

Validación de la Escala de Orientación Intrínseca Versus Extrínseca en el Aula para escolares uruguayos

Abril 2023, Vol. 15,
N°1, 130-144

revistas.unc.edu.ar/index.php/racc

Cuevasanta, Diego ^a; Curione, Karina ^{*,b}; Ortuño, Víctor ^{b,c}; Sandin, Florencia ^d; Burghi, Martina ^d; y Vásquez-Echeverría, Alejandro ^b

Artículo Original

Resumen

Se presenta la validación al español de la *Scale of intrinsic versus extrinsic orientation in the classroom* adaptada para escolares uruguayos. Participaron del estudio 912 niños (52.4% niñas y 47.6% varones), con un promedio de edad de 10.19 años ($DE = 1.10$), pertenecientes a 10 Instituciones Educativas (61.4% públicas y 38.6% privadas) de la ciudad de Montevideo, Uruguay. Se analizó la estructura de la escala a través de un Análisis Factorial Confirmatorio, el modelo final presenta adecuados índices de ajuste ($\chi^2/df = 4.03$; CFI = .91; TLI = .90, RMSEA = .06, SRMR = .05). Los resultados obtenidos confirman la estructura original de cinco dimensiones propuesta por Harter y aportan evidencia sobre las adecuadas propiedades psicométricas del instrumento para su uso con población escolar uruguaya. Esto no excluye que futuros estudios deban buscar soluciones para la baja confiabilidad encontrada en la dimensión *Curiosidad*.

Palabras clave:

motivación, escuela primaria, análisis factorial, validación.

Abstract

Validation of the Intrinsic Orientation Scale Versus Extrinsic in the Classroom for Uruguayan Schoolchildren. This work aims to present the validation to the Spanish language of the scale *Intrinsic versus Extrinsic Motivation in the Classroom* adapted for schoolchildren in Uruguay. The study counted with the participation of a total of 912 children (52.4% girls and 47.6% boys), with an age average of 10.19 years ($SD = 1.10$), from 10 schools (61.4% public and 38.6% private) all located in Montevideo, Uruguay. The structure of the scale was studied using the Confirmatory Factor Analysis, the final model showed adequate fit index ($\chi^2/df = 4.03$; CFI = .91; TLI = .90, RMSEA = .06, SRMR = .05). The results obtained confirmed the five-dimension structure originally presented by Harter, they prove proper psychometric properties for the use of the instrument on the uruguayan population. This does not exclude that future studies should seek solutions for the low reliability found in the *Curiosity* dimension.

Keywords:

motivation, primary school, factor analysis, validation.

Tabla de Contenido

Introducción	130
Método	134
Participantes	134
Instrumentos	134
Procedimiento	135
Resultados	136
Discusión	139
Referencias	141

Recibido el ejemplo: 13 de febrero de 2021; Aceptado el 19 de octubre de 2021
Editaron este artículo: Raquel Inés Peltzer, Paula Abate, Belén Vera y Julieta Moltrasio

Introducción

Entre los objetivos que conforman la agenda 2030 para el Desarrollo Sostenible aprobada por los países miembros de la Naciones Unidas se encuentra el relativo a la Educación Primaria. Dicho objetivo establece la necesidad de garantizar una educación inclusiva y equitativa de

calidad y de promover oportunidades de aprendizaje permanente para todos. Para esto, los Estados deben asegurar que niños y niñas culminen la enseñanza primaria, que debe ser gratuita, equitativa, de calidad y capaz de producir resultados de aprendizajes pertinentes y efectivos

^a Universidad de la República (Udelar), Facultad de Psicología, Instituto de Psicología, Educación y Desarrollo Humano, Montevideo, Uruguay

^b Universidad de la República (Udelar), Facultad de Psicología, Instituto de Fundamentos y Métodos en Psicología, Montevideo, Uruguay.

^c Universidade de Coimbra, Centro de Investigação do Núcleo de Estudos e Intervenção Cognitivo-Comportamental, Coimbra, Portugal.

^d Universidad de la República (Udelar), Facultad de Psicología, Montevideo, Uruguay.

*Enviar correspondencia a: Apellido, inicial E-mail: kcurione@psico.edu.uy

Citar este artículo como: Cuevasanta, D., Curione, K., Ortuño, V., Sandin, F., Burghi, M., y Vásquez, A. (2023). Validación de la Escala de Orientación Intrínseca Versus Extrínseca en el Aula para escolares uruguayos. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 15(1), 130-144

(Sistema de Información de Tendencias Educativas en América Latina [SITEAL], 2019). El nivel primario es el segundo tramo educativo y, en el caso de Uruguay, abarca entre los 6 y los 11 años. Como en el resto de los países de nuestra región, la cobertura está cercana a la universalidad, sin embargo, el 20% de los niños de 11 años concurre a la escuela con rezago (Instituto Nacional de Evaluación Educativa [INEEd], 2019).

La preocupación se sitúa en torno al logro educativo y la calidad de los aprendizajes alcanzados, en ese sentido, resulta relevante aproximarse a la motivación de los y las estudiantes en relación con el aprendizaje escolar. A nivel internacional, es posible constatar un creciente interés en la incorporación de variables motivacionales en evaluaciones a gran escala. El *Programme for International Student Assessment* (PISA), que tradicionalmente se enfocó en el desempeño de los estudiantes en Matemática, Lectura y Ciencias, fue incorporando otros aspectos relevantes, entre los que se encuentra la motivación intrínseca para aprender Matemática (Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE], 2013). Asimismo, Uruguay, tras la creación y puesta en funcionamiento del Instituto Nacional de Evaluación Educativa (INEEd) ha construido una evaluación nacional de logros educativos desde una perspectiva integral, denominada ARISTAS, cuya primera evaluación en educación primaria se realizó en 2017. Entre sus múltiples dimensiones incorpora un componente que evalúa habilidades socio-emocionales, en las que se destaca la autorregulación metacognitiva, la perseverancia académica, la motivación intrínseca, entre otras (INEEd, 2018, 2021).

La motivación intrínseca cobra relevancia en el contexto educativo, en particular, por su relación positiva con el rendimiento académico (Broussard & Garrison, 2004; Cerasoli, Nicklin, & Ford, 2014; Gottfried, 1990; Howard, Chong, & Bureau, 2020; Lepper, Corpus, & Iyengar, 2005) y su impacto en variables como la persistencia y la continuidad en el sistema educativo (Caprara et al, 2008; Fan & Wolters, 2014; Otis, Grouzet, & Pelletier, 2005; Samuel & Burger, 2019; Trusty, 2000).

A nivel teórico, se considera *motivación intrínseca* a aquella que lleva a hacer algo por el placer asociado a la actividad en sí misma, la cual

resulta inherentemente interesante y disfrutable. La *motivación extrínseca*, por el contrario, se asocia al valor instrumental de la actividad (Ryan & Deci, 2000, 2017). Un estudiante puede estar motivado para realizar sus tareas escolares porque experimenta curiosidad e interés o porque quiere obtener una buena nota o la aprobación del docente, lo que varía en este caso no es la intensidad, sino la cualidad de la motivación y la calidad de los aprendizajes alcanzados (Ryan & Deci, 2000).

La pregunta acerca de qué motiva a los estudiantes ha orientado durante décadas el desarrollo de teorías e instrumentos de evaluación motivacional. En ese escenario, Harter (1980, 1981) desarrolló el instrumento denominado *Scale of Intrinsic versus Extrinsic Orientation in the Classroom*, a partir del concepto motivacional de *competencia* que introduce White (1959), quien lo define como la capacidad del individuo de interactuar eficazmente con su ambiente. Harter (1980, 1981) reconoce la naturaleza global de dicho constructo e identifica la necesidad de refinarlo a efectos de poder desarrollar estudios empíricos. La *Escala de Orientación intrínseca versus extrínseca en el salón de clase* permite evaluar la orientación motivacional general (intrínseca versus extrínseca) con el foco puesto en niños/as en etapa escolar y adolescentes en los primeros años de educación secundaria.

En el plano instrumental, una serie de consideraciones guiaron la creación del instrumento (Harter, 1980, 1981). En primer lugar, la necesidad de especificar posibles *componentes* de la motivación intrínseca (en lugar de tratarla como un constructo unitario y global). En segundo lugar, la necesidad de que la medida fuera sensible a las fuentes de la motivación extrínseca e intrínseca y lograra captar la fuerza relativa de cada orientación. Por último, para evaluar posibles cambios a lo largo del desarrollo, el instrumento debía ser adecuado para su aplicación en distintas edades (Harter, 1981).

Se trata del primer instrumento a través del cual, las tendencias del desarrollo de la motivación intrínseca fueron develadas (Lepper et al., 2005; Lepper, Sethi, Dialdin, & Drake, 1997). Harter (1981) aportó evidencia sobre el sistemático descenso de la motivación intrínseca a medida que los niños avanzan en su escolarización. Esta tendencia fue posteriormente confirmada por diversos estudios (Carreira, 2011;

Corpus, McClintic-Gilbert, & Hayenga, 2009; Gokce, Oztuna, & Elhan, 2011; Harter, Rumbaugh, & Kowalski, 1992; Lepper et al., 2005; Scherrer & Preckel, 2019).

Una revisión reciente (Sandin & Curione, 2021), permitió identificar 26 investigaciones que se desarrollaron utilizando la escala de Harter (1980). De dichos estudios, 12 utilizaron la escala original sin cambios (Boggiano, Barret, Silvern, & Gallo, 1991; Boggiano, Main, & Katz, 1991; Broussard & Garrison, 2004; Das, Schokman-Gates & Murphy, 1985; David & Witryol, 1990; Dollinger & Seiters, 1988; Ginsburg & Bronstein, 1993; Guay, Boggiano, & Vallerand, 2001; Reeve & Loper, 1983; Tzuriel, 1989; Villwock & Valentini, 2007). El más reciente se condujo en Brasil (Pansera, Valentini, Santayana de Souza, & Berleze, 2016). Cinco estudios tomaron sólo algunas subescalas, siendo las del componente motivacional las más utilizadas (Bronstein, Ginsburg, & Herrera, 2005; Nelson-Le Gall, & Jones, 1990; Newman, 1990; Wong, Wiest, & Cusick, 2002; Zisimopoulos & Galanaki, 2009). Cinco investigaciones tuvieron por objetivo la adaptación de la escala para su aplicación en otros países como España, Turquía, México y Japón (Gokce et al., 2011; González, Tourón, & Gaviña, 1994; Jiménez Hernández & Macotela Flores, 2008; Sakurai & Takano, 1985) y un artículo adaptó la escala para su aplicación en clases de Educación Física (Weiss, Bredemeier, & Shewchuk, 1985). Por último, cuatro artículos revisan y modifican el instrumento original (Harter & Jackson, 1992; Harter et al., 1992; Lemos & Veríssimo, 2014; Lepper et al., 2005). Dado los objetivos del presente artículo, se presentarán aquellos estudios cuyo objetivo fue validar el instrumento en otros países o que presentan información relevante sobre la estructura factorial del mismo.

En el estudio canadiense de Das et al. (1985), participaron 368 escolares de tercero a séptimo, con y sin dificultades de lectura. Realizaron un Análisis de Componentes Principales (rotación varimax) hallando una estructura factorial similar a la original, salvo por la dimensión *Curiosidad* que no se configuró como una dimensión independiente para la muestra de niños canadienses. Los autores señalan que esto no es sorprendente si se analizan los datos reportados por Harter (1981) para dicha dimensión. Identificaron ítems con cargas factoriales

compartidas, y valores por debajo de .28 (ítem 3 de *Desafío* e ítem 4 de *Dominio*). No reportan resultados de AFC. La fiabilidad por dimensión de la escala validada en Canadá fue la siguiente: *Desafío* ($\alpha = .73$), *Dominio* ($\alpha = .69$), *Curiosidad* ($\alpha = .59$), *Juicio* ($\alpha = .80$), y *Criterio* ($\alpha = .79$). En los componentes cognitivo-informacionales encuentran la misma tendencia en cuanto al incremento de la orientación intrínseca reportada por Harter (1981).

Tzuriel (1989) estudió la orientación motivacional de escolares israelíes de clase social alta y baja, y comparó sus resultados con los hallados por Harter (1981) con escolares norteamericanos. Tras realizar un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con rotación oblicua, los resultados brindan soporte a la estructura teórica original con cinco dimensiones y dos factores de segundo orden, uno motivacional compuesto por: *Desafío*, *Curiosidad* y *Dominio* y otro cognitivo-informacional compuesto por *Juicio* y *Criterio*. En el AFC se eliminó el ítem 20 por presentar una carga factorial cruzada y se procedió con el análisis con los 29 ítems restantes. Los datos de ajuste del modelo reportados señalan un coeficiente de determinación de .90 y un ajuste general del modelo débil (GFI = .84; RMR = .06). En cuanto a la fiabilidad por dimensión, reportaron valores moderados a altos: *Desafío* $\alpha = .82$; *Curiosidad* $\alpha = .84$; *Dominio* $\alpha = .79$; *Juicio* $\alpha = .72$; *Criterio* $\alpha = .75$.

González et al. (1994) examinaron la validez de constructo de la escala de Harter (1981) para una muestra española de 674 escolares de quinto grado pertenecientes a ocho escuelas no estatales de nivel socioeconómico medio. Condujeron un AFE (rotación oblicua) e identificaron algunos ítems problemáticos como el ítem 13 (*Curiosidad*) y el ítem 5 (*Criterio*) que presentan cargas factoriales menores a .40. Por su parte, los ítems 3 y 13 pertenecientes al factor *Curiosidad* presentan cargas factoriales compartidas con *Preferencia por el Desafío*, y el ítem 5 carga también en el factor *Dominio*. Más allá de estas excepciones, los autores reportan que la estructura de cinco dimensiones de la escala original aparece correctamente reflejada en el AFE realizado. En cuanto a la fiabilidad reportada para validación española: *Preferencia por el desafío* ($\alpha = .78$); *Curiosidad* ($\alpha = .66$); *Dominio* ($\alpha = .68$); *Juicio* ($\alpha = .70$); *Criterio* ($\alpha =$

.71). Con respecto al AFC probaron el modelo de cinco factores propuesto por Harter (1980, 1981). Fue utilizado el estimador de máxima verosimilitud (ML) y los índices de ajuste reportados se encuentran por debajo de los valores recomendados $\chi^2/df = 4.88$, GFI = .84, AGFI = .81.

Jiménez Hernández y Macotela Flores (2008) se propusieron validar la escala de Harter (1981) para conocer la motivación de los escolares mexicanos. Participaron del estudio 173 alumnos de segundo, cuarto y sexto grado de una escuela pública de nivel socioeconómico medio-bajo. Reportaron los resultados de un Análisis de Componentes Principales (rotación varimax con normalización Kaiser) que retiene 19 de los 30 ítems originales. Los resultados confirman una estructura de cinco factores, de los cuales sólo tres guardan relación con los factores originales (Factores 1, 2 y 3). Factor 1 *Independencia vs. dependencia del maestro* ($\alpha = .63$); Factor 2 *Interés por aprender vs. obtener calificaciones* ($\alpha = .62$); Factor 3 *Preferencias por el reto vs. preferencia por el trabajo fácil* ($\alpha = .66$); Factor 4 *Juicio independiente vs. dependencia hacia el juicio del maestro* ($\alpha = .50$) y Factor 5 *Seguir intereses personales vs. obediencia a la demanda escolar* ($\alpha = .47$). Dado los problemas de consistencia interna las autoras alertan sobre la necesidad de continuar trabajando en la mejora de la validación mexicana, y recomiendan ampliar y diversificar la muestra incluyendo escuelas públicas y privadas.

En un estudio reciente, Donolo y Rigo (2019) aplicaron a escolares argentinos el componente motivacional de la adaptación española de González et al. (1994). Mediante AFC aportan evidencia de una estructura unidimensional y arriban a índices de ajuste ligeramente por debajo de lo recomendado: $\chi^2 = 363.7$, $p = .000$, $\chi^2/df = 2.68$, CFI = .87, GFI = .89, RMSEA = .089, IC 90% = .078, .100. No se especifican los estimadores utilizados en el AFC. Reportan la consistencia interna a nivel global para el componente motivacional ($\alpha = .78$).

Otros estudios han reformulado la escala para poder arribar a una evaluación independiente de la motivación intrínseca y extrínseca. Esto no supuso la modificación del contenido original de los ítems, sino que se limitó a la fragmentación de los mismos. En esa dirección, se encuentra el trabajo de Lepper et al. (2005), desarrollado con una muestra de 797 escolares entre tercero y

octavo grado de dos escuelas públicas de San Francisco (EE.UU.). Partiendo del componente motivacional de la escala de Harter (1980, 1981), fragmentaron cada ítem en dos, resultando una versión inicial de 36 ítems (la mitad para evaluar motivación intrínseca y la otra mitad para evaluar motivación extrínseca). Condujeron un Análisis de Componentes Principales, testeando tanto la rotación varimax como la oblicua, optando por esta última debido a la alta correlación entre los factores. Reportan para motivación intrínseca una solución unidimensional y para los ítems de motivación extrínseca una solución de tres factores. Todos los ítems presentaron cargas factoriales superiores a .40. Arribaron a una versión modificada integrada por 17 ítems de motivación intrínseca ($\alpha = .90$) y 13 ítems de motivación extrínseca, agrupados en tres factores: *Preferencia por el trabajo fácil* ($\alpha = .77$); *Deseo de complacer al maestro* ($\alpha = .73$) y *Dependencia del maestro* ($\alpha = .67$). Con respecto a las tendencias del desarrollo, hallaron una disminución de la motivación intrínseca a lo largo del avance escolar, pero no encontraron cambios significativos en la motivación extrínseca. Por último, la motivación intrínseca y el rendimiento presentaron una correlación positiva y significativa ($r = .34$, $p \leq .01$), en tanto, el rendimiento correlacionó negativamente con la motivación extrínseca ($r = -.23$, $p \leq .01$).

Gokce et al. (2011) partiendo de la versión de Lepper et al. (2005) se propusieron adaptar el componente motivacional de la escala de Harter (1981) para su uso con población escolar en Turquía. La muestra aleatoria y estratificada estuvo conformada por 979 estudiantes de tercero a octavo grado. Condujeron un AFC para datos categóricos utilizando como estimador *Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted* (WLSM). Los ítems de motivación intrínseca y extrínseca fueron analizados por separado con el objetivo de confirmar la estructura de dos componentes. Fueron removidos aquellos ítems con cargas factoriales inferiores a .40. Los resultados muestran una estructura unidimensional para motivación intrínseca, cuyo modelo presenta los siguientes índices de ajuste CFI = .875, TLI = .972, y RMSEA = .083. Para motivación extrínseca presentan un modelo de tres factores *Preferencia por el trabajo fácil*, *Deseo de complacer al maestro* y *Dependencia del maestro*, que reportan los siguientes índices de

ajuste CFI = .90, TLI = .96 y RMSEA = .094. El instrumento quedó conformado por la dimensión de motivación intrínseca ($\alpha = .91$) y una estructura de tres dimensiones de motivación extrínseca: *Preferencia por trabajo fácil* ($\alpha = .78$), *Deseo de complacer al maestro* ($\alpha = .81$) y *Dependencia del maestro* ($\alpha = .78$).

Lemos y Veríssimo (2014) no se propusieron validar la escala de Harter (1980, 1981) sino investigar la relación entre la motivación intrínseca y extrínseca evaluadas de modo independiente. Participaron del estudio 827 escolares de tercero a sexto año. A nivel instrumental, partieron del componente motivacional de la escala de Harter (1980, 1981), fragmentaron los ítems y, tomando como base datos preliminares de validez y fiabilidad, seleccionaron 12 de ellos. También les interesó estudiar la relación de dichos constructos con el rendimiento académico en escolares y observar posibles cambios en dicha relación a través del avance escolar. Realizaron un Análisis de Componentes Principales (rotación oblimin), hallando una primera dimensión de motivación intrínseca, integrada por 7 ítems y una dimensión de motivación extrínseca integrada por 5 ítems vinculados originalmente a la dependencia del maestro y el deseo de obtener buenas notas. No reportan datos de confiabilidad. Hallaron una correlación negativa y moderada entre ambos tipos de motivación ($r = -.15$ y $-.23$, $p \leq .01$). Motivación intrínseca presentó una correlación positiva y significativa con el rendimiento ($r = .17$ a $r = .31$, $p \leq .01$) en cada grado escolar. Por su parte, la relación de la motivación extrínseca con el rendimiento académico sólo fue significativa (y negativa) para cuarto año escolar ($r = -.18$ y $-.40$, $p \leq .01$).

Los antecedentes muestran que la escala de Harter (1981) ha suscitado desde su creación un importante interés. Los principales cambios que el instrumento ha experimentado se vinculan a la fragmentación de los ítems originales sin modificar su contenido, mostrando la relevancia teórica y empírica de las dimensiones propuestas por la autora para el estudio de la motivación de los escolares. Como han señalado Lepper et al. (2005), si bien existen otras escalas para evaluar constructos similares, ninguna aborda el rango de motivos extrínsecos que permite analizar esta escala.

Más allá de la relevancia del instrumento desarrollado por Harter (1981), aún son escasos

los estudios sobre motivación en escolares. Un estudio metaanalítico, recientemente publicado por Howard et al. (2020), evidenció que las investigaciones conducidas en los últimos treinta años sobre motivación intrínseca en contextos educativos presentan resultados de muestras de participantes cuya edad media es de 19 años. Diversos motivos dan cuenta de esta situación en nuestro campo de estudio, entre los que se encuentra la necesidad de disponer de instrumentos de evaluación motivacional adecuados para su empleo con población escolar. Entendemos que el trabajo que aquí se presenta puede dinamizar en nuestra región el desarrollo de estudios sobre la motivación hacia el aprendizaje de los niños en edad escolar y de los adolescentes en los primeros años de educación media.

Método

Participantes

Participaron 912 escolares de 10 instituciones educativas de la ciudad de Montevideo (Uruguay) distribuidos en 54 clases. El 38.6% de la muestra pertenece a instituciones públicas y un 61.4% a instituciones privadas. Las edades de los participantes están comprendidas entre 8 y 13 años ($M = 10.19$, $DE = 1.10$). El 52.4% son niñas y 47.6% niños, presentando la siguiente distribución por grado escolar: cuarto ($n = 282$), quinto ($n = 305$) y sexto ($n = 325$).

Instrumentos

Se utilizó la escala motivacional *Intrinsic Versus Extrinsic Orientation in the Classroom* (Harter, 1981) adaptada para escolares uruguayos. El instrumento está compuesto por 30 ítems agrupados en cinco dimensiones. Tres de naturaleza motivacional: *Preferencia por el desafío vs. preferencia por el trabajo fácil* ($\alpha = .78 - .84$); *Curiosidad e interés intrínseco vs. obtener buenas calificaciones/complacer al maestro* ($\alpha = .68 - .82$) y *Dominio independiente del maestro vs. dependencia de la ayuda del maestro, sobre todo ante problemas difíciles* ($\alpha = .54 - .78$).

Dos dimensiones de naturaleza cognitivo-informacional se vinculan al conocimiento que los niños poseen acerca de cómo les va en la escuela: *Juicio independiente vs. dependencia del juicio del maestro* ($\alpha = .72 - .81$) y *Criterio de éxito y fracaso interno vs. criterio externo* ($\alpha = .75 - .83$).

El contenido de los reactivos y el formato de

respuesta permiten identificar el tipo de motivación (intrínseca o extrínseca) y el grado (baja, media y alta). Los puntajes de la escala se obtienen de forma independiente para cada factor a través del cálculo de la media, el valor más bajo representa el polo más extrínseco y el más elevado el más intrínseco. Para más detalles sobre la administración y el formato de puntuación ver el manual del instrumento (Harter, 1980).

Traducción y adaptación de la escala de orientación intrínseca vs extrínseca en el aula

El proceso de validación de este instrumento estuvo guiado por las fases recomendadas por la Comisión Internacional de Tests (CIT, 2017). En primer lugar, se llevó a cabo la traducción de la escala original, que estuvo a cargo de tres profesionales cualificados (dos psicólogas bilingües y una docente de inglés con estudios de maestría en Psicología) y la retro traducción estuvo a cargo de dos docentes bilingües con experiencia en el trabajo con niños de las edades comprendidas en esta validación.

En la segunda fase, se invitó a cuatro niños (dos de 9 años y dos de 11 años) para que completaran la escala e identificaran dificultades a nivel de la comprensión del contenido de los enunciados. Una vez completada la escala, se intercambió con los niños sobre los ítems, solicitando sugerencias para aquellos que no se entendieran o que se podrían mejorar. No se identificaron dificultades en la comprensión de los enunciados, los comentarios y sugerencias de los niños estuvieron centrados en agregar y/o modificar conectores lingüísticos y artículos para facilitar la lectura. Estas sugerencias fueron incorporadas previo a la aplicación piloto de la escala con 110 niños de dos instituciones educativas. El principal objetivo de esta aplicación piloto fue obtener información cualitativa (CIT, 2017) sobre la comprensión de la consigna de la escala, el tiempo de administración, la motivación de los niños para responder el instrumento e identificar posibles dificultades para comprender el contenido de los ítems, entre otros elementos relevantes.

Posteriormente, se aplicó la escala a la población establecida con el objetivo de estudiar la validez y fiabilidad del instrumento. La estructura factorial se estudió mediante un Análisis Factorial Confirmatorio. Para analizar la consistencia interna se obtuvieron los alfa de

Cronbach y Omega de McDonald, también se estudió la consistencia test-retest.

Procedimiento

Se trata de un estudio cuantitativo, no experimental. La aplicación de la escala se realizó en el contexto natural del salón de clases, en una situación preexistente, y posteriormente analizada. No hubo, por lo tanto, manipulación intencional de las variables ni asignación al azar de los sujetos (Hernández, Fernández, & Baptista, 2010).

Los datos fueron recogidos en el primer semestre del año lectivo. Las instituciones fueron invitadas a participar a través de reuniones donde fueron presentados los objetivos del estudio a los equipos de dirección y a las maestras. Posteriormente, se invitó a participar a los niños y las niñas a través de un consentimiento libre e informado que fue firmado por los padres o tutores responsables que autorizaron la participación. También se solicitó el asentimiento de los niños y las niñas para participar del estudio. La investigación contó con el aval del Comité de Ética en Investigación de la Facultad de Psicología de la Universidad de la República.

La escala se administró grupalmente en el salón de clase en horario escolar. La toma de datos estuvo a cargo del primer autor, quien se apegó a la consigna que establece el manual de uso del instrumento (Harter, 1980). El tiempo medio empleado por los niños para completar la escala fue de 35 minutos.

Análisis de datos

La base de datos fue preparada en el programa de análisis estadísticos IBM SPSS 21 (versión Windows). Los outliers fueron identificados a través de la prueba de distancia de Mahalanobis en cada una de las dimensiones a fin de detectar los outliers multivariados. Este análisis permite identificar alejamientos significativos en relación a las puntuaciones típicas de las variables (Pérez, Medrano, & Sánchez Rosas, 2013). Para identificar los outliers univariados se calcularon las puntuaciones típicas de cada variable y se eliminaron aquellos casos que tuvieran puntajes Z fuera de ± 3 , tal como es sugerido en la literatura (Weston & Gore, 2006). Se eliminaron 22 casos atípicos (2.4% del total de participantes) que mostraron puntajes por fuera de lo establecido para la prueba de distancia de Mahalanobis ($p > .001$) y univariados con puntajes de Z fuera del rango ± 3 .

De los 30 ítems de la escala motivacional, 25 presentaron valores perdidos, sin embargo, en ningún caso superó los 10 casos por ítem (1.1% del total de las respuestas). A partir de estos resultados, se utilizó la prueba *Little's Missing Completely At Random Test* (MCAR) que no arrojó ningún resultado estadísticamente significativo ($p > .05$). Posteriormente, se imputaron los valores perdidos con el algoritmo de *Expectation-Maximisation* (EM). El cálculo de la prueba MCAR, así como del algoritmo EM fueron realizados independientemente para cada uno de los cinco factores teóricos.

En relación al Modelado de Ecuaciones Estructurales, se testearon diferentes modelos de Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), que fueron realizados con el programa estadístico Mplus versión 8.1 (Muthén & Muthén, 2017). Fue utilizado el estimador *Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted* (WLSMV), el que permite producir estimaciones precisas, independientemente de la normalidad de la distribución de las variables en estudio (Brown, 2015). La bondad del ajuste de los modelos fue analizada en función de los siguientes índices de ajuste: Chi-Cuadrado, grados de libertad del modelo, la razón del Chi-Cuadrado con los grados de libertad, *Comparative Fit Index* (CFI), *Tucker-Lewis Index* (TLI), *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA), considerando como aceptables valores superiores a .90 para CFI y TLI (Bentler, 1992; Escobedo Portillo, Hernández Gómez, Estebané Ortega, & Martínez Moreno, 2016; Manzano Patiño, 2018) e inferiores a .08 para SRMR y .06 para RMSEA (Brown, 2015). Con respecto a las cargas factoriales (λ), Kline (1993) señala que valores superiores a .60 se pueden interpretar como elevados, valores superiores a .30 como moderadamente elevados y valores inferiores a .30 deben ser ignorados.

Con relación a la consistencia interna del instrumento, fueron utilizados el Alfa de Cronbach y el Omega de McDonald (Geldhof, Preacher, & Zyphur, 2014). La interpretación de estos fue realizada con base en las recomendaciones de Nunnally (1978), quien menciona como aceptables valores superiores a .70 para nuevos instrumentos, superiores a .80 para investigación y comparación de grupos y .90 para instrumentos cuyos resultados vayan a ser empleados como criterios de decisión a nivel individual. Para el

estudio de la fiabilidad test-retest, se siguieron las recomendaciones de Cicchetti (1994), quien considera valores entre .40 a .59 como adecuados, .60 a .74 como buenos y superiores a .75 como excelentes.

Resultados

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

A continuación, se describen los modelos testeados en el presente trabajo:

Modelo 1a. Este modelo buscó probar la estructura factorial del componente motivacional y cognitivo informacional sugeridos por la autora (Harter, 1980). El modelo testeado estuvo compuesto por el componente motivacional integrado por los 18 ítems de las dimensiones *Desafío*, *Curiosidad* y *Dominio* y el componente cognitivo informacional con los 12 ítems de *Juicio* y *Criterio*. Se identificaron seis ítems con cargas factoriales menores a .40 (13, 18, 30, 11, 25 y 20) en el componente motivacional y, en el cognitivo informacional, todos menos 5, 9, 14 y 23. Como puede observarse en la Tabla 1, este modelo no presenta índices de ajuste adecuados (Marôco, 2010).

Modelo 1b. Este modelo fue testeado tomando en cuenta los resultados del Modelo 1a, a partir del que se eliminaron los ítems con carga factorial menor a .40. Este cambio resultó en una pequeña mejora en los índices globales de ajuste sin llegar a los niveles recomendados en la literatura (Marôco, 2010).

Modelo 2a. Se tomó como punto de partida la organización factorial propuesta por Harter (1980, 1981) compuesta por cinco factores (*Desafío*, *Curiosidad*, *Dominio*, *Juicio* y *Criterio*) en los que se agrupan los 30 ítems de la escala original. Se identificaron cuatro ítems con cargas factoriales menores a .40 (ítems 11, 20, 25 y 27, $\lambda = .39, .32, .36$ y $.31$, respectivamente). Este modelo no llegó a presentar niveles de ajuste global aceptables (Marôco, 2010) en los diferentes índices de ajuste utilizados (ver Tabla 1). Se observa que cuatro factores (*Desafío*, *Dominio*, *Criterio* y *Juicio*) presentan omegas en el rango de .70 a .80 y uno por debajo (*Curiosidad*) (ver Tabla 2).

Modelo 2b. Este modelo fue testeado tomando en cuenta los resultados obtenidos a partir del modelo 2a, en el que se eliminaron los siguientes cuatro ítems: 11 (*Algunos niños prefieren aprender sólo lo que tienen que aprender en la escuela* vs. *Otros niños prefieren*

aprender todo lo que puedan), 20 (A algunos niños les gusta que la maestra los ayude a planear qué hacer a continuación vs. A otros niños les gusta hacer sus propios planes sobre lo que van a hacer a continuación), 25 (Algunos niños hacen trabajos extra para poder sacar mejores notas vs Otros niños hacen trabajos extra porque pueden aprender sobre cosas que les interesa) y 27 (Algunos niños cuando entregan una tarea, saben que no hicieron lo mejor que pudieron vs

Otros niños tienen que esperar hasta que la maestra les de la nota para saber que no les fue tan bien como les podría haber ido) (ver [Tabla 2](#)). Se obtuvieron niveles de ajuste global en consonancia con los niveles recomendados en la literatura ([Marôco, 2010](#)), como se puede observar en la [Tabla 1](#).

Tabla 1.

Comparación de modelos Análisis Factorial Confirmatorio EMIE

	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δdf	χ^2/df	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	RMSEA IC 90%
Modelo 1a	3389.63	404	-	-	8.39	.726	.705	.076	.090	.087 - .093
Modelo 1b	2038.69	274	1350.94	130	7.44	.820	.802	.062	.084	.081 - .087
Modelo 2a	1743.316	395	-	-	4.41	.876	.864	.053	.061	.058 - .064
Modelo 2b	1164	289	579.316	106	4.03	.913	.902	.047	.058	.054 - .061

Nota. Los valores de $\Delta\chi^2$ y de Δdf son obtenidos tras la comparación de los modelos 1b con el 1a, y 2b con el 2a, respectivamente.

Como puede observarse en la [Figura 1](#), el Modelo 2b evidencia buenas cargas factoriales, todas superiores a .40 ([Kline, 1993](#)). Por su parte, las correlaciones entre las puntuaciones latentes del Modelo 2b van de moderadas a moderadas-altas, especialmente entre los factores *Desafío*, *Curiosidad* y *Dominio*, que se encuentran entre .54 y .67. El factor *Criterio*, si bien presenta correlaciones más bajas con los componentes motivacionales, aún son moderadas, con valores

entre .35 y .55. El factor *Juicio* presenta las correlaciones más bajas con los factores motivacionales, siendo positiva con *Dominio* ($r = .17$) y negativas con *Desafío* y *Curiosidad* ($r = -.01$ y $r = -.20$, respectivamente). Las relaciones entre los factores cognitivo informacionales (*Juicio* y *Criterio*) son sensiblemente inferiores ($r = .35$).

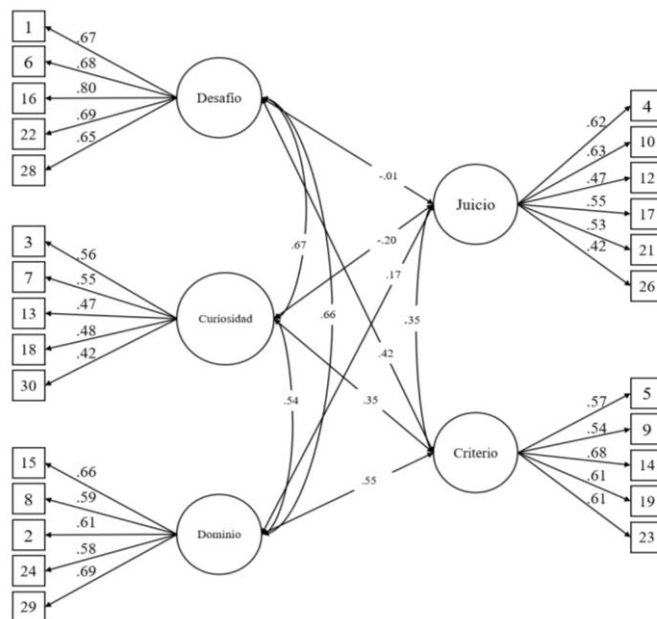


Figura 1. Resultados estandarizados de la estructura factorial final de la EMIE.

Tabla 2

Cargas factoriales y fiabilidad (Omega de McDonald) según modelo

		Modelo 2a		Modelo 2b	
	Ítem	Cargas (EE)	Omega de McDonald	Cargas (EE)	Omega de McDonald
<i>Desafío</i>	EMH_1	.656 (.02)	$\omega = .79$.665 (.02)	$\omega = .83$
	EMH_6	.674 (.02)		.684 (.02)	
	EMH_11	.385 (.03)		-	
	EMH_16	.790 (.02)		.796 (.02)	
	EMH_22	.694 (.02)		.687 (.02)	
	EMH_28	.658 (.02)		.651 (.02)	
<i>Curiosidad</i>	EMH_3	.567 (.03)	$\omega = .66$.562 (.03)	$\omega = .62$
	EMH_7	.568 (.03)		.548 (.03)	
	EMH_13	.474 (.03)		.468 (.03)	
	EMH_18	.493 (.03)		.480 (.03)	
	EMH_25	.357 (.03)		-	
	EMH_30	.482 (.03)		.423 (.03)	
<i>Dominio</i>	EMH_2	.602 (.03)	$\omega = .74$.606 (.03)	$\omega = .76$
	EMH_8	.583 (.03)		.589 (.03)	
	EMH_15	.664 (.02)		.662 (.02)	
	EMH_20	.320 (.03)		-	
	EMH_24	.587 (.03)		.583 (.03)	
	EMH_29	.691 (.02)		.694 (.02)	
<i>Juicio</i>	EMH_4	.612 (.03)	$\omega = .70$.616 (.03)	$\omega = .71$
	EMH_10	.623 (.03)		.627 (.03)	
	EMH_12	.481 (.03)		.474 (.03)	
	EMH_17	.552 (.03)		.554 (.03)	
	EMH_21	.536 (.03)		.531 (.03)	
	EMH_26	.426 (.03)		.425 (.03)	
<i>Criterio</i>	EMH_5	.565 (.03)	$\omega = .71$.569 (.03)	$\omega = .74$
	EMH_9	.544 (.03)		.539 (.03)	
	EMH_14	.682 (.02)		.682 (.02)	
	EMH_19	.619 (.03)		.610 (.03)	
	EMH_23	.614 (.03)		.613 (.03)	
	EMH_27	.312 (.03)		-	

Nota. En el Modelo 2b no son referidas las cargas factoriales para los ítems 11, 20, 25 y 27, ya que estos fueron retirados.

Análisis Test-retest

Para estudiar la fiabilidad test-retest fue aplicada la escala motivacional dos meses después. Participaron 120 escolares, 51.7% niñas, y 48.3% niños, la media de edad fue de 10.46 años con un desvío estándar de 0.87. El 51.7% de la muestra perteneciente a escuelas públicas y 48.3% a escuelas de gestión privada. Los niños que conformaron la muestra ya habían completado la escala en la primera aplicación. De este modo, se buscó verificar la estabilidad temporal de la medida. El Coeficiente de Correlación Intraclase entre la primera y la segunda aplicación presentó valores de asociación de buenos a excelentes (Cicchetti, 1994): $r_{tt} = .79$ Desafío, $r_{tt} = .67$ Curiosidad, $r_{tt} = .72$ Dominio, $r_{tt} = .82$ Juicio, y $r_{tt} = .81$ Criterio, que son

valores superiores a los reportados por Harter (1981).

Análisis de Consistencia Interna

Se procedió a calcular el alfa de Cronbach y el índice Omega de McDonald para cada uno de los factores. La Tabla 3 presenta la consistencia interna por dimensión y su comparación con el instrumento original. Como puede observarse, se alcanzaron valores similares a los reportados por Harter (1981) para la mayoría de las dimensiones: cuatro factores presentan valores en el rango de .70 a .80, siendo *Curiosidad* la dimensión con menor fiabilidad $\omega = .62$ y $\alpha = .56$, al igual que para el instrumento original.

Tabla 3

Análisis de Confiabilidad por sub escala según componentes y comparación con la versión original

Dimensiones	Omega de McDonald UY	α de Cronbach UY	α de Cronbach USA
Preferencia por el desafío vs preferencia por el trabajo fácil	.83	.80	.78 a .84
Curiosidad e interés vs. obtener buenas calificaciones/complacer al maestro	.62	.56	.54 a .78
Dominio independiente del maestro vs. dependencia de la ayuda del maestro	.76	.72	.68 a .82
Juicio independiente vs. dependencia del juicio del maestro	.71	.67	.72 a .81
Criterio de éxito y fracaso interno vs. criterio externo	.74	.69	.75 a .83

Discusión

El objetivo de este trabajo fue presentar la validación de la escala *Intrinsic Versus Extrinsic Orientation in the Classroom* (Harter, 1981) para escolares uruguayos, siendo el primer instrumento de evaluación motivacional validado para esta población en Uruguay.

Para evaluar la estructura factorial de la escala motivacional en escolares uruguayos se condujo un AFC y fueron testeados cuatro modelos alternativos. El primer modelo partió de los dos factores de segundo orden (motivacional y cognitivo informacional) sugeridos por la autora (Harter, 1981) y confirmado mediante AFC por Tzuriel (1989). A diferencia del trabajo de dicho autor, nuestros resultados no permiten corroborar la estructura de dos grandes factores. El modelo al que se arribó (Modelo 2b), presenta cinco dimensiones que reflejan la estructura teórica

original (Harter, 1981). Fueron eliminados cuatro ítems (11, 20, 25 y 27) cuyas cargas factoriales se situaron por debajo de lo recomendado para este tipo de análisis ($\lambda \geq .40$ y $R^2 \geq .25$, Marôco, 2010). Eliminar dichos ítems supuso una mejora en el ajuste global del modelo final.

El valor de χ^2/df presenta una ligera mejora en el modelo 2b, llegando a niveles considerados aceptables (Marôco, 2010). No obstante, es importante colocar en contexto la utilidad de este estadístico, al ser un índice de ajuste absoluto cuya interpretabilidad es reducida. Comparativamente, índices de otro tipo, como los de discrepancia poblacional (e.g., RMSEA, SRMR) que presentan un aporte mucho mayor al entendimiento sobre el funcionamiento del modelo alcanzan en el modelo 2b valores claramente mejores, dando cuenta del buen ajuste global.

El análisis del contenido de los ítems eliminados permite identificar algunas dificultades

en su ajuste teórico a la dimensión que deberían reflejar. El ítem 11 de la dimensión *Desafío* presenta el siguiente enunciado: *Algunos niños prefieren aprender sólo lo que tienen que aprender en la escuela vs. Otros niños prefieren aprender todo lo que puedan*. Es el único ítem de dicha dimensión que no remite a la preferencia por el trabajo difícil en contraposición a la preferencia por el trabajo fácil. Esto podría explicar su baja carga factorial en *Desafío* que motivó su eliminación. Una situación similar se observa en los otros ítems eliminados.

El ítem 20 del factor *Dominio* presenta la siguiente formulación: *A algunos niños les gusta que la maestra los ayude a planear qué hacer a continuación vs. A otros niños les gusta hacer sus propios planes sobre lo que van a hacer a continuación*. El contenido de este ítem no remite a la preferencia por el trabajo independiente de la ayuda del maestro, característica del resto de los ítems que integran esta dimensión, la preferencia por hacer planes de modo autónomo o con apoyo podría teóricamente vincularse con aspectos de gestión propios del aprendizaje autorregulado (Pintrich, 2004), más que con el dominio independiente de las tareas escolares.

Otro ítem identificado como problemático fue el 25, perteneciente a la dimensión *Curiosidad*, que señala: *Algunos niños hacen trabajos extra para poder sacar mejores notas vs. Otros niños hacen trabajos extra porque pueden aprender sobre cosas que les interesa*. El contenido remite a realizar trabajos extras, lo que teóricamente se vincularía a la preferencia por el trabajo arduo, en el entendido de un mayor esfuerzo, que es más cercano al constructo de motivación de logro que al interés y la curiosidad que este componente intenta captar.

Por último, el ítem 27 del factor *Criterio*: *Algunos niños cuando entregan una tarea, saben que no hicieron lo mejor que pudieron vs. Otros niños tienen que esperar hasta que la maestra les de la nota para saber que no les fue tan bien como les podría haber ido*. Si bien teóricamente se ajusta a su dimensión, consideramos que su redacción es compleja. Por un lado, la primera parte del ítem, incluye una negación: el niño debe decidir si se parece a quien al momento de entregar una tarea sabe que no hizo lo mejor posible. Este ítem podría sufrir ajustes en su redacción de cara a su mejora, poniendo el énfasis en si el niño sabe que hizo lo mejor

posible (guiándose por su propio criterio) o si necesita esperar la devolución de la maestra para saber si lo hizo bien.

Realizando ligeros ajustes (eliminación de cuatro ítems), los resultados obtenidos aportan evidencia que sustenta la validez de la estructura teórica de la escala de Harter (1981) para el contexto escolar uruguayo. Otros estudios previamente aportaron evidencia de la validez transcultural del instrumento (Das et al., 1985; Gokce et al., 2011; González et al., 1994; Tzuriel, 1989). De los estudios que, como el nuestro, se propusieron validar la versión completa de la escala de Harter (1981), sólo la validación mexicana conducida por Jiménez Hernández y Macotela Flores (2008) no logró replicar la estructura factorial de cinco dimensiones del instrumento original, sin embargo, las propias autoras alertan sobre la necesidad de trabajar en la mejora de dicha validación.

La consistencia interna por dimensión mostró valores de aceptables a satisfactorios en la mayoría de las dimensiones, siendo el omega más elevado el de *Desafío* ($\omega = .83$) y el más bajo el de *Curiosidad* ($\omega = .62$). Estos resultados de fiabilidad van en la misma dirección que los reportados por Harter (1981). Los antecedentes muestran que *Curiosidad* es la subescala más problemática del instrumento. No siempre se ha conformado como dimensión independiente y, en diversos estudios, ha alcanzado niveles bajos de confiabilidad (Das et al., 1985; González et al., 1994; Villwock & Valentini, 2007; Zisimopoulos & Galanaki, 2009).

Futuras validaciones deberán atender a la dimensión *Curiosidad* para su mejora. Un aspecto a considerar es que esta dimensión contrapone el interés por aprender con el interés por obtener buenas notas y agrandar al maestro, lo que resulta particularmente complejo en la edad escolar donde la figura del maestro tiene un rol muy relevante para los niños.

Como han señalado Harter y Jackson (1992), los niños pueden estar interesados en aprender un cierto tema y al mismo tiempo querer obtener una buena nota y agrandar al maestro. Esta tensión entre lo intrínseco y lo extrínseco podría explicar, en parte, las dificultades que la dimensión *Curiosidad* presentó desde la creación del instrumento y que se han evidenciado en diversos contextos.

En el presente estudio hallamos un descenso

de la confiabilidad en los componentes cognitivo-informacionales *Juicio* ($\omega = .71$; $\alpha = .67$) y *Criterio* ($\omega = .74$, $\alpha = .69$) con respecto al instrumento original. Jiménez Hernández y Macotela Flores (2008) han señalado que los factores 4 y 5 contraponen la motivación intrínseca con la relevancia que tiene para los niños el juicio del maestro. Esto, según las autoras, es particularmente problemático en el contexto mexicano y con niños de estrato socioeconómico bajo. Por otra parte, afirman que la escuela norteamericana otorga a los niños mayor libertad para la toma de decisiones que nuestras escuelas. En el trabajo aquí presentado, a diferencia de la validación realizada en México, la estructura factorial se mantiene similar al estudio original, dando cuenta de la estabilidad del instrumento en un país latinoamericano. Sin embargo, es importante que futuros estudios en nuestra región que utilicen la escala de Harter (1981) presten particular atención al posible impacto de las diferencias culturales a la hora de analizar sus resultados.

Las subescalas motivacionales mostraron entre sí una relación positiva y significativa al igual que las sub-escalas cognitivo-informacionales. Al analizar las relaciones entre ambos componentes (los motivacionales y cognitivo informacionales), se observó que el factor *Juicio* presenta correlaciones bajas con el resto de las dimensiones motivacionales, positiva con *Dominio* ($r = .17$) y negativas con *Desafío* y *Curiosidad* ($r = -.01$ y $r = -.20$, respectivamente). Estos resultados van en la misma dirección que los reportados por Harter (1981) para la sub-muestra de escolares de California y muestran la necesidad de repensar algunos aspectos teóricos que están por detrás de la organización factorial de la escala.

Es importante señalar que, el componente cognitivo-informacional que integra las dimensiones *Juicio* y *Criterio*, no formaba parte del modelo motivacional originalmente concebido por Harter (1980). Dicho componente emergió durante el proceso de análisis de la estructura interna del instrumento desarrollado por la autora, mediante un Análisis Factorial Exploratorio. Según Harter (1981), el componente cognitivo-informacional refiere al conocimiento que los niños tienen sobre las reglas de la escuela. Es necesario seguir explorando empíricamente cómo estos aspectos se relacionan con los componentes motivacionales y con los logros educativos.

Asimismo, es importante notar que los trabajos que modificaron el instrumento original mediante la fragmentación de los ítems sólo tomaron el componente motivacional de la escala original (Gokce et al., 2011; Lepper et al., 2005; Lemos & Veríssimo, 2014).

A la luz de nuestros resultados, y de los antecedentes que muestran que las subescalas motivacionales han sido las más utilizadas del instrumento, futuros estudios podrían enfocarse en la mejora del componente motivacional. Para esto, se sugiere partir de una re-especificación de la dimensión *Curiosidad* que, como vimos, presenta desde su creación los mayores problemas de confiabilidad.

Una versión de la escala de Harter (1981) centrada en el componente motivacional daría a la estructura del instrumento una mayor coherencia en el plano teórico, lo que debería verse reflejado en un modelo factorial con mejores índices de ajuste.

Una de las limitaciones del presente estudio refiere a su muestra, que se focalizó en la zona metropolitana de la capital del país. Futuras investigaciones deberán ampliarla: abarcar el resto del territorio nacional y distintos contextos (e.g., interior urbano/rural). A su vez, sería importante que posteriores estudios incluyan medidas externas como el rendimiento académico y otros instrumentos que permitan analizar evidencias de validez concurrente.

Para finalizar, la validación aquí presentada puede ser tomada como un punto de partida para que futuros estudios puedan avanzar en nuevas direcciones, entre las que se encuentra la construcción de una versión que permita - mediante la fragmentación de los ítems- la evaluación independiente de las orientaciones motivacionales intrínseca y extrínseca, que aún no ha sido desarrollada en contexto latinoamericano.

Referencias

- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404. doi: 10.1037/0033-2909.112.3.400
- Boggiano, A. K., Barrett, M., Silvern, L., & Gallo, S. (1991). Predicting emotional concomitants of learned helplessness: The role of motivational orientation. *Sex Roles*, 25(11-12), 577-593. doi: 10.1007/BF00289565
- Boggiano, A. K., Main, D. S., & Katz, P. (2004). Mastery motivation in boys and girls: The role of intrinsic

- versus extrinsic motivation. *Sex Roles*, 25(9-10), 511-520. doi: 10.1007/BF00290060
- Bronstein, P., Ginsburg, G. S., & Herrera, I. S. (2005). Parental predictors of motivational orientation in early adolescence: A longitudinal study. *Journal of Youth and Adolescence*, 34(6), 559-575. doi: 10.1007/s10964-005-8946-0
- Broussard, S. C., & Garrison, M. B. (2004). The relationship between classroom motivation and academic achievement in elementary school aged children. *Family and Consumer Sciences Research Journal*, 33(2), 106-120. doi: 10.1177/1077727X04269573
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2nd Ed.). New York: Guilford publications.
- Caprara, G. V., Fida, R., Vecchione, M., Del Bove, G., Vecchio, G. M., Barbaranelli, C., & Bandura, A. (2008). Longitudinal Analysis of the role of perceived self-efficacy for self-regulated learning in academic continuance and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 525-534. doi: 10.1037/0022-0663.100.3.525
- Carreira, J. M. (2011). Relationship between motivation for learning EFL and intrinsic motivation for learning in general among Japanese elementary school students. *System*, 39(1), 90-102. doi: 10.1016/j.system.2011.01.009
- Cerasoli, C. P., Nicklin, J. M., & Ford, M. T. (2014). Intrinsic motivation and extrinsic incentives jointly predict performance: A 40-year meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 140(4), 980-1008. doi: 10.1037/a0035661
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6(4), 284-290. doi: 10.1037/1040-3590.6.4.284
- Comisión Internacional de Tests, CIT. (2017). *The ITC Guidelines for Translating and Adapting Tests* (Second edition). Recuperado de: https://www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf
- Corpus, J. H., McClintic-Gilbert, M. S., & Hayenga, A. O. (2009). Within-year changes in children's intrinsic and extrinsic motivational orientations: Contextual predictors and academic outcomes. *Contemporary Educational Psychology*, 34(2), 154-166. doi: 10.1016/j.cedpsych.2009.01.001
- Das, J. P., Schokman-Gates, K., & Murphy, D. (1985). The development of intrinsic and extrinsic motivational orientation in normal and disabled readers. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 3(4), 297-312. doi: 10.1177/073428298500300401
- David, D. B., & Witryol, S. L. (1990). Gender as a moderator variable in the relationship between an intrinsic motivation scale and short-term novelty in children. *The Journal of Genetic Psychology*, 151(2), 153-167. doi: 10.1080/00221325.1990.9914651
- Dollinger, S. J., & Seiters, J. A. (1988). Intrinsic motivation among clinic-referred children. *Bulletin of the Psychonomic Society*, 26(5), 449-451. doi: 10.3758/BF03334910
- Donolo, D., & Rigo, D. (2019). Análisis de un modelo integrador del compromiso escolar: relaciones entre variables situacionales, escolares, sociales y personales en alumnos de nivel primario de educación. *Propósitos y Representaciones*, 7(1), e316. doi: 10.20511/pyr2019.v7nSPE.316
- Escobedo Portillo, M. T., Hernández Gómez, J. A., Estebané Ortega, V., & Martínez Moreno, G. (2016). Modelos de ecuaciones estructurales: Características, fases, construcción, aplicación y resultados. *Ciencia & Trabajo*, 18(55), 16-22. doi: 10.4067/S0718-24492016000100004
- Fan, W., & Wolters, C. A. (2014). School motivation and high school dropout: The mediating role of educational expectation. *British Journal of Educational Psychology*, 84(1), 22-39. doi: 10.1111/bjep.12002
- Geldhof, G. J., Preacher, K. J., & Zyphur, M. J. (2014). Reliability estimation in a multilevel confirmatory factor analysis framework. *Psychological Methods*, 19(1), 72-91. doi: 10.1037/a0032138
- Ginsburg, G. S., & Bronstein, P. (1993). Family factors related to children's intrinsic/extrinsic motivational orientation and academic performance. *Child Development*, 64(5), 1461-1474. doi: 10.1111/j.1467-8624.1993.tb02964.x
- Gokce, E., Oztuna, D., & Elhan, H. A. (2011). Adaptation of Harter's scale of intrinsic versus extrinsic motivational orientation in the classroom to primary schools in Turkey. *Eurasian Journal of Educational Research*, 42(11), 79-94.
- González, M. C, Tourón, J., & Gaviria, J. L. (1994). La orientación motivacional intrínseco - extrínseco en el aula: validación de un instrumento. *Bordón: Revista de Pedagogía*, 46(1), 35-51.
- Gottfried, A. E. (1990). Academic intrinsic motivation in young elementary school children. *Journal of Educational Psychology*, 82(3), 525-538. doi: 10.1037/0022-0663.82.3.525
- Guay, F., Boggiano, A. K., & Vallerand, R. J. (2001). Autonomy support, intrinsic motivation, and perceived competence: Conceptual and empirical linkages. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27(6), 643-650. doi: 10.1177/0146167201276001
- Harter, S. (1980). *The Scale of Intrinsic versus Extrinsic Orientation in the Classroom*. Denver: University of Denver.
- Harter, S. (1981). A New Self-Report Scale of Intrinsic

- Versus Extrinsic Orientation in the Classroom: Motivational and Informational Components. *Developmental Psychology*, 17(3), 300-312. doi: 10.1037/0012-1649.17.3.300
- Harter, S., & Jackson, B. (1992). Trait vs. Nontrait Conceptualizations of Intrinsic/Extrinsic Motivational Orientation. *Motivation and Emotion*, 16(3), 209-230. doi: 10.1007/BF00991652
- Harter, S., Rumbaugh, N., & Kowalski, P. (1992). Individual differences in the effects of educational transitions on young adolescent's perceptions of competence and motivational orientation. *American Educational Research Journal*, 29(4), 777-807. doi: 10.3102/00028312029004777
- Hernández, R., Fernández, C., & Baptista, M. (2010). *Metodología de la investigación*. México: McGraw Hill.
- Howard, J. L., Chong, J. X. Y., & Bureau, J. S. (2020). The tripartite model of intrinsic motivation in education: A 30-year retrospective and meta-analysis. *Journal of Personality*, 88(6), 1268-1285. doi: 10.1111/jopy.12570
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa, INEE (2018). *Aristas 2017. Informe de resultados de tercero y sexto de educación primaria*. Montevideo: INEE.
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa, INEE (2019). *Informe sobre el estado de la educación en Uruguay 2017-2018*. Montevideo: INEE.
- Instituto Nacional de Evaluación Educativa, INEE (2021). *Aristas 2020. Primer informe de resultados de tercero y sexto de educación primaria*. Montevideo: INEE.
- Jiménez Hernández, M. E., & Macotela Flores, S. (2008). Una escala para evaluar la motivación de los niños hacia el aprendizaje de primaria. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 13(37), 599-623.
- Kline, P. (1993). *An easy guide to factor analysis*. New York: Routledge.
- Lemos, M., & Veríssimo, L. (2014). The relationships between intrinsic motivation, extrinsic motivation, and achievement, along elementary school. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 112, 930-938. doi: 10.1016/j.sbspro.2014.01.1251
- Lepper, M. R., Sethi, S., Dialdin, D., & Drake, M. (1997). Intrinsic and extrinsic motivation: A developmental perspective. En S. S. Luthar, J. A. Burack, D. Cicchetti, & J. R. Weisz (Eds.), *Developmental psychopathology: Perspectives on adjustment, risk, and disorder* (pp. 23-50). New York: Cambridge University Press.
- Lepper, M., Corpus, J. H., & Iyengar, S. (2005). Intrinsic and Extrinsic Motivational Orientations in the Classroom: Age Differences and Academic Correlates. *Journal of Educational Psychology*, 97(2), 184-196. doi: 10.1037/0022-0663.97.2.184
- Manzano Patiño, A. P. P. (2018). Introducción a los modelos de ecuaciones estructurales. *Metodología de Investigación en Salud Médica*, 7(25), 67-72. doi: 10.1016/j.riem.2017.11.002
- Marôco, J. (2010). *Análise de Equações Estruturais: Fundamentos teóricos, Software & Aplicações*. Pêro Pinheiro: Report Number, Lda.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2017). *Mplus User's Guide (Octava Edición)*. Los Ángeles: Muthén & Muthén.
- Nelson-Le Gall, S. N. L., & Jones, E. (1990). Cognitive-motivational influences on the task-related help-seeking behavior of black children. *Child Development*, 61(2), 581-589. doi: 10.1111/j.1467-8624.1990.tb02802.x
- Newman, R. S. (1990). Children's help-seeking in the classroom: The role of motivational factors and attitudes. *Journal of Educational Psychology*, 82, 71-80. doi: 10.1037/0022-0663.82.1.71
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw Hill.
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos, OCDE (2013). *PISA 2012 Results: Ready to Learn: Students' Engagement, Drive and Self-Beliefs (Volume III)*. Paris: OCDE. doi: 10.1787/9789264201170-en
- Otis, N., Grouzet, F. M. E., & Pelletier, L. G. (2005). Latent motivational change in an academic setting: A 3-year longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, 97(2), 170-183. doi: 10.1037/0022-0663.97.2.170
- Pansera, S. M., Valentini, N. C., Santayana de Souza, M., & Berleze, A. (2016). Motivação intrínseca e extrínseca: diferenças no sexo e na idade. *Psicologia Escolar e Educacional*, 20(2), 313-320. doi: 10.1590/2175-353920150202972
- Pérez, E., Medrano, L. A., & Sánchez Rosas, J. (2013). El Path Analysis: conceptos básicos y ejemplos de aplicación. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 5(1), 52-66. doi: 10.32348/1852.4206.v5.n1.5160
- Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, 16(4), 385-407. doi: 10.1007/s10648-004-0006-x
- Reeve, P. T., & Loper, A. B. (1983). Intrinsic vs extrinsic motivation in learning disabled children. *Perceptual and Motor Skills*, 57(1), 59-63. doi: 10.2466/pms.1983.57.1.59
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 54-67. doi: 10.1006/ceps.1999.1020
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. New York: Guilford Press.

- Sakurai, S., & Takano, S. (1985) A new self-report scale of intrinsic versus extrinsic motivation toward learning in children. *Tsukuba Psychological Research*, 7, 43-54.
- Samuel, R., & Burger, K. (2019). Negative life events, self-efficacy, and social support: Risk and protective factors for school dropout intentions and dropout. *Journal of Educational Psychology*, 112(5), 973–986. doi: 10.1037/edu0000406
- Sandin, F., & Curione, K. (2021). Motivación en la escuela: una revisión sistemática desde la perspectiva teórica de Susan Harter. *Contextos de Educación*, 30, 8-22.
- Scherrer, V., & Preckel, F. (2019). Development of motivational variables and self-esteem during the school career: A meta-analysis of longitudinal studies. *Review of Educational Research*, 89(2), 211-258. doi: 10.3102/0034654318819127
- Sistema de Información de Tendencias Educativas en América Latina, SITEAL (2019). *Nivel Primario. Educación Básica*. Buenos Aires: SITEAL, IIPÉ-UNESCO.
- Trusty, J. (2000). High educational expectations and low achievement: Stability of educational goals across adolescence. *The Journal of Educational Research*, 93(6), 356–365. doi: 10.1080/00220670009598730
- Tzuriel, D. (1989). Development of motivational and cognitive-informational orientations from third to nine grads. *Journal of Applied Development Psychology*, 10(1), 107-121. doi: 10.1016/0193-3973(89)90017-8
- Villwock, G., & Valentini, N. C. (2007). Percepção de competência atlética, orientação motivacional e competência motora em crianças de escolas públicas: estudo desenvolvimentista e correlacional. *Revista Brasileira de Educação Física e Esporte*, 21(4), 245-257. doi: 10.1590/S1807-55092007000400001
- Weiss, M. R., Bredemeier, B. R., & Shewchuk, R. M. (1985). An Intrinsic/Extrinsic Motivation Scale for the Youth Sport Setting: A Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Sport Psychology*, 7(1), 75- 91. doi: 10.1123/jsp.7.1.75
- Weston, R., & Gore Jr., P. A. (2006). A Brief Guide to Structural Equation Modeling. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 719-751. doi: 10.1177/0011000006286345
- White, R. W. (1959). Motivation reconsidered: The concept of competence. *Psychological Review*, 66(5), 297-333. doi: 10.1037/h0040934
- Wong, E. H., Wiest, D. J., & Cusick, L. B. (2002). Perceptions of autonomy support, parent attachment, competence and self-worth as predictors of motivational orientation and academic achievement: An examination of sixth-and ninth-grade regular education students. *Adolescence*, 37(146), 255-266.
- Zisimopoulos, D. A., & Galanaki, E. P. (2009). Academic intrinsic motivation and perceived academic competence in Greek elementary students with and without learning disabilities. *Learning Disabilities Research & Practice*, 24(1), 33-43. doi: 10.1111/j.1540-5826.2008.01275.x