetivar” el comportamiento humano en torno a determinadas variables fáciles de observar, evaluar, seleccionar, entrenar o recompensar (Vizcaíno Candela y Medina Ruiz, 2021). Sin embargo, el término “competencia” comienza a desarrollarse en el ámbito educativo –más concretamente, en los estudios curriculares– en EE.UU. ya en los años 60, para luego generalizarse a otros países en los modelos de aprendizaje de dominio en la educación y formación profesional, siguiendo los trabajos de Skinner sobre psicología del comportamiento (Tahirsylaj, 2017).

A partir del Informe de la UNESCO “El aprendizaje: el tesoro interior” (Delors, 1996), el término “competencia” se introduce en la formulación de políticas educativas en la Unión Europea (UE). Este informe representó un cambio desde la planificación educativa para regirse por los resultados del aprendizaje (Nordin y Sundberg, 2021), y apuesta por la adquisición de habilidades a lo largo de la vida en diferentes contextos –académico, social y profesional–. Delors (1996) planteó cuatro pilares para la educación del siglo XXI, en los que deben basarse los sistemas educativos: aprender a conocer, aprender a hacer, aprender a convivir y aprender a ser. Estos pilares fueron la génesis de las competencias clave (CC) en educación, vinculadas al aprendizaje permanente, y en todos los niveles educativos –formal, no formal e informal–. De todos modos, la

terminología para las competencias también varía, pudiéndose mencionar “habilidades del siglo XXI”, “competencias de aprendizaje permanente” (Nordin y Sundberg, 2021), “habilidades para la vida”, “habilidades socioemocionales”, “habilidades blandas” o “habilidades transversales” (Sala et al., 2020).

En pleno siglo XXI, las características socioeconómicas y culturales actuales, así como los grandes avances tecnológicos, han cambiado las instituciones educativas (Unión Europea, 2019). Estos cambios han transformado los currículos educativos nacionales, con un replanteamiento epistemológico e institucional, y han influido en el papel educativo de los colegios. En este contexto, la UE, como parte del Programa para la Evaluación Internacional de Estudiantes (PISA), ha promovido enfoques basados en competencias (Nordin y Sundberg, 2021) que individualizan y hacen cumplir políticas de aprendizaje permanente (Takayama, 2013).

Las competencias comienzan a abordarse formalmente en algunos sistemas educativos a través del proyecto DeSeCo (Definición y Selección de Competencias), lanzado por la OCDE. DeSeCo pretendía definir y seleccionar, a través de un acuerdo internacional, las competencias esenciales para la vida y el buen funcionamiento de la sociedad (Rychen y Salganik, 2001; 2003a; 2003b). El proyecto DeSeCo entendía la competencia como la capacidad para satisfacer con éxito demandas complejas en un contexto determinado, mediante la movilización de prerequisitos psicosociales que incluyen aspectos cognitivos y no cognitivos (Rychen y Salganik, 2001) a lo largo de la vida. De hecho, el aprendizaje permanente implica competencias consideradas clave en una sociedad del conocimiento, porque garantizan una mayor flexibilidad en el mercado laboral y una mayor adaptación al cambio constante. La competencia también aumenta la motivación de los estudiantes, su actitud hacia el aprendizaje y su singularidad (Unión Europea, 2006).

La UE (2006, 2019) definió las competencias como una combinación de conocimientos (saber), habilidades (saber hacer) y actitudes (saber ser y saber estar) apropiadas al contexto. El marco europeo de las CC en educación para el aprendizaje permanente, establecido en virtud de la Recomendación 2006/962/CE, del Parlamento Europeo y del Consejo, de 18 de diciembre de 2006, sobre CC para el aprendizaje permanente (Unión Europea, 2006; Karatepe y Cenk, 2023), identificó y definió ocho CC, reconocidas como facilitadoras del acceso al empleo, la realización personal, la inclusión social y la ciudadanía activa. Se consideraron

esenciales para el bienestar de las sociedades europeas, el crecimiento económico e innovación, y los conocimientos, habilidades y actitudes esenciales relacionados. Asimismo, existe una especial necesidad de desarrollar las CC durante la educación inicial y a lo largo de la vida (Unión Europea, 2006). Las ocho CC fueron las siguientes:

- 1) Comunicación en la lengua materna: la capacidad de expresar e interpretar conceptos, pensamientos, sentimientos, hechos y opiniones tanto de forma oral como escrita (escuchar, hablar, leer y escribir), y de interactuar lingüísticamente de forma apropiada y creativa.
- 2) Comunicación en lengua extranjera: comparte las principales dimensiones de habilidades de la comunicación en la lengua materna, pero también requiere habilidades como la mediación y la comprensión intercultural.
- 3) Competencia matemática y competencias básicas en ciencia y tecnología: la capacidad de desarrollar y aplicar el pensamiento matemático para resolver una variedad de problemas en situaciones cotidianas (matemáticas), utilizar el conocimiento y la metodología para explicar el mundo natural, identificar preguntas y extraer conclusiones basadas en evidencia (ciencias), y la aplicación de ello en respuesta a los deseos o necesidades humanas percibidas (tecnología).
- 4) Competencia digital: implica el uso seguro y crítico de las Tecnologías de la Sociedad de la Información para el trabajo, el ocio y la comunicación.
- 5) Aprender a aprender: la capacidad de perseguir y persistir en el aprendizaje, de organizar el propio aprendizaje, incluso mediante una gestión eficaz del tiempo y la información, tanto individualmente como en grupo.
- 6) Competencias sociales y cívicas: equipan a las personas para participar de manera efectiva y constructiva en la vida social y laboral, resolver conflictos (competencia personal, interpersonal e intercultural) y participar plenamente en la vida cívica, basándose en el conocimiento de las cuestiones sociales y cívicas y de las estructuras políticas (competencia cívica).
- 7) Sentido de iniciativa y espíritu emprendedor: la capacidad de un individuo para convertir ideas en acción. Incluye creatividad,

- innovación y asunción de riesgos, así como la capacidad de planificar y gestionar proyectos para lograr objetivos.
- 8) Conciencia y expresiones culturales: la apreciación de la importancia de la expresión creativa de ideas, experiencias y emociones en una variedad de medios, incluyendo la música, las artes escénicas, la literatura y las artes visuales.

Competencias Clave bajo el marco de la Psicología Positiva y del Desarrollo Positivo Adolescente

Todas las CC se consideran igualmente importantes porque cada una de ellas puede contribuir a una vida exitosa en una sociedad del conocimiento (Unión Europea, 2006). Los alineamientos de la UE insisten en la necesidad de la adquisición de CC por parte de los ciudadanos, como condición esencial para asegurar que alcancen un pleno desarrollo personal, social y profesional que se ajuste a las demandas del mundo globalizado, y posibilite un desarrollo económico vinculado al conocimiento. Así lo estableció el Consejo Europeo de Lisboa de 2000 en las Conclusiones del Consejo de 2009 sobre el Marco Estratégico para la Cooperación Europea en el ámbito de la Educación y la Formación ("ET 2020") (Orden ECD/65/2015).

El enfoque de la UE (Comisión Europea, n.d.) es promover las CC a través de (1) Proporcionar educación, capacitación y aprendizaje permanente de alta calidad para todos; (2) Apoyar al personal educativo en la implementación de enfoques de enseñanza y aprendizaje basados en competencias; (3) Fomentar una variedad de enfoques y contextos de aprendizaje para el aprendizaje continuo; y (4) Explorar enfoques para evaluar y validar CC.

Este marco es consistente tanto con el enfoque de la Psicología Positiva como con los modelos de Desarrollo Positivo Adolescente (DPA). En efecto, la psicología positiva se focaliza en el pensamiento y la voluntad de la persona para potenciar sus aspectos positivos (Seligman y Csíkszentmihályi, 2000) que conducen al óptimo funcionamiento (Linley y Joseph, 2004). Los estudios de investigación bajo el marco teórico de la Psicología Positiva permiten mejorar la comprensión del desarrollo juvenil (ver López et al., 2018). De hecho, el concepto de DPA se ha utilizado en los últimos años como sinónimo de promoción de competencias

personales y sociales del desarrollo adolescente (ver Balaguer et al., 2020, 2022; Orejudo et al., 2013; Oliva et al., 2010). El DPA se enfoca en condiciones saludables que desarrollan habilidades, comportamientos y competencias que mejoran la vida social, académica y profesional de los jóvenes. En esta línea, las competencias combinan rasgos de personalidad, habilidades, valores y conocimientos que posibilitan el desarrollo personal del adolescente en la sociedad actual (Oliva et al., 2010).

La autoevaluación de las CC se relaciona con variables de la Psicología Positiva y del DPA, como el autoconcepto (Oliva et al., 2010; Sundström, 2006), la autoeficacia (Oliva et al., 2010; Olmos y Mas, 2018; Zimmerman et al., 2005) o la autorregulación (Gómez et al., 2013; Olmos y Mas, 2018; Zimmerman et al., 2005). Asimismo, destaca la perspectiva del desarrollo, porque nos permite centrar nuestra investigación desde el campo preventivo (Snyder et al., 2013), incidiendo en la promoción de la salud y las competencias.

Competencias Clave y Autoeficacia

Los múltiples cambios que se producen a lo largo de las diferentes etapas de la adolescencia afectan a las creencias individuales sobre la percepción de competencias. Esta percepción individual de competencia aumenta la confianza de los jóvenes en sí mismos en su capacidad para resolver problemas, tomar decisiones y enfrentar desafíos sociales en diferentes contextos a lo largo de sus vidas y superar barreras (Bandura, 2006). Uno de los constructos de competencia percibida enmarcados en el marco de la Psicología Positiva y el DPA es la Autoeficacia. Esto se debe al énfasis en el desarrollo del empoderamiento, que convierte a los individuos en agentes “autoiniciadores” para el cambio en sus propias vidas y en las vidas de los demás. En este sentido, la Autoeficacia aborda el potencial y las posibilidades humanas, no las limitaciones, lo que la convierte en una psicología verdaderamente positiva (Maddux, 2002).

La Autoeficacia General (en inglés: General Self-Efficacy, GSE) es un constructo psicológico que indica la percepción individual de competencia general, así como de habilidades adaptativas (Bandura, 2006) estrechamente relacionadas con las CC. En efecto, la GSE es un juicio personal sobre las propias habilidades o competencias para manejar diversos factores estresantes de la vida (Bandura, 1987, 2006; Baartman

y Ruijs, 2011). A partir de sus propios juicios de competencia, la persona organiza y ejecuta acciones, permitiéndole alcanzar el desempeño planificado (Bandura, 1987).

Para evaluar la GSE, la Escala General de Autoeficacia (Schwarzer y Baessler, 1996) ha demostrado fiabilidad y validez. No se han encontrado diferencias significativas en la Autoeficacia General por sexo en adolescentes españoles (p. ej. Balaguer et al., 2020, 2022; Espada et al., 2017; Orejudo et al., 2013) ni en muestras de adolescentes de otros países (p. ej. Lönnfjord y Hagquist, 2018; Marcionetti y Rossier, 2019).

Sin embargo, a pesar de la relación teórica entre la Autoeficacia y las CC, falta literatura que analice las relaciones entre ambos constructos.

Evaluación de las Competencias Clave

La evaluación de las CC puede ayudar a los alumnos a comprender sus estilos de aprendizaje preferidos y mejorar su autonomía (Comisión Europea, 2018). En este sentido, la evaluación de CC ayuda al alumno a conocer y comunicar competencias cuando busca mayores oportunidades de aprendizaje o empleo (Unión Europea, 2019). La Recomendación 2006/962/CE (Unión Europea, 2006) sostiene que el desarrollo y la validación de las CC deben respaldarse mediante la actualización de las herramientas de evaluación y validación. De hecho, la evaluación tiene un impacto poderoso en lo que se enseña y se aprende, y en qué competencias se desarrollan; y las recomendaciones a los Estados miembros en relación con la evaluación piden desarrollar estrategias de evaluación y mejorar la validación de los resultados del aprendizaje adquiridos a través del aprendizaje no formal (Comisión Europea, 2018).

A partir de esta necesidad planteada por la Comisión Europea (2018) de diseñar instrumentos validados para evaluar las CC en educación, existe escasez de instrumentos para este fin. Tradicionalmente existen diferentes escalas para evaluar diferentes competencias en estudiantes universitarios (ver Braun et al., 2012, para una revisión; cuestionario COM-PES, Gómez et al., 2013). Estos instrumentos no están relacionados con las ocho CC propuestos por la UE (Unión Europea, 2006), sino con diversas competencias clásicas de desarrollo personal y social en el enfoque DPA (Balaguer et al., 2020, 2022; Orejudo et al., 2013; Oliva et al., 2010).

Objeto de estudio

En los últimos años se han validado diferentes escalas para medir el grado de adquisición de alguna CC en particular. Kabir y Sponseller (2020) crearon una escala para evaluar la percepción de autoeficacia en la competencia comunicativa a nivel intercultural en una muestra de docentes japoneses. Ramírez-García et al. (2018), por su parte, presentaron un cuestionario para evaluar la competencia de conocimiento e interacción con el mundo físico en alumnado de educación primaria.

También se han creado escalas que evalúan el conjunto de las CC. Por un lado, desde el punto de vista del profesorado, Lleixà et al. (2015) crearon una escala para docentes de Educación Física de Educación Primaria y Secundaria, a fin de evaluar la incorporación de las CC en las programaciones didácticas. Meroño et al. (2018) validaron un cuestionario para conocer la percepción del profesorado de Educación Primaria sobre el aprendizaje del alumnado basado en CC.

Por otro lado, existen algunas escalas que evalúen el conjunto de las CC desde el punto de vista del alumnado. En estudiantes universitarios, Gregorová et al. (2016) plantearon una escala validada en una muestra de treinta adultos eslovacos. En población adolescente, Karatepe (2022), en su tesis doctoral, validó una escala que evalúa las CC bajo el marco de la UE en población turca. En población española, Olmos y Mas (2018) plantearon la escala AUTOCOM en una población de 228 jóvenes de 16 a 21 años de programas formativos de segunda oportunidad con baja cualificación y abandono escolar prematuro.

En consecuencia, faltan instrumentos que evalúan las CC en población normativa adolescente en la UE. Es por ello que partiendo de la necesidad de un instrumento para evaluar las CC bajo el marco de la UE (Unión Europea 2006, 2018, 2019) se creó la escala COMINT. Se planteó como uno de los instrumentos para evaluar el impacto de un programa de educación no formal (Serrano et al., 2013). En la Tabla I se muestran las relaciones entre los ítems de la escala COMINT y las CC en educación (Unión Europea, 2006).

Nuestros objetivos fueron: 1) fueron validar la escala COMINT, bajo el marco de la psicología positiva y el DPA, para su uso en el ámbito psicoeducativo, 2) analizar las relaciones entre los constructos CC y GSE, y 3) analizar las diferencias de edad y sexo, identificando la estructura factorial.

TABLA I. Relación entre los ítems COMINT y CC

Ítems COMINT		Competencias Clave (CC)
C1	Tengo la capacidad de expresar perfectamente lo que quiero decir.	Comunicación en la lengua materna (Alfabetización)
C2	Soy capaz de entender y expresarme en inglés.	Comunicación en lenguas extranjeras (Multilingüismo)
C3	Sé planificar la parte económica de los proyectos.	Competencia matemática y competencias básicas en ciencia y tecnología
C4	Me manejo sin problemas con las tecnologías y redes sociales	Competencia digital
C5	Soy consciente de todo lo que aprendo cuando participo en actividades extraescolares	Aprender a aprender
C6	Conozco personas diferentes a mí y sé cómo relacionarme con ellas.	Competencias sociales y cívicas
C7	Suelo proponer nuevas actividades o nuevas formas de hacer las cosas.	Sentido de iniciativa y emprendimiento.
C8	Puedo explicar aspectos culturales de mi país de forma creativa.	Conciencia y expresiones culturales

Fuente: elaboración propia.

En este sentido, las hipótesis propuestas fueron las siguientes: 1) Las propiedades psicométricas de la escala COMINT presentan índices de ajuste adecuados en una muestra de adolescentes españoles. 2) Los constructos CC y GSE tienen relaciones estadísticamente significativas. Investigaciones anteriores no han explorado la relación entre CC y GSE. 3) Existen diferencias en CC, como han demostrado investigaciones anteriores, en función de la edad (p. ej., Gregorová et al., 2016) y del sexo (Kan y Murat, 2020; Karatepe y Cenk, 2023).

Método

Participantes

Los participantes fueron reclutados en centros de educación secundaria. Se llevó a cabo un muestreo aleatorio estratificado de los centros de la provincia de Zaragoza que ofrecían alguna o varias de las enseñanzas

de educación secundaria del sistema educativo español, seleccionándose diez centros al azar, garantizando una representación proporcional de centros públicos/privados y urbanos/rurales: siete centros públicos (cuatro urbanos, tres rurales) y tres centros urbanos privados. Entre ellos, siete centros aceptaron participar: seis centros públicos (cuatro urbanos, dos rurales) y un centro urbano privado. La muestra estuvo compuesta por 1.245 estudiantes. Por edades: <14 años: 55,3% (n=689), ≥14 años: 44,7% (n=556); por sexo, 50,1% (n=624) mujeres, 48,5% (n=604) hombres y 1,4% (n=17) personas no reportaron ninguna de las dos opciones ofrecidas; por tipo de escuela: 640 estudiantes (51,4%) procedían de centros públicos urbanos, 467 (37,5%) de centros públicos rurales y 138 (11,1%) de centros privados urbanos.

Instrumentos

Escala de Medición Integral de Competencias (COMINT)

Se basa en las ocho CC en educación, partiendo del modelo de la Recomendación 2006/962/CE del Parlamento Europeo y del Consejo (Unión Europea, 2006), y bajo el marco de la Psicología Positiva y el DPA. Consta de 8 ítems con escalas Likert de 7 puntos (desde “nada” hasta “mucho”), siendo adecuados según Martínez-Abad y Rodríguez-Conde (2017). Se genera una puntuación total en un solo factor. Los elementos se detallan en la Tabla I.

Escala de Autoeficacia General (GSE) (Adaptación española por Schwarcer y Baessler, 1996, validada por Sanjuan et al., 2000)

Evalúa el sentimiento estable de competencia personal para gestionar eficazmente una amplia variedad de situaciones en cualquier edad. Consta de 10 ítems con escalas Likert de 4 puntos (“Nunca lo pienso”, “Rara vez lo pienso”, “A menudo pienso así” y “Siempre lo pienso”), generando una puntuación total en un solo factor de autoeficacia a nivel general. La versión española obtuvo puntuaciones altas en consistencia interna ($\alpha = .87$). En este estudio, fue .83.

Procedimiento

Los objetivos y características del estudio fueron explicados a directores y orientadores escolares. Antes de completar los cuestionarios, las familias fueron informadas por carta sobre el propósito y el procedimiento del estudio. Se excluyeron los participantes sin el consentimiento de los padres. Se garantizó el anonimato de los participantes. Se informó a los centros educativos de la posibilidad de excluir a aquellos alumnos cuyas familias no estuvieran de acuerdo con su participación. Cada centro educativo recibió un informe con sus propios resultados tras el análisis de los datos. Se siguieron directrices éticas para la investigación educativa (British Educational Research Association, 2011). No se otorgó ninguna compensación por participar en el estudio. La aprobación ética se obtuvo de una Comisión Académica de la Universidad de Zaragoza.

Procedimiento estadístico

Procesamiento de los datos

Después de limpiar los registros en busca de inconsistencias en su finalización, se evaluaron los supuestos para el ajuste de la distribución normal calculando las estadísticas de asimetría y curtosis. Los puntos de corte propuestos por Lloret-Segura et al. (2014), [-2, 2]. Los valores iniciales de confiabilidad se estimaron utilizando el coeficiente de Cronbach. Los análisis se realizaron utilizando los softwares SAS 9.4 y R 4.1.1.

Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Para la validación de la escala COMINT, la muestra se dividió aleatoriamente en dos grupos, cada uno de los cuales contenía aproximadamente el 50% de los datos. Una de estas muestras ($n=602$) se utilizó para un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y la muestra restante ($n=643$) se utilizó para un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). En el AFE, la estructura factorial se evaluó mediante la Medida de Adecuación Muestreo de Kaiser y la prueba de esfericidad de Bartlett, con $\alpha=0,05$. El número de

factores se confirmó mediante análisis paralelo. La asignación de factores se realizó en base a valores de carga superiores a 0,4. Los parámetros se estimaron utilizando métodos de máxima verosimilitud. Se estimaron las propiedades del modelo seleccionado, incluida la confiabilidad de los ítems, la extracción de varianza, las cargas estandarizadas y sus respectivos valores de la prueba t.

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

La estructura identificada en el EFA se confirmó a través de AFC mediante métodos de máxima verosimilitud. El ajuste del modelo se evaluó utilizando las estadísticas y puntos de corte propuestos por Hu y Bentler (1999): 1) Índice de ajuste comparativo (CFI) $> 0,95$ y raíz cuadrática media estandarizada residual (SRMR) $< 0,09$; o 2) Error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) $< 0,05$ y SRMR $< 0,06$. Si no se alcanzaron los valores de ajuste, se consideró la revisión del modelo. Se sugirieron cambios utilizando multiplicadores de Lagrange, la prueba de Wald y justificación teórica. Se aceptaron cambios en el modelo si la variación en el estadístico χ^2 era significativa con $p < 0,05$.

Modelo de Ecuaciones Estructurales (SEM)

Para la validación externa, se empleó la escala GSE en el contexto del Modelado de Ecuaciones Estructurales (SEM). En el modelo estructural propuesto, el nivel de CC influye directamente en la autoeficacia.

Finalmente, se probó la invarianza en cuatro grupos de población: chicas y chicos, mayores de 14 años (mayores) y menores de 14 años (menores), así como comparaciones entre las medias de las puntuaciones de los grupos.

Resultados

La evaluación inicial de los ítems del instrumento demostró valores adecuados relacionados con la distribución normal, por lo que el método

de máxima verosimilitud se alinea con los objetivos posteriores de estimación de parámetros, como se muestra en la Tabla II. Se alcanzaron valores óptimos del coeficiente de Cronbach para el análisis requerido ($\alpha = .80$). Generalmente, los valores de correlación más bajos fueron producidos por la pregunta C12, Tabla II.

TABLA II. Estadística, matriz de correlación de Pearson entre ítems COMINT y cargas factoriales

Item		Skewness	Kurtosis	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	λ
C1	Tengo la capacidad de expresar perfectamente lo que quiero decir.	-0.45	-0.27								.583*
C2	Soy capaz de entender y expresarme en inglés.	-0.20	-0.88	.29							.398
C3	Sé planificar la parte económica de los proyectos.	-0.27	-0.29	.42	.39						.625*
C4	Me manejo sin problemas con las tecnologías y redes sociales	-1.23	1.12	.31	.25	.34					.505*
C5	Soy consciente de todo lo que aprendo cuando participo en actividades extraescolares	-0.92	0.62	.33	.27	.36	.36				.594*
C6	Conozco personas diferentes a mí y sé cómo relacionarme con ellas.	-0.90	0.44	.41	.21	.32	.35	.40			.587*
C7	Suelo proponer nuevas actividades o nuevas formas de hacer las cosas.	-0.32	-0.38	.36	.25	.42	.24	.41	.40		.649*
C8	Puedo explicar aspectos culturales de mi país de forma creativa.	-0.26	-0.49	.43	.22	.41	.24	.37	.37	.52	.637*

Nota. λ =cargas factoriales; * Cargas factoriales $>0,4$.

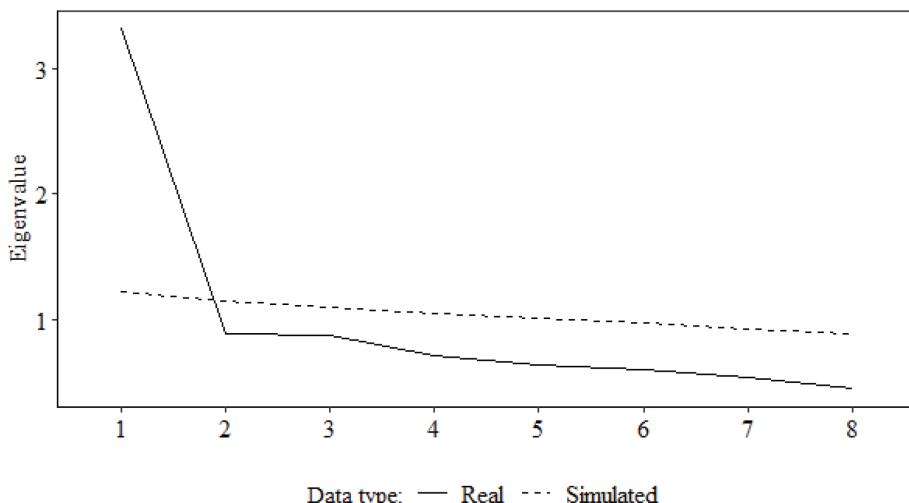
Fuente: elaboración propia.

Se obtuvo una medida de adecuación muestral de $KMO=.86$ y se rechazó la prueba de Bartlett con $p<0.01$. El análisis paralelo identificó un único factor (valor propio observado = 3,32 frente a valor crítico simulado = 1,23), como se muestra en el Gráfico I.

A partir del factor seleccionado se estimaron las cargas factoriales de los ítems (λ). El único ítem que no cumplió con el punto de corte fue el C2, como se muestra en el Gráfico II. Sin embargo, la diferencia fue solo de centésimas de unidad, por lo que se consideró para reevaluación en el CFA para decidir sobre su inclusión.

En la etapa de confirmación del modelo, en el CFA, como se indicó inicialmente, fueron presentados todos los ítems iniciales, con la salvedad de que el ítem C2 ya presentaba problemas de validez convergente. En la primera evaluación de confirmación del modelo se encontró que el modelo no cumplió con los puntos de corte para ajuste adecuado ($RMSEA=0.096$ y $CFI=0.91$), como se muestra en la Tabla III. Por lo tanto, se evaluaron índices de modificación. La prueba de Wald no encontró ningún parámetro fuera de significación, a diferencia del multiplicador de Lagrange, que identificó

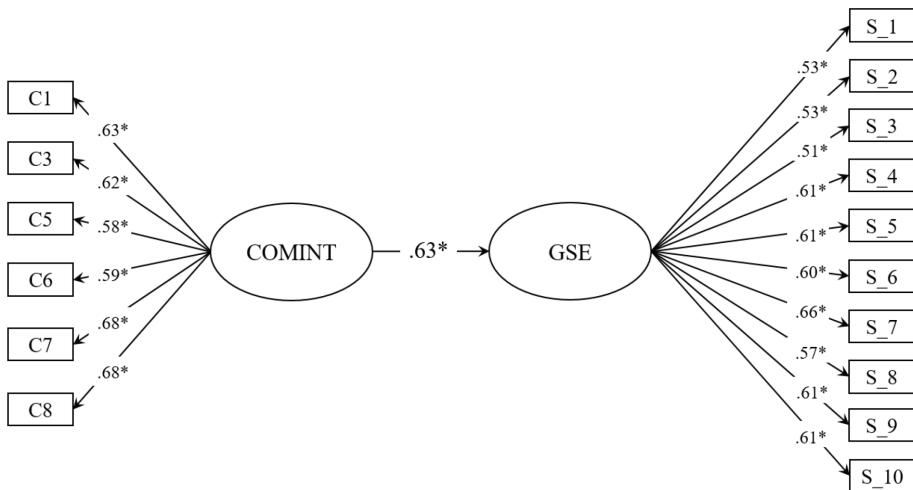
GRÁFICO I. Análisis paralelo para los ítems COMINT



Nota. El número de factores anteriores a la intersección de la línea de los valores observados con los valores simulados indica el número de factores identificados.

Fuente: elaboración propia.

GRÁFICO II. Modelo con cargas factoriales y correlación global



Nota. * $p < 0.05$.

Fuente: elaboración propia.

TABLA III. Índices de bondad de ajuste del modelo

Modelo	χ^2	d. f.	$\Delta \chi^2$	Δ d. f.	Prob. > χ^2	CFI	SRMR	RMSEA	(RMSEA CL90)
Modelo de referencia	1393.2	28							
modelo original	139.3	20	1253.9	8	<0.01	0.91	0.051	0.096	(0.082-0.112)
Modelo sin C2	74.0	14	65.3	6	<0.01	0.95	0.040	0.082	(0.064-0.101)
Modelo sin C4	43.5	9	30.5	5	<0.01	0.97	0.033	0.077	(0.055-0.101)

Nota. χ^2 =chi-cuadrado; d. f.=grados de libertad; CFI=Índice de Ajuste Comparativo; SRMR=Residual cuadrático medio estandarizado; RMSEA=Error cuadrático medio de aproximación; RMSEA CL90=RMSEA Límites de confianza del 90 %. El modelo base corresponde a aquél en el que no se considera la estructura factorial. Δ , corresponde a la diferencia entre el modelo modificado versus el modelo anterior. * $p < 0.05$.

Fuente: elaboración propia.

multicolinealidad entre los ítems C2 y C3. Dado que anteriormente el ítem C2 había presentado problemas de convergencia, se tomó la decisión de eliminarlo del modelo. En este nuevo modelo, el criterio CFI aún se mantuvo por debajo del nivel definido (CFI=0,949). Del análisis del índice multiplicador de Lagrange se encontró que el ítem C4 presentaba colinealidad con el C8. Al analizar el ítem, se identificó como una pregunta relacionada con el uso de tecnologías de la información. Considerando que el ítem eliminado anteriormente también tenía un componente de uso tecnológico, como el dominio del inglés, se podría pensar que estos dos ítems deberían evaluarse de forma independiente.

El nuevo modelo evaluado sin ítems C2 y C4 alcanzó niveles de ajuste óptimos. Sus propiedades de medición se estimaron en este modelo final, como se muestra en la Tabla IV. En general, los valores estuvieron muy cerca de los estándares óptimos considerados para estos criterios: confiabilidad >.39, confiabilidad compuesta: .7 -0.9 y varianza extraída >.49.

TABLA IV. Propiedades de medición del modelo final

Item	Confiabilidad	Carga estandarizada	Valor t	Varianza extraída estimada
	0.81 ^a			
C1	0.42	0.64	22.68	0.42
C3	0.38	0.61	20.63	
C5	0.37	0.61	20.07	
C6	0.37	0.61	20.43	
C7	0.47	0.69	25.73	
C8	0.50	0.71	27.75	

Nota. ^a Fiabilidad compuesta.

Fuente: elaboración propia.

El análisis SEM para la validación COMINT como predictor de GSE demostró un nivel óptimo de ajuste para RMSEA, SRMR y CFI (0,05, 0,04 y 0,94, respectivamente), con la relación esperada significativa y positiva entre los dos constructos. ($\beta=0,63$, $p<0,001$), como se muestra en el Gráfico II.

Finalmente, del análisis de invarianza para los cuatro grupos (chicos y chicas menores, y chicos y chicas mayores), se encontró que los modelos sin restricciones ni en medias ni en estructura de covarianza mostraron consistentemente valores SRMR óptimos, y los valores de mejor ajuste, como se muestra en la Tabla V, con excepción de las chicas mayores. Este resultado está en línea con Hu y Bentler (1999), ya que proponen que esta estadística es sensible para identificar problemas en la estructura de covarianza.

Dejando la estructura de covarianza y las medias sin restricciones para cada subgrupo, se estimaron sus regresores, como muestra la Tabla VI. Un patrón a destacar en la medición de las CC es cómo los valores de los estimadores tienden a disminuir para las chicas al comparar mayores con menores, a diferencia de los chicos, para quienes casi todos los regresores aumentan en la transición de menores a mayores. Las implicaciones de este comportamiento se dan al considerar que estos regresores miden el

TABLA V. Análisis de invarianza para los cuatro grupos

Modelo	Grupo	Contribución al χ^2 (%)	SRMR	GFI	NFI
Invariante	Total	100	.078	.98	.80
	chicos menores	19	.069	.98	.83
	chicos mayores	25	.080	.97	.80
	chicas menores	29	.070	.98	.81
	chicas mayores	27	.095	.97	.75
Variante en medias y estructura de covarianza	Total	100	.048	.98	.86
	chicos menores	20	.043	.99	.87
	chicos mayores	22	.046	.98	.88
	chicas menores	29	.045	.98	.86
	chicas mayores	30	.059	.98	.81
Variante en estructura media	Total	100	.066	.98	.83
	chicos menores	20	.056	.98	.85
	chicos mayores	23	.069	.98	.85
	chicas menores	28	.061	.98	.84
	chicas mayores	29	.079	.97	.78

Nota. Menores = adolescentes más jóvenes (12-14 años); Mayores = adolescentes mayores (14-18 años).
Fuente: elaboración propia.

TABLA VI. Comparación de la estructura de covarianza

Predictor	Item	MODELO (ESTIMACIÓN, ERROR ESTÁNDAR)					
		Chicos			Chicas		
		Menores	Mayores	Cambio	Menores	Mayores	Cambio
Competencias Clave (COMINT)	C1	.636 (.041)	.707 (.038)	↑	.633 (.038)	.509 (.055)	↓
	C3	.634 (.041)	.574 (.047)	↓	.699 (.034)	.515 (.054)	↓
	C5	.575 (.045)	.685 (.040)	↑	.535 (.044)	.503 (.055)	↓
	C6	.595 (.043)	.643 (.043)	↑	.584 (.041)	.560 (.052)	↓
	C7	.677 (.038)	.708 (.038)	↑	.638 (.038)	.681 (.045)	↑
	C8	.633 (.041)	.659 (.042)	↑	.740 (.032)	.666 (.045)	↓
Autoeficacia General (GSE)	S_1	.430 (.052)	.586 (.045)	↑	.562 (.042)	.532 (.050)	↓
	S_2	.513 (.048)	.510 (.050)	↓	.560 (.042)	.487 (.052)	↓
	S_3	.501 (.048)	.587 (.045)	↑	.474 (.047)	.518 (.050)	↑
	S_4	.561 (.045)	.614 (.043)	↑	.619 (.038)	.598 (.045)	↓
	S_5	.603 (.042)	.685 (.038)	↑	.546 (.043)	.568 (.047)	↑
	S_6	.505 (.048)	.585 (.045)	↑	.573 (.041)	.704 (.037)	↑
	S_7	.654 (.039)	.719 (.035)	↑	.635 (.037)	.637 (.042)	↑
	S_8	.510 (.048)	.576 (.046)	↑	.586 (.040)	.597 (.045)	↑
	S_9	.570 (.044)	.614 (.043)	↑	.596 (.040)	.632 (.043)	↓
	S_10	.544 (.046)	.585 (.045)	↑	.625 (.038)	.615 (.044)	↓
COMINT	GSE	.668 (.046)	.571 (.053)	↓	.677 (.041)	.593 (.056)	↓

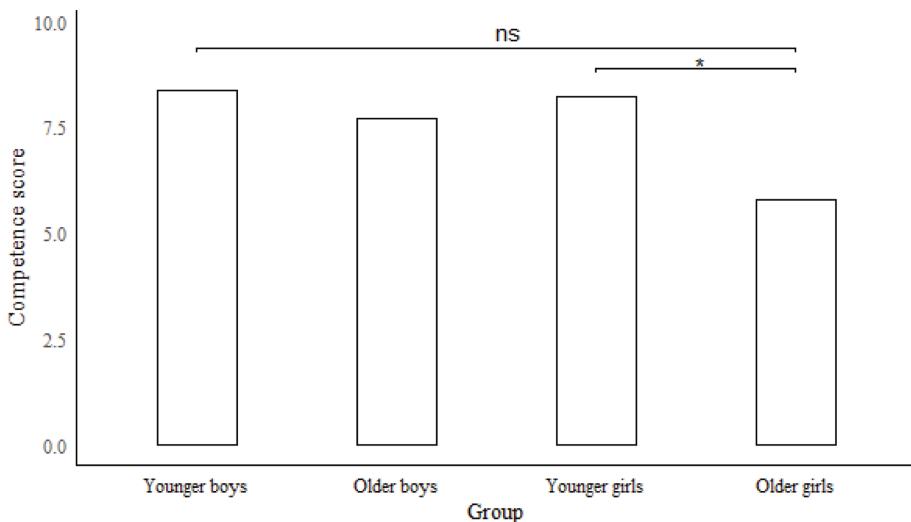
Nota. Menores = adolescentes más jóvenes (12-14 años); Mayores = adolescentes mayores (14-18 años). Las flechas indican si el valor estimado es mayor (↑) en individuos de mayor edad que en los más jóvenes, o viceversa (↓), tanto para chicas como para chicos.

Fuente: elaboración propia.

grado de convergencia de las preguntas al factor, lo que implicaría que para los chicos de mayor edad se está logrando una evaluación de las CC más precisa en comparación con las chicas del mismo rango de edad.

Por último, la comparación de los valores medios de competencia entre los diferentes grupos no mostró diferencias en el nivel $\alpha=0,05$. Sin embargo, en el nivel $\alpha=0,1$, se observa que la competencia promedio de las chicas mayores es menor que la de las menores (Gráfico III).

GRÁFICO III. Contrastes de los valores medios del modelo sin restricciones para la puntuación CC



Nota. Menores/Younger = 12-14 años; Mayores/Older = 14-18 años. Ns = no significativo ($p<0,05$);

* $p<0,1$.

Fuente: elaboración propia.

Discusión

Los objetivos de esta investigación fueron validar la escala COMINT bajo el marco de la Psicología Positiva y el DPA, analizar las asociaciones entre los constructos CC y GSE, y analizar las diferencias en edad y sexo.

Respecto a la primera hipótesis, las características psicométricas de la escala COMINT, creada bajo el enfoque de la UE (Unión Europea, 2006), son adecuadas en adolescentes españoles, aunque es necesario aclarar el grado de confirmación de esta hipótesis. Con respecto a la validez de constructo, se adoptó el modelo unifactorial, basado en la consistencia del AFC. Además de esta estructura unifactorial que presenta el modelo con mejor ajuste de los propuestos, se encontró una alta consistencia interna, lo que demuestra la adecuación de todos los ítems como indicadores del constructo. Así, los índices AFC revelan que el modelo supone una aproximación adecuada a los datos.

La escala COMINT es válida en la estructura interna como se informa en la versión unidimensional original. A pesar de ello, se han encontrado diferencias entre los pesos factoriales de la escala, especialmente los índices más bajos de los ítems C2 y C4, que abordan lengua extranjera y competencias digitales, respectivamente. Parece razonable que no todas las CC tengan una relación tan estrecha entre ellas, porque si funcionaran igualmente en un mismo factor, sería incluso un problema, ya que no habría diferencias en los perfiles de aprendizaje. Por lo tanto, desde un punto de vista teórico, la eliminación de tales ítems ayudaría a preservar la validez de contenido del instrumento hacia las competencias “blandas”. Los ítems C2 y C4 harían referencia a competencias “duras”, que vendría a ser otro factor teórico distinto. El nuevo modelo evaluado sin los dos elementos alcanzó niveles de ajuste óptimos. De hecho, si se pretendiera evaluar cada una de las ocho competencias se debería tener un instrumento mucho más grande y que corre el riesgo de confluir nuevamente a un único factor, por lo que, en general, todas las competencias tienden a ser evaluadas por los jóvenes, como competencias o habilidades blandas.

Cabe mencionar también que la escala COMINT, a diferencia de las escalas que evalúan las CC bajo el enfoque de la UE tiene dos aspectos positivos: 1) considera los ítems que representan las CC de la UE, y 2) su escaso número de ítems facilita su implementación en el trabajo de campo. De hecho, nuestro objetivo fue crear un instrumento parsimonioso que evaluara las CC como un constructo global, como parte de la evaluación de un programa institucional de educación no formal (Serrano et al., 2013).

Siguiendo la segunda hipótesis, se confirma que los constructos CC y GSE tienen relaciones estadísticamente significativas, tal y como se deduce del modelo SEM. Existe evidencia de validez convergente con la GSE, que podría revelar un perfil competencial similar (Bandura, 1987, 2006; Baartman y Ruijs, 2011) en adolescentes. Así, la GSE es una fuente para el desarrollo de todas las CC, con elementos contextuales comunes, tanto para la GSE como para las CC. Muestra que la percepción de competencia general de los jóvenes está relacionada con su percepción de competencia educativa, como se esperaba con base en la literatura previa (Rama y Sarada, 2017; Sundström, 2006), y esta percepción es relevante para los activos personales de DPA (Balaguer et al., 2020, 2022). Así, GSE contribuye al desarrollo de las CC en adolescentes. Tanto la GSE como las CC tienen elementos contextuales comunes. Este resultado también

confirma la validez externa de la escala COMINT, ya que la escala GSE obtuvo altos índices de bondad de ajuste para el modelo.

Considerando la tercera hipótesis, los resultados revelan diferencias evolutivas y de sexo. De hecho, el grupo de chicas mayores –que representan la adolescencia media– ha obtenido niveles más bajos en ambas escalas, en comparación con los otros tres grupos. En el caso de las CC, Gregorová et al. (2016) también encontraron una disminución en las medias de las CC cuando los adolescentes alcanzan los 14-15 años. Esto podría deberse a que las demandas y presiones del entorno aumentan con el paso de los años (Schunk y Pajares, 2002), pues de manera progresiva, a lo largo de la adolescencia se juzga con mayor precisión las propias capacidades, aunque tales capacidades no disminuyan necesariamente (Vecchio et al., 2007).

Sin embargo, los resultados en GSE difieren de otras investigaciones con muestras de adolescentes, tanto españolas (p. ej. Balaguer et al., 2020, 2022; Espada et al., 2017; Orejudo et al., 2013) como no (p. ej. Lönnfjord y Hagquist, 2018; Marcionetti y Rossier, 2019), en las que no se han encontrado diferencias significativas en GSE por sexo. Sin embargo, no se han controlado por la variable edad.

En cuanto a la aplicabilidad, si bien el instrumento muestra indicadores adecuados de confiabilidad interna y externa, la escala COMINT puede subestimar los puntajes en chicas de la adolescencia media-tardía. En cuanto a eso, considerando que el instrumento unifactorial puede usarse sin restricciones en los adolescentes más jóvenes, para la adolescencia media y tardía puede ser necesario un instrumento con más de un factor. De todos modos, la escala COMINT es una escala confiable y válida para evaluar las CC en adolescentes, tanto en contextos educativos formales como no formales.

Limitaciones

En cuanto a las limitaciones, por un lado, la escala COMINT contiene un único ítem para evaluar cada una de las CC, lo que reduce la solidez de los resultados. Sin embargo, la herramienta fue propuesta preferentemente para evaluar las CC como constructo general, en investigaciones que buscan analizar la relación con diversos constructos de la Psicología

Positiva y el DPA, tanto individuales como contextuales, reduciendo así el sesgo de fatiga de los participantes. En base a este número limitado de ítems, una validación de contenido mediante un juicio de expertos contribuiría a mejorar la validez de cara a futuras investigaciones.

Por otro lado, sólo se recogieron datos sobre las percepciones de los adolescentes. Esto implicó un sesgo que podría haber aumentado el tamaño de la relación entre las diferentes variables analizadas. Por ejemplo, los datos relacionados con los valores por etapa adolescente volvieron a demostrar tener un perfil vinculado a sesgos presentes en otros instrumentos de autoinforme. Se hizo referencia a puntuaciones más bajas en las CC de las chicas mayores, en comparación con la adolescencia temprana de ambos sexos que, teóricamente, habrían desarrollado un nivel de competencia más bajo que el que tendrían las chicas mayores. Sin embargo, al evaluar con un autoinforme, la percepción subjetiva no corresponde a un criterio externo, sino a un juicio de valor personal. Ésta es, sin duda, la mayor limitación del instrumento. En este caso, sería aconsejable establecer baremos vinculados a grupos de edad.

En cuanto a las puntuaciones de los participantes, en todos los casos suelen ser altas. Este posible sesgo de retroalimentación positiva también se ha mostrado en otros instrumentos de competencias (Baartman y Ruijs, 2011; Gómez et al., 2013; Olmos y Mas, 2018). Una posible explicación a este resultado podría deberse a que son pocos los adolescentes que no consideran tener competencias y autoeficacia o porque, en el caso del GSE, esta escala genera un escaso rango de variación de respuestas. También se debe considerar que COMINT muestra una estructura factorial invariante a lo largo de las diferencias relacionadas con el sexo y la etapa adolescente.

En cualquier caso, esta sobreestimación de los niveles competenciales autopercibidos puede ser un elemento positivo y favorable de los procesos de aprendizaje de autorregulación, en la medida en que contribuyen a un mejor autoconcepto y confianza de los jóvenes en su potencial de aprendizaje y oportunidades de formación (Gómez et al., 2013). Además, una ligera sobreestimación del propio nivel de competencia es positiva, ya que requiere audacia, confianza, autoconcepto favorable, afrontar tareas complejas y persistir en los contratiempos (Baartman y Ruijs, 2011) como constructos prevalentes en los modelos de DPA (Oliva et al., 2010).

Futuras investigaciones

La UE (2006) defiende el derecho universal a una educación, una formación y un aprendizaje permanente inclusivos y de calidad que desarrollen las CC para la realización y el desarrollo personal, la empleabilidad, la inclusión social y la ciudadanía activa. Para hacer eficaz una autoevaluación competencial que fomente el aprendizaje autónomo es necesario obtener instrumentos válidos y confiables que evalúen las CC en jóvenes (Comisión Europea, 2018) con una perspectiva de desarrollo competencial en diferentes contextos (Balaguer et al., 2022).

Precisamente, la escala COMINT se basa en el marco político-educativo de la UE (2006) y el marco de la Psicología Positiva (López et al., 2018; Maddux, 2002) y el DPA desde la percepción de las competencias personales y sociales (Balaguer et al., 2020, 2022; Orejudo et al., 2013; Oliva et al., 2010). Persigue la implicación de los adolescentes en el proceso de evaluación, así como la autorreflexión y retroalimentación en los procesos de aprendizaje en contextos educativos formales y no formales, promoviendo un papel activo en la evaluación que promueva el desarrollo de estrategias de autorregulación (Gómez et al., 2013; Zimmerman, 2005) y la percepción de autoeficacia (Bandura, 2006; Olmos y Mas, 2018). Es útil para futuras investigaciones comparar la escala COMINT con otras medidas de DPA.

A nivel científico, es necesario recopilar evidencia de las relaciones de las CC con otros constructos de la psicología positiva (p. ej., López et al., 2018) que implican la promoción de las CC. Además, en futuros estudios sería relevante contrastar las CC de los adolescentes a través de las valoraciones de sus padres y profesores. Asimismo, se necesitan futuras investigaciones utilizando la escala COMINT para verificar su funcionamiento en adolescentes de otros países, tanto en la evaluación de programas como en el campo de la psicología positiva y del desarrollo.

Conclusión

Teniendo en cuenta las recomendaciones de la UE (2006) y la Comisión Europea (2018) sobre la importancia de la evaluación de las CC, la escala COMINT constituye un instrumento adecuado para una autoevaluación completa de las CC de forma rápida y sencilla. Por este motivo, puede

resultar útil, por un lado, para la investigación en el ámbito psicoeducativo, concretamente en el ámbito de la psicología positiva y el DPA. De hecho, permite recoger datos en estudios que relacionan las CC con otros constructos de la Psicología Positiva y el DPA. Por otro lado, en el ámbito aplicado, especialmente en la educación no formal, la escala COMINT es adecuada para conocer el desarrollo de las CC en jóvenes tras participar en programas de educación formal o no formal.

La escala también sirvió para ayudar a los jóvenes a reflexionar sobre sus competencias percibidas. A través de este enfoque, no solo se pretendía recopilar datos de las CC, sino que el cumplimiento real del autoinforme también implicó la implementación de estrategias metacognitivas que estimularon la autorregulación del proceso de aprendizaje (Baartman y Ruijs, 2011) y el reconocimiento de la autoeficacia (Rama y Sarada, 2017; Sundström, 2006). En este sentido, COMINT, al igual que otras escalas de competencias, se convierte no sólo en un instrumento sino también en una tarea evaluativa orientada al aprendizaje estratégico (Gómez et al., 2013).

Referencias bibliográficas

- Baartman, L., y Ruijs, L. (2011). Comparing students' perceived and actual competence in higher vocational education. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 36(4), 385-398. <https://doi.org/10.1080/02602938.2011.553274>
- Balaguer, Á., Orejudo, S. Ledo, C., y Cardoso, M. J. (2020). Extracurricular activities, positive parenting and personal positive youth development. Differential relations between sex, age, and academic trajectories. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 18(2), 179-206. <http://doi.org/10.25115/ejrep.v18i51.2929>
- Balaguer, Á., Benítez, E., de la Fuente, J., y Osorio, A. (2022). Structural empirical model of personal positive youth development, parenting, and school climate. *Psychology in the Schools*, 59(3), 451-470. <https://doi.org/10.1002/pits.22620>
- Bandura, A. (1987). *Pensamiento y acción. Fundamentos sociales*. Martínez Roca.

- Bandura, A. (2006). Adolescent development from an agentic perspective. In F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents* (5, 1-43). Information Age Publishing.
- Braun, E., Woodley, A., Richardson, J. T., y Leidner, B. (2012). Self-rated competences questionnaires from a design perspective. *Educational Research Review*, 7(1), 1-18. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2011.11.005>
- British Educational Research Association (2011). *Ethical Guidelines for Educational Research*. London: BERA. Available at: <https://www.bera.ac.uk/wp->
- Comisión Europea (n.d.). *Council Recommendation on key competences for Lifelong Learning. Official website of the Unión Europea*. https://ec.europa.eu/education/education-in-the-eu/council-recommendation-on-key-competences-for-lifelong-learning_en
- Comisión Europea (2018). *Accompanying the document Proposal for a COUNCILRECOMMENDATIONonkeycompetencesforLifeLongLearning*. <http://data.consilium.europa.eu/doc/document/ST-5464-2018-ADD-2/EN/pdf>
- Delors, J. (1996). *Learning: The Treasure Within*. UNESCO. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000109590>
- Espada, J. P., González, M. T., Orgilés, M., Carballo, J. L., y Piqueras, J. A. (2017). Validación de la Escala de Autoeficacia General con adolescentes españoles. *Electronic Journal of Research in Education Psychology*, 10(26), 355-370. <http://dx.doi.org/10.25115/ejrep.v10i26.1504>
- Gómez, M. A., Rodríguez, G. e Ibarra, M. S. (2013). COMPES: Autoinforme sobre las competencias básicas relacionadas con la evaluación de los estudiantes universitarios. *Estudios sobre Educación*, 24, 197-224.
- Gregorová, A. B., Heinzová, Z., y Chovancová, K. (2016). The impact of service-learning on students' key competences. *International Journal of Research on Service-Learning and Community Engagement*, 4(1), 367-376.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Kabir R. S. y Sponseller A. C. (2020). Interacting With Competence: A Validation Study of the Self-Efficacy in Intercultural Communication Scale-Short Form. *Frontiers in Psychology*, 11, 2086. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.02086>

- Kan, A. Ü., y Murat, A. (2020). Examining the self-efficacy of teacher candidates' lifelong learning key competences and educational technology standards. *Education and Information Technologies*, 25, 707-724. <https://doi.org/10.1007/s10639-019-10072-8>
- Karatepe, R. (2022). *Analysis of the structural equality model of the Turkish qualifications framework key competences of secondary students and investigation of the levels of competencies*. [Unpublished Doctoral Dissertation]. Mersin University.
- Karatepe, R., y Cenk, A. (2023). An examination of high school students' key competences skills. *Dokuz Eylül Üniversitesi Buca Eğitim Fakültesi Dergisi*, (56), 649-681. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/2873683>
- Linley, P. A., y Joseph, S. (2004). Applied Positive Psychology: A New Perspective for Professional Practice. In P. A. Linley & S. Joseph (Eds.), *Positive Psychology in Practice* (pp. 3-12). Wiley.
- Lleixà, T., Capllonch, M., y González, C. (2015). Competencias básicas y programación de Educación Física. Validación de un cuestionario diagnóstico. *Retos. Nuevas tendencias en Educación Física, Deporte y Recreación*, 27, 52-57. <https://deposit.ub.edu/dspace/bitstream/2445/101341/1/646832.pdf>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernandez-Baeza, A., y Tomas-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169. <http://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Lönnfjord, V., y Hagquist, C. (2018). The psychometric properties of the Swedish version of the general self-efficacy scale: A Rasch analysis based on adolescent data. *Current Psychology*, 37(4), 703-715. <https://doi.org/10.1007/s12144-016-9551-y>
- Lopez, S. J., Pedrotti, J. T., y Snyder, C. R. (2018). *Positive psychology: The scientific and practical explorations of human strengths*. Sage Publications.
- Maddux, J. E. (2002). Self-Efficacy: The Power of Believing You Can. In: C.R. Synder, Shane J. Lopez (Eds). *Handbook of positive psychology*, 277-287. Oxford university press.
- Marcionetti, J., y Rossier, J. (2019). A Longitudinal Study of Relations among Adolescents' Self-Esteem, General Self-Efficacy, Career Adaptability, and Life Satisfaction. *Journal of Career Development*, 48(4), 475-490. <https://doi.org/10.1177/0894845319861691>

- Martínez-Abad, F., y Rodríguez-Conde, M. J. (2017). Comportamiento de las correlaciones producto-momento y tetracórica-policórica en escalas ordinales: Un estudio de simulación. *RELIEVE - Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa*, 23(2). <https://doi.org/10.7203/relieve.23.2.9476>
- Meroño, L., Calderón Luquin, A., Arias Estero, J. L., y Méndez Giménez, A. (2018). Diseño y validación del cuestionario de percepción del profesorado de Educación Primaria sobre el aprendizaje del alumnado basado en competencias (# ICOMpri2). *Revista Complutense de Educación*, 29(1), 215-235. <http://dx.doi.org/10.5209/RCED.52200>
- Mulder, M., Weigel, T., y Collins, K. (2007). The concept of competence in the development of vocational education and training in selected EU member status: a critical analysis. *Journal of Vocational Education & Training*, 59(1), 67-88.
- Nordin, A., y Sundberg, D. (2021). Transnational competence frameworks and national curriculum-making: the case of Sweden. *Comparative Education*, 57(1), 19-34. <https://doi.org/10.1080/03050068.2020.1845065>
- Oliva, A., Ríos, M., Antolín, L., Parra, A., Hernando, A. y Pertegal, M. A. (2010). Más allá del déficit: construyendo un modelo de desarrollo positivo adolescente. *Infancia y Aprendizaje*, 33(2), 223-234. <https://doi.org/10.1174/021037010791114562>
- Olmos, P. y Mas, O. (2018). Validación de AUTOCOM: autoevaluación de las competencias básicas de jóvenes en el marco de programas formativos de segunda oportunidad. *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, 20(4), 49-61.
- Orden ECD/65/2015, de 21 de enero, por la que se describen las relaciones entre las competencias, los contenidos y los criterios de evaluación de la educación primaria, la educación secundaria obligatoria y el bachillerato. *Boletín Oficial del Estado*, 25, de 29 de enero de 2015, 6986-7003. <https://boe.es/boe/dias/2015/01/29/pdfs/BOE-A-2015-738.pdf>
- Orejudo, S., Aparicio, L., y Cano, J. (2013). Competencias personales en estudiantes españoles que siguen distintas trayectorias académicas. Aportaciones y reflexiones desde la psicología positiva. *Journal of Behavior, Health & Social Issues*, 5(2), 63-78. <https://doi.org/10.5460/jbhs.v5.2.42253>

- Rama, S., y Sarada, S. (2017). Role of self-esteem and self-efficacy on competence-A conceptual framework. *Journal of Humanities and Social Science*, 22(2), 33-39. <http://doi.org/10.9790/0837-2202053339>
- Ramírez-García, A., Gutiérrez-Arenas, M. P., y Corpas-Reina, C. (2018). La competencia conocimiento e interacción con el mundo físico: autoevaluación del alumnado de Educación Primaria. Contextos Educativos. *Contextos educativos*, 22, 9-28. <http://doi.org/10.18172/con.3132>
- Rychen, D. S., y Salganik, L. H. (2003a). Definition and selection of competencies: Theoretical and conceptual foundations (DeSeCo). *Summary of the final report: "Key Competencies for a Successful Life and a Well-Functioning Society*.
- Rychen, D. S., y Salganik, L. H. (2003b). *Highlights from the OECD Project Definition and Selection Competencies: Theoretical and Conceptual Foundations (DeSeCo)*.
- Rychen, D. S., y Salganik, L. H. (2001). *Defining and selecting key competencies*. Hogrefe & huber publishers.
- Sala, A., Punie, Y., Garkov, V., y Cabrera Giraldez, M. (2020). *The European Framework for Personal, Social and Learning to Learn Key Competence*. Publications Office of the Unión Europea. <https://doi.org/10.2760/302967>
- Sanjuán, P., Pérez, A., y Bermúdez, J. (2000). Escala de autoeficacia general: datos psicométricos de la adaptación para población española. *Psicothema*, 12(2), 509-513. <http://www.psicothema.com/psicothema.asp?id=615>
- Schunk, D. H., y Pajares, F. (2002). The development of academic self-efficacy. In A. Wigfield & J. Eccles (Eds.), *Development of achievement motivation* (pp. 16–31). San Diego Academic Press.
- Schwarzer, R., y Baessler, J. (1996). Evaluación de la autoeficacia: Adaptación española de la escala de Autoeficacia General. *Ansiedad y estrés*, 2(1), 1-8.
- Seligman, M. E. P. y Csíkszentmihályi, M. (2000). Positive Psychology: An Introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5-14. <https://doi.org/10.1037//0003-066X.55.1.5>
- Serrano, B., Fanjul, L. y Jiménez, N. (2013). *Promoción de la salud en educación no formal*. Instituto Aragonés de la Juventud.
- Snyder, F., Acock, A., Vuchinich, S., Beets, M., Washburn, I. y Flay, B. (2013). Preventing negative behaviors among elementary-school

- students through enhancing students' social-emotional and character development. *American Journal of Health Promotion*, 28(1), 50-58.
- Sundström, A. (2006). *Beliefs about perceived competence. A literature review*. Umea University.
- Tahirsylaj, A. (2017). Curriculum Field in the Making: Influences That Led to Social Efficiency as Dominant Curriculum Ideology in Progressive Era in the U.S. *European Journal of Curriculum Studies* 4(1), 618–628.
- Takayama, K. (2013). OECD, 'Key Competencies' and the New Challenges of Educational Inequality. *Journal of Curriculum Studies* 45(1), 67–80.
- Unión Europea (2006). Recommendation 2006/962/EC, of the European Parliament and of the Council, of 18 December 2006, on key competences for lifelong learning. *Official Journal of the Unión Europea*, 394, 20.12.2006, 10-18. <https://www.boe.es/DOUE/2006/394/L00010-00018.pdf>
- Unión Europea (2018). Council Recommendation of 22 May 2018, on key competences for lifelong learning. *Official Journal of the Unión Europea*, C 189, 4.6.2018, 1-13. [https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:32018H0604\(01\)&from=EN](https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/PDF/?uri=CELEX:32018H0604(01)&from=EN)
- Unión Europea (2019, March). *Key competences for Lifelong Learning*. Publications Office of the Unión Europea.
- Vecchio, G. M., Gerbino, M., Pastorelli, C., Del Bove, G., y Caprara, G. V. (2007). Multi-faceted self-efficacy beliefs as predictors of life satisfaction in late adolescence. *Personality and Individual Differences*, 43(7), 1807-1818. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.05.018>
- Vizcaíno Candela, V. y Medina Ruiz, E. (2021). La certificación de competencias de los voluntarios como herramienta para mejorar el empleo juvenil y promover el voluntariado. *Itinerarios de Trabajo Social*, 1, 45-53. <https://doi.org/10.1344/its.v0i1.32332>
- Zimmerman, B. J., Kitsantas, A., y Campillo, M. (2005). Evaluación de la autoeficacia regulatoria: una perspectiva social cognitiva. *Evaluación*, 5(1), 1-21. <https://revistas.psi.unc.edu.ar/index.php/revaluar/article/viewFile/537/477>

Información de contacto: Álvaro Balaguer Estaña. Universidad de Navarra, Facultad de Educación y Psicología, Departamento de Educación. Pamplona. E-mail: abalaguer@unav.es