

Autoeficacia, autorregulación y aprendizaje cooperativo en estudiantes españoles y portugueses de Educación Secundaria

Self-efficacy, self-regulation and cooperative learning in Secondary Education Spanish and Portuguese students

Javier Fernández-Río ^{1*} 

José A. Cecchini ¹ 

José Lopes ² 

Helena Silva ² 

Ângela Leite ² 

¹ Universidad de Oviedo, Spain

² Universidad de Trás-os-Montes e Alto Douro, Portugal

* Autor de correspondencia. E-mail: javier.rio@uniovi.es

Cómo referenciar este artículo/How to reference this article:

Fernández-Río, J., Cecchini, J.A., Lopes, J., Silva, H., & Leite, Á. (2023). Autoeficacia, autorregulación y aprendizaje cooperativo en estudiantes españoles y portugueses de Educación Secundaria [Self-efficacy, self-regulation and cooperative learning in Secondary Education Spanish and Portuguese students]. *Educación XXI*, 26(1), 117-139. <https://doi.org/10.5944/educxx1.33339>

Fecha de recepción: 07/03/2022

Fecha de aceptación: 25/05/2022

Publicado online: 02/01/2023

RESUMEN

Los informes internacionales muestran resultados académicos y de abandono escolar mucho más positivos en la vecina Portugal que en España, pero las comparaciones deben tomarse con precaución. Son necesarios datos que reflejen las percepciones de los propios estudiantes sobre variables pedagógicas y psicológicas significativas para el aprendizaje. El objetivo de esta investigación fue comparar dos poblaciones similares de estudiantes de Portugal y de España en relación a la autoeficacia académica, el aprendizaje autorregulado y el aprendizaje cooperativo. Se siguió un diseño de investigación ex post facto prospectivo. Un total de 1619 estudiantes (816 portugueses, 795 españoles), enrolados en 27 centros educativos distintos de España y Portugal participaron. Sus edades oscilaron entre los 12 y los 17 años. El único requisito para participar era que hubieran experimentado en sus clases aprendizaje cooperativo en los últimos seis meses. El modelo lineal general multivariante mostró diferencias en función del país, sexo y edad. Los estudiantes portugueses puntuaron más alto en habilidades sociales, procesamiento grupal e interdependencia positiva, mientras que los españoles lo hicieron en responsabilidad individual, autoeficacia académica y autorregulación antes, durante y después. Las mujeres puntuaron significativamente más alto en todas las variables, salvo en autoeficacia académica, en la que no hubo diferencias. Respecto a la edad, según aumenta esta más disminuyen las puntuaciones en interacción promotora, autoeficacia académica y autorregulación antes, durante y después. Finalmente, el modelo lineal generalizado mostró que el procesamiento grupal y las tres dimensiones de autorregulación del aprendizaje predijeron la autoeficacia académica. En conclusión, los estudiantes portugueses percibieron que en sus clases se trabajaba de una manera más intensa el aprendizaje cooperativo. Los españoles presentaron una mayor autoeficacia académica y una mayor autorregulación del aprendizaje, lo que contradice los peores resultados obtenidos en los últimos informes PISA. Estos estudiantes podrían sufrir el efecto "Dunning-Kruger" y no ser conscientes de los conocimientos que les faltan.

Palabras clave: autorregulación, autoeficacia, aprendizaje cooperativo, rendimiento

ABSTRACT

International reports show more positive academic and drop-out results in the neighbor Portugal than in Spain, but comparisons should be considered carefully. Data which reflect students' own perceptions on pedagogical and psychological variables significant for learning are needed. The goal of this study was to compare two similar groups of students in Portugal and Spain in relation to their academic self-efficacy, self-regulated learning, and cooperative learning. An ex post facto research design was followed. A total of 1619 students (816 Portuguese, 795 Spanish) enrolled in 27 different schools in Spain and Portugal participated. Ages varied between 12 and 17 years. The only condition to participate was having experienced cooperative learning in the last six months. The multivariant lineal general model showed significant differences based on country, sex and age. Portuguese students scored significantly higher in interpersonal skills, group processing and positive interdependence,

while Spanish students scored higher in individual accountability, academic self-efficacy and self-regulated learning prior, during and after. Women scored significantly higher in all the variables except academic self-efficacy, where there were no differences. Regarding age, as it increases the scores decrease in promotive interaction, academic self-efficacy and self-regulated learning prior, during and after. Finally, the generalized linear model showed that group processing and the three dimensions of self-regulated learning predicted academic self-efficacy. In conclusion, Portuguese students perceived that cooperative learning was more intensely promoted in their classes. The Spanish students showed stronger academic self-efficacy and self-regulated learning, which contradicts the worst results obtained in the latest PISA reports. These students could suffer the “Dunning-Kruger” effect and not be aware of the knowledge they lack.

Keywords: self-regulation, self-efficacy, cooperative learning, performance

INTRODUCCIÓN

En la actualidad, el aprendizaje cooperativo es uno de los planteamientos metodológicos más usados en el contexto educativo en multitud de países. A pesar de este éxito, este modelo pedagógico es mucho más complejo que simplemente poner a un grupo de estudiantes a trabajar juntos en la resolución de una tarea (Khun, 2015). Existen cinco elementos que intermedian en la efectividad del aprendizaje cooperativo en cualquier contexto educativo (Johnson y Johnson, 2018): a) Interdependencia positiva: los miembros de un grupo consiguen el objetivo del grupo solamente si todos ellos lo consiguen; b) Responsabilidad individual: cada componente de un grupo debe ser responsable, al menos, de una parte del trabajo del grupo; c) Interacción promotora: los miembros del grupo deben apoyarse unos a otros durante la realización de la tarea; d) Procesamiento grupal: el grupo debe evaluar su funcionamiento para decidir qué elementos deben permanecer y cuáles deben ser cambiados; y e) Habilidades sociales: los miembros del grupo aprenden habilidades como compartir, animar, respetar turnos o debatir. En los últimos años, diferentes revisiones y metaanálisis han mostrado la efectividad de este planteamiento metodológico para promover el aprendizaje de los estudiantes en diferentes contextos, niveles educativos y materias de todo el mundo, lo que da muestra de sus bondades (Kumar, 2017). No obstante, en los grupos de aprendizaje cooperativo las interacciones dan lugar a procesos de co-regulación, que pueden ir desde una persona adoptando un rol principal hasta una situación de liderazgo compartido donde varios regulan las interacciones de manera equitativa (Hadwin et al., 2018). Por lo tanto, parece existir una conexión entre el aprendizaje cooperativo y la autorregulación en el aprendizaje, ya que aquellos estudiantes en clases donde se identificaban contextos efectivos de aprendizaje cooperativo mostraban más altos niveles de autorregulación y motivación (Rowntree, 2018).

Zimmerman (2002) define la autorregulación del aprendizaje como un proceso auto-dirigido a través del que los individuos transforman sus habilidades cognitivas en destrezas académicas. Un estudiante bien autorregulado usará muchas estrategias para resolver de manera efectiva diferentes problemas y poder aprender, al tiempo que reestructura sus pensamientos, sentimientos y comportamientos para optimizar el aprendizaje (Colthorpe et al., 2015). En una reciente revisión, Cousins et al. (2022) señalaron las bondades de las intervenciones basadas en la autorregulación del aprendizaje en todos los cursos de educación primaria y secundaria, con resultados positivos de rendimiento escolar incluso en el largo plazo. Diferentes autores han planteado diferentes teorías explicativas de la autorregulación del aprendizaje, pero la más usada es la de Zimmerman basada en modelos socio-cognitivos que conceptualizan el aprendizaje efectivo como un proceso cíclico de evaluación y cognición durante las actividades académicas. Así, este proceso está dirigido por la metacognición, la adaptabilidad y la motivación (Panadero, 2017). En la perspectiva cognitivo-social de la Teoría de la Autorregulación de Zimmerman se habla de tres fases cíclicas: 1. Previsión (Forethought): análisis de la tarea, establecimiento de metas y planificación de estrategias para lograrlas; 2. Rendimiento (Performance): realización de la tarea, observación del rendimiento y uso de estrategias de autocontrol para alcanzar las metas (focalización de la atención, visualización); y 3. Auto-reflexión (Self-reflection): auto-valoración (el individuo compara su actuación con un estándar: experiencias anteriores, sus compañeros; y atribución causal: las causas de sus éxitos o sus fracasos) y auto-reacción: cómo de satisfecho está con el resultado (auto-satisfacción) y cómo decide adaptar sus estrategias de aprendizaje. La fase de previsión incluye la autoeficacia, ya que contribuye a analizar el grado de esfuerzo esperado y el de dificultad, pero la autoeficacia no solo es parte de la autorregulación, sino que es un constructo motivacional importante.

La autoeficacia se puede definir como la creencia personal en las habilidades para realizar una tarea (Bandura, 1999). Se desarrolla a partir de cuatro fuentes principales (Artino, 2012): a) el rendimiento de uno a lo largo del tiempo, b) la comparación del rendimiento propio con el de otros, c) el apoyo social de otros, d) el estado afectivo y fisiológico. Su desarrollo parece necesario, ya que la investigación ha mostrado una correlación positiva entre la alta autoeficacia y el rendimiento académico (Komarraju y Nadler, 2013), pero mucho más fuerte y negativa entre la baja autoeficacia y el rendimiento académico (Burgoon et al., 2012). En una reciente revisión realizada en contextos educativos, Patricio-Gamboa et al. (2022) encontraron que la autoeficacia se relacionaba positivamente con la motivación, las actitudes y el rendimiento académico de los estudiantes. Los educadores pueden desarrollarla proporcionando múltiples oportunidades de experiencias educativas de éxito entre sus estudiantes en las distintas materias, ya que la autoeficacia no

es general, sino relacionada con un contenido/contexto específico y está asociada con la implicación del estudiante, su estilo de aprendizaje, sus hábitos de estudio (relacionados con la autorregulación), e incluso con su personalidad (Khine y Nielsen, 2022).

Los últimos informes internacionales señalan que la población estudiantil española debe mejorar sus resultados académicos en competencias lingüísticas y matemáticas (OECD, 2016). Pruebas internacionales como los informes PISA tienen como objetivo hacer comparativas entre países, y qué mejor que hacer esta comparativa entre dos países “hermanos”, como Portugal y España, que tienen proximidad geográfica, cultural y lingüística. En un reciente análisis de la evolución de los indicadores internacionales de ambos países en los últimos 10 años, López y García (2020) señalan que mientras Portugal se sitúa por debajo en riqueza y estatus socioeconómico y cultural, se sitúa muy por encima en gasto por estudiante, en todos los indicadores de resultados educativos y en políticas educativas, mientras que España vuelve a estar netamente destacada en abandono educativo, tasa de NiNis (Ni estudian, Ni trabajan) y riesgo de pobreza y exclusión social. No obstante, los resultados y las comparaciones deben tomarse con precaución a la hora de realizar cambios (Rutkowski y Rutkowski, 2016), ya que los modelos que funcionan en un contexto deben ser adaptados a las condiciones del contexto donde van a ser trasplantados para que tengan opciones de tener éxito (Caballero-García, 2010). Para ello son necesarios otro tipo de datos que reflejen las percepciones de los propios estudiantes sobre planteamientos metodológicos y variables psicológicas y pedagógicas significativas para el aprendizaje como las revisadas anteriormente. Más aún, en ocasiones los resultados de ciertos estudios pueden resultar engañosos, porque muchos estudiantes sobreestiman su rendimiento, ya que no son conscientes de sus limitaciones. A esta discrepancia entre el rendimiento percibido y el real se le llama el efecto “Dunning-Kruger” (Kruger y Dunning, 1999), y los que lo sufren se caracterizan por no ser conscientes de los conocimientos que les faltan o calibran mal sus habilidades (Jansen et al., 2021).

En base a todo lo anterior, el objetivo fundamental de la presente investigación fue comparar dos poblaciones similares de estudiantes de Portugal y de España en relación a su autoeficacia académica, el aprendizaje autorregulado y el aprendizaje cooperativo. El segundo objetivo fue comprobar si el género o la edad influían en esas interacciones. El tercer y último objetivo fue comprobar cómo interaccionaban las tres variables a estudio en la globalidad de la muestra. Tomando como referencia estos objetivos se establecieron las siguientes hipótesis: H1: la población portuguesa presentará valores superiores en autoeficacia académica, aprendizaje autorregulado y aprendizaje cooperativo; H2: los valores de las variables a estudio disminuirán con la edad, pero serán similares en varones y mujeres; y H3: el aprendizaje cooperativo y la autorregulación influirán sobre la autoeficacia académica.

MÉTODO

Participantes

Un total de 1619 estudiantes (816 portugueses y 795 españoles), enrolados en 29 centros educativos distintos de España y Portugal accedieron a participar (Tabla 1). Todos los centros participantes eran de titularidad pública y estaban distribuidos de norte a sur de la geografía de ambos países: norte: 6 Portugal, 4 España; centro: 4 Portugal, 3 España; sur: 3 Portugal, 3 España; Islas: 4 Portugal, 2 España. Las edades de los participantes oscilaron entre los 12 y los 17 años ($M = 14.96$, $SD = 1.49$). El único requisito para poder participar en esta investigación era que hubieran experimentado en sus clases técnicas de aprendizaje cooperativo a lo largo de los últimos seis meses. El tipo de muestreo utilizado fue de tipo no probabilístico por conveniencia y con inclusión voluntaria (Cohen et al., 2011).

Tabla 1

Distribución de la muestra en función de país, edad y género de los participantes

Edad	España			Portugal		
	Total	Varón	Mujer	Total	Varón	Mujer
12 años	39	22	17	39	22	17
13 años	107	56	51	112	57	55
14 años	132	71	61	143	72	71
15 años	216	92	124	206	94	112
16 años	187	87	100	192	83	109
17 años	114	58	56	124	68	56

Los análisis realizados señalaron que las muestras de ambos países eran homogéneas en cuanto a edad: $X^2(1, 1619) = .324$, sexo: $X^2(1, 1619) = .415$; tipo de colegio, todos eran de titularidad pública; y cursos participantes, desde 1º de Educación Secundaria a 2º de Bachillerato (como se puede ver en la Tabla 1).

Instrumentos

Aprendizaje Cooperativo. Se utilizaron los 15 ítems (tres por factor) del Cuestionario de Aprendizaje Cooperativo (Fernandez-Río et al., 2017b). La escala consta de cinco dimensiones: Habilidades sociales (HS; p.e. “Trabajamos el diálogo,

la capacidad de escucha y/o el debate”); Procesamiento grupal (PG; p.e. “Hacemos puestas en común para que todo el grupo conozca lo que se está haciendo”); Interdependencia positiva (IP; p.e. “Es importante la ayuda de mis compañeros para completar las tareas”); Interacción promotora (INP; p.e. “Los compañeros de grupo se relacionan e interactúan durante las tareas”); y Responsabilidad individual (RI; p.e. “Cada miembro del grupo debe participar en las tareas del grupo”). El formato de respuesta seleccionado fue la escala Likert de 5 puntos (desde uno= totalmente en desacuerdo, a cinco= totalmente de acuerdo). Se añadió una raíz común a todos los ítems al comienzo del cuestionario: “En clase...”. Como no se encontró ningún estudio que hubiera validado este instrumento al portugués, se siguieron las directrices de Muñiz et al. (2013). Dos expertos bilingües trabajaron de manera independiente para realizar un proceso de doble traducción con conciliación. Posteriormente, un comité mixto evaluó la idoneidad de ambas versiones. Finalmente, se realizó una prueba piloto con una muestra pequeña de estudiantes portugueses para identificar cualquier irregularidad en la comprensión. Los alfas de Cronbach para la población española (entre paréntesis, la portuguesa) fueron los siguientes: HS = .72 (.73), PG = .71 (.70), IP = .71 (.72), INP = .73 (.74), y RI = .72 (.73). Todos ellos aceptables.

Aprendizaje autorregulado. El Cuestionario de Estrategias de Control en el Estudio (ECE, Hernández y García, 1995) se utilizó para evaluar la autorregulación del aprendizaje e incluye tres subescalas: antes del período de estudio o de la tarea de aprendizaje (siete ítems, p.e. “Antes de ponerme a estudiar suelo considerar qué es lo que tengo que estudiar, qué actividades tengo que hacer y cuánto tiempo tengo que dedicar”), durante el período de estudio o la tarea de aprendizaje (seis ítems, p.e. “Si hay algo que no entiendo o no sé hacer, procuro no seguir adelante hasta poder resolverlo”), y después del período del estudio o tarea de aprendizaje (cuatro ítems, p.e. “Cuando he finalizado de estudiar, tengo la costumbre de hacer una revisión de todo para ver si tengo algún fallo”). El formato de respuesta seleccionado fue la escala Likert de 5 puntos (desde uno= totalmente en desacuerdo, a cinco= totalmente de acuerdo). Como no se encontró ningún estudio que hubiera validado este instrumento, se realizó el mismo proceso descrito en el instrumento anterior (Muñiz et al., 2013). Los alfas de Cronbach para la población española (entre paréntesis la portuguesa) fueron los siguientes: antes: .84 (.83), durante: .74 (.76) y después: .75 (.80). Todos ellos pueden considerarse aceptables.

Autoeficacia académica. Se utilizaron los cinco ítems de la Escala de Autoeficacia académica general, creada por Torre (2006). Esta escala posee una estructura unidimensional que evalúa de manera directa el constructo (p.e. “Me considero con la capacidad suficiente como para superar sin dificultad las asignaturas de este curso”). El formato de respuesta seleccionado fue la escala Likert de cinco puntos (desde uno= totalmente en desacuerdo, a cinco= totalmente de acuerdo). Tal y como sucedió en los instrumentos anteriores, como no se encontró ningún estudio

que hubiera validado este instrumento para estas edades en portugués, se siguió el procedimiento descrito anteriormente (Muñiz et al., 2013). El alfa de Cronbach para la población española (entre paréntesis, la portuguesa) fue el siguiente: .85 (.84). Ambos aceptables.

Con todos los datos obtenidos se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) de todos los instrumentos utilizados en ambos idiomas. Previamente se examinó la normalidad multivariada, y los coeficientes de curtosis indicaron que las muestras presentaban una distribución no-normal (Mardia, 1974). Por este motivo se utilizó el programa EQS 6.2 y se realizó un análisis basado en la utilización del estadístico Satorra-Bentler chi-cuadrado ($S-B\chi^2$; Satorra y Bentler, 1994) y de los estimadores estándar robustos, en lugar del habitual estadístico de máxima verosimilitud chi-cuadrado ($ML\chi^2$), ya que sirven como corrección para χ^2 cuando las suposiciones de distribución son violadas. Así, la investigación ha mostrado que la curtosis afecta gravemente a las pruebas de varianzas y covarianzas (DeCarlo, 1997). En particular, la curtosis multivariante es excepcionalmente perjudicial para la estimación de parámetros en el análisis SEM (Byrne, 2008). La evaluación de la bondad del ajuste de los datos se determinó sobre la base de criterios múltiples (Byrne, 2008): como índice de ajuste incremental se empleó el *CFI (Comparative Fit Index) y como medida de los índices de ajuste absoluto que determinan el grado en que el modelo predice la matriz de covarianza se utilizó el *RMSEA (Root Mean Square Error Aproximation; Browne y Cudeck, 1993) y el SRMR (Standardized Root Mean Square Residual). El *CFI representa la versión robusta del CFI, que se calcula en base al estadístico $S-B\chi^2$. Hu y Bentler (1999) sugieren un valor de .95 como indicativo de buen ajuste. El *RMSEA es una versión robusta del RMSEA ya que tiene en cuenta el error de aproximación en la población. Esta discrepancia se expresa por cada grado de libertad, por lo que es sensible a la complejidad del modelo; los valores inferiores a .05 indican un buen ajuste, y valores tan altos como .08 representan errores razonables de aproximación. Para completar el análisis también se incluyó el intervalo de confianza al 90% proporcionado por el *RMSEA. Por último, la SRMR con un valor inferior a .08 es indicativa de un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999). Todos los índices de ajuste mostraron que las escalas se ajustaban bien a los datos obtenidos, por lo que los instrumentos usados presentaban adecuadas propiedades psicométricas, tanto en castellano como en portugués (Tabla 2).

Procedimiento

El presente estudio siguió un diseño de investigación ex post facto prospectivo (Akinlua, 2019). Este tipo de estudios incluye aquellos en los que la variable independiente no puede ser manipulada y no pueden derivarse relaciones causa-efecto, porque no existen datos de pre-test. En el presente caso, un grupo de

Tabla 2
Índices de ajuste de los cuestionarios

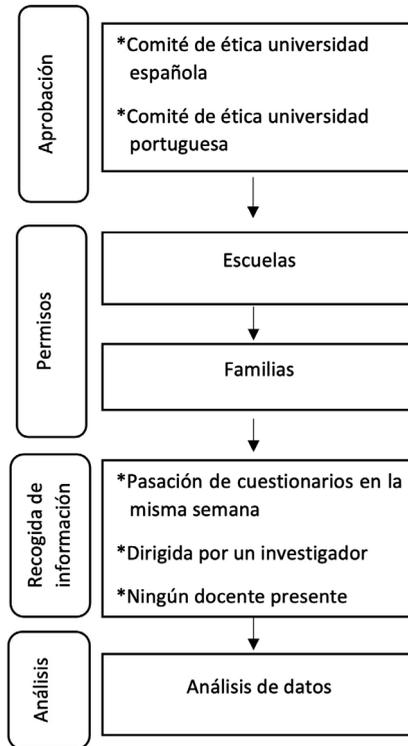
	S-B χ^2	d.f.	*CFI	*RMSEA (95% IC)	SRMR
Aprendizaje cooperativo (español)	240.77***	80	.945	.050 (.043-.058)	.041
Aprendizaje cooperativo (portugués)	153.67*	80	.963	.034 (.025-.041)	.035
Aprendizaje autorregulado (español)	27.03***	5	.975	.074 (.048-.103)	.032
Aprendizaje autorregulado (portugués)	14.79*	5	.991	.049 (.021-.079)	.021
Autoeficacia académica (español)	233.66***	116	.968	.036 (.029-.042)	.035
Autoeficacia académica (portugués)	324.04***	116	.950	.042 (.035-.048)	.035

Nota. S-B χ^2 : Satorra-Bentler chi-cuadrado; d.f.: degrees of freedom; CFI: Comparative Fit Index; RMSEA: Root Mean Square Error Aproximation; IC: Interval Confidence; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual. *p < 0.05; ***p < 0.001.

participantes que poseen una característica común, haber experimentado técnicas de aprendizaje cooperativo, son evaluados tomando en consideración otras variables. Todos los datos fueron obtenidos en un solo momento del curso académico, durante la segunda evaluación, para garantizar que los estudiantes hubieran tenido suficiente tiempo para generar una opinión estable sobre sus clases (Figura 1). En primer lugar, el proyecto obtuvo la aprobación del comité ético de la universidad del primer autor en España (23/2021), y la del tercero en Portugal (12/2021). En segundo lugar, los investigadores contactaron con diferentes colegios de su geografía para explicar el trabajo a desarrollar y obtener su permiso para contactar con las familias. Finalmente, en aquellos centros que dieron su aprobación, se explicó el proyecto a los estudiantes y a las familias, y aquellas interesadas completaron y firmaron un consentimiento informado antes de comenzar su participación en el estudio. A todos los participantes se les trató siguiendo las consideraciones éticas de la American Psychological Association (2010): participación voluntaria, anonimato en las respuestas, confidencialidad total, libertad para abandonar el estudio en cualquier momento y no influencia de las respuestas en las notas de los estudiantes. Se diseñó un protocolo de recogida de datos para que esta fuera similar en todos los centros educativos y se realizara en la misma semana. Un miembro del equipo de investigación dirigió en cada centro educativo la recogida de datos, en la que no estuvo ningún docente del grupo-clase (para no influir en los participantes).

Figura 1

Diagrama de flujo del procedimiento del estudio



Análisis de datos

En primer lugar, para comparar los resultados de ambos países (H1) se realizaron análisis descriptivos e inferenciales (prueba t de muestras independientes). En segundo lugar, al objeto de determinar las diferencias en las variables analizadas en función del país, el sexo y la edad de los estudiantes (H2); se realizó un análisis general multivariante, tomando las variables que explican el aprendizaje cooperativo, la autoeficacia académica y la autorregulación del aprendizaje como variables dependientes, el sexo y el país como factores y la edad como covariable. Por último, para determinar las variables que explican la autoeficacia académica (H3) se probó un modelo lineal generalizado tomando la autoeficacia académica como variable dependiente y el resto como variables independientes. Se incorporaron las covariables hasta que no se obtuvo ninguna mejora adicional del modelo. Se eliminaron las variables no significativas para evitar una sobre-parametrización (Hocking, 1976), que podría diluir otros efectos. Se eligió el modelo que minimizaba

la varianza de los residuales como el más adecuado y se consideró una estimación robusta cuando existía sospecha de heterocedasticidad. Luego, se utilizó la prueba Omnibus para interpretar los resultados. Los resultados se consideraron significativos a $p < .05$.

RESULTADOS

Estadística descriptiva

Respondiendo a la H1, en los estudiantes portugueses las mayores puntuaciones se observan en las escalas de habilidades sociales e interdependencia positiva, mientras las puntuaciones más bajas aparecen en autoeficacia académica y en las tres dimensiones de autorregulación del aprendizaje. En los estudiantes españoles, las puntuaciones más elevadas se observan en las escalas de responsabilidad y autoeficacia académica y las puntuaciones más bajas en interdependencia positiva (Tabla 3).

Tabla 3
Estadística descriptiva

	Portugal		España		ES
	M	DT	M	DT	
Habilidades sociales	3.92***	.62	3.58	.81	.47
Procesamiento grupal	3.71***	.61	3.54	.79	.24
Interdependencia positiva	3.87***	.62	3.36	.89	.66
Interacción promotora	3.62	.66	3.61	.82	.01
Responsabilidad individual	3.71	.60	3.96***	.88	-.33
Autoeficacia académica	3.24	.68	3.77***	.74	-.75
Autorregulación antes	3.53	.76	3.70***	.83	-.21
Autorregulación durante	3.49	.60	3.64***	.69	-.23
Autorregulación después	3.49	.78	3.63***	.85	-.17

Nota. M: Media; DT: Desviación típica; ES: Tamaño del efecto.
*** $p < 0.001$.

Análisis general multivariante

Respondiendo a la H2, el modelo lineal general multivariante mostró diferencias en función del país: Lambda de Wilks = .648, $F(9, 1598) = 96.39$, $p < .001$, $\eta^2 = .35$, el sexo: Lambda de Wilks = .920, $F(9, 1598) = 15.47$, $p < .001$, $\eta^2 = .08$, la edad: Lambda de Wilks = .980, $F(9, 1598) = 3.64$, $p < .001$, $\eta^2 = .02$ y la interacción país*sexo: Lambda de Wilks = .956, $F(9, 1598) = 8.27$, $p < .001$, $\eta^2 = .04$.

Los siguientes análisis univariados mostraron diferencias significativas, en función del país, en todas las variables menos en interdependencia positiva: $F(1, 1606) = .029$, $p = .429$, $\eta^2 = .000$ (Figuras 2 y 3). Los estudiantes portugueses puntuaron más alto en habilidades sociales: $F(1, 1606) = 82.95$, $p < .001$, $\eta^2 = .049$, procesamiento grupal: $F(1, 1606) = 23.78$, $p < .001$, $\eta^2 = .015$ e interdependencia positiva, $F(1, 1606) = 178.65$, $p < .001$, $\eta^2 = .100$, mientras que los españoles lo hicieron en responsabilidad individual: $F(1, 1606) = 43.33$, $p < .001$, $\eta^2 = .026$, autoeficacia académica: $F(1, 1606) = 216.94$, $p < .001$, $\eta^2 = .119$, autorregulación antes: $F(1, 1606) = .21.03$, $p < .001$, $\eta^2 = .013$, autorregulación durante: $F(1, 1606) = 20.99$, $p < .002$, $\eta^2 = .013$ y autorregulación después: $F(1, 1606) = 13.63$, $p < .001$, $\eta^2 = .008$ (Tabla 4).

Figura 2

Dimensiones del aprendizaje cooperativo en Portugal y España

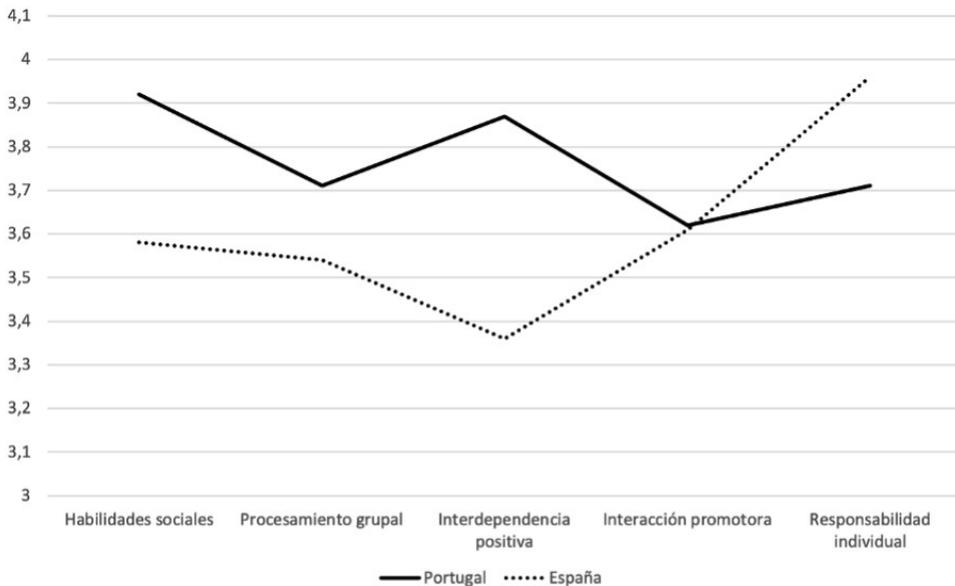
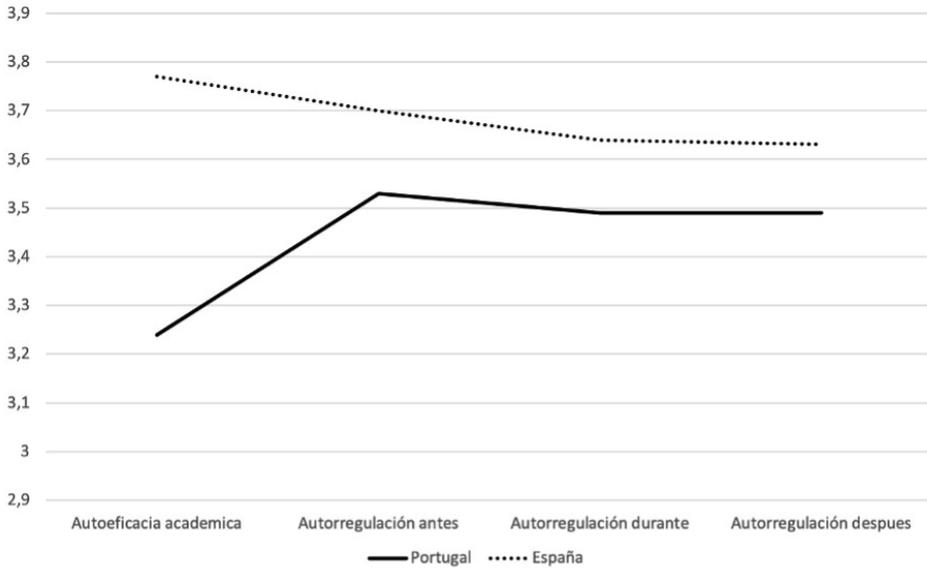


Tabla 4
Análisis general multivariante. Puntuaciones medias y errores estándar de las variables a estudio en relación con las variables tomadas como factores

	País		Sexo				Edad													
	España		Varón		Mujer		12	13	14	15	16	17								
	M	EE	M	EE	M	EE	M	EE	M	EE	M	EE								
Habilidades Sociales	3.93	.02	3.60	.03	3.71	.02	3.82	.03	3.86	.08	3.76	.04	3.66	.04	3.79	.03	3.68	.03	3.83	.04
Procesamiento Grupal	3.73	.02	3.55	.02	3.59	.02	3.69	.03	3.78	.08	3.67	.04	3.54	.04	3.68	.03	3.52	.03	3.65	.04
Interdependencia positiva	3.88	.03	3.41	.03	3.59	.03	3.69	.03	3.81	.08	3.65	.05	3.58	.04	3.61	.03	3.53	.03	3.67	.05
Interacción promotora	3.64	.03	3.63	.03	3.58	.03	3.69	.03	3.73	.08	3.69	.05	3.62	.04	3.64	.03	3.51	.03	3.62	.04
Responsabilidad	3.72	.03	4.01	.03	3.80	.03	3.93	.03	4.03	.08	3.87	.05	3.79	.04	3.81	.03	3.79	.03	3.90	.04
Autoeficacia académica	3.28	.02	3.81	.02	3.56	.02	3.53	.03	3.75	.08	3.57	.04	3.53	.04	3.46	.03	3.47	.03	3.47	.04
Autorregulación antes	3.50	.03	3.78	.03	3.45	.03	3.82	.03	3.88	.08	3.75	.05	3.55	.04	3.62	.03	3.57	.04	3.46	.05
Autorregulación durante	3.46	.02	3.69	.02	3.50	.02	3.64	.02	3.66	.07	3.65	.04	3.57	.03	3.57	.03	3.53	.03	3.46	.04
Autorregulación después	3.45	.03	3.70	.03	3.42	.03	3.73	.03	3.77	.09	3.61	.05	3.55	.04	3.60	.03	3.55	.04	3.39	.05

Figura 3*Autoeficacia académica y aprendizaje autorregulado en Portugal y España*

En función del sexo se observa que las mujeres puntuaron significativamente más alto en todas las variables, salvo en autoeficacia académica, en la que no se observan diferencias: habilidades sociales: $F(1, 1606) = 9.78, p < .01, \eta^2 = .006$, procesamiento grupal: $F(1, 1606) = 12.01, p < .01, \eta^2 = .007$, interdependencia positiva: $F(1, 1606) = 6.93, p < .01, \eta^2 = .004$, interacción promotora: $F(1, 1606) = 10.38, p < .01, \eta^2 = .006$ responsabilidad individual: $F(1, 1606) = 13.46, p < .001, \eta^2 = .008$, autorregulación antes: $F(1, 1606) = 87.98, p < .001, \eta^2 = .052$, autorregulación durante: $F(1, 1606) = 20.14, p < .001, \eta^2 = .012$, y autorregulación después: $F(1, 1606) = 53.66, p < .001, \eta^2 = .032$.

Por lo que respecta a la edad, se observa que a medida que crecen los estudiantes disminuyen las puntuaciones en interacción promotora: $F(1, 1606) = 6.14, p < .05, \eta^2 = .004$, autoeficacia académica: $F(1, 1606) = 9.35, p < .001, \eta^2 = .006$, autorregulación antes: $F(1, 1606) = 21.19, p < .001, \eta^2 = .013$, autorregulación durante: $F(1, 1606) = 11.56, p < .01, \eta^2 = .007$, y autorregulación después: $F(1, 1606) = 11.75, p < .01, \eta^2 = .007$.

Modelo lineal generalizado

Respondiendo a la H3, la Tabla 5 presenta el análisis de modelos lineales generalizados tomando como variable dependiente la autoeficacia académica. La

prueba ómnibus resultó significativa: $\chi^2 = 600.29 (6)$, $p < .001$. El modelo mostró que el procesamiento grupal y las tres dimensiones de la autorregulación del aprendizaje predijeron la autoeficacia académica, después de ser controlados por el país (los españoles puntuaron más alto) y el sexo (las mujeres puntuaron más alto). Finalmente, la Tabla 6 muestra el porcentaje de la varianza que explica el modelo lineal generalizado establecido.

Tabla 5

Modelo lineal generalizado tomando como variable dependiente autoeficacia académica

	B	DE	Wald	p	Exp (B)	95% IC	
						Inferior	Superior
País	-.483	.032	225.56	.000	.617	.580	.657
Sexo	.181	.032	31.18	.000	1.198	1.125	1.277
Procesamiento grupal	.140	.023	35.50	.000	1.151	1.099	1.205
Autorregulación antes	.101	.029	11.54	.001	1.107	1.044	1.174
Autorregulación durante	.165	.036	21.05	.000	1.180	1.099	1.266
Autorregulación después	.170	.028	34.90	.000	1.185	1.120	1.254

Tabla 6

Varianza explicada

	B	DE	Wald	p	Exp (B)	95% IC		Eta cuadrado
						Inferior	Superior	
País	-.483	.032	225.56	.000	.617	.580	.657	.121
Sexo	.181	.032	31.18	.000	1.198	1.125	1.277	.020
Procesamiento grupal	.140	.023	35.50	.000	1.151	1.099	1.205	.021
Autorregulación antes	.101	.029	11.54	.001	1.107	1.044	1.174	.008
Autorregulación durante	.165	.036	21.05	.000	1.180	1.099	1.266	.012
Autorregulación después	.170	.028	34.90	.000	1.185	1.120	1.254	.023

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

El objetivo fundamental de la presente investigación fue comparar dos poblaciones similares de estudiantes de Educación Secundaria de Portugal y de España en relación a su autoeficacia académica, el aprendizaje autorregulado y el aprendizaje cooperativo. Los resultados mostraron que los estudiantes portugueses puntuaron más alto en habilidades sociales, procesamiento grupal e interdependencia positiva, mientras que los españoles lo hicieron en responsabilidad individual, autoeficacia académica y autorregulación antes, durante y después. Las mujeres puntuaron significativamente más alto en todas las variables, salvo en autoeficacia académica en la que no se observan diferencias. Respecto a la edad, a medida que crecen los estudiantes se observó una disminución de las puntuaciones en interacción promotora, autoeficacia académica, autorregulación antes, durante y después. Finalmente, el modelo lineal generalizado mostró que el procesamiento grupal y las tres dimensiones de la autorregulación del aprendizaje predecían la autoeficacia académica.

La H1 planteaba que la población portuguesa presentaría valores superiores en autoeficacia académica, aprendizaje autorregulado y aprendizaje cooperativo, y los resultados corroboraron solo parcialmente esta hipótesis. Los resultados comparados entre los estudiantes portugueses y españoles mostraron a los primeros como mucho más convencidos del uso del aprendizaje cooperativo en sus clases, ya que tres de las cinco variables que intermedian en la efectividad del aprendizaje cooperativo en cualquier contexto educativo (Johnson y Johnson, 2018) fueron superiores en los estudiantes de Portugal. Esto parece señalar que este planteamiento metodológico está más asentado entre este grupo de estudiantes portugueses que en los españoles encuestados. No tenemos conocimiento de ningún estudio comparativo similar publicado (con las tres variables evaluadas), por lo que solo podemos comparar los resultados del presente estudio con anteriores que hayan evaluado, de manera separada, alguna de las variables estudiadas. Por ejemplo, Carvalho y Santos (2021) o Catarino et al. (2019) mostraron las bondades del uso de proyectos de base cooperativa en varios centros educativos de educación primaria, secundaria y superior de Portugal para mejorar el rendimiento académico, por lo que parece una metodología bien implantada en este país. En España se han descrito redes de centros educativos que usan el aprendizaje cooperativo en sus clases de manera sistemática (Miquel y Durán, 2017). No obstante, un reciente estudio señala dificultades en el contexto, en el profesorado y en el alumnado para una efectiva implementación del aprendizaje cooperativo (Martínez, 2022). Los resultados del presente estudio parecen reflejar estas dificultades más en España que en Portugal. Revisiones y metaanálisis anteriores han mostrado la efectividad del aprendizaje cooperativo para promover el aprendizaje de los estudiantes en

diferentes contextos, niveles educativos y materias de todo el mundo (Kumar, 2017). Si como los resultados de este estudio parecen indicar, este modelo pedagógico está más fuertemente implantado en Portugal que en España, esto podría explicar los mejores resultados en las diferentes pruebas internacionales de rendimiento de los estudiantes de Portugal respecto a los de España (López y García, 2020; OCDE, 2016). Por supuesto, esto es especulativo y son necesarias más investigaciones para corroborar o descartar esta idea. Por el contrario, los estudiantes españoles mostraron niveles más altos de autoeficacia académica y de autorregulación del aprendizaje, lo cual no concuerda con los peores resultados obtenidos por estos en la última década y reflejados en los informes PISA (Lopez y García, 2020; OCDE, 2016). Autores como Ainscough et al. (2016) reflejan que altos niveles de autoeficacia no correlacionaban necesariamente con altos rendimientos académicos, aunque revisiones recientes sí que señalan que la autoeficacia se relacionaba positivamente con la motivación, las actitudes y el rendimiento académico de los estudiantes (Patricio-Gamboa et al., 2022). En este sentido, la investigación ha mostrado que muchos estudiantes (especialmente los de bajas habilidades) sobreestiman su rendimiento, ya que les faltan destrezas para hacer juicios sobre sí mismos más ajustados y acertados y, como consecuencia, no son conscientes de sus limitaciones y reflejan expectativas más altas de ellos mismos que no se ven acompañadas por los resultados. A esta discrepancia entre el rendimiento percibido y el real se le llama el efecto “Dunning-Kruger” (Kruger y Dunning, 1999), y los que lo sufren no son conscientes de los conocimientos que les faltan (Jansen et al., 2021). Una excesiva dependencia del docente ha sido señalada como uno de los posibles factores responsables de este efecto (Vilchez, 2020), y los resultados de este estudio señalan niveles más bajos de uno del aprendizaje cooperativo (y posiblemente mayor directividad/dependencia del docente) entre los estudiantes españoles. Nuevamente, esto es altamente especulativo, y más investigación es necesaria para corroborar o descartar esa hipótesis. Una posible solución planteada para corregir este efecto Dunning-Kruger es enseñar a estos estudiantes a razonar y ser reflexivos para que puedan reconocer sus limitaciones y su menor rendimiento y realizar los cambios necesarios. Quizá sea necesaria esta estrategia entre la población estudiantil española para mejorar sus pobres rendimientos en las diferentes pruebas internacionales (López y García, 2020).

La H2 planteaba que los valores de las diferentes variables a estudio disminuirían con la edad, pero serían similares en varones y mujeres. Respecto al género, las mujeres mostraron niveles superiores en todas las variables analizadas menos en autoeficacia académica. Por lo tanto, fueron superiores en las cinco variables que intermedian la efectividad del aprendizaje cooperativo y en las tres variables que miden la autorregulación. Estudios recientes de la evolución de los resultados de los últimos informes internacionales señalan que existe una brecha de género a favor

de las chicas en, por ejemplo, comprensión lectora (Fuentes y Renobell, 2020), lo que podría explicarse en base a los resultados positivos observados en el presente estudio en la autorregulación o el aprendizaje cooperativo. De nuevo es necesaria más investigación para ahondar en estas ideas. No obstante, niveles altos en estas dos variables han sido asociados con valores altos de rendimiento académico (Colthorpe et al., 2015; Kumar, 2017), y en el presente estudio, las mujeres presentaron valores superiores. Por lo tanto, la tradicional brecha de género a favor de los varones en los resultados de rendimiento de pruebas internacionales parece que se ha “dado la vuelta” en el presente estudio, y son los varones lo que se ven actualmente en desventaja (ligera) en España, por lo que son los que necesitan ayuda. Respecto a la edad, los resultados han mostrado que, a medida que crecen los estudiantes, disminuyen las puntuaciones en interacción promotora, autoeficacia académica y autorregulación antes, durante y después. La adolescencia es una etapa caracterizada por múltiples cambios físicos, psicológicos, emocionales y/o sociales que conducen a un periodo de incertidumbre con efectos negativos (en muchos casos) sobre diferentes elementos, entre ellos los resultados académicos (Bustamante et al., 2022). Por lo tanto, es más necesario trabajar aspectos como la autorregulación en el aprendizaje en los cursos más altos de secundaria, donde se reflejan las peores estadísticas de abandono educativo, tasas de NiNis y de riesgo de pobreza y exclusión social (López y García, 2020; OCDE, 2016). Las autoridades deberían concentrar esfuerzos en la etapa de educación secundaria para atajar el descenso del rendimiento académico de los estudiantes que, lamentablemente, afecta a toda la sociedad.

Finalmente, la H3 planteaba que el aprendizaje cooperativo y la autorregulación influirían sobre la autoeficacia académica, y los resultados mostraron que solo el procesamiento grupal y las tres dimensiones de la autorregulación del aprendizaje predijeron la autoeficacia académica de los estudiantes. En un estudio reciente con estudiantes portugueses y españoles, Barca y col. (2020) encontraron relaciones directas entre la autorregulación/autoeficacia y el rendimiento/logro en ambas poblaciones (lamentablemente no las compararon entre sí). Estudios globales anteriores han mostrado cómo la autorregulación del aprendizaje está asociada directamente con la autoeficacia académica (Zimmerman, 2002), además de ser un factor esencial en el éxito académico (Winne, 2005) y en las metas académicas de los estudiantes (Covarrubias-Apablaza y col., 2019). Aprender a organizar la información y comprometerse en tareas basadas en objetivos, concentrarse y mantener la atención y reflexionar sobre la información ayuda de manera definitiva en la autoeficacia académica, además de prevenir el fracaso escolar (Blair y Raver, 2015). Respecto al procesamiento grupal, se trata de una de las cinco variables que intermedian la efectividad del aprendizaje cooperativo (Johnson y Johnson, 2018), pero en ella se refleja de manera más directa el funcionamiento (o no) del grupo, que

puede pasar por un estudiante adoptando un rol principal hasta una situación de liderazgo compartido donde varios regulan las interacciones (Hadwin et al., 2018). En cualquier caso, los resultados del presente estudio señalan que el funcionamiento del grupo cooperativo (procesamiento grupal) predice la autoeficacia académica de los estudiantes. Estudios anteriores lo han señalado como una de las variables más influyentes del aprendizaje cooperativo en el rendimiento académico (León et al., 2021). No obstante, otras investigaciones encontraron que la autorregulación del aprendizaje era una variable más influyente en la autoeficacia académica que el propio aprendizaje cooperativo (Fernandez-Rio et al., 2017a) y los resultados de este estudio apoyan esta idea, ya que solo el procesamiento grupal, de entre las cinco variables que intermedian la efectividad del aprendizaje cooperativo en contextos educativos, apareció en el modelo desarrollado, mientras que sí aparecieron las tres de la autorregulación.

El presente estudio no está libre de limitaciones. La primera y más importante es su naturaleza transversal, que impide derivar relaciones de causa-efecto a partir de los resultados obtenidos. Por lo tanto, los resultados obtenidos deben tomarse con cautela. Futuros estudios deberían afrontar diseños experimentales o cuasiexperimentales para ahondar en las relaciones encontradas. En segundo lugar. La muestra, aunque amplia, podría aumentarse aún más para alcanzar una mayor representatividad. Nuevos estudios deberían usar muestras mayores de participantes tanto en España como en Portugal. Así mismo, el tipo de muestreo utilizado fue de tipo no probabilístico por conveniencia y con inclusión voluntaria, por lo que puede presentar algún tipo de sesgo de proximidad. Futuros estudios deberían aleatorizar más la selección de la muestra. Finalmente, las características de las clases experimentadas por los participantes no están perfectamente definidas, limitándose a haber experimentado el aprendizaje cooperativo. Estudios posteriores deberían delimitar con mayor precisión el contexto escolar de los participantes para poder entender en mayor profundidad la realidad de dichas aulas.

En conclusión, los estudios comparativos entre los sistemas educativos de España y Portugal parecen limitarse a variables de contexto, inputs, outputs y políticas, pero no incluyen variables pedagógicas y psicológicas que permitan entender las variables anteriores. Por lo tanto, según nuestro conocimiento, este es el primer estudio que analiza de manera conjunta tres variables de este segundo tipo de manera conjunta e interrelacionada. Los resultados mostraron que los estudiantes portugueses presentaron mayores niveles en tres de las cinco variables que intermedian la efectividad del aprendizaje cooperativo, por lo que parece que perciben que en sus clases se trabaja este de una manera más intensa. Los españoles presentaron una mayor autoeficacia académica y una mayor autorregulación del aprendizaje, lo que contradice los peores resultados obtenidos en los últimos informes PISA. Estos

podrían sufrir el efecto “Dunning-Kruger” y no ser conscientes de los conocimientos que les faltan. Finalmente, la autorregulación del aprendizaje antes, durante y después de las tareas, junto con el procesamiento grupal (aprendizaje cooperativo), predice la autoeficacia académica. Por lo tanto, aprender a organizar la información, concentrarse y mantener la atención, y reflexionar sobre la misma ayuda de manera definitiva en la autoeficacia académica.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Ainscough, L., Foulis, E., Colthorpe, K., Zimbardi, K., Robertson-Dean, M., Chunduri, P., & Lluka, L. (2016). Changes in biology self-efficacy during a first-year university course. *CBE-Life Sciences Education, 15*(2), 19. <https://doi.org/10.1187/cbe.15-04-0092>
- Akinlua, S. (2019). *A review of experimental and ex post facto research designs*. <http://bit.ly/3tswN57>
- American Psychological Association. (2010). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. <http://bit.ly/3AfXf5H>
- Artino, A. R. Jr. (2012). Academic self-efficacy: from educational theory to instructional practice. *Perspectives in Medical Education, 1*(2), 76-85. <https://doi.org/10.1007/s40037-012-0012-5>
- Bandura, A. (1999). Ejercicio de la eficacia personal y colectiva en sociedades cambiantes. En A. Bandura (Ed.), *Autoeficacia: cómo afrontamos los cambios de la sociedad actual* (pp. 129-143). Desclée de Brouwe.
- Barca, E., Brenlla, J. C., Mascarenhas, S., & Barca, A. (2020). Metas académicas, estrategias y autoeficacia: un análisis diferencial entre el rendimiento académico alto y bajo del alumnado de educación secundaria. *REH-Revista Educação e Humanidades, 1*(1), 8-37.
- Blair, C., & Raver, C. C. (2015). School readiness and self-regulation: a developmental psychobiological approach. *Annual Review of Psychology, 66*, 711–731. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010814-015221>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1989). Single sample cross-validation indices for covariance structures. *Multivariate Behavioral Research 24*(4), 445-455. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2404_4
- Burgoon, J. M., Meece, J. L., & Granger, N. A. (2012). Self-efficacy's influence on student academic achievement in the medical anatomy curriculum. *Anatomical Sciences Education, 5*(5), 249-255. <https://doi.org/10.1002/ase.1283>
- Bustamante, L. K., Luzuriaga, M. A., Rodríguez, P. E., & Espadero, R. G. (2022). Desarrollo psicológico del adolescente: una revisión sistemática. *Pro Sciences: Revista de Producción, Ciencias e Investigación, 6*(42), 389-398. <https://doi.org/10.29018/issn.2588-1000vol6iss42.2022pp389-398>

- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20, 872–882.
- Caballero-García, P. A. (2010). Propuestas de solución para los problemas educativos de hoy. *Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado*, 13(4), 53–65.
- Colthorpe, K., Zimbardi, K., Ainscough, L., & Anderson, S. (2015). Know thy student! Combining learning analytics and critical reflections to develop a targeted intervention for promoting self-regulated learning. *Journal of Learning Analytics*, 2(1), 134–155. <https://doi.org/10.18608/jla.2015.21.7>
- Covarrubias-Apablaza, C., Acosta-Antognoni, H., & Mendoza-Lira, M. (2019). Relación de autorregulación del aprendizaje y autoeficacia general con las metas académicas de estudiantes universitarios. *Formación Universitaria*, 12(6), 103–114. <http://dx.doi.org/10.4067/S0718-50062019000600103>
- Cousins, E., Bol, L., & Luo, T. (2022). Exploring long-term impacts of self-regulated learning interventions in k-12 contexts: A systematic review. *Current Issues in Education*. <https://doi.org/10.25883/24np-r251>
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2(3), 292–307. <https://doi.org/10.1037/1082-989x.2.3.292>
- Fernandez-Rio, J., Cecchini, J. A., Méndez-Gimenez, A., Mendez-Alonso, D., & Prieto, J. A. (2017a). Self-regulation, cooperative learning, and academic self-efficacy: Interactions to prevent school failure. *Frontiers in Psychology*, 8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00022>
- Fernandez-Río, J., Cecchini, J. A., Méndez-Giménez, A., Méndez-Alonso, D., & Prieto, J. A. (2017b). Diseño y validación de un cuestionario de medición del aprendizaje cooperativo en contextos educativos. *Anales de Psicología*, 33(3), 680–688. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.251321>
- Fuentes, S., & Renobell, V. (2020). El papel del sexo en comprensión lectora. Evidencias desde PISA y PIRLS. *Revista de Investigación en Educación*, 18(2), 99–117. <https://doi.org/10.35869/reined.v18i2.2837>
- Hadwin, A., Järvelä, S., & Miller, M. (2018). Self-regulation, co-regulation, and shared regulation in collaborative learning environments. En D.H. Schunk & J.A. Greene (Eds.), *Handbook of Self-regulation of Learning and Performance* (pp. 83–106). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Hernández, P., & García, L. A. (1995). *Cuestionario de Estrategias de Control en el Estudio* (ECE). Universidad de La Laguna.
- Hocking, R. (1976). The analysis and selection of variables in linear regression. *Biometrics*, 32, 1–49.

- Hu, L. & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jansen, R. A., Rafferty, A. N., & Griffiths, T. L. (2021). A rational model of the Dunning–Kruger effect supports insensitivity to evidence in low performers. *Nature Human Behaviour*, 5(6), 756-763.
- Johnson, D. W., & Johnson, R. T. (2018). Cooperative learning: The foundation for active learning. En S.M. Brito (Ed.), *Active Learning* (pp. 59-70). IntechOpen. <http://dx.doi.org/10.5772/intechopen.81086>
- Khine, M. S., & Nielsen, T. (2022). Current status of research on academic self-efficacy in education. En M.S. Khine & T. Nielsen (Eds.), *Academic Self-efficacy in Education* (pp. 43-68). Springer. https://doi.org/10.1007/978-981-16-8240-7_1
- Khun, D. (2015). Thinking together and alone. *Educational Researcher*, 44(1), 46-53. <https://doi.org/10.3102/0013189X15569530>
- Komarraju, M., & Nadler, D. (2013). Self-efficacy and academic achievement: Why do implicit beliefs, goals, and effort regulation matter? *Learning and Individual Differences*, 25, 67-72. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.01.005>
- Kruger, J., & Dunning, D. (1999). Unskilled and unaware of it: how difficulties in recognizing one's own incompetence led to inflated self-assessments. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(6), 1121. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.6.1121>
- Kumar, R. (2017). *The effect of collaborative learning on enhancing student achievement: A meta-analysis*. [Doctoral Dissertation]. Department of Education, Concordia University, Canada.
- León, B., Fernández-Río, J., Rivera-Pérez, S., & Iglesias, D. (2021). Cooperative classrooms and academic performance in physical education: A multilevel analysis (published ahead of print). *Journal of Teaching in Physical Education*. <https://doi.org/10.1123/jtpe.2021-0008>
- López, F. y García, I. (2020). España vs. Portugal en educación. Una aproximación sistemática. *Revista Iberoamericana de Educación*, 84(1), 193-216. <https://doi.org/10.35362/rie8414042>
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhyā: The Indian Journal of Statistics*, 36(2), 115-128.
- Martínez Benito, R. (2022). *El aprendizaje cooperativo en educación física desde la perspectiva docente: dificultades y estrategias para su correcta aplicación* [Tesis doctoral inédita]. Universidad de Salamanca (España).
- Miquel, E., & Duran, D. (2017). Peer Learning Network: implementing and sustaining cooperative learning by teacher collaboration. *Journal of Education for Teaching*, 43(3), 349-360. <http://dx.doi.org/10.1080/02607476.2017.1319509>

- Montero, I., & León, O. G. (2007). A guide for naming research studies in psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Psicothema*, 25(2), 151–157. <https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- OECD. Organization for Economic Cooperation and Development. (2016). *Education at a Glance 2016: OECD Indicators*. OECD Publishing.
- Panadero, E. (2017). A review of self-regulated learning: Six models and four directions for research. *Frontiers in Psychology*, 8, 422. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00422>
- Patricio-Gamboa, R., AlanyaBeltrán, J., Acuña-Condori, S., & Poma-Santivañez, Y. (2021). Perceived self-efficacy geared towards education: systematic review. *Espirales. Revista Multidisciplinaria de investigación científica*, 5(37), 32-45.
- Rowtree, E. K. (2018). *Investigating the relationships between motivation, self-regulation, the learning environment, and cooperative learning in middle school classrooms in Abu Dhabi*. [Tesis doctoral inédita]. Curtin University, Australia.
- Rutkowski, L., & Rutkowski, D. (2016). A call for a more measured approach to reporting and interpreting PISA results. *Educational Researcher*, 45(4), 252–257. <https://doi.org/10.3102/0013189X16649961>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. von Eye & C.C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Sage.
- Torre, J. (2006). *La autoeficacia, la autorregulación y los enfoques de aprendizaje en estudiantes universitarios* [Tesis doctoral inédita]. Universidad Pontificia de Comillas, España.
- Vílchez, J. L. (2020). La dependencia innecesaria en el profesor: resultados de la corrección sistemática sobre el efecto Dunning-Kruger en un contexto educativo. *Transformación*, 16(3), 453-464.
- Winne, P. H. (2005). A perspective on state-of-the-art research on self-regulated learning. *Instructional Science*, 33, 559–565. <https://doi.org/10.1007/s11251-005-1280-9>
- Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory into Practice*, 41(2), 64-70. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_2

