



Original

Evaluación de las estrategias de aprendizaje con las escalas ACRA y ACRA-Breve: Modelos competitivos, invarianza de medida, y predicción del rendimiento académico en estudiantes de secundaria de la República Dominicana

Betty Reyes^{a,*}, Sylvia Georgieva^b, Sara Martínez-Gregorio^b, Saturnino de los Santos^c, Laura Galiana^b, y José M. Tomás^b

^a Universidad Autónoma de Santo Domingo, Santo Domingo, República Dominicana

^b Universitat de València, Valencia, España

^c Viceministro de Educación, Ministerio de Educación Superior, Santo Domingo, República Dominicana

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 24 de marzo de 2020

Aceptado el 5 de julio de 2020

On-line el 28 de agosto de 2020

Palabras clave:

ACRA

Estrategias de aprendizaje

Rendimiento académico

Validación

República Dominicana

R E S U M E N

Las estrategias de aprendizaje han sido ampliamente estudiadas, y relacionadas con el éxito académico en diversos estudios. Entre las medidas desarrolladas, la versión de 44 ítems de la Escala de Estrategias de Aprendizaje (ACRA) es, de lejos, una de las más utilizadas en el contexto de habla hispana. Recientemente, este instrumento ha sido reducido a una versión de 17 ítems. Ni la versión de 44 ítems ni la de 17 han sido puestas a prueba en la República Dominicana. La muestra se compone de 1712 estudiantes dominicanos de secundaria. Ambas estructuras del ACRA se evalúan mediante AFC; se calcula alfa y el índice CRI para valorar la consistencia interna; y, para obtener evidencia de las relaciones con otras variables, se prueban dos modelos de predicción del rendimiento académico. Los resultados muestran una estructura interna adecuada para ambas versiones, aunque mejor consistencia para la primera. Ambas versiones de la escala resultan invariantes a través de sexo y edad, y no hay diferencias en las medias latentes. En el modelo de predicción con la versión de 44 ítems, las estrategias cognitivas son el único predictor significativo de rendimiento; con la de 17 ítems, lo es el apoyo emocional-social. Estos modelos predictivos son, de nuevo, invariantes a través de sexo y edad. Teniendo en cuenta estos resultados, la versión de 44 ítems muestra mejores propiedades para evaluar las estrategias de aprendizaje en la República Dominicana. Sin embargo, si el objetivo es predecir el rendimiento académico, podría utilizarse una versión mixta de las versiones de 44 y 17 ítems.

© 2020 Publicado por Elsevier España, S.L.U. en nombre de Universidad de País Vasco.

Assessment of learning strategies with the ACRA and the Brief-ACRA Scales: Competitive models, measurement invariance, and prediction of academic achievement in secondary elementary students from the Dominican Republic

A B S T R A C T

Learning strategies have been widely studied, and they have been related to academic achievement in several studies. Among the measurement instruments developed, the 44-item version of the Learning Strategies Scale (ACRA) is, by far, one of the most widely used questionnaires in the Spanish speaking context. This instrument has been recently shortened to a 17-item version. Neither the 44-item nor the 17-item version have been tested in the Dominican Republic. The aim of this study is to study the psychometric properties of the 44-item and 17-item versions of the ACRA. Participants were 1712 Dominican secondary school students. Both structures of the ACRA were tested via CFA; alpha and CRI Index were

Keywords:

ACRA

Learning strategies

Academic achievement

Validation

Dominican Republic

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: tomasmj@uv.es (B. Reyes).

calculated for internal consistency; and, to obtain evidence of the relations with other variables, two models of academic achievement prediction were tested. Results pointed adequate internal structure of both versions, but higher consistency estimates for the former. Both versions of the scale were invariant across gender and age, and no latent mean differences were found. In the prediction model of the 44-item, cognitive strategies was the only significant predictor of achievement; in the 17-item ACRA, it was emotional-social support. These predictive models were, again, invariant across gender and age. Taking into account these results, the 44-item version has shown better properties to assess learning strategies in the Dominican Republic. However, when our aim is to predict academic achievement, a mixed version of the 44- and the 17-item versions could be used.

© 2020 Published by Elsevier España, S.L.U. on behalf of Universidad de País Vasco.

Introducción

Uno de los principales compromisos de las instituciones educativas es implementar nuevos sistemas para mejorar el aprendizaje mientras se consideran las diferencias e intereses individuales de los estudiantes, con el fin de proporcionarles recursos para enfrentarse a sus tareas académicas (Abad et al., 2002). Cuando se busca mejorar el aprendizaje, una conceptualización clara y una medición precisa de las estrategias de aprendizaje es esencial.

En psicología cognitiva, las estrategias de aprendizaje pueden entenderse como el proceso en el que los estudiantes eligen deliberadamente recuperar sus conocimientos para lograr unos objetivos educativos determinados (Monereo et al., 2001). Las estrategias de aprendizaje se diferencian de las técnicas de aprendizaje en que las estrategias de aprendizaje son procesos y planes de acción con el objetivo de cumplir tareas intelectuales, como, por ejemplo, crear debates o juegos de roles (Valle et al., 1999), mientras que las técnicas de aprendizaje se refieren a los procedimientos en sí. De hecho, las estrategias de aprendizaje pueden definirse como procesos de toma de decisiones sobre los procedimientos más apropiados para lograr los objetivos en una situación específica (López-Aguado, 2010). Las estrategias de aprendizaje se han estudiado principalmente como predictores del éxito académico (Lastre, 2016; Guapacha y Benavidez, 2017), aunque se ha encontrado que también predicen otros constructos, como la creatividad (Mall-Amiri y Fekrazad, 2015), el pensamiento crítico (Olivares y Heredia, 2012), la satisfacción con la vida (Bustos et al., 2017), la autoeficacia o la conciencia metacognitiva (Nosratinia et al., 2014).

La Escala de Estrategias de Aprendizaje (ACRA, Román y Gallego, 1994) es uno de los cuestionarios más utilizados en el contexto de habla hispana, según una revisión sistemática reciente realizada por Bahamón et al. (2012). El propósito de Román y Gallego (1994) fue desarrollar una medida de estrategias de aprendizaje para estudiantes de educación secundaria, basada en los procesos cognitivos básicos de procesamiento y recuperación de información. El acrónimo ACRA establece las estrategias de Adquisición, Codificación, Recuperación y Apoyo al estudio, en castellano. La escala ACRA está compuesta por 119 ítems, divididos en 32 estrategias que se agrupan en cuatro factores: siete subescalas que evalúan estrategias de adquisición, 13 subescalas que evalúan estrategias de codificación, cuatro subescalas para estrategias de recuperación y nueve subescalas para estrategias de apoyo. Las estrategias de adquisición son las que permiten a los estudiantes incorporar información nueva seleccionando y organizando estímulos provenientes de su entorno para incorporarlos a su memoria a corto plazo (MCP); las estrategias de codificación son las encargadas de transformar la información de la MCP a la memoria a largo plazo (MLP); además, la función de las estrategias de recuperación es recordar y verificar la información; finalmente, las estrategias de apoyo se basan en procesos meta-cognitivos, destinados a mejorar el aprendizaje enfocándose en procesos motivacionales y emocionales. Esta escala ha sido validada y ha mostrado buenas propiedades psicométricas (De la Fuente y Justicia, 2003; Juárez-Lugo et al., 2015), aunque todavía existen

algunas cuestiones pendientes sobre su dimensionalidad. Algunos autores como Gutiérrez-Braojos et al. (2013) validaron la escala de cuatro factores mediante análisis factorial confirmatorio (AFC), obteniendo resultados satisfactorios. Sin embargo, otros investigadores obtuvieron una solución de tres factores, aplicando el análisis de componentes principales con rotación varimax (Juárez-Lugo et al., 2015). En general, parece haber más literatura que respalda la estructura de tres factores (Ángel-González et al., 2017; De la Fuente y Justicia, 2003; Jiménez et al., 2018; Juárez-Lugo et al., 2015).

De la Fuente y Justicia (2003) crearon una versión abreviada de la escala ACRA (De la Fuente y Justicia, 2003) para estudiantes universitarios. La escala se redujo a 44 ítems agrupados en tres factores: estrategias cognitivas y control del aprendizaje, apoyo a las estrategias de aprendizaje y hábitos de estudio. La primera dimensión, las estrategias cognitivas y el control del aprendizaje, se compone de 25 ítems y abarca siete estrategias de aprendizaje: selección y organización, subrayado, repetición del material, elaboración del material, conciencia sobre el uso de estrategias, y control de respuestas y planificación. El segundo factor, el apoyo a las estrategias de aprendizaje, está compuesto por 14 ítems y cinco subescalas: programación y planificación de la progresión del trabajo, planes de actuación en condiciones contradictorias, control de la ansiedad, motivación intrínseca y apoyo social. El tercer factor, los hábitos de estudio, está compuesto por cinco ítems y por dos subescalas: comprensión y hábitos de estudio. Las propiedades psicométricas de esta versión han sido examinadas obteniendo unos buenos índices de consistencia interna. Para la escala total, las estimaciones de consistencia interna son excelentes, dado que varían de .89 a .96 (Ángel-González et al., 2017; Juárez-Lugo et al., 2015). Sin embargo, la evidencia de fiabilidad para las diferentes dimensiones ha sido pobre en algunas ocasiones (Vega-Hernández et al., 2017). En cuanto a la estructura interna, se han encontrado diversos resultados. Por ejemplo, Juárez-Lugo et al. (2015) defienden una estructura de cuatro factores basada en 14 de los 44 ítems de la escala.

Hay una versión reciente de esta escala desarrollada por Jiménez et al. (2018), que pretende resolver el problema de dimensionalidad de las versiones anteriores. Se estima una estructura de tres factores en una versión de 17 ítems de la escala, proporcionando evidencia de la invarianza de género. Esta escala se obtiene mediante una combinación de análisis factorial exploratorio (AFE) y análisis factorial confirmatorio (AFC), así como una evaluación de la validez de criterio con aprendizaje, pensamiento crítico y satisfacción con la vida. Los tres factores se denominan microestrategias, metacognición y claves de memoria, y apoyo emocional-social. La validez criterial se evalúa correlacionando las estrategias de aprendizaje con enfoques en el aprendizaje, el pensamiento crítico y la satisfacción con la vida: todas las correlaciones son estadísticamente significativas, moderadas y positivas. Con respecto a la consistencia interna, estos autores obtienen un alfa de .78 para microestrategias, .86 para claves de memoria y metacognición, y .78 para apoyo social y emocional.

En este mismo estudio, y utilizando la versión de 17 ítems, Jiménez et al. (2018) encuentran diferencias en el uso de estrategias de aprendizaje en función del género, aunque el tamaño del efecto fue bajo ($d < .50$). En otro estudio, Mashhady y Fallah (2014) no encuentran diferencias significativas entre las estrategias de aprendizaje en el aprendizaje de idiomas en una muestra de estudiantes universitarios entre los diferentes campos de estudio. Además, cuando se encuentran diferencias en el uso de estrategias de aprendizaje, estas tienden a beneficiar a las mujeres, aunque también existen estudios en los que benefician a los hombres (Da Cuña et al., 2014; Navarro et al., 2018).

Existe suficiente evidencia que respalda que la enseñanza de estrategias de aprendizaje a los estudiantes puede ser una herramienta poderosa para su desarrollo y éxito en su posterior carrera profesional, dado que están positivamente relacionadas con el rendimiento académico (Ambreen et al., 2016; Ergen y Kanadli, 2017), la creatividad (Gutiérrez-Braojos et al., 2013; Mall-Amiri y Fekrazad, 2015), el pensamiento crítico (Olivares y Heredia, 2012) y la satisfacción con la vida (Bustos et al., 2017). Específicamente, utilizando la versión de ACRA de 44 ítems, las estrategias de aprendizaje se han relacionado con el rendimiento académico. Por ejemplo, Lastre (2016) descubrió que los tres factores de la escala ACRA se correlacionaron positivamente con las calificaciones en Matemáticas, Lengua, Ciencias Sociales y Naturales en una muestra de niños colombianos de secundaria. En la misma línea, los resultados de Guapacha y Benavidez (2017) indican una relación positiva entre las estrategias de aprendizaje y el rendimiento en Inglés en una muestra de estudiantes universitarios colombianos. En resumen, la investigación actual muestra que mejorar las estrategias de aprendizaje podría llevar a los estudiantes a tener un mayor éxito académico y profesional en el futuro. Por todas estas razones, es necesario disponer de escalas válidas y fiables para evaluar las estrategias de aprendizaje. La escala ACRA podría ser un instrumento útil para proporcionar información sobre el proceso de aprendizaje de los estudiantes.

Específicamente, en el contexto de la República Dominicana, ninguna de las versiones de ACRA se ha validado. Este país ha mostrado reiteradamente bajos niveles de éxito académico en comparación con los resultados de otros países (OCDE, 2019). Aunque, durante los últimos años, la República Dominicana ha mostrado avances en educación: mayor inversión para el nivel preuniversitario, mejora del tiempo efectivo de clases, universalización de la educación primaria, mejora en la formación docente, actualización de la propuesta curricular, entre otros (Acción Empresarial para la Educación, EDUCA, 2015; Iniciativa Dominicana por una Educación de Calidad, IDEC, 2014). A pesar de eso, el logro académico sigue siendo un gran desafío. Los resultados del aprendizaje en las evaluaciones nacionales permanecen bajos, considerando las necesidades y expectativas del país (Fondo de las Naciones Unidas para el Desarrollo, UNICEF, 2017).

En este contexto, el objetivo de este estudio es validar y comparar la versión ampliamente utilizada de ACRA de 44 ítems con la nueva versión abreviada de 17 ítems, con el fin de proporcionar evidencia sobre su fiabilidad y validez en una muestra de la República Dominicana. Específicamente, este objetivo general se puede dividir en cinco, con sus hipótesis correspondientes: (1) Poner a prueba la validez factorial de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA en estudiantes de la República Dominicana; (2) Examinar la fiabilidad de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA; (3) Poner a prueba la invarianza de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA según el sexo y la edad; (4) Evaluar las diferencias en función del sexo y la edad en las estrategias de aprendizaje, medido con las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA; y (5) Examinar el poder predictivo de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA sobre el rendimiento académico.

Según la literatura previa, las hipótesis son que ambas escalas tendrán un ajuste aceptable a las estructuras de tres factores previamente constatadas (hipótesis 1), así como una buena fiabilidad (hipótesis 2), que serán invariantes a través de la edad y el sexo (hipótesis 3), aunque habrá diferencias entre los sexos (hipótesis 4) (Juárez-Lugo et al., 2015; Jiménez et al., 2018). No se ha propuesto una hipótesis sobre las diferencias en el poder predictivo de ambas escalas en el rendimiento académico (hipótesis 5) ya que no existe literatura previa que compare ambas escalas.

Método

Diseño

Este es un diseño de encuesta transversal de estudiantes dominicanos de secundaria. La muestra de participantes pertenece a los Distritos Educativos número 04-03 y 11-01 en la República Dominicana. El universo de estudiantes en estos dos distritos es de 3387, todos ellos pertenecientes a escuelas públicas, privadas y semipúblicas. Esta variable (tipo de escuela) se ha utilizado para la muestra estratificada reclutada finalmente. Para un nivel de confianza del 99% y un margen de error del 3% (con $p=q=.5$), finalmente se obtiene una muestra total de 1712 estudiantes.

Participantes

Con respecto a los participantes, el 52.72% de ellos son chicas. Su edad oscila entre los 12 y 20 años, con un promedio de 14.73 años ($DT=1.2$). En cuanto a la procedencia de los participantes, el 74.65% de los estudiantes provienen de escuelas públicas, el 15.63% de escuelas privadas y el 9.70% son estudiantes de escuelas semipúblicas. En relación con el área, el 76.4% de los estudiantes asiste a escuelas en áreas urbanas, mientras que el otro 23.6% proviene de áreas rurales. Con respecto al horario escolar, el 34.1% de los estudiantes tiene un horario regular, el 52.51% tiene horario extendido y el 13.38% estudia en un turno nocturno.

Instrumentos

Los instrumentos se han traducido al español y han sido revisados por un comité de expertos con conocimientos sobre los idiomas y culturas de España y el Caribe. Entre las escalas y cuestionarios de la encuesta, los relevantes para esta investigación son la escala ACRA y las medidas de rendimiento académico. Con respecto a la escala ACRA (Román y Gallego, 1994), se utiliza la adaptación abreviada de De la Fuente y Justicia (2003). Esta versión abreviada consta de 44 ítems que miden tres dimensiones: (1) *Estrategias cognitivas y control de aprendizaje*, incluyendo los ítems 1 a 25; (2) *Apoyo a estrategias de aprendizaje*, incluyendo los ítems 26 a 39; y (3) *Hábitos de estudio*, con los ítems 40 al 44. Todos los ítems son calificados de 1 = Nunca o casi nunca a 4 = Siempre a casi siempre. Por otro lado, la versión de 17 ítems de la escala también se desarrolló con una estructura de tres factores, aunque con contenidos y etiquetas muy diferentes: (1) *Microestrategias* (ítems 1, 2, 3, 4 y 5); (2) *Claves para memoria y metacognición* (ítems 10, 11, 12, 17, 18 y 27); y (3) *Apoyo emocional-social* (ítems 31, 32, 34, 35, 36 y 37). Con respecto a las medidas de rendimiento, se registran las últimas calificaciones de varias asignaturas presentes en los planes de estudio. Específicamente, las materias consideradas son Matemáticas, Español, Inglés (lengua extranjera), Ciencias Sociales, Ciencias Naturales, Artes y Educación Física. Todas las asignaturas se puntúan en un rango de 0 a 100, con un punto de corte para aprobar la asignatura de 70 puntos.

Procedimiento

En cuanto al procedimiento de la encuesta, para este estudio, se cuenta con la aprobación del Ministerio de Educación de la República Dominicana, así como con la de las autoridades de los centros educativos. Este estudio cumple con los estándares éticos de la Asociación Americana de Psicología (APA). El equipo de la encuesta está formado por tres técnicos del distrito y dos especialistas en el área de Psicología Escolar. Estos equipos se ponen en contacto con los directores de los centros educativos para comunicarles el objetivo del estudio y las fechas de las solicitudes. En las escuelas, los estudiantes son elegidos al azar. Se informa a los estudiantes sobre el interés de la investigación y se pide, a aquellos dispuestos a participar, que cumplimenten los cuestionarios. Los instrumentos son autoadministrados, con la ayuda de un miembro del equipo de investigación, en las aulas de los estudiantes durante las horas normales de clase. El tiempo necesario para completar la encuesta es de 20 minutos aproximadamente.

Análisis de datos

Se calculan los estadísticos descriptivos para todas las variables del estudio con SPSS 23. Además, se especifican y prueban varios modelos estructurales, específicamente AFC, mediante Mplus 8.3 (Muthén y Muthén, 1998-2011). Para evaluar la validez factorial de la escala ACRA de 44 ítems y la versión corta de 17 ítems desarrolladas por Jiménez et al. (2018), se estiman dos AFC de acuerdo con las estructuras factoriales sugeridas por la literatura. Si los resultados de estos dos AFC ajustan a los datos, permitirán la estimación de la consistencia interna por medio del índice de fiabilidad compuesto (Composite Reliability Index, CRI).

Una vez establecida la validez factorial de ambas versiones de la escala, se realizan cuatro rutinas de invarianza de medida: invarianza de medida según el sexo en las dos versiones de la escala e invarianza por edad en ambas versiones. Se estudia la invarianza configural, métrica y escalar (Van de Schoot et al., 2012). Los modelos en esta secuencia se encuentran anidados y pueden compararse con una prueba estadística formal o con una estrategia de modelado (Little, 1997). Cheung y Rensvold (2002) y Little (1997) propusieron la estrategia de modelado como la mejor, por tanto, es la que se utiliza en este estudio. Este enfoque de modelado busca diferencias significativas en los índices de ajuste de .01 o más (Cheung y Rensvold, 2002) o .05 o más (Little, 1997) para retener un modelo más complejo a uno más simple. Después de establecer la validez factorial y la invarianza de medida de las dos versiones del ACRA, se estiman y prueban otros modelos estructurales. Los dos AFC son idénticos a los presentados anteriormente, con una diferencia significativa: en cada AFC se incluye un factor de logro con todas las asignaturas como indicadores. Estos AFC permiten evaluar la validez criterial de las dos versiones de la escala ACRA al nivel latente.

Todos los modelos estructurales confirmatorios se estiman mediante mínimos cuadrados ponderados con media y varianza corregida (WLSMV), un procedimiento recomendado para datos no normales de naturaleza ordinal (Finney y DiStefano, 2006). Los modelos ajustados a los datos se evalúan utilizando varios índices de bondad de ajuste. Específicamente, se utilizan el estadístico de chi-cuadrado, el índice de ajuste comparativo (CFI), el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) y los residuos cuadráticos medios estandarizados (SRMR). Para un ajuste adecuado se emplean los puntos de corte propuestos por Hu y Bentler (1999) quienes sugirieron que un CFI de al menos .95, un RMSEA menor de .06 y un SRMR menor de .08 juntos indicarían un muy buen ajuste del modelo a los datos.

Resultados

Validez factorial y consistencia interna

Se ha puesto a prueba la estructura a priori de tres factores de la versión de 44 ítems del ACRA. Los tres factores son: (1) *estrategias cognitivas y control del aprendizaje* (ítems 1-25); (2) *apoyo a las estrategias de aprendizaje* (ítems 26-39); y (3) *hábitos de estudio* (ítems 40-44). El ajuste del modelo es adecuado: $\chi^2(899)=2925.38$, $p<.001$, RMSEA=.036 [.035, .038], CFI=.911, SRMR=.031. Las saturaciones factoriales son todas estadísticamente significativas ($p<.001$) con valores entre un mínimo de .298 y un máximo de .621. Las correlaciones entre los factores son también estadísticamente significativas ($p<.001$), y relativamente altas: *estrategias cognitivas y control del aprendizaje* correlacionan .834 con *apoyo a las estrategias de aprendizaje*; *apoyo a las estrategias de aprendizaje* correlacionan .906 con *hábitos de estudio* y *estrategias cognitivas y control del aprendizaje* correlacionan .743 con *hábitos de estudio*.

También se pone a prueba la estructura factorial de la versión corta de 17 ítems del ACRA. El AFC planteado presenta tres factores correlacionados: *microestrategias*, *claves para la memoria y metacognición*, y *apoyo emocional-social*. El ajuste del modelo es excelente: $\chi^2(116)=313.47$, $p<.001$, RMSEA=.032 [.027, .036], CFI=.962, SRMR=.029. Las saturaciones factoriales son todas estadísticamente significativas ($p<.001$) con valores entre un mínimo de .354 y un máximo de .620. Las correlaciones entre los factores son también estadísticamente significativas ($p<.001$), y relativamente altas: *microestrategias* y *claves para la memoria y metacognición* correlacionan .787; *claves para la memoria y metacognición* y *apoyo emocional-social* correlacionan .747; y *microestrategias* y *apoyo emocional-social* correlacionan .604.

Las estimaciones de consistencia interna para los tres factores en el ACRA de 44 ítems son: $\alpha=.835$, CRI=.850, y $\omega=.857$ para *estrategias cognitivas y control del aprendizaje*; $\alpha=.806$, CRI=.840, y $\omega=.838$ para *apoyo a las estrategias de aprendizaje*; $\alpha=.632$, CRI=.700, y $\omega=.694$ para *hábitos de estudio*. En relación con la consistencia interna de los ítems, la Tabla 1 muestra las correlaciones ítem-total corregidas para cada uno de los ítems de la versión de 44 ítems de la escala ACRA. Los mismos estimadores de consistencia interna se calculan para los tres factores de la versión de 17 ítems de la escala ACRA. Los resultados son: $\alpha=.566$, CRI=.620, y $\omega=.616$ para *microestrategias*; $\alpha=.547$, CRI=.630, y $\omega=.595$ para *claves para la memoria y metacognición*; $\alpha=.626$, CRI=.670, y $\omega=.677$ para *apoyo emocional-social*. Nuevamente, la Tabla 1 muestra las correlaciones ítem-total corregidas para esos 17 ítems.

Invarianza de medida según sexo y edad

Se ha probado la invarianza de medida por sexo y edad. Se consideran dos grupos de edad para la invarianza: adolescencia temprana (10-14 años) y adolescencia tardía (15-20 años). Y se prueban tres modelos anidados (configural, métrico y escalar) para cada versión de la escala y por grupos de género y edad, como se mencionó en la sección de método. Los índices de bondad de ajuste para las cuatro rutinas de invarianza de medida se muestran en la Tabla 2. En todos los casos, la invarianza escalar por sexo y edad para las dos versiones de la escala es adecuada.

Relaciones de las dimensiones del ACRA con rendimiento

Para probar las relaciones con otras variables, se estima un modelo de ecuaciones estructurales en el cual los tres factores de la versión de 44 ítems de la escala predicen un factor de *rendimiento académico*, que comprende todas las notas de los sujetos. Este modelo permite obtener estimaciones de los parámetros para

Tabla 1
Media, desviaciones típicas y correlaciones ítem-total para la versión de 44 ítems (r_1) y la de 17 ítems (r_2) de la escala ACRA

Indicador	M	DT	r_1	r_2	Indicador	M	DT	r_1	r_2	Indicador	M	DT	r_1	r_2
Ítem 1	2.30	0.97	.32	.27	Ítem 16	2.68	1.00	.39		Ítem 31	2.70	1.09	.36	.33
Ítem 2	2.33	1.06	.31	.32	Ítem 17	2.67	1.31	.30	.21	Ítem 32	2.69	1.21	.43	.32
Ítem 3	2.78	1.14	.32	.26	Ítem 18	2.73	1.08	.31	.23	Ítem 33	2.70	1.13	.36	
Ítem 4	2.36	1.13	.25	.25	Ítem 19	2.74	1.11	.31		Ítem 34	2.66	1.07	.39	.38
Ítem 5	2.56	1.02	.35	.29	Ítem 20	2.43	1.13	.32		Ítem 35	2.88	1.03	.43	.39
Ítem 6	2.82	1.01	.37		Ítem 21	2.56	1.02	.28		Ítem 36	3.19	0.99	.40	.33
Ítem 7	2.56	1.05	.36		Ítem 22	3.19	1.36	.28		Ítem 37	2.86	1.01	.39	.35
Ítem 8	2.50	1.07	.37		Ítem 23	3.00	1.00	.36		Ítem 38	2.65	1.03	.35	
Ítem 9	2.49	1.35	.22		Ítem 24	2.96	1.02	.32		Ítem 39	2.95	1.03	.41	
Ítem 10	2.68	1.10	.35	.25	Ítem 25	3.15	0.95	.33		Ítem 40	2.83	1.02	.43	
Ítem 11	2.67	0.99	.40	.29	Ítem 26	3.19	1.41	.41		Ítem 41	2.86	1.02	.45	
Ítem 12	2.34	1.00	.39	.28	Ítem 27	3.31	1.07	.38	.21	Ítem 42	3.11	0.93	.42	
Ítem 13	2.57	1.03	.35		Ítem 28	2.95	1.30	.47		Ítem 43	2.79	1.04	.33	
Ítem 14	2.81	1.01	.42		Ítem 29	3.05	1.00	.41		Ítem 44	2.97	0.97	.35	
Ítem 15	2.76	0.99	.32		Ítem 30	2.46	1.08	.30						

Tabla 2
Conjunto de modelos anidados para probar la invarianza de medida

Escala	Invarianza por	Modelo	χ^2	gl	p	CFI	Δ CFI	SRMR	RMSEA	IC 90%
44 ítems	Sexo	Configural	3700.85	1798	<.001	.913	-	.047	.035	.034 - .037
		Métrico	3661.19	1839	<.001	.917	.004	.047	.034	.032 - .036
		Escalar	3793.89	1924	<.001	.914	-.003	.048	.034	.032 - .036
	Edad	Configural	3679.98	1798	<.001	.914	-	.048	.035	.033 - .037
		Métrico	3572.13	1839	<.001	.923	-.009	.049	.032	.031 - .034
		Escalar	3812.29	1924	<.001	.914	.009	.047	.034	.032 - .035
17 ítems	Sexo	Configural	295.73	232	.002	.966	-	.047	.030	.018 - .040
		Métrico	331.23	246	<.001	.954	.012	.049	.034	.024 - .043
		Escalar	364.03	277	<.001	.945	.021	.039	.033	.031 - .039
	Edad	Configural	561.14	232	<.001	.935	-	.039	.041	.036 - .045
		Métrico	555.04	246	<.001	.939	-.004	.040	.038	.036 - .043
		Escalar	598.85	277	<.001	.937	-.002	.041	.037	.033 - .041

Nota. gl: grados de libertad; Δ : diferencias.

Tabla 3
Saturaciones factoriales estandarizadas para la versión de 44 ítems y para la de 17 ítems de la escala ACRA y las notas en las asignaturas

Indicador	λ_1	λ_2	Indicador	λ_1	λ_2	Indicador	λ_1	λ_2	Indicador	λ_1	λ_2
Ítem 1	.36	.45	Ítem 14	.50		Ítem 27	.62	.62	Ítem 40	.61	
Ítem 2	.39	.49	Ítem 15	.43		Ítem 28	.59		Ítem 41	.59	
Ítem 3	.44	.54	Ítem 16	.46		Ítem 29	.59		Ítem 42	.62	
Ítem 4	.29	.38	Ítem 17	.36	.34	Ítem 30	.37		Ítem 43	.44	
Ítem 5	.45	.57	Ítem 18	.41	.40	Ítem 31	.46	.46	Ítem 44	.51	
Ítem 6	.45		Ítem 19	.44		Ítem 32	.44	.43	Matemáticas	.62	.63
Ítem 7	.43		Ítem 20	.41		Ítem 33	.47		Español	.74	.74
Ítem 8	.46		Ítem 21	.34		Ítem 34	.50	.51	Inglés	.66	
Ítem 9	.34		Ítem 22	.54		Ítem 35	.53	.52	Ciencias Sociales	.73	.74
Ítem 10	.41	.43	Ítem 23	.53		Ítem 36	.58	.59	Ciencias Naturales	.63	.63
Ítem 11	.48	.52	Ítem 24	.47		Ítem 37	.47	.51	Artes	.59	.59
Ítem 12	.45	.50	Ítem 25	.55		Ítem 38	.48		Educación Física	.48	.47
Ítem 13	.46		Ítem 26	.60		Ítem 39	.51				

las relaciones entre los tres factores del ACRA y el rendimiento sin errores de medición, una estimación mucho mejor que las correlaciones de Pearson. El modelo ajusta a los datos adecuadamente: $\chi^2(1218) = 3276.70$, $p < .001$, RMSEA = .031 [.030, .033], CFI = .926, SRMR = .039. Todas las saturaciones factoriales estandarizadas para este modelo se presentan en la **Tabla 3**. En relación con las relaciones de los tres factores del ACRA prediciendo el rendimiento, estas se presentan gráficamente en la **Figura 1**. *Estrategias cognitivas y control del aprendizaje* es el único predictor significativo del rendimiento ($\beta = .251$, $p < .001$).

Se ha especificado el mismo modelo para los tres factores de la versión de 17 ítems de la escala ACRA y el *rendimiento académico*. Nuevamente, el ajuste del modelo a los datos es adecuado: $\chi^2(246) = 539.79$, $p < .001$, RMSEA = .026 [.023, .029], CFI = .975,

SRMR = .029. Todas las saturaciones factoriales estandarizadas se presentan en la **Tabla 3**. En relación con las relaciones entre la escala ACRA y el *rendimiento académico, apoyo emocional-social* es el único predictor significativo ($\beta = .262$, $p < .001$) (**Figura 2**).

Relaciones multigrupo entre las dimensiones del ACRA y rendimiento

Los efectos de las diferentes dimensiones de las dos versiones del ACRA en el rendimiento pueden estudiarse más a fondo para los posibles efectos moderadores de la edad o el género. Para ello, se han estimado cuatro rutinas multigrupo. Primero, el modelo de tres factores para la versión de 44 ítems explica el rendimiento en niños y niñas. En este caso, se estiman tres modelos: (1) configural,

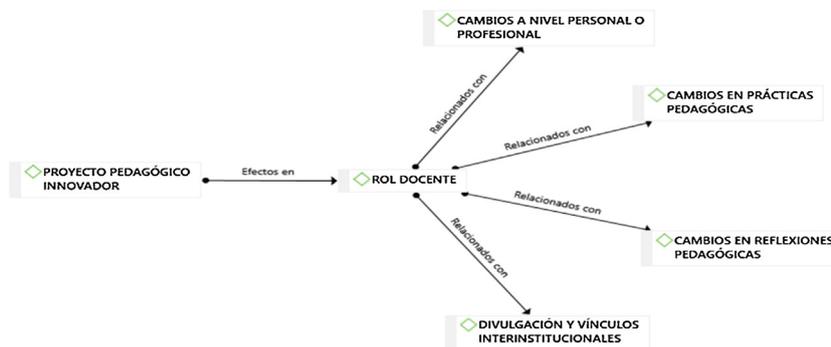


Figura 1. Efectos en el rol docente de los proyectos pedagógicos innovadores.

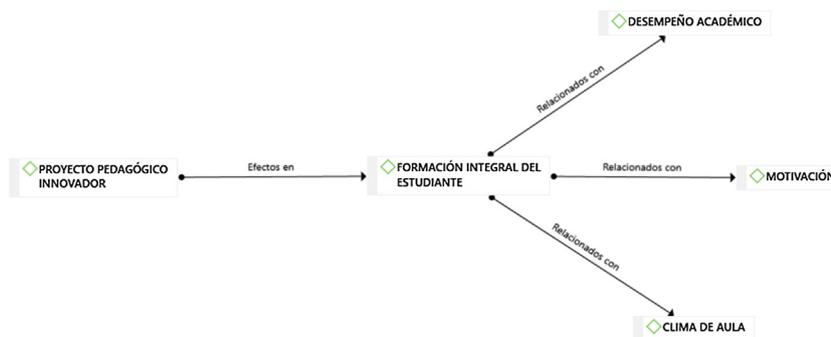


Figura 2. Efectos de los proyectos pedagógicos innovadores en la formación integral del estudiante.

Tabla 4
Conjunto de modelos anidados para probar la invarianza multigrupo de relaciones

Escala	Invarianza por	Modelo	χ^2	gl	p	CFI	Δ CFI	SRMR	RMSEA	IC 90%
44 ítems	Sexo	Configural	4518.98	2527	<.001	.923	–	.046	.030	.029 - .032
		Saturaciones iguales	4518.98	2574	<.001	.926	–.003	.031	.030	.028 - .031
		Saturaciones y efectos iguales	4406.14	2577	<.001	.930	–.007	.046	.029	.027 - .030
	Edad	Configural	4514.10	2527	<.001	.922	–	.045	.030	.029 - .031
		Saturaciones iguales	4547.80	2574	<.001	.923	–.001	.046	.030	.029 - .031
		Saturaciones y efectos iguales	4490.44	2577	<.001	.925	–.003	.046	.029	.028 - .031
17 ítems	Sexo	Configural	963.25	529	<.001	.960	–	.038	.031	.028 - .034
		Saturaciones iguales	968.16	549	<.001	.962	–.002	.039	.030	.028 - .033
		Saturaciones y efectos iguales	957.75	552	<.001	.963	–.001	.039	.029	.026 - .032
	Edad	Configural	936.81	529	<.001	.961	–	.037	.030	.027 - .033
		Saturaciones iguales	976.53	549	<.001	.959	.002	.039	.030	.029 - .033
		Saturaciones y efectos iguales	952.46	552	<.001	.961	–.002	.039	.029	.026 - .032

Nota. gl: grados de libertad; Δ : diferencias.

con las mismas relaciones para niños y niñas, pero estimadas libremente en cada grupo; (2) saturaciones factoriales iguales, lo que es necesario si se quieren poner a prueba los efectos moderadores; y (3) saturaciones factoriales iguales más coeficientes estructurales. Si en el último paso de la rutina empeora el ajuste, esto evidencia los efectos moderadores. Esta rutina multigrupo de tres pasos se repite para la versión de 44 ítems del ACRA por edad, y dos veces más (sexo y edad) para la versión de 17 ítems de la escala. Los índices de bondad de ajuste para estas cuatro rutinas multigrupo se presentan en la Tabla 4. Los resultados son bastante claros: No hay evidencia alguna de efectos moderadores ni para la edad ni para el sexo en las dos versiones de la escala ACRA.

Discusión

El objetivo del presente estudio es validar y comparar la ampliamente utilizada versión de ACRA de 44 ítems y la nueva versión acortada de 17 ítems para aportar evidencia sobre su fiabilidad y validez en una muestra de la República Dominicana. El objetivo general se materializa en cinco objetivos específicos, que guían la discusión de nuestros resultados. En relación con el primer objetivo, «poner a prueba la validez factorial de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA», se estiman las estructuras factoriales de ambas escalas basadas en la literatura previa. Ambas han demostrado un buen ajuste y correlaciones significativas entre sus factores. De esta

manera, puede considerarse que la evidencia apoya la hipótesis 1: «ambas versiones ofrecerán evidencia factorial».

En relación con el segundo objetivo, «examinar la fiabilidad de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA», se estiman los coeficientes de alfa de Cronbach, los índices de fiabilidad compuesta (CRI), y omegas. Si se comparan las estimaciones, la versión larga del ACRA ha mostrado mejores índices de consistencia interna que la versión de 17 ítems. De esta manera, la hipótesis 2, «ambas versiones ofrecerán evidencia de consistencia interna», es únicamente confirmada para la versión de 44 ítems del ACRA (De la Fuente y Justicia, 2003).

Para el tercer objetivo, «poner a prueba la invarianza de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA según el sexo y la edad», se llevan a cabo varias rutinas de invarianza de medida. Se confirma la invarianza en función del sexo, lo que es congruente con los resultados de Jiménez et al. (2018), sin embargo, no se tiene conocimiento de que la invarianza de los grupos de edad se haya probado previamente en esta escala. Cuando las medias latentes se comparan, para alcanzar el cuarto objetivo, «evaluar las diferencias de género y edad en las estrategias de aprendizaje, medido con las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA», no muestran diferencias latentes. Estos resultados se encuentran en línea con algunos estudios previos, que señalaban que no aparecen diferencias en función del sexo en las estrategias de aprendizaje (Mashhady y Fallah, 2014). Aunque Jiménez et al. (2018) encontraron tales diferencias, los resultados en República Dominicana coinciden con la literatura internacional, y puede ser que los resultados de Jiménez et al. (2018) se deban al contexto español.

Finalmente, se prueban dos modelos predictivos para alcanzar el quinto objetivo: «Examinar el poder predictivo de las versiones de 44 y 17 ítems del ACRA para predecir el rendimiento académico». Cuando se trata de la relación entre estrategias de aprendizaje y el rendimiento académico, ambas versiones de la escala ACRA predicen el rendimiento, medido por las calificaciones en diferentes materias (Matemáticas, Español, Inglés, Ciencias Sociales, Ciencias Naturales, Artes y Educación Física). En el caso de la versión de 44 ítems, únicamente *estrategias cognitivas y control del aprendizaje* muestra una relación estadísticamente significativa con el *rendimiento académico*. En el caso de la versión de 17 ítems del ACRA, *apoyo emocional-social* es el único factor con un efecto estadísticamente significativo, con un tamaño de efecto casi idéntico. Cabe destacar que *estrategias cognitivas y control del aprendizaje* solo predice el *rendimiento académico* cuando se mide con la versión de 44 ítems, cuando el hecho es que esta relación se ha establecido claramente en investigaciones recientes. Por ejemplo, Manganelli et al. (2019) encuentran evidencia de la relación entre las estrategias cognitivas, específicamente pensamiento crítico, y el rendimiento académico. En la versión de 17 ítems del ACRA presentada por Jiménez et al. (2018), el factor 1 se divide en dos diferentes constructos o factores: *microestrategias* (con cinco ítems del original *estrategias cognitivas*) y *claves de memoria y metacognición* (con cinco ítems de *estrategias cognitivas* y uno de *estrategias de apoyo al aprendizaje*). Estos dos factores, junto con bajos niveles de fiabilidad, como se ha mencionado previamente, tienen menor poder predictivo sobre el *rendimiento académico*, comparado con el factor original *estrategias cognitivas y control del aprendizaje*. Si se presta atención, en el factor *microestrategias* definido por Jiménez et al. (2018), se han eliminado algunos ítems importantes representativos de *estrategias cognitivas y control del aprendizaje* (p. ej., ítems 7 y 9). Esto también ha ocurrido en el nuevo factor de *claves de memoria y metacognición*, en el cual algunos ítems referentes a organización y elaboración de materiales (p. ej., ítems 13 y 16), y procesos de inferencia y generalización (p. ej., ítems 17, 19, o 20) no se han mantenido. Por lo tanto,

parece que la versión de 44 ítems debería preferirse cuando nuestro objetivo es evaluar este tipo de estrategias, por dos razones principales: mejores estimaciones de confiabilidad y mayor poder predictivo.

En cuanto al papel de las *estrategias de apoyo emocional y social* en la versión de 17 ítems, estos constructos y su relación con el *rendimiento académico* también se ha señalado en la literatura. Por ejemplo, Fernández-Lasarte et al. (2019) han ofrecido evidencia de la relación entre el apoyo social, la inteligencia emocional y el rendimiento académico. La pregunta aquí es si estas variables pueden compararse a las estrategias de aprendizaje de apoyo social y emocional. De los cinco ítems mantenidos para las *estrategias de apoyo emocional y social* de Jiménez et al. (2018), dos de ellos parecen no estar directamente relacionados con las estrategias de aprendizaje sino con el afrontamiento y el apoyo social (ítem 34 e ítem 37). Sin embargo, tres de ellos abordan procesos y planes de acción con el objetivo de cumplir tareas intelectuales, como lo hacen las estrategias de aprendizaje (Valle et al., 1999): ítem 31, ítem 32 e ítem 35. A pesar de estas diferencias de significado, los estadísticos descriptivos de estos cinco ítems son similares tanto en la media como en la variabilidad. De hecho, las saturaciones factoriales también son muy similares. En conjunto, parecen capturar adecuadamente estas estrategias de apoyo. Si se tiene en cuenta que los resultados de este estudio apuntan a un mejor poder predictivo por género y edad para el factor de *estrategias de apoyo* definido por Jiménez et al. (2018), se podría argumentar que, cuando el objetivo sea predecir el rendimiento académico, se preferiría esta versión más corta del factor, ya que también permitirá ahorrar algo de tiempo en la administración de la prueba. Sin embargo, esto sería a costa de estimaciones de fiabilidad más bajas.

Finalmente, la dimensión de *hábitos de estudio*, solo incluida en la versión de 44 ítems del ACRA, no ha mostrado relación con el *rendimiento académico*, atendiendo a los resultados. Si se considera que algunos trabajos tradicionales ya señalaban la existencia de diferencias entre las estrategias de aprendizaje y los hábitos de estudio (Christensen et al., 1991), cuando se usa la escala con el objetivo de predecir o mejorar el *rendimiento académico*, estos ítems podrían ser eliminados. Por lo tanto, la hipótesis número cinco, «ambas versiones predecirán el rendimiento académico», está parcialmente respaldada por los datos: mientras que en las versiones de 44 y 17 ítems, algunas dimensiones predicen el rendimiento académico, otras no muestran relaciones estadísticamente significativas. De hecho, los factores o dimensiones que predicen el rendimiento son diferentes entre las versiones.

En conclusión, hay algunas notas clave que se podrían señalar: Primero, considerando los resultados de fiabilidad, se considera que la versión de 17 ítems del ACRA no es un instrumento adecuado para evaluar las estrategias de aprendizaje en la República Dominicana, mientras que la versión de 44 ítems sí lo es. En segundo lugar, cuando el objetivo sea predecir el *rendimiento académico*, la reformulación de la dimensión original de la versión de 44 ítems de las *estrategias cognitivas y control del aprendizaje* en dos factores diferentes, más cortos, *microestrategias* y *claves para la memoria y metacognición*, no parece una buena idea. Junto con resultados más bajos de fiabilidad, los dos factores postulados por Jiménez et al. (2018) no pueden predecir el *rendimiento académico*, mientras que el original sí lo predice (De la Fuente y Justicia, 2003). Sin embargo, la dimensión de *apoyo* formulada por Jiménez et al. (2018) es, no solo más corta, sino un mejor predictor de rendimiento. En consecuencia, se podría abogar por una versión mixta del ACRA, que incluirá la dimensión *original de estrategias cognitivas y control del aprendizaje*, la dimensión de *apoyo emocional y social* de cinco ítems propuesta por Jiménez et al. (2018), y la exclusión de los cinco ítems correspondientes al factor *hábitos de estudio*.

Como fue señalado en el trabajo de Stanton et al. (2002), al reducir la longitud de las escalas, hay tres categorías a tener en cuenta para evaluar los ítems: cualidades internas (fiabilidad, saturaciones factoriales, etc.), cualidades externas (relaciones con otras variables) y cualidades de juicio (aquellas que requieren un juicio subjetivo, incluidos criterios más allá de las relaciones estadísticas). Jiménez et al. (2018) basaron el desarrollo del ACRA-C exclusivamente en las cualidades internas (aunque una vez desarrollado también probaron las externas). Como ya dijo Nunnally (1978), el hecho de que los ítems saturan en un mismo factor no significa que midan lo mismo. Esta podría ser la razón por la que cuando la versión de 17 ítems se prueba en nuevos datos, en este caso provenientes de República Dominicana, las estimaciones de fiabilidad son deficientes y las estrategias tradicionales de aprendizaje relacionadas con la cognición no están relacionadas con el rendimiento académico.

Finalmente, al abordar la cuestión de si estas dos escalas miden el mismo constructo o estos son diferentes, en función de sus relaciones con variables externas, podemos concluir que no hay evidencia suficiente para asumir que miden el mismo constructo, aunque se superponen en algunas partes.

Este estudio presenta algunas limitaciones. Por ejemplo, dado que la investigación presenta un diseño transversal, no es posible probar la invarianza longitudinal del ACRA, ni de la versión de 44 ítems ni de la de 17 ítems. Otros estudios podrían probarlo y así ofrecer evidencia de la idoneidad del instrumento para evaluar los cambios en las estrategias de aprendizaje a lo largo del tiempo. Así mismo, investigaciones futuras podrían ofrecer evidencias sobre el funcionamiento de una versión mixta del ACRA, que incluya la dimensión original de las estrategias cognitivas y el control del aprendizaje de la escala de 44 ítems (De la Fuente y Justicia, 2003) y la dimensión más corta del apoyo emocional y social planteado por Jiménez et al. (2018), tanto en República Dominicana como en otros países de habla hispana, y así evaluar la idoneidad de sus propiedades psicométricas.

Financiación

Betty Reyes ha disfrutado de la Beca Jóvenes Investigadores 2019 del Vicerrectorado de Internacionalización y Cooperación de la Universitat de València (UV-RI.BJI19-979686), durante la cual se desarrolló parte de la presente investigación. Sara Martínez-Gregorio es investigadora beneficiaria del programa FPU del Ministerio de Ciencias, Innovación y Universidades (FPU18/03710).

Referencias

Abad, D., Díaz, P., y Giraldo, U. (2002). *Bases para una política de calidad de la educación superior en Colombia*. Retrieved February 26, 2020, from <https://www.cna.gov.co/1741/articles186502.doc.academico10.pdf>

Acción Empresarial para la Educación, EDUCA. (2015). *Informe de progreso educativo*. EDUCA.

Ambreen, M., Haqdad, A., y Saleem, W. A. (2016). Fostering self-regulated learning through distance education: A case study of M.phil secondary teacher education program of Allama Iqbal open university. *Turkish Online Journal of Distance Education*, 17(3), 120–135. <http://dx.doi.org/10.17718/tojde.89562>

Ángel-González, M., Pedroza-Cabrera, F. J., Colunga-Rodríguez, C., Vázquez-Colunga, J. C., Vázquez-Juárez, C. L., Orozco-Solis, M. G., y Mendoza-Roaf, P. L. (2017). School wellbeing, learning strategies and expected learning in college students. *Open Access Library Journal*, 4, e3362. <http://dx.doi.org/10.4236/oalib.1103362>

Bahamón, M. J., Vianchá, M. A., Alarcón, L. L., y Bohórquez, C. I. (2012). *Estilos y estrategias de aprendizaje: una revisión empírica y conceptual de los últimos diez años*. *Pensamiento Psicológico*, 10, 129–144.

Bustos, V., Oliver, A., Galiana, L., y Sancho, P. (2017). Propiedades psicométricas del CEVEAPEU: Validación en población peruana. *Educación XX1*, 20, 299–318. <http://dx.doi.org/10.5944/educxx1.17513>

Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9, 233–255. <http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902.5>

Christensen, C. A., Massey, D. R., y Isaacs, P. J. (1991). Cognitive strategies and study habits: an analysis of the measurement of tertiary students' learning. *British Journal of Educational Psychology*, 61(3), 290–299. <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8279.1991.tb00986.x>

Da Cuña, I., Soto, M., Lantarón, E. M., y Labajos, M. T. (2014). Influencia del género en los estilos y estrategias de aprendizaje en estudiantes de fisioterapia. *Revista de Estilos de Aprendizaje*, 7(14), 150–177.

De la Fuente, J., y Justicia, F. (2003). Escala de estrategias de aprendizaje ACRA abreviada para alumnos universitarios. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa y Psicopedagógica*, 1, 139–158. <http://dx.doi.org/10.25115/ejrep.2.114>

Ergen, B., y Kanadli, S. (2017). The effect of self-regulated learning strategies on academic achievement: A meta-analysis study. *Eurasian Journal of Educational Research*, 69, 55–74. <http://dx.doi.org/10.14689/ejer.2017.69.4>

Fernández-Lasarte, O., Ramos-Díaz, E., Goñi, E., y Rodríguez-Fernández, A. (2019). Estudio comparativo entre educación superior y educación secundaria: efecto del apoyo social percibido, el autoconcepto y la reparación emocional en el rendimiento académico. *Educación XXI*, 22(2), 165–185. <http://dx.doi.org/10.5944/educxx1.22526>

Finney, S. J., y DiStefano, C. (2006). *Nonnormal and categorical data in structural equation modeling*. En G. R. Hancock y R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269–313). IAP Information Age Publishing.

Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia, UNICEF. (2017). *Niños y Niñas fuera de la Escuela en la República Dominicana*. UNICEF República Dominicana.

Guapacha, M. E., y Benavidez, L. H. (2017). Improving language learning strategies and performance of pre-service language teachers through a CALLA-TBLT model. *Profile Issues in Teachers Professional Development*, 19, 101–120. <http://dx.doi.org/10.15446/profile.v19n2.57581>

Gutiérrez-Braojos, C., Salmerón-Vilchez, P., Martín-Romera, A., y Salmerón, H. (2013). Efectos directos e indirectos entre estilos de pensamiento, estrategias metacognitivas y creatividad en estudiantes universitarios. *Anales de Psicología*, 29, 159–170. <http://dx.doi.org/10.6018/analesps.29.1.124651>

Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55. <http://dx.doi.org/10.1080/10705519909540118>

Iniciativa Dominicana por una Educación de Calidad, IDEC. (2014). *Informe anual de seguimiento y monitoreo*. Dominicana por una Educación de Calidad. (IDEC).

Lastre, K. S., y De La Rosa-Benavides, L. G. (2016). Relación entre las estrategias de aprendizaje y el rendimiento académico en estudiantes de educación básica primaria. *Revista Encuentros*, 3, 87–101. <http://dx.doi.org/10.15665/re.v14i1.671>

Jiménez, L., García, A. J., López-Cepero, J., y Saavedra, F. J. (2018). The brief-ACRA scale on learning strategies for university students. *Revista de Psicodidáctica*, 23, 63–69. <http://dx.doi.org/10.1016/j.psicoe.2017.03.001>

Juárez-Lugo, C. S., Pichardo-Silva, K., y Rodríguez-Hernández, G. (2015). Características psicométricas de la Escala ACRA en población universitaria mexicana. *Revista de Educación y Desarrollo*, 34, 15–24. 20.500.11799/32741.

Lastre, K. S., y De La Rosa-Benavides, L. G. (2016). Relación entre las estrategias de aprendizaje y el rendimiento académico en estudiantes de educación básica primaria. *Revista Encuentros*, 13, 87–101. <http://dx.doi.org/10.15665/re.v14i1.671>

Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures (MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, 32, 52–76. <http://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr3201.3>

López-Aguado, M. (2010). Diseño y análisis del Cuestionario de Estrategias de Trabajo Autónomo (CETA) para estudiantes universitarios. *Revista de Psicodidáctica*, 5, 77–99.

Mall-Amiri, B., y Fekrazad, S. A. (2015). The relationship among Iranian EFL learners' creativity, emotional intelligence, and language learning strategies. *Theory and Practice in Language Studies*, 5(9), 1863–1873. <http://dx.doi.org/10.17507/tpls.0509.14>

Manganelli, S., Cavicchiolo, E., Mallia, L., Biasi, V., Lucidi, F., y Alivernini, F. (2019). The interplay between self-determined motivation, self-regulated cognitive strategies, and prior achievement in predicting academic performance. *Educational Psychology*, 39(4), 470–488. <http://dx.doi.org/10.1080/01443410.2019.1572104>

Mashhady, H., y Fallah, N. (2014). The relationship between language learning strategies, field of study, gender, and language proficiency. *Research in English Language Pedagogy*, 2, 46–61.

Monereo, C., Pozo, J. I., y Castelló, M. (2001). La enseñanza de estrategias de aprendizaje en el contexto escolar. En C. Coll, J. Palacios, y A. Marchesi (Eds.), *Psicología de la educación escolar* (pp. 235–258). Alianza Editorial.

Muthén, L. K., y Muthén, B. O. (1998–2011). *Mplus User's Guide* (Sixth Edition). Muthén & Muthén.

Navarro, I., González, C., y Real, M. (2018). Relación entre técnicas de estudio, rendimiento académico y género. *Revista de Investigación Educativa Universitaria*, 1(1), 1–12.

Nosratinia, M., Saveiy, M., y Zaker, A. (2014). EFL learners' self-efficacy, meta-cognitive awareness, and use of language learning strategies: How are they associated? *Theory and Practice in Language Studies*, 4, 1080–1092. <http://dx.doi.org/10.4304/tpls.4.5.1080-1092>

- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
- OECD (2019). *PISA 2018 Results (Volume I): What Students Know and Can Do, PISA*. OECD Publishing.
- Olivares, S. L., y Heredia, Y. (2012). Desarrollo del pensamiento crítico en ambientes de aprendizaje basado en problemas en estudiantes de educación superior. *Revista Mexicana de Investigación Educativa*, 17, 759–778.
- Román, J. M., y Gallego, S. (1994). *Escala de estrategias de aprendizaje*. TEA.
- Stanton, J. M., Sinar, E. F., Balzer, W. K., y Smith, P. C. (2002). Issues and strategies for reducing the length of self-report scales. *Personnel Psychology*, 55(1), 167–194. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1744-6570.2002.tb00108.x>
- Valle, A., Barca, A., González, R., y Núñez, J. (1999). Las estrategias de aprendizaje. Revisión teórica y conceptual. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 31(3), 425–461.
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., y Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9, 486–492. <http://dx.doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Vega-Hernández, M. C., Patino-Alonso, M. C., Cabello, R., Galindo-Villardón, M. P., y Fernández-Berrocal, P. (2017). Perceived emotional intelligence and learning strategies in Spanish university students: A new perspective from a canonical non-symmetrical correspondence analysis. *Frontiers in Psychology*, 8, 1–10. <http://dx.doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01888>