

Indicadores Psicométricos R-SPQ-2F Universitarios Colombianos

Psychometric Indicators RPSQ-2F for Colombian University Students

Omaira Paguay Escobar¹, Alba Lucia Meneses Báez² y Daniel Gonzalez Lomeli⁴

Resumen

El objetivo de este estudio fue adaptar lingüística y culturalmente el Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F) y evaluar sus propiedades psicométricas en 417 universitarios colombianos (58.3 % mujeres; M=18.99; DE=2.56). Se aplicaron análisis factoriales confirmatorios (AFC) con el estimador ULSMV para comparar diferentes modelos de estructura. El modelo de dos factores correlacionados (enfoque profundo y superficial) mostró el mejor ajuste ($\chi^2/gf=2.51$; CFI=.954; TLI=.948; RMSEA=.060; SRMR=.060). La consistencia interna fue satisfactoria (α y $\omega>.80$) y la invarianza factorial por sexo se confirmó en todos los niveles. En cuanto a la validez concurrente, el enfoque profundo se asoció con estrategias de autorregulación motivacional y el superficial con creencias epistemológicas ingenuas. El R-SPQ-2F constituye así un instrumento válido, confiable y culturalmente pertinente para la investigación y evaluación educativa en población universitaria colombiana.

Palabras-clave: enfoques de aprendizaje, R-SPQ-2F, validación, motivación, invarianza por sexo, psicometría

Abstract

This study aimed to linguistically and culturally adapt the Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F) and examine its psychometric properties in 417 Colombian university students (58.3% female; M=18.99; SD=2.56). Confirmatory factor analyses (CFA) using the ULSMV estimator tested competing models of internal structure. The two-factor correlated model (deep and surface approaches) provided the best fit ($\chi^2/df=2.51$; CFI=.954; TLI=.948; RMSEA=.060; SRMR=.060). Internal consistency was satisfactory (α and $\omega>.80$), and measurement invariance across gender was supported at all levels. Regarding concurrent validity, the deep approach was positively associated with motivational self-regulation strategies, whereas the surface approach was linked to naïve epistemological beliefs. These results support the R-SPQ-2F as a valid, reliable, and culturally appropriate instrument for assessing learning approaches in Colombian higher education.

Keywords: learning approaches, R-SPQ-2F, validation, motivation, gender invariance, psychometrics

¹Doctora en Psicología. Docente Universidad Pedagógica y Tecnológica de Colombia. ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-1812-9091>. Correo: omaira.paguay@uptc.edu.co (Autora de correspondencia)

²Doctorado Dificultades de Aprendizaje y Procesos Cognitivos. Docente Universidad del Bosque. ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-3665-4001>. Correo: menesesalba@unbosque.edu.co

³Doctor en Psicología. Docente Universidad de Sonora de México. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6683-1008>. Correo: daniel.lomeli@unison.mx
Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP · N°79 · Vol.1 · 49-63 · 2026

ISSN: 1135-3848 print / 2183-6051 online

This work is licensed under CC BY-NC 4.0. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>

Introducción

El estudio del aprendizaje en educación superior ha sido ampliamente abordado desde la teoría de los enfoques de aprendizaje propuesta por Biggs (1987) y desarrollada posteriormente por Biggs et al. (2001). Esta teoría se enmarca en el modelo 3P (Presagio, Proceso y Producto), el cual postula que el aprendizaje resulta de la interacción entre factores personales (creencias, habilidades previas, motivación), condiciones contextuales (métodos de enseñanza, evaluación, clima de aula), los enfoques de aprendizaje adoptados (profundo o superficial) y los resultados obtenidos (nivel de comprensión, transferencia y aplicación del conocimiento). En este marco, los enfoques de aprendizaje constituyen una forma de meta-aprendizaje, mediante la cual los estudiantes son conscientes de sus procesos y los regulan estratégicamente en función de las demandas de la tarea y del contexto (Biggs et al., 2001).

El enfoque de aprendizaje profundo (ENP) se caracteriza por la motivación intrínseca hacia el aprendizaje, la búsqueda de significado, el análisis crítico y la integración del conocimiento nuevo con el previo y con contextos de aplicación. En contraste, el enfoque superficial (ENS) responde a una motivación extrínseca centrada en aprobar cursos o evitar el fracaso, privilegiando estrategias mecánicas de memorización y reproducción (Marton & Säljö, 1976; Biggs et al., 2001). Estas diferencias se reflejan en el rendimiento académico: mientras el enfoque profundo se asocia con una comprensión lectora más elaborada y con mejores desempeños, el enfoque superficial tiende a correlacionarse con resultados limitados y aprendizaje poco significativo (Cano et al., 2014; García et al., 2014).

Para medir estos constructos, Biggs et al. (2001) diseñaron el Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F), una versión revisada del Learning Process Questionnaire (LPQ). El R-SPQ-2F incluye 20 ítems tipo Likert organizados en dos escalas principales: Enfoque Profundo (10 ítems) y Enfoque Superficial (10 ítems). Cada escala se subdivide en dos subescalas: motivación profunda (MP) y estrategia profunda (EP) en el caso del ENP, y motivación superficial (MS) y estrategia superficial (ES) en el caso del ENS. Los enfoques de aprendizaje constituyen una

de las teorías más influyentes para comprender cómo los estudiantes abordan sus procesos formativos (Biggs, 1987; Biggs et al., 2001). Dentro de este marco, los enfoques se componen de dos dimensiones: la motivación (razones para aprender) y las estrategias de aprendizaje (procedimientos utilizados para lograrlo).

No obstante, la estructura factorial del R-SPQ-2F ha sido objeto de debate. El modelo de primer orden de cuatro factores organiza los ítems en las subescalas MP, EP, MS y ES, y ha mostrado buenos ajustes en algunos estudios (Biggs et al., 2001; Merino-Soto & Kumar Pradhan, 2013; Xie, 2014), aunque otros no lo sustentan (López-Aguado & Gutiérrez-Provecho, 2018; Socha & Sigler, 2014). En contraste, los modelos de dos factores interrelacionados (ENP y ENS) han mostrado ajustes aceptables en diferentes versiones, incluidas adaptaciones en español (Freiberg Hoffmann & Fernández-Liporace, 2016; Justicia et al., 2008; Vergara-Hernández et al., 2019). Algunos trabajos incluso reportan correlaciones cercanas a cero entre ENP y ENS, lo que sugiere que se trata de constructos independientes más que opuestos (Freiberg Hoffmann & Fernández-Liporace, 2016; Merino-Soto & Kumar Pradhan, 2013).

Asimismo, se han evaluado modelos jerárquicos, que incluyen (a) la sumatoria de las cuatro subescalas como variables de primer orden que explican los factores de segundo orden ENP y ENS, con cierta evidencia de ajuste (Biggs et al., 2001; González-Geraldo et al., 2011; Xie, 2014), aunque cuestionada por otros estudios (López-Aguado & Gutiérrez-Provecho, 2018; Stets et al., 2013); y (b) modelos en los que los 20 ítems explican las subescalas, y estas a su vez los dos factores de segundo orden interrelacionados, con evidencia de ajustes inferiores o problemas de identificación (Justicia et al., 2008; Merino-Soto & Kumar Pradhan, 2013; Socha & Sigler, 2014). Estas discrepancias sugieren que los enfoques de aprendizaje no son categorías rígidas, sino constructos influenciados por condiciones culturales, contextuales y personales (Freiberg Hoffmann & Fernández-Liporace, 2016).

En este sentido, la adaptación lingüística y cultural del R-SPQ-2F es un paso necesario para su uso en población colombiana, pues un cuestionario diseñado en un contexto cultural y educativo

específico puede no conservar sus propiedades psicométricas al aplicarse en otro (American Educational Research Association et al., 2014; Muñiz et al., 2013). La adaptación no se limita a la traducción, sino que requiere evaluar al menos: (a) la validez de estructura interna (modelos factoriales), (b) la consistencia interna de sus escalas, y (c) la validez relacionada con otras variables (p. ej., estrategias de autorregulación de la motivación y creencias epistemológicas) que permitan obtener evidencia de validez concurrente (American Educational Research Association et al., 2014).

Adicionalmente, resulta esencial analizar la invarianza de medida por género, con el fin de determinar si los ítems del instrumento son interpretados de manera equivalente por hombres y mujeres. Este análisis permite garantizar que las comparaciones entre grupos reflejen diferencias reales en el constructo, y no sesgos en la medición (Cheung & Rensvold, 2002; Putnick & Bornstein, 2016; Viteri-Miranda et al., 2024). La literatura muestra resultados dispares en relación con la equivalencia factorial del R-SPQ-2F, lo que refuerza la pertinencia de examinar este aspecto en estudiantes universitarios colombianos.

Finalmente, para fortalecer la validez externa del cuestionario, se incluyeron variables externas con las que teóricamente se relacionan los enfoques de aprendizaje. Entre ellas, las creencias epistemológicas, que influyen en cómo los estudiantes conciben el conocimiento y en la adopción de enfoques profundos o superficiales (Bråten & Strømsø, 2006; Dweck, 2017), y las estrategias de autorregulación de la motivación, entendidas como los recursos que los estudiantes emplean para mantener o redirigir su motivación durante el aprendizaje (Wolters, 2011). Estas relaciones han mostrado patrones tanto consistentes como contradictorios en la literatura (Ferguson, 2015; Karataş & Erden, 2017), lo que subraya la importancia de examinarlas en contextos culturales específicos.

En suma, este estudio se propone evaluar la estructura factorial, la consistencia interna, la invarianza por género y la validez concurrente del R-SPQ-2F en población universitaria colombiana, aportando evidencia empírica sobre la pertinencia del instrumento para el estudio de los enfoques de aprendizaje en este contexto.

Método

Participantes

La muestra para este estudio consistió en 417 estudiantes universitarios voluntarios de ambos sexos. Las mujeres fueron 243 (58.3%) con edad entre 18 y 34 años ($M=18.95$; $DE=2.31$) y los hombres fueron 174 (41.7%) con edad entre 18 y 36 años ($M=19.05$; $DE=2.87$). Los estudiantes reportaron estar matriculados en diferentes programas académicos, como ingeniería (24.8%), licenciaturas (21.8) y psicología (21.6%); adicional el 71% de ellos manifestó estar matriculado en primer año (Tabla 1). Los datos fueron recolectados entre junio y septiembre de 2023.

Tabla 1. Datos sociodemográficos participantes

Variables	Frecuencia	Porcentaje
Sexo		
Mujeres	243	58.3
Hombres	174	41.7
Programa académico		
Arquitectura y Diseño Industrial	4	1.0
Ciencias Básicas (Biología, Física, Química y Matemáticas)	35	8.4
Ciencias Económicas y Administrativas	28	6.7
Ciencias de la Salud (Enfermería, Medicina, Terapias y Odontología)	27	6.5
Comunicación y Artes Plásticas y Visuales	4	1.0
Contaduría	11	2.6
Derecho	11	2.6
Ingenierías	101	24.2
Licenciaturas	91	21.8
Medicina Veterinaria	15	3.6
Psicología	90	21.6
Año académico		
Primero	296	71.0
Segundo	50	12.0
Tercero o más	71	17.0

Nota. N=417; M=Media; DE=Desviación estándar

Instrumentos

R-SPQ-2F (Cuestionario Revisado de Procesos de Estudio, dos Factores) elaborado por Biggs et al. (2001). Para este estudio se tuvo en cuenta la versión adaptada al español de Freiberg Hoffmann y Fernández Liporace (2016).

Esta versión al igual que la original evalúa enfoque profundo (motivación profunda y estrategias profundas) y Enfoque superficial (motivación superficial y estrategias superficiales). Cada enfoque con 10 ítems tipo Likert (1=nada de acuerdo hasta 5=totalmente de acuerdo). Los autores realizaron adaptación lingüística (traducción y retraducción), obtuvieron evidencia para validez de contenido y realizaron un estudio piloto con universitarios para evaluar comprensión, también obtuvieron evidencia para validez de estructura interna (análisis factorial exploratorio) y consistencia interna (Alfa de Cronbach); adicionalmente, realizaron un AFC. Los resultados sustentan dos factores (profundo y superficial). El ENS incluye cinco ítems de motivación superficial (3,7,11,15,19) y 5 ítems de estrategia superficial (4,8,12,16,20). El ENP incluye cinco ítems de motivación profunda (1,5,9,13,17) y cinco de estrategia profunda (2,6,10,14,18). los coeficientes Alfa de Cronbach para ENP fue $\alpha=.76$ y para ENS fue $\alpha=.83$. Los resultados sustentan una estructura de dos factores, con un mejor ajuste para el modelo oblicuo de dos factores correlacionados en comparación con el modelo ortogonal, utilizando la técnica de Modelo de Ecuaciones Estructurales (MEE) (tabla 6). Con el fin de aportar evidencia de validez concurrente, se incluyeron dos instrumentos adicionales como variables externas:

Cuestionario de Estrategias de Regulación de la Motivación (ERM) (Wolters & Benzón, 2013). Se utilizó el cuestionario validado para población colombiana por Rojas-Ospina y Valencia-Serrano (2019) que consta de 22 ítems con escala tipo Likert de 7 puntos, desde 1 (nunca) a 7 (muy frecuentemente). El cuestionario consta de cinco factores o escalas: auto consecuencias (ítems 5, 6, 9, 10 y 12), estructuración ambiental (ítems 1, 15 y 19), regulación del valor de la tarea (ítems 3, 14, 16, 20 y 21), regulación de metas de desempeño (ítems 2, 7, 8, 18 y 22) y regulación del interés situacional (ítems 4, 11, 13 y 17). Presenta un coeficiente de consistencia interna Alpha de Cronbach $\alpha=.88$, $.75$, $.84$, $.79$, y $.84$, para cada una de las dimensiones, respectivamente. Se realizó un AFC, cuyos indicadores sugieren un buen ajuste de los datos observados a un modelo de 5 factores interrelacionados de primer orden.

En este estudio con una muestra de 417 estudiantes se estimó un AFC de 5 factores interrelacionados de primer orden, con indicadores de ajuste aceptables ($\chi^2(194)=586.733$, $p=.000$; CFI=.935; TLI=.923 NFI=.907; AGFI=.861; RMSEA=.070) y coeficientes de consistencia interna Alpha de Cronbach y Omega de McDonald para las cinco dimensiones adecuados: auto consecuencias ($\alpha=.893$; $\omega=.890$), estructuración ambiental ($\alpha=.802$; $\omega=.830$), regulación del valor de la tarea ($\alpha=.869$; $\omega=.870$), regulación de metas de desempeño ($\alpha=.898$; $\omega=.90$) y regulación del interés situacional ($\alpha=.846$; $\omega=.852$).

Cuestionario de Creencias Epistemológicas (EQEBI). Se utilizó el EQEBI de Ordoñez et al. (2009), basado en Schommer (1990) y Schraw et al. (2002), compuesto por 27 ítems tipo Likert distribuidos en cuatro escalas. Para este estudio solo se incluyeron las dimensiones de Velocidad de Aprendizaje (9 ítems; $\alpha=.75$) y Habilidad Innata (6 ítems; $\alpha=.80$), que mostraron adecuados índices de ajuste y consistencia interna. Estas escalas se emplearon como variables externas para aportar evidencia de validez concurrente del R-SPQ-2F. Las escalas de Conocimiento Simple y Certeza del Conocimiento fueron descartadas debido a sus bajos niveles de confiabilidad y problemas de ajuste factorial.

Procedimiento

Adaptación lingüística y cultural del instrumento

El proceso de adaptación del R-SPQ-2F al contexto colombiano comenzó con la revisión de la versión en español propuesta por Freiberg Hoffmann y Fernández Liporace (2016), realizada por dos psicólogos educativos bilingües y docentes universitarios. Ambos propusieron ajustes en expresiones y vocabulario que no se adecuaban al uso local, señalando además los ítems que requerían modificaciones para preservar la equivalencia conceptual con la versión original. Posteriormente, un psicólogo de lengua materna inglesa, residente en Colombia, tradujo la versión ajustada al inglés. Esta traducción fue contrastada con la versión original, lo que permitió refinar especialmente los ítems 16 y 19.

La versión resultante se aplicó a un grupo piloto de diez estudiantes de ambos sexos con el fin

Tabla 2. Versiones de los ítems 16 y 19 del R-SPQ-2F en el proceso de adaptación lingüística y cultural

Ítem	Versión original (Freiberg Hoffmann & Fernández Liporace, 2016)	Versión alternativa (adaptación propuesta)	Versión final seleccionada
16	que los profesores no deberían esperar que los estudiantes dedicaran mucho tiempo a estudiar los contenidos que se sabe no van a evaluarse en el examen	Considero que los profesores deberían esperar que los alumnos dediquen poco tiempo a estudiar material que todos saben no será evaluado	Considero que los profesores deberían esperar que los alumnos dediquen poco tiempo a estudiar material que todos saben no será evaluado
19	No entiendo por qué tengo que aprender contenidos que no se requieren en el examen	Carece de sentido aprender material que probablemente quedará excluido en el examen	Carece de sentido aprender material que probablemente quedará excluido en el examen

Nota. Se evaluaron dos versiones de los ítems 16 y 19 mediante AFC en el estudio piloto. La decisión final se tomó considerando criterios de equivalencia conceptual, claridad semántica y ajuste psicométrico.

de identificar posibles dificultades de comprensión semántica.

En esta fase, se geraron dos versiones alternativas de los ítems 16 y 19, las cuales se sometieron a evaluación psicométrica y conceptual. La Tabla 2 presenta las tres versiones consideradas (original, alternativa y final).

Finalmente, la decisión sobre la redacción definitiva se tomó a partir de criterios de claridad semántica, equivalencia conceptual y desempeño psicométrico en el análisis factorial confirmatorio (AFC).

Evidencia orientada al contenido

Con el fin de asegurar la validez de contenido, cuatro expertos en psicometría y psicología educativa participaron en la evaluación de los 20 ítems del cuestionario, valorando tanto la pertinencia de cada enunciado con respecto a su dimensión teórica (MP, EP, MS y ES) como la redacción de los ítems. Este proceso se llevó a cabo en dos rondas sucesivas, complementadas con un taller de discusión en los casos en los que no se alcanzó consenso. Los ítems que continuaban generando discrepancias se incluyeron en el piloto con estudiantes, y en particular los ítems 16 y 19 se analizaron con dos versiones alternativas para decidir su versión definitiva en el estudio de campo.

Estudio de campo

Posteriormente, la versión ajustada del R-SPQ-2F se administró a los estudiantes que aceptaron participar de manera voluntaria. Se les pidió responder el cuestionario pensando en la asignatura que consideraban más importante o, de manera general, en su estilo habitual de aprendizaje. Además,

completaron los cuestionarios EQEBI y ERM, empleados como criterios externos.

Análisis estadístico de los datos

Los datos se integraron en una base única y se analizaron con JASP (JASP Team, 2025, versión 0.19.3). Se calcularon tasas de omisión por ítem, cuestionario y global, así como estadísticas descriptivas para caracterizar a los participantes. La normalidad de los ítems y factores del R-SPQ-2F y de los instrumentos externos se verificó mediante la prueba de Kolmogórov–Smirnov.

La estructura interna del R-SPQ-2F se examinó mediante análisis factorial confirmatorio con el estimador ULSMV (Li, 2016), evaluando modelos propuestos en la literatura (cuatro factores interrelacionados, jerárquico de segundo orden, ortogonal de dos factores y oblicuo de dos factores correlacionados). El ajuste se valoró con χ^2/gl , CFI, TLI, SRMR y RMSEA, siguiendo las recomendaciones de Hu y Bentler (1999), Kline (2023) y Hair et al. (2019). La validez convergente de los factores se determinó a partir de las cargas factoriales y de la varianza promedio extraída (AVE), mientras que la validez discriminante entre factores se contrastó mediante correlaciones y el índice HTMT (Henseler et al., 2015).

Asimismo, se evaluó la invarianza factorial multigrupo por sexo (configural, métrico, escalar, estricto y estructural) conforme a Cheung y Rensvold (2002), Chen (2007) y Putnick y Bornstein (2016). La consistencia interna de los factores se estimó mediante alfa de Cronbach y omega de McDonald, con intervalos de confianza del 95% diferenciados por género. Finalmente, la validez concurrente se examinó mediante

correlaciones rho de Spearman entre las dimensiones del R-SPQ-2F y las variables externas de autorregulación motivacional y creencias epistemológicas.

Resultados

El estudio tuvo como propósito evaluar las propiedades psicométricas del R-SPQ-2F en estudiantes universitarios colombianos. Se realizaron análisis descriptivos de los ítems, AFC para contrastar diferentes modelos de estructura interna, y se examinó la validez convergente, discriminante y las correlaciones ítem-ítem. La consistencia interna se estimó con coeficientes de fiabilidad, y se verificó la invarianza factorial multigrupo por sexo. Además, se compararon los resultados con adaptaciones internacionales y se exploraron las relaciones del cuestionario con variables externas (creencias epistemológicas y estrategias de autorregulación motivacional).

Aceptabilidad y análisis descriptivo de los ítems

El R-SPQ-2F mostró plena aceptabilidad (0% de omisiones). Los ítems presentaron valores de asimetría y curtosis dentro de los rangos aceptables ($|As| < 1.2$; $|Cu| < 1.2$), sin evidencias de efecto piso o techo. Las medias se situaron en torno al punto medio de la escala y las desviaciones estándar cercanas a 1 (Tabla 3).

Los ítems de enfoque profundo (Tabla 3) alcanzaron medias más altas (3.5–4.0), con asimetría negativa que refleja mayor tendencia a respuestas de acuerdo; en contraste, los de enfoque superficial obtuvieron medias más bajas (≈ 2.1 –2.7) y asimetría positiva, lo que indica mayor frecuencia de desacuerdo con estrategias de memorización. Las distribuciones fueron en general próximas a la normalidad, salvo algunos ítems superficiales con mayor concentración en torno a la media (ej. 3MS).

Todos los ítems variaron entre 1 y 5, excepto el 2EP (rango 2–5), reforzando la tendencia al acuerdo con el estudio profundo (Tabla 3). Las correlaciones ítem-total corregidas oscilaron entre .33 y .65, y la eliminación de cualquier ítem no mejoró de forma sustantiva la consistencia interna ($\alpha = .78$ –.85).

Evaluación de la estructura interna del R-SPQ-2F

El análisis factorial confirmatorio (AFC) con ULSMV (Li, 2016) sobre una muestra de 417 estudiantes permitió contrastar cuatro modelos propuestos en la literatura. Los modelos jerárquicos de segundo orden y de cuatro factores correlacionados no fueron admisibles. Tanto el modelo ortogonal de dos factores como el modelo oblicuo presentaron índices de ajuste global adecuados; sin embargo, la comparación estadística entre ambos mostró que el modelo oblicuo de dos factores correlacionados ofrece un ajuste significativamente superior ($\Delta\chi^2(1) = 13.01$, $p < .001$; véase Tabla 4). Este modelo alcanzó índices próximos a los puntos de corte recomendados más exigentes ($\chi^2(169) = 423.37$, $p < .001$; CFI = .954; TLI = .948; RMSEA = .060; SRMR = .060), lo que respalda su pertinencia como la representación más adecuada de la estructura del R-SPQ-2F (Browne & Cudeck, 1993; Byrne, 2016; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2023).

Las cargas factoriales fueron todas significativas ($p < .001$), con valores moderados a altos en el factor profundo (.71–1.10) y mayor dispersión en el factor superficial (.84–1.68). Algunos ítems (MS7, MS3, EP2) presentaron varianza explicada baja ($R^2 < .25$), lo que sugiere revisiones futuras, aunque no comprometieron la validez general del modelo.

En cuanto a la validez convergente, los valores de varianza promedio extraída (AVE) fueron .380 para el factor profundo y .306 para el superficial, por debajo del umbral recomendado de .50 (Fornell & Larcker, 1981). No obstante, dado que las cargas factoriales fueron significativas y los coeficientes de fiabilidad resultaron satisfactorios, estos valores pueden considerarse aceptables bajo criterios flexibles de interpretación en estudios de validación (Hair et al., 2019).

La validez discriminante se confirmó mediante el índice HTMT = .112, muy inferior al umbral de .85 (Henseler et al., 2015), así como a través de las correlaciones ítem-ítem, que fueron moderadas y significativas dentro de cada factor ($r = .27$ a $-.56$) y bajas o negativas entre factores diferentes ($r = -.20$ a $-.10$). Estos hallazgos respaldan que el R-SPQ-2F discrimina de manera adecuada entre el enfoque profundo y el superficial en población universitaria colombiana.

Tabla 3. Estadísticos descriptivos e índices de consistencia interna de los ítems del R-SPQ-2F (N=417)

Ítem	Mín.	Máx.	M	DE	Asimetría	Curtosis	r ítem-total corregida	α si se elimina
Enfoque Profundo (ENP)								
MP1	1	5	3.33	1.02	-.14	-.98	.60	.84
MP5	1	5	3.85	1.03	-.70	-.29	.55	.85
MP9	1	5	3.34	1.09	-.20	-.89	.62	.84
MP13	1	5	4.05	.94	-.88	.26	.55	.85
MP17	1	5	2.91	1.11	.22	-.80	.52	.85
EP2	2	5	3.53	1.03	-.14	-1.12	.44	.85
EP6	1	5	3.22	1.00	.08	-.76	.65	.84
EP10	1	5	3.40	1.06	-.31	-.68	.57	.84
EP14	1	5	2.71	.95	.47	-.18	.61	.84
EP18	1	5	3.47	1.04	-.33	-.68	.54	.85
Enfoque Superficial (ENS)								
MS3	1	5	1.93	.99	1.14	1.00	.41	.80
MS7	1	5	2.71	1.04	.37	-.45	.33	.81
MS11	1	5	2.53	1.09	.56	-.34	.47	.79
MS15	1	5	2.13	1.07	.71	-.33	.47	.79
MS19	1	5	2.18	1.05	.82	.15	.54	.78
ES4	1	5	2.79	1.11	.13	-.89	.45	.80
ES8	1	5	2.78	1.16	.22	-.87	.48	.79
ES12	1	5	2.38	1.00	.48	-.27	.60	.78
ES16	1	5	2.32	1.05	.70	.03	.50	.79
ES20	1	5	2.26	1.10	.73	-.07	.59	.78

Nota. M=media; DE=desviación estándar; r ítem-total corregida=correlación ítem total corregida; α si se elimina=alfa de Cronbach si el ítem es eliminado. Los valores de asimetría y curtosis se encuentran dentro de los rangos aceptables para investigación aplicada ($|AS| < 2$ y $|Cu| < 7$). (Curran et al., 1996).

Tabla 4. Índices de ajuste de los modelos de dos factores oblicuos y ortogonales del R-SPQ-2F

Índices	Criterios de referencia	Modelo oblicuo (r libre)	Modelo ortogonal (r=0)	$\Delta\chi^2$ (gl), p
χ^2 (gl), p	—	423.370 (169), $p < .001$	436.384 (170), $p < .001$	$\Delta\chi^2(1) = 13.01$, $p < .001$
χ^2 /gl	< 3	2.51	2.57	—
CFI	$\geq .90$ aceptable; $\geq .95$ excelente	.954	.952	—
TLI	$\geq .90$ aceptable	.948	.946	—
IFI	$\geq .90$ aceptable	.954	.952	—
NFI	$\geq .90$ aceptable	.926	.924	—
RFI	$\geq .90$ aceptable	.916	.914	—
PNFI	$\geq .50$ moderado	.823	.821	—
RMSEA	$\leq .08$ aceptable; $\leq .06$ óptimo	.060 [.053, .067]	.061 [.054, .069]	—
SRMR	$\leq .08$ aceptable	.060	.065	—
GFI	$\geq .95$ aceptable	.974	.972	—

Nota. Ambos modelos mostraron un ajuste adecuado; sin embargo, la comparación de χ^2 favorece el modelo oblicuo. Las diferencias en los índices prácticos son mínimas, por lo que se retuvo el modelo oblicuo como la mejor representación. CFI=Comparative Fit Index; TLI=Tucker-Lewis Index; IFI=Incremental Fit Index; NFI=Normed Fit Index; RFI=Relative Fit Index; PNFI=Parsimony Normed Fit Index; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual; GFI=Goodness of Fit Index.

Consistencia interna de los factores del Cuestionario R-SPQ-2F

La consistencia interna del R-SPQ-2F se evaluó mediante alfa de Cronbach y omega de McDonald, obteniéndose valores satisfactorios en ambas dimensiones: enfoque profundo ($\alpha = .857$, IC95% [.836, .877]; $\omega = .857$, IC95% [.831, .875]) y enfoque

superficial ($\alpha = .808$, IC95% [.779, .834]; $\omega = .804$, IC95% [.766, .829]). Estos resultados superan el umbral recomendado de .80 para investigaciones en ciencias sociales y educativas (Nunnally & Bernstein, 1994; Hair et al., 2019). El análisis de ítems mostró que la eliminación de ninguno mejoraría la confiabilidad, lo que indica que todos los reactivos aportan al constructo.

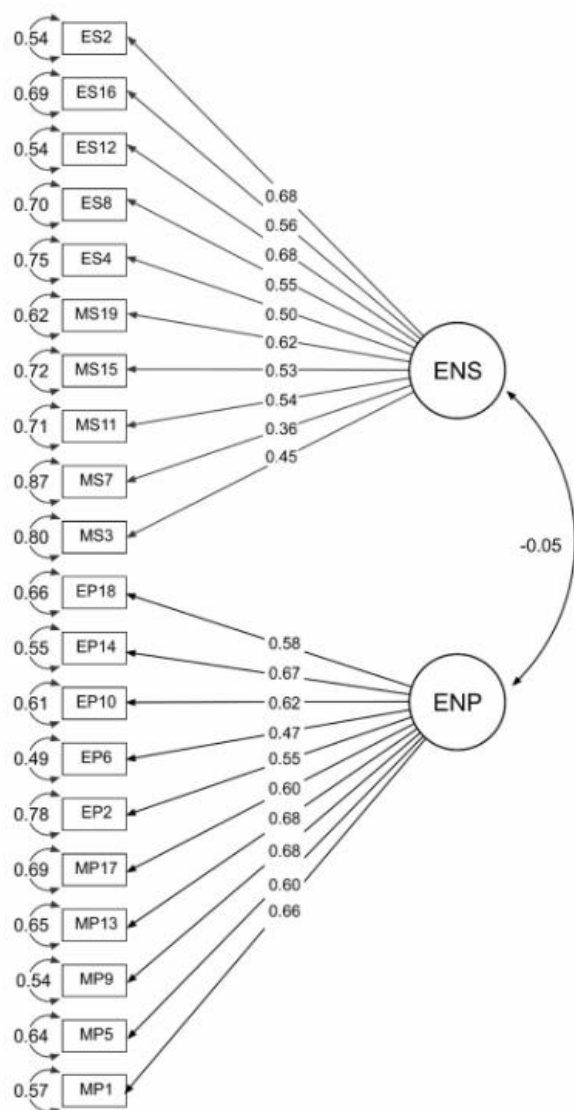


Figura 1. R-SPQ-2F: modelo de dos factores oblicuos (correlacionados)

Nota. ENS=Enfoque de aprendizaje superficial; ENP= Enfoque de aprendizaje profundo; MP=Motivación profunda; EP= estrategia profunda; MS=Motivación superficial; ES= Estrategia superficial; N=417

Aunque algunos ítems (MS7, MS3, EP2) presentaron cargas y varianzas explicadas más bajas, su exclusión no resultaría beneficiosa, lo que respalda la conservación de la estructura original (DeVellis & Thorpe, 2021). En conjunto, los resultados confirman la estabilidad interna de ambas dimensiones y avalan la pertinencia del instrumento en población universitaria colombiana.

Adicionalmente, se estimaron los coeficientes de consistencia interna diferenciados por género, obteniéndose valores igualmente satisfactorios: mujeres ($\alpha=.861$, IC95% [.834, .886]) y hombres ($\alpha=.853$, IC95% [.818, .884]). Estos hallazgos respaldan la aplicabilidad del instrumento en ambos grupos.

Invarianza factorial multigrupo por sexo del R-SPQ-2F

La invarianza factorial multigrupo (MGCFA) se evaluó en hombres ($n=174$) y mujeres ($n=243$), considerando los modelos configural, métrico, escalar, estricto y estructural. El modelo configural presentó un ajuste adecuado (CFI=.930; RMSEA=.048; SRMR=.057), lo que confirmó la validez de la estructura de dos factores correlacionados en ambos grupos.

Las restricciones sucesivas mantuvieron índices de ajuste satisfactorios y variaciones mínimas en los índices prácticos ($\Delta CFI \leq .003$; $\Delta RMSEA \leq .001$; $\Delta SRMR \leq .004$). Aunque, las comparaciones de chi-cuadrado ($\Delta \chi^2$) resultaron en su mayoría significativas ($p < .05$), este estadístico es reconocido por su sensibilidad al tamaño muestral y a pequeñas desviaciones de especificación (Cheung & Rensvold, 2002). Por esta razón, se priorizó la interpretación de los cambios en CFI, RMSEA y SRMR (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002; Putnick & Bornstein, 2016), lo que permitió concluir que el R-SPQ-2F presenta equivalencia configural, métrica, escalar, estricta y estructural entre hombres y mujeres (véase Tabla 5).

Indicadores de ajuste AFC y consistencia interna del R-SPQ-2F: contraste entre la muestra colombiana y estudios previos

Los resultados (Tabla 6) mostraron que la estructura de dos factores correlacionados del R-SPQ-2F en universitarios colombianos presentó un ajuste adecuado ($\chi^2/g.l.=2.5$; CFI=.954; TLI=.948; RMSEA=.060; SRMR=.060). Estos valores fueron superiores a los reportados en adaptaciones realizadas en Argentina (CFI=.931; RMSEA=.066; Freiberg Hoffmann & Fernández Liporace, 2016), España (CFI=.860-.920; RMSEA=.049-.070; Justicia et al., 2008; López Aguado & Gutiérrez Provecho, 2018) y China (CFI=.920; RMSEA=.067; Xie, 2014), y comparables a los obtenidos en Perú (CFI=.946; RMSEA=.049; Merino-Soto & Kumar Pradham, 2013) y Estados Unidos (CFI=.950; RMSEA=.060; Socha & Sigler, 2014). La consistencia interna alcanzada en este estudio ($\alpha=.857$ y $.808$; $\omega=.857$ y $.804$ para los enfoques profundo y superficial, respectivamente) fue semejante a la reportada en muestras de Perú, Argentina y Colombia, y superior a la informada en España.

Tabla 5. Índices de ajuste de los modelos de invarianza factorial multigrupo del R-SPQ-2F por sexo (N=417)

Modelo	χ^2 (gl)	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p	CFI	RMSEA [IC90%]	SRMR	Δ CFI	Δ RMSEA	Δ SRMR	Decisión
Configural	540.21(248)	—	—	.930	.048 [.044, .052]	.057	—	—	—	Invarianza configural aceptada (modelo de referencia)
Métrico	565.37 (262)	25.16(14)	p =.033	.929	.047 [.043, .051]	.061	.001	.001	.004	Invarianza métrica aceptada (criterios prácticos)
Escalar	589.42 (276)	24.05 (14)	p =.045	.927	.046 [.042, .050]	.064	.002	.001	.003	Invarianza escalar aceptada (criterios prácticos)
Estricto	612.05 (290)	22.63 (14)	p =.067	.924	.045 [.041, .049]	.066	.003	.001	.002	Invarianza estricta aceptada
Estructural	629.77 (296)	17.72 (6)	p =.007	.922	.045 [.041, .049]	.067	.002	.000	.001	Invarianza estructural aceptada (criterios prácticos)

Nota. Δ indica cambio absoluto respecto al modelo inmediatamente anterior. Criterios prácticos: Δ CFI $\leq$.010, Δ RMSEA $\leq$.015 y Δ SRMR $\leq$.030 (métrico), $\leq$.010 (escalar). Aunque las comparaciones de χ^2 ($\Delta\chi^2$) fueron en su mayoría significativas, este estadístico es altamente sensible al tamaño muestral y a pequeñas desviaciones de especificación. Por ello, las decisiones se basaron prioritariamente en los criterios prácticos (Cheung & Rensvold, 2002; Chen, 2007). CFI=Comparative Fit Index; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; SRMR=Standardized Root Mean Square Residual; IC90% = Intervalo de confianza del 90%.

Correlación entre el ENP y ENS del R-SPQ-2F con otras variables

Con el fin de analizar la relación del R-SPQ-2F con otras variables, se aplicó la prueba de normalidad de Kolmogórov-Smirnov en la muestra de 417 participantes. Los resultados indicaron que las variables Enfoques de Aprendizaje, Creencias Epistemológicas y Estrategias de Autorregulación de la Motivación no seguían una distribución normal, por lo que se utilizó el coeficiente de correlación de Spearman (Tabla 7).

Respecto al Enfoque de Aprendizaje Profundo (ENP), se observó una correlación negativa y significativa con la Creencia en Velocidad de Aprendizaje (VA) ($r=-.303$, $p<.01$) y con la Creencia en Habilidad Innata (HI) ($r=-.183$, $p<.01$). En contraste, el Enfoque de Aprendizaje Superficial (ENS) mostró relaciones positivas con ambas creencias (ENS-VA: $r=.237$, $p<.01$; ENS-HI: $r=.234$, $p<.01$).

Además, el ENP correlacionó de manera positiva y significativa con todas las dimensiones de la Autorregulación de la Motivación ($r=.271$ a $.552$; $p<.01$). Por el contrario, el ENS presentó relaciones negativas con Regulación del Interés situacional (RIS) ($r=-.114$, $p<.05$) y Regulación por Valor de la

Tarea (RVT) ($r=-.138$, $p<.01$), sin asociaciones significativas con Estructuración Ambiental (EA), Regulación de Metas de Desempeño (RMD) ni Auto consecuencias (AC).

Para profundizar en estas asociaciones, se realizaron análisis de regresión por pasos. En el caso del ENP, el mejor modelo incluyó tres predictores: Regulación por Valor de la Tarea (RVT), Velocidad de Aprendizaje (VA) y Regulación del Interés Situacional (RIS), los cuales explicaron el 31.8 % de la varianza ($R^2=.318$, $p<.001$). El predictor más fuerte fue RVT ($\beta=.440$, $p<.001$), seguido de RIS ($\beta=.118$, $p=.019$), mientras que VA se asoció negativamente ($\beta=-.122$, $p=.004$).

Por su parte, el ENS presentó un modelo más simple. En el Modelo 1, la Habilidad Innata (HI) fue el único predictor significativo ($\beta=.287$, $p<.001$), explicando el 8,2 % de la varianza. En el Modelo 2, se incorporó la Velocidad de Aprendizaje (VA) ($\beta=.140$, $p=.012$), aumentando la varianza explicada al 9.6 % ($R^2=.096$).

Estos análisis evidencian que el ENP y el ENS poseen patrones de predicción distintos: el primero se relaciona con un conjunto más amplio de variables motivacionales y epistemológicas, mientras que el segundo se asocia principalmente con creencias ingenuas sobre el aprendizaje.

Tabla 6. Indicadores de ajuste de modelos AFC (oblicuo y ortogonal) y consistencia interna del R-SPQ-2F en población colombiana y otras muestras de universitarios

Autores (año)	Participantes	Ítems	Modelo	χ^2/gl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR	Consistencia Interna
Estudio actual	417 universitarios colombianos (58.3% mujeres), M=18.99, DE=2.56	20	Oblicuo 2 factores	2.5	.954	.948	.060	.060	ENP $\alpha=.86$, $\omega=.86$; ENS $\alpha=.81$, $\omega=.80$
			Ortogonal 2 factores	2.6	.952	.946	.061	.062	
Freiberg Hoffmann y Fernández Liporace (2016)	528 universitarios argentinos, M=22.5, DE=3.7 (39% mujeres)	20	Oblicuo 2 factores	5.9	.931	—	.066	—	ENP $\alpha=.76$; ENS $\alpha=.83$
			Ortogonal 2 factores	5.8	.931	—	.066	—	
Justicia et al. (2008)	522 universitarios españoles (psicología y educación), M=23.05, DE=3.7	20	Oblicuo 2 factores	3.8	.920	—	.070	.090	—
López Aguado y Gutiérrez-Provecho (2018)	279 universitarios españoles (76% mujeres), 20–48 años	20	Oblicuo 2 factores	2.0	.860	.842	.049	.060	ENP $\alpha=.79$; ENS $\alpha=.74$
			Ortogonal 2 factores	2.2	.833	.814	.065	.100	
Merino-Soto y Kumar Pradhan (2013)	269 peruanos (64% estudiantes de psicología, resto no universitarios; 40% mujeres)	20	Oblicuo 2 factores	1.65	.946	.939	.049	.074	ENP $\alpha=.80$; ENS $\alpha=.76$
			Ortogonal 2 factores	1.66	.944	.938	.050	.091	
Socha y Sigler (2014)	868 universitarios estadounidenses (61% mujeres), mayoría primer año	18	Oblicuo 2 factores	—	.950	—	.060	.051	ENP $\omega=.78$; ENS $\omega=.83$
Vergara Hernández et al. (2019)	857 universitarios colombianos (58% mujeres), M=20.2, DE=2.5, ciencias de la salud	20	Oblicuo 2 factores	5.8	.883	.866	.075	.062	ENP $\alpha=.84$; ENS $\alpha=.90$
Xie (2014)	439 universitarios chinos (74% mujeres), M=19.2, DE=1.1, ciencias y humanidades	20	Oblicuo 2 factores	2.9	.920	—	.067	—	ENP $\alpha=.83$; ENS $\alpha=.80$

Nota. En algunos estudios también se reportaron NFI, PNFI, GFI y PGFI, no incluidos para simplificación comparativa. ENP=Enfoque Profundo; ENS=Enfoque Superficial; α =alfa de Cronbach; ω = omega de McDonald; —= valor no reportado en la fuente

Tabla 7. Correlaciones rho de Spearman entre los enfoques de aprendizaje (ENP, ENS), creencias epistemológicas y estrategias de autorregulación de la motivación

Variables	ENP	ENS	VA	HI	EA	RMD	RIS	AC	RVT
ENP	1								
ENS	-.035	1							
VA	-.303**	.237**	1						
HI	-.183**	.234**	.480**	1					
EA	.368**	-.093	-.291**	-.210**	1				
RMD	.415**	.003	-.311**	-.190**	.481**	1			
RIS	.393**	-.114*	-.178**	-.203**	.423**	.378**	1		
AC	.271**	-.018	-.227**	-.093	.356**	.503**	.469**	1	
RVT	.552**	-.138**	-.350**	-.187**	.551**	.630**	.565**	.523**	1

Nota. ENP=Enfoque de aprendizaje profundo; ENS=Enfoque de aprendizaje superficial; VA=Velocidad de aprendizaje; HI=habilidad innata; EA=Estructuración ambiental; RMD=Regulación de metas de desempeño; RIS=Regulación del interés situacional; AC=Auto consecuencias; RVT=Regulación del valor de la tarea. Se presentan las correlaciones rho de Spearman (triángulo inferior de la matriz); N=417; * $p < .05$; ** $p < .01$.

En conjunto, los hallazgos obtenidos confirman la adecuación psicométrica del R-SPQ-2F en población universitaria colombiana, al mostrar una estructura factorial estable, índices de validez y confiabilidad satisfactorios, así como evidencias de invarianza entre sexos y asociaciones consistentes con variables externas. Estos resultados proporcionan una base sólida para el análisis crítico y comparativo que se presenta en la sección de discusión.

Discusión

El presente estudio tuvo como propósito adaptar lingüística y culturalmente el R-SPQ-2F a población universitaria colombiana y evaluar sus propiedades psicométricas. El proceso de traducción, validación con jueces expertos y entrevistas cognitivas aseguró la pertinencia semántica y cultural de los ítems antes de la aplicación en campo, siguiendo los lineamientos para la adaptación de instrumentos (Muñiz et al., 2013).

La evaluación de la estructura interna mediante análisis factorial confirmatorio respaldó el modelo oblicuo de dos factores correlacionados de primer orden, que presentó índices de ajuste dentro de los rangos recomendados y significativamente superiores al modelo ortogonal ($\Delta\chi^2(1)=13.01$, $p < .001$; Byrne, 2016; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2023). Este hallazgo es consistente con validaciones en Argentina, España y Perú (Freiberg

Hoffmann & Fernández Liporace, 2016; Justicia et al., 2008; López-Aguado & Gutiérrez-Provecho, 2018; Merino-Soto & Kumar Pradhan, 2013; Vergara-Hernández et al., 2019), así como en China (Xie, 2014). Se confirma que los enfoques profundo y superficial constituyen dimensiones centrales del aprendizaje universitario, aunque la distinción entre los componentes de motivación y estrategia no sea clara, en línea con lo reportado en otros contextos (González-Geraldo et al., 2011; Stets et al., 2013). La imposibilidad de estimar el modelo de cuatro factores y el jerárquico de segundo orden, debido a problemas técnicos de covarianza negativa, coincide con dificultades señaladas en estudios internacionales.

En relación con la validez convergente, aunque los valores de AVE se situaron por debajo del umbral sugerido de .50 (Fornell & Larcker, 1981), todas las cargas factoriales fueron significativas y los índices de fiabilidad adecuados, lo que permite aceptar la convergencia bajo criterios flexibles (Hair et al., 2019). La validez discriminante se confirmó mediante el índice HTMT y correlaciones ítem-ítem (Henseler et al., 2015), mostrando diferenciación clara entre factores. Además, aunque algunos ítems (MS7, MS3, EP2) presentaron baja varianza explicada, se conservaron para mantener la validez de contenido y la comparabilidad internacional (DeVellis y Thorpe, 2021; Freiberg Hoffmann & Romero-Medina, 2021).

La consistencia interna fue satisfactoria (α y $\omega > .80$; Nunnally & Bernstein, 1994) tanto en la muestra general como diferenciada por sexo. Los análisis de invarianza factorial confirmaron equivalencia configural, métrica, escalar, estricta y estructural, lo que valida la comparación de medias latentes entre hombres y mujeres (Cheung & Rensvold, 2002; Chen, 2007; Putnick & Bornstein, 2016). Estos hallazgos refuerzan la robustez del R-SPQ-2F en el contexto colombiano y aseguran que las diferencias observadas entre sexos reflejan variaciones reales en los enfoques de aprendizaje, y no sesgos de medición. En este sentido, la evidencia de invarianza completa fortalece la aplicabilidad del instrumento para estudios comparativos y para el diseño de intervenciones pedagógicas sensibles al género.

Los análisis de invarianza factorial confirmaron equivalencia configural, métrica, escalar, estricta y estructural entre hombres y mujeres, lo que valida la comparación de medias latentes y relaciones estructurales en población universitaria colombiana. Aunque las pruebas de $\Delta\chi^2$ indicaron diferencias significativas en algunas comparaciones, este estadístico es ampliamente reconocido como sensible al tamaño muestral y a pequeñas desviaciones de especificación (Cheung & Rensvold, 2002). Por ello, siguiendo las recomendaciones de Cheung y Rensvold (2002), Chen (2007) y Putnick y Bornstein (2016), se priorizó la interpretación de los cambios en índices prácticos de ajuste (ΔCFI , $\Delta RMSEA$, $\Delta SRMR$), los cuales mostraron estabilidad en todas las comparaciones y respaldan la conclusión de invarianza completa.

Estos hallazgos refuerzan la robustez del R-SPQ-2F en el contexto colombiano y aseguran que las diferencias observadas entre sexos reflejan variaciones reales en los enfoques de aprendizaje, y no sesgos derivados de la medición. En este sentido, la evidencia de invarianza completa fortalece la aplicabilidad del instrumento tanto para estudios comparativos de género como para el diseño de intervenciones pedagógicas sensibles a las características de los estudiantes.

Respecto a la validez concurrente, el enfoque profundo se asoció positivamente con estrategias de autorregulación motivacional y negativamente con creencias epistemológicas ingenuas, mientras que el enfoque superficial mostró el patrón

contrario. De manera más específica, la regresión indicó que la regulación por valor de la tarea y el interés situacional predicen el enfoque profundo, mientras que la creencia en la habilidad innata predice el enfoque superficial, replicando patrones descritos en la literatura (Wolters, 2011; Wolters & Benzon, 2013; Ordoñez et al., 2009). Estos resultados respaldan el papel de la motivación autorregulada en el aprendizaje profundo y evidencian que el enfoque superficial se sustenta en creencias limitantes.

En conjunto, los resultados consolidan al R-SPQ-2F como un instrumento válido, confiable y culturalmente pertinente para la población universitaria colombiana. Sus aplicaciones potenciales incluyen el diagnóstico institucional, el diseño de estrategias pedagógicas y la investigación sobre la calidad del aprendizaje en educación superior. Asimismo, el patrón de ajuste y fiabilidad hallado es comparable o superior al de estudios previos en América y Asia (Justicia et al., 2008; Freiberg Hoffmann & Fernández Liporace, 2016; López-Aguado & Gutiérrez-Provecho, 2018; Merino-Soto & Kumar Pradhan, 2013; Socha & Sigler, 2014; Xie, 2014), lo que fortalece la evidencia transcultural del cuestionario.

No obstante, deben considerarse algunas limitaciones. En primer lugar, la muestra provino de una sola institución, lo que restringe la generalización de los hallazgos. Además, no se incluyeron indicadores objetivos de desempeño académico que habrían aportado evidencia adicional de validez externa, ni se exploraron otras variables sociodemográficas relevantes como edad, semestre o programa. Asimismo, algunos ítems presentaron baja varianza explicada y el diseño transversal empleado impidió examinar la evolución de los enfoques a lo largo del tiempo o establecer relaciones causales.

Por otra parte, aunque la comparación estadística favoreció el modelo oblicuo frente al ortogonal, las diferencias en los índices de ajuste fueron mínimas y la correlación observada entre factores ($r=.05$) resultó muy débil. Este resultado sugiere la necesidad de que futuras investigaciones examinen con mayor detalle si los enfoques profundo y superficial comparten procesos comunes o, por el contrario, constituyen dimensiones diferenciadas con escasos nexos entre sí.

En consecuencia, se recomienda que estudios posteriores amplíen la validación a muestras más diversas y de distintas regiones del país, incorporen indicadores de rendimiento académico, evalúen la invarianza en función de un mayor número de variables sociodemográficas y empleen diseños longitudinales. También es pertinente revisar los ítems con bajo poder explicativo, con el fin de fortalecer la pertinencia cultural y la estabilidad psicométrica del instrumento.

Referencias

- American Educational Research Association, American Psychological Association, & National Council on Measurement in Education. (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association.
- Biggs, J. B. (1987). Student approaches to learning and studying (Research monograph). *Australian Council for Educational Research*. <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED308201.pdf>
- Biggs, J., Kember, D., & Leung, D. Y. P. (2001). The revised two-factor Study Process Questionnaire: R-SPQ-2F. *British Journal of Educational Psychology*, 71(1), 133–149. <https://doi.org/10.1348/000709901158433>
- Bråten, I., & Strømsø, H. I. (2006). Epistemological beliefs, interest, and gender as predictors of Internet-based learning activities. *Computers in Human Behavior*, 22(6), 1027–1042. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2004.03.026>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). *Alternative ways of assessing model fit*. Testing structural equation models. Sage
- Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (3rd ed.). Routledge.
- Cano, F., García, A., Justicia, F., & García-Berbén, A. (2014). Enfoques de aprendizaje y comprensión lectora: El papel de las preguntas de los estudiantes y el conocimiento previo. *Revista de Psicodidáctica*, 19(2), 247–265. <https://www.redalyc.org/pdf/175/17531400001.pdf>
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to non-normality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16–29. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2021). *Scale development: Theory and applications* (5th ed.). Sage.
- Dweck, C. (2017). *Mindset: The new psychology of success* (Updated ed.). Random House.
- Ferguson, L. E. (2015). Epistemic beliefs and their relation to multiple-text comprehension: A Norwegian program of research. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 59(6), 731–752. <https://doi.org/10.1080/00313831.2014.971863>
- Freiberg Hoffmann, A., & Fernández Liporace, M. (2016). Enfoques de aprendizaje universitarios argentinos según el R-SPQ-2F: Análisis de sus propiedades psicométricas. *Revista Colombiana de Psicología*, 25(2), 307–329. <https://doi.org/10.15446/rcp.v25n2.51874>
- Freiberg Hoffmann, A., & Romero-Medina, A. (2021). Approaches and study skills inventory for students: A comparison of psychometric properties between paper and pencil and online versions in college students. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación – e Avaliação Psicológica. RIDEP*, 4(61), 165–175. <https://doi.org/10.21865/RIDEP61.4.11>
- Fornell, C., & 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>
- García, A., Justicia, F., Cano, F., & Pichardo, M. (2014). Enfoques de aprendizaje, comprensión lectora y autorregulación: Últimos hallazgos. *International Journal of Developmental and Educational Psychology*, 4(1), 255–264. <https://doi.org/10.17060/ijodaep2014.n1.v4.610>
- González-Geraldo, J. L., del Rincón Igea, B., & del Rincón Igea, D. A. (2011). Estructura latente y consistencia interna del R-SPQ-2F:

- Reinterpretando los enfoques de aprendizaje en el EEES. *Revista de Investigación Educativa*, 29(2), 277–293.
<https://revistas.um.es/rie/article/view/112431>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage Learning
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115–135.
<https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55.
<https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Karataş, H. Ö., & Erden, M. (2017). Predictors of academic motivation: Epistemological beliefs, learning approaches and problem-solving skills. *International Online Journal of Educational Sciences*, 9(4), 897–916.
<http://dx.doi.org/10.15345/iojes.2017.04.001>
- Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). Guilford Press.
- JASP Team. (2025). JASP (Versión 0.19.3) [Computer software]. JASP. <https://jasp-stats.org>
- Justicia, F., Pichardo, M. C., Cano, F., Berbén, A. B. G., & De la Fuente, J. (2008). The Revised Two-Factor Study Process Questionnaire (R-SPQ-2F): Exploratory and confirmatory factor analyses at item level. *European Journal of Psychology of Education*, 23(3), 355–372.
<https://doi.org/10.1007/BF03173004>
- Li, C. H. (2016). Confirmatory factor analysis with ordinal data: Comparing robust maximum likelihood and diagonally weighted least squares. *Behavior Research Methods*, 48, 936–949.
<https://doi.org/10.3758/s13428-015-0619-7>
- López-Aguado, M., & Gutiérrez-Provecho, L. (2018). Comprobación de la estructura subyacente del R-SPQ-2F mediante análisis de estructura de covarianza. *Cultura y Educación*, 30(2), 1–37.
<https://doi.org/10.1080/11356405.2017.1416787>
- Marton, F., & Säljö, R. (1976). On qualitative differences in learning: II, outcome as a function of the learner's conception of the task. *British Journal of Educational Psychology*, 46(2) 115–127.
<https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1976.tb02304.x>
- Merino Soto, C., & Kumar Pradhan, R. (2013). Validación estructural del R-SPQ-2F: Un análisis factorial confirmatorio. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria*, 7(1), 111–127.
<https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=498573048008>
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151–157.
<https://doi.org/10.7334/psicothema2013.24>
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw-Hill.
- Ordoñez, X., Ponsoda, V., Abad, F., & Romero Martínez, S. (2009). Measurement of epistemological beliefs: Psychometric properties of the EQEBI test scores. *Educational and Psychological Measurement*, 69(2), 287–302.
<https://doi.org/10.1177/0013164408323226>
- Putnick, D. L., & 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>Get rights and content
- Rojas-Ospina, T., & Valencia Serrano, M. (2019). Adaptación y validación de un cuestionario sobre estrategias de autorregulación de la motivación en estudiantes universitarios. *PSYKHE*, 28(1), 1–15.
<https://doi.org/10.7764/psykhe.28.1.1128>
- Socha, A., & Sigler, E. A. (2014). Exploring and “reconciling” the factor structure for the Revised Two-factor Study Process Questionnaire. *Learning and Individual Differences*, 31, 43–50.
<https://doi.org/10.1016/j.lindif.2013.12.010>
- Stets, A., de Maeyer, S., & Van Petegem, P. (2013). Examining the cross-cultural sensitivity of the Revised Two-Factor Study Process

- Questionnaire (R-SPQ-2F) and validation of a Dutch version. *PLoS ONE*, 8(1), e54099. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0054099>
- Vergara-Hernández, C., Simancas-Pallares, M., & Carbonell-Muñoz, Z. (2019). Psychometric properties of the revised two-factor study process questionnaire R-SPQ-2f-Spanish version. *Duazary: Revista Internacional de Ciencias de la Salud*, 16(2), 205–218. <https://doi.org/10.21676/2389783X.2744>
- Viteri-Miranda, V., Bonifaz, J. R., & Moreta-Herrera, C. R. (2024). Propiedades psicométricas del Inventario de Procesos de Autorregulación del Aprendizaje (IPAA) en universitarios del Ecuador. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Avaliação Psicológica*, 1(71), 119-130. <https://doi.org/10.21865/RIDEP71.1.09>
- Wolters, C. (2011). Regulation of motivation: Contextual and social aspects. *Teachers College Record*, 113(2), 265–283. <https://doi.org/10.1177/016146811111300202>
- Wolters, C., & Benzon, M. (2013). Assessing and predicting college students' use of strategies for the self-regulation of motivation. *The Journal of Experimental Education*, 81(2), 199–221. <https://doi.org/10.1080/00220973.2012.699901>
- Xie, Q. (2014). Validating the revised two-factor study process questionnaire among Chinese university students. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 16(1), 4–20. <https://www.researchgate.net/publication/271012922>