

7. Diseño y validación de un instrumento para medir el rigor académico en estudiantes universitarios

MICHEL VELDERRAIN VALENZUELA*

LIZETH GUADALUPE PARRA-PÉREZ**

ÁNGEL ALBERTO VALDÉS-CUERVO***

CHRISTIAN SAMHIR GRIJALVA-QUIÑONEZ****

DOI: <https://doi.org/10.52501/cc.222.07>

Resumen

El rigor académico se considera como un puente hacia la adquisición de conocimientos y el desarrollo de habilidades y hábitos asociados con el éxito académico en estudiantes universitarios. El estudio del rigor académico requiere de instrumentos psicométricamente robustos para medir de forma adecuada el constructo. Para atender este fin, el presente estudio se propuso diseñar y examinar las propiedades psicométricas de un instrumento para medir la percepción del rigor académico en estudiantes universitarios mexicanos. En el estudio participaron 924 estudiantes de siete universidades del país, cuyas edades oscilaron entre los 18 y los 30 años ($M = 21.54$, $DE = 3.83$). De forma aleatoria se crearon dos submuestras ($n = 462$) para la validación cruzada del modelo de medida. Los resultados de los análisis factoriales confirmatorios sugieren que el modelo bidimensional de medición del rigor académico, conformado por los factores de inversión de tiempo y esfuerzo cognitivo, se ajusta mejor a los datos que un modelo unidimensional.

* Estudiante del Doctorado en Sistemas y Ambientes Educativos, Instituto Tecnológico de Sonora, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-7663-497X>

** Doctora en Educación. Instituto Tecnológico de Sonora, Unidad Empalme, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9247-7663>

*** Doctor en Ciencias, Departamento de Educación. Instituto Tecnológico de Sonora, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6559-4151>

**** Doctor en Sistemas y Ambientes Educativos. Tecnológico de Monterrey, México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-7997-7882>

Adicionalmente, se hallaron evidencias de validez discriminante y concurrente de la escala. Finalmente, se confirmó la estabilidad del modelo bidimensional en una muestra independiente. Se concluyó que la escala de rigor académico presenta evidencias de validez y fiabilidad apropiadas para justificar su uso en estudiantes universitarios mexicanos.

Palabras clave: *Rigor académico, estudiantes universitarios, fiabilidad, validez.*

Introducción

En una era postpandemia en México, la búsqueda del rigor académico en los programas educativos es impulsada por una preocupación generalizada de que a los estudiantes universitarios no se les brindan las experiencias educativas necesarias para hacerles competitivos en el mundo actual. De acuerdo con múltiples investigadores (Campbell y Dortch, 2018; Culver *et al.*, 2021; Francis, 2018), la falta de rigor académico en las universidades limita el desarrollo de las habilidades cognitivas y los hábitos de estudio necesario para que los estudiantes se conviertan en profesionistas exitosos en un mundo cada vez más complejo y globalizado. Al respecto, diversos estudios empíricos señalan que el rigor académico se relaciona de forma positiva con el pensamiento crítico, el compromiso académico y la motivación por el aprendizaje a lo largo de la carrera en estudiantes universitarios (Culver *et al.*, 2019; Parra-Pérez *et al.*, 2023). Por ende, la flexibilización de requisitos y experiencias curriculares en la universidad abona al creciente cuestionamiento respecto de la seriedad y calidad de los programas educativos que se ofrecen en las instituciones de educación superior.

En este contexto se hace necesario indagar en los factores asociados y las consecuencias de rigor académico en el desempeño y el bienestar de los estudiantes universitarios. Para alcanzar este objetivo es esencial contar con instrumentos teórica y psicométricamente robustos capaces de medir el rigor académico. No obstante, son escasas las escalas para medir el constructo reportadas en la literatura. Adicionalmente, en las mismas no se reportan evidencia de validez ni fiabilidad. Finalmente, en Latinoamérica y México no se identificaron instrumentos desarrollados para medir dicho constructo.

Fundamentación teórica

En la literatura existen dos enfoques principales para definir el rigor académico. El primero se enfoca en carga de trabajo de los estudiantes, por lo cual indaga en la percepción de éstos acerca del tiempo que dedican a completar las actividades escolares y el estudio (Draeger *et al.*, 2013). Además, considera la cantidad de trabajo académico que los estudiantes deben realizar fuera de clase, basándose en la inversión de energía psicológica y física requerida para completar este trabajo (Culver *et al.*, 2021). El segundo enfoque está enfocado en las expectativas para el aprendizaje, por lo que indaga en la perspectiva de los docentes acerca de los desafíos cognitivos que demandan las actividades académicas (ej., análisis, síntesis, evaluación, comparación y el contraste de los contenidos de los cursos) en lugar de la simple repetición. En este enfoque, se afirma que las prácticas de instrucción rigurosas deben crear desafíos cognitivos que requieren que los estudiantes pongan en práctica formas de pensamiento complejas (Bowman y Culver, 2018; Campbell y Dortch, 2018; Nelson-Laird *et al.*, 2014). Esta concepción sugiere que los cursos académicamente rigurosos deben presentar un desafío cognitivo para los estudiantes, en otras palabras, demandar una comprensión de orden superior de sus contenidos. Aunque en la literatura permanece el debate acerca de la definición de rigor académico, con base en un número importante investigadores (Bowman y Culver, 2018; Campbell y Dortch, 2018) en el estudio se considera que éste es un constructo multifactorial que comprende aspectos relativos a la calidad, la carga de trabajo, la complejidad cognitiva y la rigurosidad en la evaluación.

El presente estudio

Para contribuir al estudio del rigor académico en este estudio se diseña una Escala de Rigor Académico (ERA) para medir el constructo, partiendo del modelo de la percepción de los estudiantes acerca de las demandas de carga de trabajo del curso y el desafío cognitivo implicados en sus cursos. Además, se compara el ajuste de un modelo de medición unidimensional con otro bidimensional del constructo, se examina la evidencia de validez discrimi-

nante y concurrente y la fiabilidad de los puntajes de la escala. Por último, se realiza una validación cruzada del modelo de medición para examinar su estabilidad en una muestra independiente similar a la muestra original.

El estudio se orienta por las siguientes hipótesis: *Hipótesis 1* (estructura interna): se espera que el ajuste de un modelo factorial de dos factores de primer orden sea mejor que el de un modelo de un factor de primer orden; *Hipótesis 2* (fiabilidad): se prevé que la fiabilidad de los puntajes de la escala sea aceptable; *Hipótesis 3* (validez discriminante): se tiene la expectativa de que cada dimensión sea empíricamente única; *Hipótesis 4* (validez concurrente): se esperan correlaciones positivas entre las dimensiones de rigor académico y las del compromiso académico: cognitivo, afectivo y conductual; e *Hipótesis 5* (validación cruzada): el modelo de medición es invariante en una muestra independiente.

Método

Participantes

La muestra incluyó 924 estudiantes universitarios de siete diferentes universidades ubicadas en el centro, norte y sur de México. De ellos, 49.8% fueron del sexo masculino y 50.2% del femenino. La edad de los participantes osciló entre los 18 y 54 años de edad ($M = 21.54$, $DE = 3.83$). El 33% estaban inscritos al primer año, el 30% al segundo año y el 37% al tercer año de sus carreras. En lo relativo al área de conocimiento, el 45.5% estaba inscrito en carreras de ciencias naturales, el 21.2% en ingenierías y el 33.3% en ciencias sociales. La muestra se dividió aleatoriamente en dos submuestras para la validación del modelo ($n = 462$) y la validación cruzada ($n = 462$).

Instrumento

Rigor académico

La versión inicial de la escala de rigor académico se conformó por 16 ítems (véase la tabla 1) con formato de respuesta tipo Likert con cinco opciones

(0 = *nunca* hasta 4 = *siempre*). Estos ítems se derivaron del análisis de seis grupos focales con estudiantes y profesores de las siete universidades involucradas en el estudio. Cada grupo focal incluye 12 participantes (6 mujeres y 6 hombres), cuatro de las áreas de ciencias sociales, cuatro de ciencias naturales y cuatro de ingeniería. Con el fin de orientar, se plantean dos interrogantes generales: (a) ¿Cuáles son los criterios que consideras para determinar si una clase es académicamente rigurosa? y (b) ¿Qué tipo de exigencias académico-cognitivas son indicadoras de rigor académico?

Las respuestas de los participantes se agruparon en dos dimensiones: esfuerzo cognitivo y tiempo invertido. Posteriormente, se consultó a nueve jueces expertos (5 profesores y 4 investigadores) sobre la relevancia de los ítems para medir el constructo. Se pidió a los expertos que evaluaran la relevancia de cada ítem para medir el rigor académico (1 = *nada relevante* hasta 4 = *muy relevante*). Se incluyen en la versión final los 12 ítems con un coeficiente de validez de contenido superior a .78 (Lynn, 1986).

Compromiso académico

Para medir el constructo se utilizó la escala Compromiso Académico de Estudiantes Universitarios (USAES; Parra-Pérez *et al.*, 2023) que consta de 14 ítems en formato de respuesta tipo Likert (0 = *nunca* hasta 4 = *siempre*). Estos ítems se agrupan en los factores: (a) *Compromiso cognitivo* (4 ítems, ej., “Cuando los temas de clase resultan difíciles no los abandono hasta que los comprendo”, Omega de McDonald $\omega = .87$); (b) *Compromiso conductual* (5 ítems, ej., “Asisto a todas mis clases, laboratorios, prácticas y seminarios a tiempo”, $\omega = .8$) y (c) *Compromiso emocional* (5 ítems, ej., “Me siento afortunado/a y honrado/a de asistir a la universidad”, $\alpha = .90$). Los autores reportan evidencia de validez interna de modelo de medición de segundo orden del constructo ($SBX^2 = 110.07$, $gl = 72$, $p = .003$; CFI = .95; TLI = .94; RMSEA = .04 [.02, .06]).

Procedimiento

El estudio fue aprobado por el Comité de Ética del Instituto Tecnológico de Sonora. Se informó a los estudiantes seleccionados acerca del propósito del

estudio y se les invitó a participar voluntariamente en el mismo, garantizando el anonimato y la confidencialidad de sus respuestas. Asimismo, se les comunicó que la información únicamente sería empleada con fines de investigación. Todos los estudiantes aceptaron contestar los cuestionarios. Finalmente, se les pidió que firmaran una carta con el consentimiento informado. La administración de los cuestionarios se realizó mediante Google Forms.

Análisis de datos

No se encontraron datos perdidos en el estudio. Para analizar las propiedades psicométricas de la escala se dividió de forma aleatoria la muestra ($N = 924$) en dos submuestras para fines de validación (Muestra 1, $n = 462$) y de validación cruzada (Muestra 2, $n = 462$). La comprobación de la normalidad se llevó a cabo en la muestra 1, donde se calcularon las medias, desviación estándar, asimetría y curtosis de las variables incluidas en el estudio. La muestra 2 se utilizó para probar la invariancia del modelo de medición en una muestra independiente.

Validez de la estructura interna

Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) a través del JASP v. 18. Se empleó el método de estimación de mínimos cuadrados ponderados diagonales (DWLS). Como valores aceptables de los índices de ajuste se emplearon SBX^2 con p asociada $> .001$; $CFI \geq .95$; $TLI \geq .95$, $RMSEA \leq .08$ y $SRMR \leq .08$ (Valdés *et al.*, 2019). Para comparar el ajuste de modelo unidimensional y bidimensional (esfuerzo cognitivo y tiempo invertido) de medición del constructo se consideraron la diferencia en SBX^2 y el Criterio de Información Bayesiano (BIC). Si estos criterios no coinciden se utilizan los valores de BIC porque SBX^2 es sensible al tamaño de la muestra. Cuando ΔSBX^2 es significativo ($p > .05$), se considera que el modelo con menor SBX^2 tiene un mejor ajuste a los datos. Por otro lado, cambios > 10 en BIC indican diferencias en el ajuste del modelo a los datos, donde un modelo con menos BIC se considera que tiene un mejor ajuste (Chakrabarti y Ghosh, 2011; Muthén y Muthén, 2017).

Fiabilidad

El análisis de la fiabilidad se realizó a través del coeficiente Omega de McDonald (ω) y la Varianza Media Extractada (VME). Se consideraron aceptables valores de $\omega \geq .70$ y de $VME \geq .50$ (Dunn *et al.*, 2014; Green y Yang, 2015).

Validez discriminante

La validez discriminante confirma que los constructos son empíricamente únicos. En otras palabras, un constructo no debe tener una correlación excesivamente larga con otras medidas (Furr y Bacharach, 2014). Con base en la literatura se asume que la validez discriminante de la escala se confirma cuando el cuadrado de la correlación entre las medidas sea menor que la varianza media extractada de la variable (Fornell y Lacker, 1981; Hair *et al.*, 2010).

Validez concurrente

La validez concurrente requiere que las puntuaciones de la escala se correlacionen de la forma esperada teóricamente con otros constructos medidos simultáneamente (DeVellis y Thorpe, 2021). Para evaluar esta validez se examinaron las correlaciones de Spearman entre las dimensiones de rigor académico (esfuerzo cognitivo y tiempo invertido) y las dimensiones del compromiso académico (conductual, emocional, cognitiva). Con base en la literatura se llegó a la conclusión de que valores de $r \geq .10$ indican efectos bajos, los valores de r entre $.20$ y $.29$ indican un efecto medio y valores de $r > .30$ sugieren un efecto grande (Funder y Ozer, 2019).

Validación cruzada del modelo

Se utilizó un análisis multigrupo para probar la equivalencia del modelo en una muestra independiente. Se comparó el modelo original con el modelo obtenido en una muestra independiente sin restricciones (invariancia configuracional). Luego se comparó el modelo de medición en las dos muestras

imponiendo la restricción de equivalencia en los pesos factoriales (invariancia de medida). Finalmente, se establecieron restricciones relativas a la equivalencia de los residuos (invariancia escalar). Con base en la literatura se consideró que la invariancia se confirma cuando las diferencias en los valores de SBX^2 (ΔSBX^2) no son significativas ($p > .05$), de CFI (ΔCFI) son $\leq .01$ y de RMSEA ($\Delta RMSEA$) son $\leq .015$. Dado que el estadístico SBX^2 es sensible al tamaño de la muestra, cuando ambos criterios fueran contradictorios, se optó por confiar en las ΔCFI y $\Delta RMSEA$ (Byrne, 2016; Putnick y Bornstein, 2016).

Resultados

La tabla 1 presenta la media, desviación estándar, asimetría y curtosis de los ítems de la escala de rigor académico. En la mayoría de los ítems las medias se centran en la categoría “casi siempre”. Estos hallazgos muestran que los estudiantes universitarios perciben sus clases como rigurosas en la mayoría de las ocasiones. La mayor parte de los ítems se distribuyen de forma cercana a la normal.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de los ítems de la escala de Rigor Académico

<i>Item</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>	<i>CVI</i>
1. Mis profesores me exigen que reflexione sobre las aplicaciones de los conocimientos adquiridos en la vida real.	3.05	0.84	0.49	0.43	.82
2. Mis profesores me piden explicar mi entendimiento acerca de algún problema social y/o profesional basado en alguna teoría o principio.	3.04	0.85	0.65	0.21	.85
3. Mis profesores me piden leer artículos científicos donde se exploran problemas relacionados con mi carrera.	2.86	0.91	0.41	0.35	.86
4. Mis profesores me piden explicar, con una base científica, los fenómenos que afectan la vida diaria (ej. problemas sociales, economía, relaciones internacionales, contaminación, etc.).	2.94	0.97	0.70	0.12	.80
5. Mis profesores me asignaron al menos una tarea/proyecto donde tuve que integrar información de diferentes fuentes de información (incluyendo bases de datos, libros, etc.).	2.67	0.97	0.30	0.40	.90
*6. En mis clases adquirí conocimiento que hoy aplico en otras áreas de mi vida (trabajo, otros cursos, en mi familia, con mis amigos, etc.).	3.31	0.79	0.93	1.04	.67

<i>Item</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>Asimetría</i>	<i>Curtosis</i>	<i>CVI</i>
7. En mis clases, mis profesores me piden liderar y debatir temas de clase relativos a situaciones actuales como problemas sociales, economía, relaciones internacionales, contaminación.	2.44	1.05	0.19	0.52	.68
8. En mis clases aprendí a usar equipo, materiales o <i>software</i> que me son útiles en otras áreas de mi vida.	3.00	0.86	0.39	0.58	.87
*9. En mis clases analizo y debato temas relativos a situaciones actuales como problemas sociales, economía, relaciones internacionales, contaminación, entre otros.	3.06	0.95	0.75	0.08	.71
10. Dada la dificultad de algunos temas de mis clases, consulto otras fuentes de información y/o veo tutoriales en línea que me ayuden a reforzar los temas vistos en clase.	2.61	0.98	0.24	0.50	.88
11. Como lo piden mis profesores, antes de ir a clase debo realizar las lecturas asignadas por mis profesores para poder participar en las mismas.	2.89	0.85	0.35	0.21	.92
12. Para cumplir con los requerimientos de mis profesores y obtener buenas calificaciones debo trabajar todos los días en mis clases.	2.69	1.01	0.36	0.40	.94
13. Para acreditar mis materias debo dedicar mucho tiempo fuera del horario de clase para realizar mis actividades académicas (clases, tareas, proyectos, reuniones, etcétera.	3.16	0.88	1.01	0.90	.87
14. La universidad me quita mucho tiempo en mi vida diaria.	2.94	1.06	0.75	0.20	.89
*15. La universidad resultó ser tan difícil como me advirtieron mis familiares y amigos.	2.24	1.18	1.32	1.12	.62

Nota. *Items no incluidos en la versión final.

Fuente: Elaboración propia.

Análisis de dimensionalidad

El modelo unidimensional no se ajustó a los datos ($SBX^2 = 228.74$, $gl = 48$, $p < .001$; $SRMR = .06$; $CFI = .90$; $TLI = .88$; $RMSEA = .08$, IC 90% [.05, .10]). Sin embargo, el ajuste del modelo conformado por dos dimensiones de primer orden fue aceptable ($SBX^2 = 104.11$, $gl = 47$, $p < .001$; $SRMR = .03$; $CFI = .97$; $TLI = .88$; $RMSEA = .05$, IC 90% [.03, .07]). Adicionalmente, los resultados sugieren que el ajuste del modelo bidimensional es mejor significativamente que el del unidimensional ($\Delta SBX^2 = 129,63$, $\Delta gl = 1$, $p < .001$; $\Delta BIC = 118.43$). Por lo tanto, basándonos en la bondad de ajuste y la consideración conceptual, seleccionamos el modelo B, esto implica que los análisis subsiguientes se basaron en este modelo (véase la tabla 2).

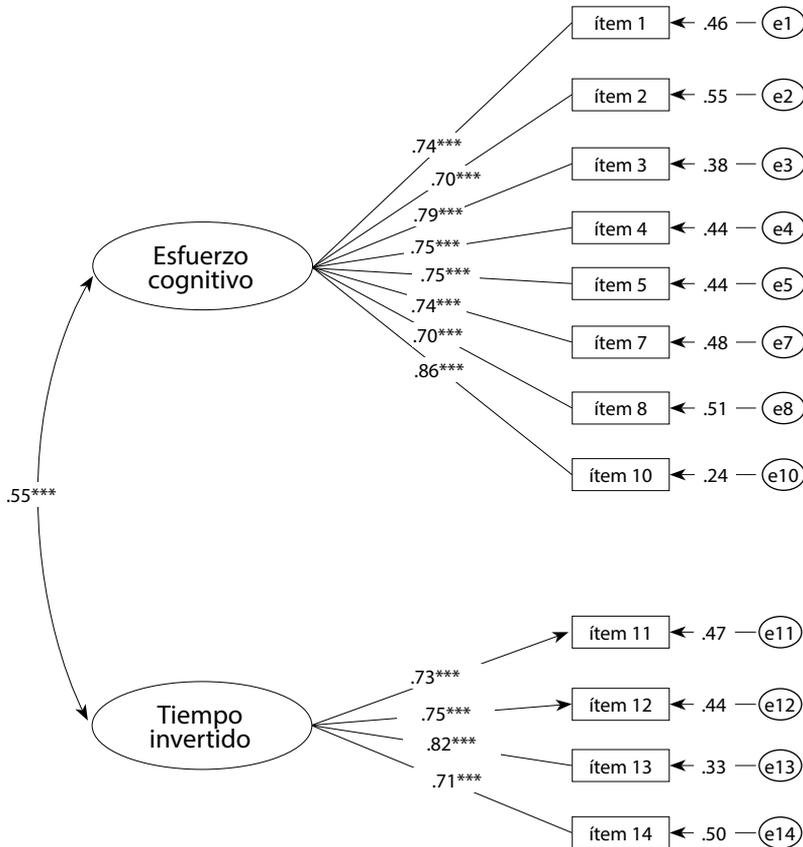
Tabla 2. Estadísticos de bondad de ajuste de los modelos hipotéticos del modelo unidimensional y bidimensional

Model	SBX ²	gl	p	SRMR	CFI	TLI	RMSEA	BIC
Unidimensional	228.74	48	< .001	.06	.90	.88	.08	414.63
Bidimensional	104.11	47	< .001	.03	.97	.96	.05	296.20

Fuente: Elaboración propia.

Las cargas factoriales estandarizadas del modelo bidimensional oscilaron entre .70 y .86 ($p < .001$). Además, se encontraron correlaciones moderadas positivas entre el esfuerzo cognitivo y el tiempo invertido se correlacionaron ($r = .55, p < .001$) (véase la figura 2).

Figura 2. Modelo bidimensional de rigor académico en estudiantes universitarios



Nota. Se reportan los coeficientes estandarizados. *** $p < .001$.
Fuente: Elaboración propia.

Fiabilidad

Los valores ω y de la VME sugieren una adecuada precisión de la medida en las dos dimensiones: Tiempo invertido ($\omega = .87$, VME = .57) y Esfuerzo cognitivo ($\omega = .86$, VME = .56).

Validez discriminante

La tabla 3 ilustra las correlaciones entre las dimensiones de la escala de rigor académico y la Varianza Media Extractada (VME) de cada variable. En ambos casos el cuadrado de las correlaciones (R^2) entre las subescalas de rigor académico es inferior al AVE. Este resultado indica validez discriminante según los criterios estándar (Fornell y Larcker, 1981; Hair *et al.*, 2010).

Tabla 3. Correlaciones entre las dimensiones de la escala de rigor académico y varianza media extractada

	Esfuerzo cognitivo VME = .56	Tiempo invertido VME = .57
Esfuerzo cognitivo	–	
Tiempo invertido	.55*** (.30)	–

Nota. Las correlaciones al cuadrado (R^2) se reportan entre paréntesis.

Fuente: Elaboración propia.

Validez concurrente

En lo relativo a la validez concurrente, como se esperaba, las subescalas de rigor académico se correlacionan positivamente con las dimensiones de compromiso académico (véase la tabla 4). El tamaño del efecto osciló entre mediano ($r > .30$) y grande ($r > .50$), lo que indica implicaciones teóricas y prácticas a corto y largo plazo (Funder y Ozer, 2019), confirmando la validez concurrente del rigor académico.

Tabla 4. *Correlaciones de dimensiones de rigor académico con dimensiones del compromiso académico*

	EC	TI	CC	CE	CC
EC	–				
TI	.48***	–			
CC	.29***	.30***	–		
CE	.64***	.47***	.37***	–	
CC	.61***	.46***	.44***	.61***	–

Nota. EC = Esfuerzo cognitivo; TI = Tiempo invertido; CC = compromiso conductual; CE = compromiso emocional; CC = compromiso cognitivo.

*** $p < .01$.

Fuente: Elaboración propia.

Validación cruzada

Se probó la estabilidad del modelo en una muestra independiente de estudiantes universitarios. El análisis multigrupo proporcionó evidencia de configuración ($SBX^2 = 158.57$, $gl = 94$, $p < .001$; $SRMR = .03$; $CFI = .98$; $TLI = .97$; $RMSEA = .02$, IC del 90% [.01, .03]), invariancia métrica y escalar (véase la tabla 5). Estos hallazgos confirman que el modelo de medición bidimensional es reproducible en una muestra independiente.

Tabla 5. *Resultados de la comparación del ajuste del modelo bidimensional en la muestra de validación y de validación Cruzada*

Invariancia	SBX^2	gl	ΔSBX^2	Δgl	p	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
Configuracional	158.57	94					
Métrica	170.10	106	11.53	12	.484	.000	.001
Escalar	234.30	118	64.20	12	*** $p < .001$.009	.007

Fuente: Elaboración propia.

Discusión

El presente estudio desarrolla una escala para medir rigor académico (ERA) en estudiantes universitarios. Los resultados sugieren que se trata de una escala que presenta evidencias de validez y fiabilidad apropiadas para justificar su uso con el fin de medir el rigor académico con base en la perspec-

tiva de estudiantes universitarios mexicanos, tal como lo proponen diversos autores (Culver *et al.*, 2021; Draeger *et al.*, 2013). En línea con lo reportado en la literatura los hallazgos del estudio confirman que el rigor académico es un constructo multidimensional con dos constructos relacionados, inversión de tiempo y esfuerzo cognitivo de los estudiantes en sus actividades académicas, que aportan información única acerca del mismo (Bowman y Culver, 2018; Campbell y Dortch, 2018). Finalmente, los resultados evidencian que este constructo se asocia positivamente con el compromiso académico y que es un recurso valioso para el aprendizaje de los estudiantes (Parra-Pérez *et al.*, 2023).

Desde el punto de vista teórico, los hallazgos del presente estudio confirman la multidimensionalidad del rigor académico en estudiantes universitarios, lo que indica que este tiene diversas formas de manifestarse. Desde el punto de vista práctico se propone un instrumento breve, con evidencias de validez y fiabilidad adecuadas para la medición del rigor académico en estudiantes universitarios mexicanos. Futuras investigaciones son necesarias para evaluar la invariancia de medida de la escala en estudiantes de diferentes áreas del conocimiento y en distintos periodos de su formación.

Finalmente, es importante señalar que se presentan algunas limitaciones. En primer lugar, se utilizó una medida de autoinforme, lo que puede involucrar la deseabilidad social. Al respecto se sugiere contrastar los hallazgos de la escala con instrumentos que involucren otros informantes (ej., docentes) y métodos de medición (ej., observación). En segundo lugar, a pesar de que la muestra es suficiente para el análisis, no incluye la diversidad de estudiantes que existen en México. Se propone realizar nuevos estudios que incluyan estudiantes universitarios indígenas y de contextos rurales. En tercer lugar, se trata de un estudio transeccional, lo que no permite precisar la evolución en la percepción de rigor académico por parte de los estudiantes a lo largo de su estadía en la universidad. Futuros estudios son necesarios para examinar las similitudes y diferencias en la expresión del constructo a lo largo del trayecto formativo universitario.

Bibliografía

- Bowman, N. A., y Culver, K. C. (2018). Promoting equity and student learning: Rigor in undergraduate academic experiences. *New Directions for Higher Education*, 2018(181), 47-57. <https://doi.org/10.1002/he.20270>
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with Mplus. Basic concepts, applications, and programming* (4th ed.). Routledge.
- Campbell, C. M., y Dortch, D. (2018). Reconsidering academic rigor: Posing and supporting rigorous course practice at two research institutions. *Teachers College Record*, 120(5), 1-42. <https://doi.org/10.1177/016146811812000503>
- Chakrabarti, A., y Ghosh, J. K. (2011). AIC, BIC and recent advances in model selection. In P. S. Bandyopadhyay & M. R. Foster (eds.), *Handbook of philosophy of science* (Vol 7, pp. 583-605). North-Holland.
- Culver, K. C., Braxton, J., y Pascarella, E. (2019). Does teaching rigorously really enhance undergraduates' intellectual development? The relationship of academic rigor with critical thinking skills and lifelong learning motivations. *Higher Education*, 78, 611-627. <https://doi.org/10.1007/s10734-019-00361-z>
- Culver, K. C., Braxton, J. M., y Pascarella, E. T. (2021). What we talk about when we talk about rigor: Examining conceptions of academic rigor. *The Journal of Higher Education*, 92(7), 1140-1163. <https://doi.org/10.1080/00221546.2021.1920825>
- DeVellis, R. F., y Thorpe, C. T. (2021). *Scale development. Theory and applications* (5th ed.). Sage.
- Draeger, J., del Prado Hill, P., Hunter, L. R., y Mahler, R. (2013). The anatomy of academic rigor: The story of one institutional journey. *Innovative Higher Education*, 38, 267-279. <http://dx.doi.org/10.1007/s10755-012-9246-8>
- Dunn, T. J., Baguley, T., y Brunnsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Fornell, C., y Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Francis, C. (2018). Academic rigor in the college classroom: Two federal commissions strive to define rigor in the past 70 years. *New Directions for Higher Education*, 2018(181), 25-34. <https://doi.org/10.1002/he.20268>
- Funder, D. C., y Ozer, D. J. (2019). Evaluating effect size in psychological research: Sense and nonsense. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 2(2), 156-168. <https://doi.org/10.1177/2515245919847202>
- Furr, R. M., y Bacharach, V. R. (2014). *Psychometrics. An introduction* (2nd ed.). Sage.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., y Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). Pearson.
- Lynn, M. R. (1986). Determination and quantification of content validity. *Nursing Research*, 35(6), 382-386. <https://doi.org/10.1097/00006199-198611000-00017>

- Muthén, L. K., y Muthén, B. O. (2017). *Mplus user's guide (8th ed.)*. Muthén & Muthén.
- Nelson-Laird, T. F., Seifert, T. A., Pascarella, E. T., Mayhew, M. J., y Blaich, C. F. (2014). Deeply affecting first-year students' thinking: Deep approaches to learning and three dimensions of cognitive development. *The Journal of Higher Education, 85*(3), 402-432. <https://doi.org/10.1080/00221546.2014.11777333>
- Parra-Pérez, L. G., Valdés-Cuervo, A. A., Urías-Murrieta, M., Addo, R., Cota-Valenzuela, L. V., y García-Vázquez, F. I. (2023). Development and psychometric evidence of the Academic Engagement Scale (USAES) in Mexican college students. *PLoS ONE, 18*(2), Article e0288012. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0288012>
- Putnick, D. L., y Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review, 41*, 71-90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Valdés Cuervo, A. A., García Vázquez, F. I., Torres Acuña, G. M., Urías Murrieta, M., y Grijalva Quiñonez, C. S. (2019), *Medición en investigación educativa con apoyo del spss y el AMOS*. Clave Editorial.