

Adaptación y validez del Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A) en estudiantes españoles de Primaria

Pedro Javier Conesa¹, Jon Andoni Duñabeitia²

¹ Universidad de Murcia

² Universidad de Nebrija

España

Correspondencia: Pedro Conesa. Universidad de Murcia. España. E-mail: pj.conesacervera@um.es

© Universidad de Almería and Ilustre Colegio Oficial de la Psicología de Andalucía Oriental (Spain)

Resumen

Introducción. La evaluación de la motivación de los alumnos puede ser una poderosa herramienta para conocer los factores que pueden influir en el ámbito escolar, donde alumnos, familias, profesores, psicólogos o administración pueden desarrollar intervenciones relacionadas con la mejora del aprendizaje a través del estilo motivacional basado en la Teoría de la Autodeterminación (TAD). El presente estudio pretende ofrecer una versión en español del Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A), uno de los instrumentos más usados a nivel mundial para medir la motivación académica.

Método. Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) en una muestra de 1343 niños/as de primaria de 8 a 13 años. Para analizar la validez divergente, se realizó un análisis de correlación entre el modelo de cuatro factores del SRQ-A y para analizar su fiabilidad, se ejecutó mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald. También, se testó su invarianza teniendo como referencia el género y el curso. Por último, con el fin de analizar su validez convergente, se realizó una correlación de Pearson de los estilos regulatorios motivacionales con el nivel de satisfacción de las necesidades psicológicas básicas.

Resultados. Se mostró una buena validez convergente y discriminante de la versión española reducida del SRQ-A ya que se observó una correlación positiva entre los estilos más autodeterminados y el nivel de satisfacción de las necesidades de autonomía, competencia y relación. Un AFC de grupos múltiples mostró que la estructura del modelo de cuatro factores no variaba en función del género o del curso educativo.

Discusión y conclusiones. La versión española del SRQ-A demuestra que es un instrumento fiable para medir la motivación académica descrita en la TAD en alumnos de primaria.

Palabras Clave: motivación, teoría de la autodeterminación, validación, SRQ-A, Primaria.

Abstract

Introduction. The assessment of student motivation can be a powerful tool for understanding the factors that can influence the school environment, where students, families, teachers, psychologists or administration can develop interventions related to the improvement of learning through the motivational style based on the Self-Determination Theory (SDT). The present study aims to offer a Spanish version of the Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A), one of the most widely used instruments worldwide to measure academic motivation.

Method. A confirmatory factor analysis (CFA) was conducted on a sample of 1343 elementary school students aged 8 to 13 years. To analyse the divergent validity, a correlation analysis was carried out between the four-factor model of the SRQ-A and to analyse its reliability, Cronbach's alpha and McDonald's omega were used. Also, its invariance was tested taking gender and grade as reference. Finally, in order to analyse its convergent validity, a Pearson correlation of the motivational regulatory styles with the level of satisfaction of basic psychological needs was carried out.

Results. A good convergent and discriminant validity of the reduced Spanish version of the SRQ-A was shown, as a positive correlation was observed between the most self-determined styles and the level of satisfaction of autonomy, competence and relatedness needs. A multiple-group CFA showed that the structure of the four-factor model did not vary according to gender or grade level.

Discussion or Conclusion. The Spanish version of the SRQ-A demonstrates that it is a reliable instrument for measuring academic motivation described in the TAD in elementary school students.

Keywords: motivation, self-determination theory, validation, SRQ-A, elementary school

Introducción

En las últimas décadas, se han ido desarrollados numerosas investigaciones centradas en el campo de la psicología de la motivación y de la emoción en el ámbito educativo. Su importancia radica más allá de la necesaria comprensión teórica de las causas de la conducta del alumnado en el aula sino también de un conocimiento práctico en el diseño de intervenciones educativas orientadas a optimizar el desarrollo de los estudiantes, el aprendizaje o el bienestar. Resulta necesario comprender las causas de la conducta del alumnado para poder orientar la intervención educativa hacia esta optimización. Por ello, una de las teorías de la motivación humana que cuenta con un mayor respaldo científico y solidez en sus postulados, es la Teoría de la Autodeterminación (TAD; Deci y Ryan, 1985, 2000; Ryan y Deci, 2000).

La TAD parte de la premisa de que todos los individuos tienen una tendencia natural hacia el crecimiento y el aprendizaje, el dominio y la conexión con los demás dentro de los contextos sociales, como, por ejemplo, puede ser un centro educativo. La TAD describe una taxonomía de tipos motivacionales que pueden ordenarse en un denominado “continuo” de autodeterminación que especifica las diferentes formas de regulaciones motivacionales a través del grado en el que las conductas son volitivas o autodeterminadas (Ryan y Connell, 1989a). Este continuo motivacional va desde el mayor grado de motivación autónoma (motivación intrínseca) hasta el menor grado de motivación, que es la desmotivación.

La *desmotivación* se refiere a la falta de motivación o competencia percibida para actuar (Guay et al., 2010; Howard et al., 2018). Después de la desmotivación, el tipo de regulación menos autónoma es la denominada *motivación extrínseca* o regulación externa, descrita como una forma de motivación controlada en la que las acciones se realizan debido al control externo y a la presencia de resultados como la obtención de recompensas o evitación de castigos (Ryan y Deci, 2002). Este tipo de motivación es muy común de aquel alumnado que encuentra los motivos para estudiar y hacer las tareas educativas porque se supone que es lo que tiene que hacer o porque puede tener problemas si no los hace como, por ejemplo, un castigo externo.

Sin embargo, algunas formas de motivación extrínseca son más controladas mientras que otras son más autónomas (Ryan y Deci, 2000a, 2020), como por ejemplo, la *regulación introyectada* y la *regulación identificada*. La *regulación introyectada* se refiere a un tipo de

motivación controlada donde el alumnado es impulsado a actuar por presiones internas o propias basadas en la autoestima contingente, la vergüenza, ansiedad o la culpa por el fracaso. Esto toma la forma de implicación del ego y sigue teniendo un locus de control externo (Ryan, 1982). Así, sería la situación en la que se encuentran muchos estudiantes que se motivan para participar en el aula porque “me siento mal si no he participado” o porque “quiero que el profesor piense que soy buen estudiante”. Asimismo, diversos estudios han sugerido que aquellos estudiantes que están motivados de una forma más controlada (como la regulación externa y/o introyectada) se esfuerzan menos en el aula, se distraen más fácilmente y tienen unas calificaciones más bajas (Guay et al., 2008; Ryan y Connell, 1989; Taylor et al., 2014).

La *regulación identificada*, mostrada en el continuo como la forma más autónoma de motivación extrínseca, se produce cuando el alumnado identifica y juzga la actividad como valiosa o importante para sí mismo. Por ejemplo, un estudiante que estudia en casa y realiza las tareas que el profesorado les indica porque quiere entender la materia o es importante para él mismo realizarlo.

Y por último, la *motivación intrínseca* que se refiere al tipo de regulación más autónoma, donde el alumnado realiza sus acciones por su inherente disfrute e interés (Deci y Ryan, 2000a). Las actividades de juego y curiosidad ejemplifican comportamientos intrínsecamente regulados ya que los estudiantes no dependen del control o de las presiones externas, sino que va en búsqueda de satisfacer sus propias necesidades. En este estadio del continuo, podemos encontrar a aquellos estudiantes que disfrutan participando en clase o le resulta divertido. Un alumnado intrínsecamente motivado se siente competente y eficaz ya que se interesa por la tarea y se autorrealiza, pudiendo aumentar incluso su interés al finalizar la tarea. En los últimos años, diversos estudios han sugerido la influencia positiva de la motivación intrínseca del alumnado en el aula como por ejemplo, en los objetivos, el esfuerzo o la persistencia en las tareas académicas (Albrecht y Karabenick, 2018; Vansteenkiste et al., 2009), el compromiso (Froiland y Worrell, 2016) o en el rendimiento académico (Taylor et al., 2014).

Por lo tanto, reconocer los estilos que regulan la motivación del alumnado podría ser un paso necesario para los investigadores y profesionales del ámbito educativo con el fin de mejorar la internalización del alumnado. En la literatura, observamos dos instrumentos principales para medir la motivación académica: la Academic Motivation Scale (AMS; Vallerand

et al., 1992) y el Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A; Ryan y Connell, 1989). Vallerand et al., (1992) desarrollaron en inglés la AMS a raíz de la traducción de la *Échelle de Motivation en Éducation* (EME; Vallerand et al., 1989). Esta escala evalúa tres tipos de motivación intrínseca (conocimiento, logro y estimulación), tres tipos de motivación extrínseca (identificada, introyectada y externa) y la desmotivación. Recientemente, ha sido validada la versión española de la EME en una muestra de estudiantes universitarios (Lucas et al., 2005). Lamentablemente, no se conoce implementación de esta batería en población infantil. En cambio, uno de los instrumentos más utilizados dentro del marco de la TAD es el Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A; Ryan y Connell, 1989). A diferencia del AMS, el SRQ-A ha sido desarrollado por sus autores para estudiantes de primaria y secundaria, siendo, por lo tanto, escogido para este estudio. Este instrumento de autoinforme mide el estilo de regulación motivacional en el ámbito académico y el análisis psicométrico reveló un mayor ajuste por una estructura de cuatro factores que apoya el “*continuo de autodeterminación*” (regulación externa, regulación introyectada, regulación identificada y motivación intrínseca) en vez de una estructura bi-factorial (regulación interna y regulación externa).

Aunque el SRQ-A ha sido traducido en varios idiomas (Bagçeci y Kanadli, 2014; Gomes et al., 2019; Kröner et al., 2017) y validado psicométricamente, hasta donde tenemos constancia, no existe una validación española equivalente en la etapa educativa mencionada. El análisis realizado por la validación original del instrumento (Ryan y Connell, 1989) demostró que el SRQ-A tenía niveles de consistencia interna adecuada para las cuatro subescalas, oscilando entre .62 a .82. Este análisis psicométrico reveló una estructura bifactorial de los 26 ítems finales. Posteriormente, se planteó una versión reducida compuesta por 17 ítems (Deci et al., 1992), donde se sugiere ser utilizado en muestras con edades más inferiores, como puede ser la etapa de Primaria.

Objetivos e hipótesis

Como se ha comentado, resulta necesario validar un instrumento que haga comprender el conocimiento de los estilos de regulación motivacional en el alumnado de primaria, consideramos conveniente la traducción y validación psicométrica correspondiente del SRQ-A para su uso en el contexto educativo español. Por lo tanto, el presente estudio tiene como principales objetivos (a) Traducir una versión en español del SRQ-A, asegurando la equivalencia de las propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes españoles de primaria en comparación con la versión original en inglés (b) Replicar la estructura bifactorial del SRQ-A a tra-

vés de un análisis factorial confirmatorio (c) Evaluar la validez de constructo a partir de las correlaciones entre las cuatro subescalas del SRQ-A (d) Evaluar la fiabilidad factorial a través de la consistencia interna y (e) analizar la validez convergente y divergente de la versión española a través de observar su relación con el nivel de satisfacción de las necesidades psicológicas básicas en una muestra representativa de alumnos españoles de primaria.

Método

Participantes

En este estudio transversal, los participantes fueron 1343 estudiantes de Educación Primaria con edades comprendidas entre los 8 y 13 años de edad ($M=10.3$, $DT=0.896$, 48.5% chicas), veáse Tabla 1. Los datos recogidos en esta investigación forman parte de un proyecto de investigación longitudinal más amplio (2020-actualidad) destinado a analizar el impacto de un programa de intervención cognitiva computarizada (CogniFit Inc., San Francisco, CA, USA) basada en la estimulación de las funciones ejecutivas sobre la motivación del alumnado. La muestra, obtenida por muestreo intencional, incluyó alumnado de 19 colegios públicos y 7 colegios privados españoles, de los tres últimos cursos de Educación Primaria. El contexto socioeconómico de los centros educativos fue bastante diverso, variando desde clase baja a clase alta. No se incluyó en la investigación a aquellos estudiantes que sus profesores consideraron que no podían responder al instrumento, siendo los motivos principales, por dificultad en la comprensión del idioma del cuestionario ($N=15$) y necesidades educativas especiales ($N=23$).

Tabla 1. *Tamaño de la muestra y características demográficas de los participantes divididos por curso escolar*

Curso	<i>N</i>	%	Edad (Media)	Edad (<i>DT</i>)	Edad (Rango)	Chicas	%	Chicos	%
Total	1343	100	10.29	0.90	8-13	652	48.51	692	51.49
4º Curso	370	27.53	9.26	0.48	9-11	183	49.46	187	50.54
5º Curso	541	40.25	10.25	0.49	10-12	257	47.50	284	52.50
6º Curso	432	32.22	11.21	0.49	10-13	212	48.96	221	51.04

**Note.* *DT* = desviación típica

Instrumentos

Los instrumentos utilizados son:

Spanish Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A; Ryan y Connell, 1989). Esta versión reducida de 17 ítems proporciona tres categorías de preguntas que son fundamentales para el rendimiento académico: “*Cuando participo y colaboro en las actividades de clase, ¿por qué suelo hacerlo?*”, “*Cuándo intento contestar una pregunta difícil en clase, ¿por qué suelo hacerlo?*” y “*¿Por qué intento comportarme bien en el colegio?*”. El alumnado muestra un determinado comportamiento en clase presentando en sus razones (ítems), diferentes estilos regulatorios motivacionales: motivación intrínseca (p.e., “Participo y colaboro en las actividades de clase porque es divertido”, “Participo y colaboro en las actividades de clase porque disfruto haciéndolo”), regulación introyectada (p.e., “Participo y colaboro en las actividades de clase porque me avergüenzo de mí mismo si no lo hago”, “Intento comportarme bien en clase porque así mis profesores pensarán que soy un buen alumno”), regulación identificada (p.e., “Participo y colaboro en las actividades de clase porque quiero aprender cosas nuevas”) y regulación externa (p.e., “Participo y colaboro en las actividades de clase porque eso es lo que se supone que tengo que hacer”, “Intento comportarme bien en clase porque me meteré en líos si no lo hago”). Cada uno de los 17 ítems fueron puntuados en una escala Likert de cinco puntos (de 1 = nunca, a 5 = siempre). A sugerencia de algunos autores que sugieren una mayor idoneidad y calidad en los datos obtenidos, la escala de respuesta se cambió de la escala original de cuatro puntos a una de cinco puntos (Revilla et al., 2014).

Escala de Necesidades Psicológicas Básicas en el aula (BPN-CS; Conesa y Duñabeitia, 2021). Este instrumento autoinforme de 12 ítems mide la satisfacción de las necesidades psicológicas básicas en el aula a través de cuatro principales subescalas: “Satisfacción de la autonomía” (p.e., “*Las actividades que hago en clase se ajustan a mis intereses*”), “Satisfacción de la competencia” (p.e., “*Me siento capaz de alcanzar mis metas en clase*”) y “Satisfacción de la relación” (p.e., “*Me llevo bien con mis profesores y compañeros de clase*”). Las respuestas se recogieron pidiendo al alumnado que seleccionara uno de los cinco valores en una escala Likert de 5 puntos, de 1 (totalmente en desacuerdo) a 5 (totalmente de acuerdo).

Procedimiento

La traducción se realizó utilizando una estrategia directa (Dios y Meléndez, 2005), donde un especialista bilingüe tradujo los ítems de la escala original al español y dos especialistas bilingües en psicología de la motivación en el marco de la TAD, pudieron juzgar su

equivalencia. Se preparó las instrucciones del instrumento de una manera idéntica a su versión original, siguiendo además las mismas directrices que recomiendan los autores del mismo en su versión reducida (Deci et al., 1992). Además, con el fin de analizar la claridad en la formulación de los ítems y analizar posibles dudas en las instrucciones y enunciados de los ítems, se administró la versión española del instrumento a un grupo de 25 estudiantes de 5° de Primaria.

Este estudio fue aprobado por la Comisión Ética de Investigación de la Universidad de Murcia (Ref: 2989/2020). Como la muestra estaba compuesta por participantes menores de edad, se pidió a las familias que firmaran un formulario de consentimiento informado. Los participantes completaron el instrumento de manera online a través de la plataforma Gorilla Experiment Builder (Anwyl-Irvine et al., 2020). Se informó a los estudiantes de que sus respuestas serían confidenciales y se utilizarían únicamente con fines de investigación. La participación en el estudio era voluntaria y los estudiantes podían renunciar en cualquier momento.

Análisis de datos

En primer lugar, para analizar el análisis psicométrico del SRQ-A se utilizó el software estadístico de código abierto JASP v.14.1 (JASP Team; jasp-stats.org). Para analizar su estructura factorial, se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) de los dos principales modelos planteados en la versión original (Ryan y Connell, 1989) mediante un método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonalizados (DWLS). Se eligió DWLS porque este método de estimación parece ser más adecuado debido a la naturaleza de los datos ordenados-categoricos de las escalas Likerts en comparación con el método convencional de estimación de máxima verosimilitud (Beauducel y Herzberg, 2006; Forero et al., 2009), lo que resulta unas estimaciones más precisas de los parámetros claves del modelo factorial. Se siguió las recomendaciones establecidas por Lloret et al., (2014) acerca de cómo realizar un AFC consonante con la psicometría post-Little Jiffy.

Los dos modelos teóricos planteados por Ryan y Connell (1989), fueron comparados: (a) Modelo de cuatro factores basado en los cuatro estilos de regulación (regulación externa, regulación introyectada, regulación identificada y motivación intrínseca); (b) Modelo bifactorial en el que los ítems se cargan en un factor externo y en un factor interno. Para valorar cuál de los modelos presentados presentaba mayor ajuste, se utilizaron los siguientes índices: χ^2 (Chi Cuadrado), χ^2 / df (grado de libertad), *GFI* (Goodness of Fit Index) *CFI* (Comparative

Fit Index), *TLI* (Tucker-Lewis Index), *SRMR* (Standardised Root Mean Square Residual) (SRMR) y *RMSEA* (Root Mean Square Error of Approximation), con un intervalo de confianza de 90%. Para estimar que el modelo tiene un buen ajuste, se siguieron las recomendaciones de Hu y Bentler, (1998) en los siguientes índices: *GFI* >.90, *CFI* ≥.90, *TLI* ≥.90, *RMSEA* <.08 and *SRMR* ≥.06.

En segundo lugar, se realizó un análisis descriptivo de los 17 ítems del cuestionario, teniendo en cuenta las medias, desviaciones típicas, asimetrías y kurtosis. La normalidad univariante se examinó mediante los valores normalizados de los coeficientes de asimetría y kurtosis univariantes. Asimismo, para analizar la validez divergente o de constructo, se realizó un análisis de correlación para el modelo de cuatro factores del SRQ-A y para analizar su fiabilidad, se ejecutó mediante el alfa de Cronbach y el omega de McDonald. En comparación con el alfa de Cronbach, el omega de McDonalds tiene la ventaja de tener en cuenta la intensidad de asociación entre los ítems y los constructos, así como los errores específicos de medición de los ítems (Dunn et al., 2014). Para comprobar la adecuación de la muestra al análisis factorial, se utilizaron la medida de Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) y la prueba de esfericidad de Bartlett.

En tercer lugar, se testó su invarianza teniendo como referencia el género y el curso de los estudiantes mediante un análisis factorial confirmatorio de grupos múltiples (MGCFA). Con el fin de considerar que el *SRQ-A* sea invariante para estos subgrupos, se procedió con los siguientes modelos: invarianza configural, invarianza métrica e invarianza escalar. La invarianza configural especifica que los participantes de diferentes grupos conceptualizan los constructos de la misma manera. La invarianza métrica comprueba si la intensidad de las relaciones entre los ítems de la escala y su respectivo factor subyacente es la misma en todos los grupos y, por último, la invarianza escalar compara las medias latentes. El análisis *MGCFA* está ampliamente aceptado como uno de los mejores enfoques para testear la invarianza (Milfont y Fischer, 2010). Los modelos fueron comparados a partir de los cambios mostrados en los índices de ajuste, aceptando la invarianza factorial con incrementos no superiores a .01 en *CFI*, *TLI*, *RMSEA* y *SRMR* (Cheung y Rensvold, 2002).

Por último, con el fin de obtener evidencias de validez sobre las relaciones entre las puntuaciones obtenidas en los estilos regulatorios motivacionales y otras variables teóricamente relacionadas como la satisfacción de las necesidades psicológicas básicas (Ryan y De-

ci, 2020), se calculó la correlación de Pearson entre las subescalas del SRQ-A y el BPN-CS (Conesa y Duñabeitia, 2021)

Resultados

Para comprobar la estructura factorial original del SRQ-A, se comparó el modelo de 4 factores (regulación externa, regulación introyectada, regulación identificada y motivación intrínseca) con un modelo bi-factorial basado en un factor externo compuesto por los ítems relacionados con la regulación externa y la regulación introyectada y un factor interno, compuesto por los ítems relacionados con la regulación identificada y la motivación intrínseca. Siguiendo las recomendaciones establecidas por Hu y Bentler (1998), en relación al ajuste de los datos, el modelo de cuatro factores resultó más adecuado que el modelo bifactorial. De hecho, este modelo bifactorial no cumplió con las recomendaciones establecidas en los índices de *CFI* y *TLI*, mientras que el modelo de cuatro factores presenta un adecuado de ajuste en todos sus respectivos índices ($X^2=1051.98$; $df=113$; $p<.001$; $GFI=.96$; $CFI=.91$; $TLI=.91$; $SRMR=.07$; $RMSEA = .07$). Se presenta la comparación de los modelos en relación a sus índices de ajuste en la Tabla 2.

Tabla 2. *Comparativa entre los dos modelos en relación a los índices de ajuste*

Modelo	X^2	df	p	GFI	CFI	TLI	$SRMR$	$RMSEA$ (90% CI)
Modelo de cuatro factores	1051.98	113	< .001	0.96	0.91	0.91	0.07	0.07 (0.07-0.08)
Modelo bi-factorial	1111.34	118	< .001	0.96	0.89	0.88	0.08	0.08 (0.07-0.08)

*Note. χ^2 = Chi Squared; df = Degree of Freedom; GFI = Goodness of Fit Index, CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; $SRMR$ = Standardized Root Mean-Square; $RMSEA$ = Root-Mean-Square Error of Approximation; 90% CI = 90% Confident Interval

La Tabla 3 presenta las cargas factoriales de los 17 ítems de la versión reducida del SRQ-A distribuidos por subescala y género. Todos los ítems fueron estadísticamente significativos dentro de su respectivo factor y las cargas factoriales (λ) son superiores a .5, oscilando entre .57 para el ítem 10 y .99 para el ítem 14.

Tabla 3. *Análisis factorial del modelo de cuatro subescalas del SRQ-A, versión reducida.*

Factor	Item	Muestra total	Chicas	Chicos
Regulación externa	Item 1: Participo y colaboro en las actividades de clase porque así el profesor no me llama la atención	0.90	0.97	0.82
	Item 6: Participo y colaboro en las actividades de clase porque esas son las normas de clase	0.91	0.92	0.88
	Item 11: Cuando intento contestar una pregunta difícil en clase, lo hago porque eso es lo que se supone que tengo que hacer	0.82	0.84	0.79
	Item 13: Intento comportarme bien en clase porque eso es lo que se supone que tengo que hacer	0.66	0.77	0.58
	Item 16: Intento comportarme bien en clase porque me meteré en líos si no lo hago	0.83	0.87	0.79
Regulación introyectada	Item 2: Participo y colaboro en las actividades de clase porque quiero que el profesor piense que soy buen/a alumno/a	0.98	1.03	0.93
	Item 4: Participo y colaboro en las actividades de clase porque me avergüenzo de mí mismo si no lo hago	0.63	0.57	0.67
	Item 8: Cuando intento contestar una pregunta difícil en clase, lo hago porque quiero que otros compañeros piensen que soy listo	0.61	0.55	0.64
	Item 9: Cuando intento contestar una pregunta difícil en clase, lo hago porque me avergüenzo de mí mismo si no lo intento	0.58	0.55	0.59
	Item 14: Intento comportarme bien en clase porque así mis profesores pensarán que soy un buen alumno	0.99	1.04	0.94
	Item 17: Intento comportarme bien en clase porque me sentiré muy mal conmigo mismo si no lo hago	0.61	0.60	0.63
	Item 15: Intento comportarme bien en clase porque es importante para mí	0.62	0.60	0.62
Identified Regulation	Item 3: Participo y colaboro en las actividades de clase porque quiero aprender cosas nuevas	0.65	0.66	0.65
	Item 12: Cuando intento contestar una pregunta difícil en clase, lo hago porque así averiguo si me equivoco o no	0.63	0.71	0.54
	Item 15: Intento comportarme bien en clase porque es importante para mí	0.62	0.60	0.62
Intrinsic Motivation	Item 5: Participo y colaboro en las actividades de clase porque es divertido	0.73	0.77	0.68
	Item 7: Participo y colaboro en las actividades de clase porque disfruto haciéndolas	0.75	0.77	0.74
	Item 10: Cuando intento contestar una pregunta difícil en clase, lo hago porque disfruto contestando preguntas difíciles	0.57	0.66	0.48

**Note.* All regression weights are significantly different from zero at $p < 0.001$.

Las medias, desviaciones típicas, asimetría y kurtosis de los cuatro factores de la versión reducida del SRQ-A son presentadas en la tabla 4. Respecto a puntuaciones obtenidas, no se observaron diferencias significativas en la motivación intrínseca [$t = -0.83$, $p = 0.40$] ni en la regulación identificada [$t = 1.83$, $p = 0.07$] en cuanto al género. Por el contrario, las chicas y los chicos difirieron significativamente en cuanto a la regulación externa [$t = -3.67$, $p < 0.001$] y la regulación introyectada [$t = -3.02$, $p < 0.05$], obteniendo los chicos una puntuación media superior a la de las chicas. Los valores estandarizados oscilan entre -1.00 y 0.12 para la asimetría y entre -0.54 y 0.94 para la curtosis, lo que confirma la hipótesis de normalidad univariante (Field, 2017). La consistencia interna de la escala se evaluó con dos índices: α de Cronbach y ω de McDonald (Dunn et al., 2014). La fiabilidad de los factores en términos de consistencia interna osciló entre 0.65 (regulación identificada) y 0.74 (regulación externa y regulación introyectada). Para comprobar la adecuación de la muestra al análisis factorial, se utilizaron la medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) y la prueba de esfericidad de Bartlett. El índice *KMO* mostró un buen valor de 0.83 y los valores de la prueba de esfericidad de Bartlett fueron estadísticamente significativos ($\chi^2 = 6457$; $p < 0.001$).

Tabla 4. *Estadísticos descriptivos y consistencia interna entre los factores de la versión reducida SRQ-A (n=1343)*

	RE	RIN	RID	MI
Media	3.22	2.75	4.22	3.83
Desviación Típica	0.97	0.89	0.74	0.84
Asimetría	-0.29	0.12	-1.00	-0.56
Curtosis	-0.50	-0.54	0.94	0.02
Mínimo	1.00	1.00	1.00	1.00
Máximo	5.00	5.00	5.00	5.00
Alpha (α) de Cronbach	0.74	0.74	0.65	0.68
Omega (ω) de McDonald	0.74	0.74	0.66	0.69

Note. RE = Regulación externa, RIN = Regulación introyectada, RID = Regulación identificada, MI = Motivación intrínseca.

Las correlaciones entre las subescalas del SRQ-A son presentadas en la tabla 5. La regulación externa tuvo una mayor correlación con el otro estilo regulador más controlado co-

mo es la regulación introyectada y una menor correlación con los estilos teóricamente más autodeterminados, como son la regulación identificada o la motivación intrínseca. La motivación intrínseca se asoció positivamente con el otro estilo regulador más cercano en el “continuo de la autodeterminación”, la regulación identificada y una menor correlación con los estilos más controlados, como son la regulación externa y la regulación introyectada. Estas correlaciones latentes fueron consistentes con el modelo teórico expuesto (Ryan y Connell, 1989).

Tabla 5. *Correlaciones de Pearson entre las diferentes subescalas del SRQ-A, versión reducida.*

Factor	RE	RIN	RID	MI
1. RE	—			
2. RIN	0.64 ***	—		
3. RID	0.10 ***	0.16 ***	—	
4. MI	0.06 *	0.12 ***	0.56 ***	—

p < .05, ** p < .01, *** p < .001

Note. RE = Regulación externa, RIN = Regulación introyectada, RID = Regulación identificada, MI = Motivación intrínseca,

Además, a través de un análisis multigrupo se analizó la invarianza para la estructura factorial de la versión reducida del SRQ-A en función del género (masculino y femenino) y el curso de los participantes (segundo ciclo de Primaria y tercer ciclo de Primaria). En primer lugar, se analizó la estructura factorial para ambos grupos de forma independiente y seguidamente, se examinaron los modelos de invarianza expuestos. Se cumplieron los criterios de invarianza configural, como demuestran adecuadamente los índices de ajuste de los modelos en función del género o el curso. También, se observaron que todos los incrementos observados en los modelos de invarianza métrica y escalar cumplen de manera adecuada con las recomendaciones expuestas (Chen, 2007). Estos resultados se muestran resumidos en la Tabla 6.

Tabla 6. *Análisis de invarianza por Género y Curso*

Modelo	CFI	TLI	RMSEA	MC	(Δ CFI)	(Δ TLI)	(Δ RMSEA)
Género							
1a. Configural invariance	0.903	0.905	0.079	-	-	-	-
1b. Metric invariance	0.902	0.903	0.078	1a	-0.001	-0.002	-0.001
1c. Scalar Invariance	0.902	0.883	0.077	1b	0.000	0.000	-0.001
Curso							
2a. Configural invariance	0.902	0.901	0.078	-	-	-	-
2b. Metric invariance	0.902	0.900	0.076	2a	0.000	-0.001	-0.002
2c. Scalar invariance	0.902	0.900	0.075	2b	0.000	0.000	-0.001

**Note.* CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; MC = Modelo comparativo, RMSEA = Root-Mean-Square Error of Approximation; Δ CFI = Cambio en Comparative Fit Index, Δ TLI = Cambio en Tucker-Lewis Index, Δ RMSEA = Cambio en Root-Mean-Square Error of Approximation.

Por último, con el fin de analizar la validez convergente de la versión reducida del SRQ-A, se realizó una correlación de Pearson de los estilos regulatorios motivacionales con el nivel de satisfacción de las necesidades psicológicas básicas (Ryan y Deci, 2000b). Tal y como se esperaba, la motivación intrínseca se asoció positivamente con la satisfacción de las necesidades psicológicas básicas ($.41 \leq r \leq .48$; todas $p < .001$). Similares resultados suceden con la regulación identificada ($.39 \leq r \leq .48$; todas $p < .001$), donde especialmente la satisfacción de la competencia mostró una mayor correlación con los estilos reguladores más autodeterminados. (Véase Tabla 7).

Tabla 7. *Validez convergente del SRQ-A, versión reducida*

Variable	RE	RIN	RID	MI
Satisfacción de la autonomía	0.02	0.07 **	0.40 ***	0.43 ***
Satisfacción de la competencia	0.00	0.01	0.48 ***	0.48 ***
Satisfacción de la relación	-0.04	0.00	0.39 ***	0.41 ***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Note. RE = Regulación externa, RIN = Regulación introyectada, RID = Regulación identificada, MI = Motivación intrínseca,

Discusión y Conclusiones

El objetivo del presente estudio fue evaluar la utilidad de la versión española reducida del SRQ-A (Ryan y Connell, 1989) como instrumento para medir los estilos regulatorios motivacionales en una muestra española representativa de estudiantes de primaria. Para validar las propiedades psicométricas de la escala, se realizaron varios análisis examinando la estructura factorial de cada subescala del SRQ-A. Los resultados apoyaron la validez de este instrumento, siguiendo la línea de otros estudios similares con diferentes traducciones de la escala original en estas edades mencionadas (Gomes et al., 2019; Gordeeva et al., 2020; Kröner et al., 2017).

Para ello, se replicó la estructura a través de un análisis factorial confirmatorio (AFC) donde se testaron los modelos expuestos por los autores en su versión original. Los resultados de este AFC concluyeron que el modelo basado en cuatro factores (regulación externa, regulación introyectada, regulación identificada y motivación intrínseca) obtuvo mejores índices de ajuste al modelo bifactorial (externo e interno), con cargas factoriales satisfactorias en todos los ítems de la escala.

En cuanto a los estadísticos descriptivos, la regulación identificada obtuvo una puntuación media más alta (identificada > intrínseca > externa > introyectada). Estos resultados parecen mostrar que los estudiantes españoles de primaria podrían tener una buena comprensión para ellos mismos del valor consciente y de la relevancia de su trabajo de clase, utilizando esta motivación para regular su comportamiento. Estos resultados coinciden de forma idéntica con los mostrados en una muestra vecina, como puede ser la portuguesa (Gomes et al., 2019), pudiendo ser un rasgo de la cultura europea occidental como sociedades individualistas (Chen et al., 2015; Iyengar y DeVoe, 2003). También, cabe resaltar una clara distinción entre géneros en los estilos de regulación más controlados, en consonancia con varios estudios anteriores que muestran como los chicos suelen puntuar más alto en regulación externa o regulación introyectada que las chicas (véase Ratelle et al., 2007; Vecchione et al., 2014; Gomes et al., 2019). Curiosamente, este estudio se suma al conjunto de estudios existentes al mostrar que los chicos puntúan más alto que las chicas en niveles de motivación extrínseca. Sin embargo, en cuanto a los niveles de motivación intrínseca, no se observaron diferencias de género, lo que apoya la falta de consenso establecida sobre esta cuestión (Deci

et al., 1992; Kröner et al., 2017; Vecchione et al., 2014). Por lo tanto, sería conveniente realizar futuras investigaciones que aclarasen tal aspecto.

Otro de los objetivos de este estudio era evaluar la fiabilidad del SRQ-A a través del análisis de la consistencia interna de todos los factores. Se mostró un valor bajo - moderado para el alfa de Cronbach y el omega de McDonald en cada una de las diferentes subescalas, (oscilando entre 0.65 y 0.74), siguiendo la línea de los niveles de consistencia interna mostrados en la versión original realizada por Ryan y Connell (1989). La razón de estos resultados podría ser el número reducido de ítems que encontramos en las diferentes subescalas (especialmente en las de regulación identificada y motivación intrínseca donde únicamente están compuestas por tres ítems) ya que puede afectar considerablemente a la formulación de los análisis de consistencia interna. La subescala que muestra menor fiabilidad es la regulación identificada, en consonancia con varios estudios anteriores (Vallerand et al., 1992, 1993; Cokley et al., 2001; Burgueño et al., 2017). Se invita a futuras investigaciones a la realización de un análisis de fiabilidad con la versión de 32 ítems con el fin de aclarar tal limitación.

La versión reducida del SRQ-A ha demostrado una adecuada validez de constructo a partir de las correlaciones entre sus cuatro subescalas. Uno de los principales postulados de la TAD es que los diferentes tipos de motivación fluctúan a lo largo de un continuo en relación con el grado de autodeterminación o el grado en que la conducta está regulada por aspectos de control (Ryan y Deci, 2002). En este estudio, se mostró una correlación significativa entre la regulación identificada y la motivación intrínseca (estilos teóricamente más autodeterminados) y se observó una correlación significativa entre la regulación externa y la regulación introyectada (estilos teóricamente más controlados). Por lo tanto, estos resultados mostraron concordancia con el “*continuo de autodeterminación*”(Ryan y Deci, 2020).

Por último, otro de los objetivos fue analizar la validez convergente y divergente del instrumento a través de observar su relación con el nivel de satisfacción de las necesidades psicológicas básicas. Los resultados mostraron una buena validez convergente y discriminante de la versión española reducida del SRQ-A ya que se observó una correlación positiva entre los estilos más autodeterminados y el nivel de satisfacción de las necesidades de autonomía, competencia y relación. Por lo tanto, confirma otro de los postulados de la TAD, donde establece que los estilos reguladores autodeterminados (motivación intrínseca y regulación identificada) parecen estar estrechamente relacionadas con la satisfacción de las necesidades psico-

lógicas básicas de los estudiantes en el aula (Martinek et al., 2016; Oga-Baldwin et al., 2017; Ryan y Deci, 2002; Wang et al., 2019).

Por ello, es importante poner a disposición de la comunidad educativa un instrumento con propiedades psicométricas adecuadas que mida los factores que pueden influir en la motivación del alumnado en el ámbito escolar, donde alumnos, familias, profesores, psicólogos o administración puedan desarrollar intervenciones relacionadas con la mejora del aprendizaje y del bienestar a través de la comprensión del estilo regulatorio motivacional. La versión española reducida del SRQ-A parece ser un instrumento válido que podría servir para este fin.

A pesar de los resultados generales positivos en este estudio, también hay que tener en cuenta algunas limitaciones. En primer lugar, el SRQ-A español es un cuestionario de autoinforme y, por tanto, está sujeto a diversas distorsiones en la percepción. Para futuros estudios, es aconsejable analizar los informes de los profesores y de los padres para obtener una visión más completa de los mecanismos de motivación de los alumnos. Además, dado el carácter transversal de este estudio, no fue posible asumir ninguna dirección de causalidad entre las variables. Otros estudios longitudinales podrían analizar esta cuestión. Como se ha demostrado en otros estudios, los estilos reguladores también pueden tener una mayor comprensión en un dominio específico. Por lo tanto, sería interesante utilizar el SRQ-A español en otros contextos específicos (como las matemáticas, las ciencias o las lenguas extranjeras) para analizar la validez y el ajuste de este cuestionario en futuras investigaciones.

En resumen, este estudio investigó las propiedades psicométricas del *Academic Self-Regulation Questionnaire* (SRQ-A) en una muestra representativa española de estudiantes de primaria. Los resultados mostraron que la validez y fiabilidad de las puntuaciones derivadas del SRQ-A español y sus cuatro subescalas (regulación externa, regulación introyectada, regulación identificada, motivación intrínseca) fueron adecuadas y satisfactorias, sugiriendo que es un instrumento fiable para medir la motivación académica en alumnos de primaria.

Referencias

- Albrecht, J. R., & Karabenick, S. A. (2018). Relevance for Learning and Motivation in Education. *The Journal of Experimental Education*, 86(1), 1-10. <https://doi.org/10.1080/00220973.2017.1380593>
- Anwyl-Irvine, A. L., Massonnié, J., Flitton, A., Kirkham, N., & Evershed, J. K. (2020). Gorilla in our midst: An online behavioral experiment builder. *Behavior Research Methods*, 52(1), 388-407. <https://doi.org/10.3758/s13428-019-01237-x>
- Bagçeci, B., & Kanadli, S. (2014). The Study of Adapting Self-Regulation Questionnaire into Turkish. *Journal of Education and Human Development*, 3(3). <https://doi.org/10.15640/jehd.v3n3a22>
- Beauducel, A., & Herzberg, P. Y. (2006). On the Performance of Maximum Likelihood Versus Means and Variance Adjusted Weighted Least Squares Estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(2), 186-203. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1302_2
- Burgueño, R., Sicilia, Á., Medina-Casabon, J., Alcaraz-Ibañez, M., & Lirola, M.-J. (2017). Revisión de la Escala de Motivación Educativa. Inclusión de la Regulación Integrada para Medir la Motivación en la Formación Inicial del Profesorado. *Anales de Psicología*, 33(3), 670. <https://doi.org/10.6018/analesps.33.3.249601>
- Chen, B., Vansteenkiste, M., Beyers, W., Boone, L., Deci, E. L., Van der Kaap-Deeder, J., Duriez, B., Lens, W., Matos, L., Mouratidis, A., Ryan, R. M., Sheldon, K. M., Soenens, B., Van Petegem, S., & Verstuyf, J. (2015). Basic psychological need satisfaction, need frustration, and need strength across four cultures. *Motivation and Emotion*, 39(2), 216-236. <https://doi.org/10.1007/s11031-014-9450-1>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Cokley, K. O., Bernard, N., Cunningham, D., & Motoike, J. (2001). A Psychometric Investi-

- gation of the Academic Motivation Scale Using a United States Sample. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34(2), 109-119. <https://doi.org/10.1080/07481756.2001.12069027>
- Conesa, P. J., & Duñabeitia, J. A. (2021). The Basic Psychological Needs in the Classroom Scale (BPN-CS). *Behavioral Sciences*, 11(7), 96. <https://doi.org/10.3390/bs11070096>
- Deci, E. L., Hodges, R., Pierson, L., & Tomassone, J. (1992). Autonomy and competence as motivational factors in students with learning disabilities and emotional handicaps. *Journal of Learning Disabilities*, 25(7), 457-471. <https://doi.org/10.1177/002221949202500706>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic Motivation and Self-Determination in Human Behavior*. Springer US. <https://doi.org/10.1007/978-1-4899-2271-7>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The «What» and «Why» of Goal Pursuits: Human Needs and the Self-Determination of Behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Dios, H. C., & Meléndez, C. P. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International journal of clinical and health psychology*, 5(3), 521-551.
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology (London, England: 1953)*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Field, A. (2017). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (5th edition). SAGE Publications.
- Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(4), 625-641. <https://doi.org/10.1080/10705510903203573>
- Froiland, J. M., & Worrell, F. C. (2016). INTRINSIC MOTIVATION, LEARNING GOALS, ENGAGEMENT, AND ACHIEVEMENT IN A DIVERSE HIGH SCHOOL: Motivation and Achievement in High School. *Psychology in the Schools*, 53(3), 321-336. <https://doi.org/10.1002/pits.21901>
- Gomes, M., Monteiro, V., Mata, L., Peixoto, F., Santos, N., & Sanches, C. (2019). The Aca-

- demic Self-Regulation Questionnaire: A study with Portuguese elementary school children. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 32(1), 8. <https://doi.org/10.1186/s41155-019-0124-5>
- Gordeeva, T. O., Sychev, O. A., & Lynch, M. F. (2020). The Construct Validity of the Russian Version of the Modified Academic Self-Regulation Questionnaire (SRQ-A) among Elementary and Middle School Children. *Psychology in Russia: State of the Art*, 13(3), 113-131. <https://doi.org/10.11621/pir.2020.0308>
- Guay, F., Ratelle, C. F., & Chanal, J. (2008). Optimal learning in optimal contexts: The role of self-determination in education. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, 49(3), 233-240. <https://doi.org/10.1037/a0012758>
- Guay, F., Ratelle, C. F., Roy, A., & Litalien, D. (2010). Academic self-concept, autonomous academic motivation, and academic achievement: Mediating and additive effects. *Learning and Individual Differences*, 20(6), 644-653. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2010.08.001>
- Howard, J. L., Gagné, M., Morin, A. J. S., & Forest, J. (2018). Using Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling to Test for a Continuum Structure of Motivation. *Journal of Management*, 44(7), 2638-2664. <https://doi.org/10.1177/0149206316645653>
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3(4), 424-453. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.3.4.424>
- Iyengar, S. S., & DeVoe, S. E. (2003). Rethinking the value of choice: Considering cultural mediators of intrinsic motivation. En *Cross-cultural differences in perspectives on the self* (pp. 146-191). University of Nebraska Press.
- Kröner, J., Goussios, C., Schaitz, C., Streb, J., & Susic-Vasic, Z. (2017). The Construct Validity of the German Academic Self-regulation Questionnaire (SRQ-A) within Primary and Secondary School Children. *Frontiers in Psychology*, 8. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01032>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología / Annals of Psychology*, 30(3), 1151-1169. <https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>

- Logan, S., Medford, E., & Hughes, N. (2011). The importance of intrinsic motivation for high and low ability readers' reading comprehension performance. *Learning and Individual Differences, 21*(1), 124-128. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2010.09.011>
- Lucas, J. M.-A., Izquierdo, J. G. N., & Alonso, J. L. N. (2005). Validación de la versión española de la Echelle de Motivation en Education. *Psicothema, 17*(2), 344-349.
- Martinek, D., Hofmann, F., & Kipman, U. (2016). Academic self-regulation as a function of age: The mediating role of autonomy support and differentiation in school. *Social Psychology of Education, 19*(4), 729-748. <https://doi.org/10.1007/s11218-016-9347-9>
- Milfont, T., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research, 3*(1), 111-130. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>
- Oga-Baldwin, W. L. Q., Nakata, Y., Parker, P., & Ryan, R. M. (2017). Motivating young language learners: A longitudinal model of self-determined motivation in elementary school foreign language classes. *Contemporary Educational Psychology, 49*, 140-150. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2017.01.010>
- Ratelle, C. F., Guay, F., Vallerand, R. J., Larose, S., & Senécal, C. (2007). Autonomous, controlled, and amotivated types of academic motivation: A person-oriented analysis. *Journal of Educational Psychology, 99*(4), 734-746. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.99.4.734>
- Revilla, M. A., Saris, W. E., & Krosnick, J. A. (2014). Choosing the Number of Categories in Agree–Disagree Scales. *Sociological Methods & Research, 43*(1), 73-97. <https://doi.org/10.1177/0049124113509605>
- Ryan, R. M. (1982). Control and information in the intrapersonal sphere: An extension of cognitive evaluation theory. *Journal of Personality and Social Psychology, 43*(3), 450-461. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.43.3.450>
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology, 57*(5), 749-761. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.57.5.749>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000a). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist, 55*(1), 68-78. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.68>

- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000b). The Darker and Brighter Sides of Human Existence: Basic Psychological Needs as a Unifying Concept. *Psychological Inquiry*, 11(4), 319-338. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_03
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2002). Overview of self-determination theory: An organismic-dialectical perspective. En *Handbook of self-determination research* (pp. 3-33). University of Rochester Press.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2020). Intrinsic and extrinsic motivation from a self-determination theory perspective: Definitions, theory, practices, and future directions. *Contemporary Educational Psychology*, 101860. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2020.101860>
- Taylor, G., Jungert, T., Mageau, G. A., Schattke, K., Dedic, H., Rosenfield, S., & Koestner, R. (2014). A self-determination theory approach to predicting school achievement over time: The unique role of intrinsic motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 39(4), 342-358. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2014.08.002>
- Vallerand, R. J., Blais, M. R., Brière, N. M., & Pelletier, L. G. (1989). Construction et validation de l'échelle de motivation en éducation (EME). [Construction and validation of the Motivation toward Education Scale.]. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 21(3), 323-349. <https://doi.org/10.1037/h0079855>
- Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Briere, N. M., Senecal, C., & Vallieres, E. F. (1992). The Academic Motivation Scale: A Measure of Intrinsic, Extrinsic, and Amotivation in Education. *Educational and Psychological Measurement*, 52(4), 1003-1017. <https://doi.org/10.1177/0013164492052004025>
- Vallerand, R. J., Pelletier, L. G., Blais, M. R., Briere, N. M., Senecal, C., & Vallieres, E. F. (1993). On the Assessment of Intrinsic, Extrinsic, and Amotivation in Education: Evidence on the Concurrent and Construct Validity of the Academic Motivation Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 53(1), 159-172. <https://doi.org/10.1177/0013164493053001018>
- Vansteenkiste, M., Soenens, B., Verstuyf, J., & Lens, W. (2009). 'What is the usefulness of your schoolwork?': The differential effects of intrinsic and extrinsic goal framing on optimal learning. *Theory and Research in Education*, 7(2), 155-163. <https://doi.org/10.1177/1477878509104320>

- Vecchione, M., Alessandri, G., & Marsicano, G. (2014). Academic motivation predicts educational attainment: Does gender make a difference? *Learning and Individual Differences*, 32, 124-131. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2014.01.003>
- Wang, C. K. J., Liu, W. C., Kee, Y. H., & Chian, L. K. (2019). Competence, autonomy, and relatedness in the classroom: Understanding students' motivational processes using the self-determination theory. *Heliyon*, 5(7), e01983. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2019.e01983>

Recibido: 27-07-2021
Aceptado: 17-10-2021