

Propiedades psicométricas del Test de Adicción a las Redes Sociales bajo el Análisis Exploratorio de Modelos de Ecuaciones Estructurales

Psychometric properties of the Social Media Addiction Test using Exploratory Structural Equation Modeling

Luis Miguel Ecurra-Mayaute¹, Ana Esther Delgado-Vásquez², Juan Pequeña-Constantino³, María Clotilde Atalaya-Pisco⁴, Abel Cuzcano-Zapata⁵, José Carlos Rivera-Benavides⁶, Rolando Santiago Solís-Narro⁷, Carmen Leni Alvarez-Taco⁸

Revista Educación y Sociedad

Ecurra-Mayaute, L., Delgado-Vásquez, A.E., Pequeña-Constantino, J., Atalaya-Pisco, M.C., Cuzcano-Zapata, A., Rivera-Benavides, J.C., Solís-Narro, S. y Alvarez-Taco, C.L. (2026). Propiedades Psicométricas del Test de Adicción a las Redes Sociales bajo el Análisis Exploratorio de Modelos de Ecuaciones Estructurales. *Revista Educación y Sociedad*, 6(12), 60-76.
<https://doi.org/10.53940/reys.v6i12.306>

Artículo recibido: 30-05-2026
Artículo aprobado: 25-06-2026
Arbitrado por pares



ACEES

Resumen

Se analizaron las propiedades psicométricas del Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS) mediante modelos exploratorios de ecuaciones estructurales (ESEM) en una muestra de 3586 estudiantes universitarios de diversas universidades de Lima Metropolitana. Los resultados mostraron que el modelo ESEM presentó un mejor ajuste que el análisis factorial confirmatorio (CFA). Además, las puntuaciones fueron invariantes según sexo y tipo de universidad. El ARS evidenció alta consistencia interna (α y ω) y diferencias significativas por sexo y procedencia universitaria, respaldando su validez y confiabilidad para evaluar la adicción a las redes sociales en estudiantes universitarios.

Palabras clave: propiedades psicométricas, adicción a las redes sociales, análisis exploratorio, modelo de ecuaciones estructurales

Abstract

The psychometric properties of the Social Media Addiction Questionnaire (ARS) were analyzed using exploratory structural equation modeling (ESEM) in a sample of 3,586 college students from various universities in Metropolitan Lima. The results showed that the ESEM model provided a better fit than confirmatory factor analysis (CFA). Furthermore, the scores were invariant across gender and university type. The ARS demonstrated high internal consistency (α and ω) and significant differences by gender and university affiliation, supporting its validity and reliability for assessing social media addiction among college students.

Keywords: psychometric properties, social media addiction, exploratory analysis, structural equation modeling

¹ Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. lescurram@unmsm.edu.pe

² Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. adelgadovi@unmsm.edu.pe

³ Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. jpequena@unmsm.edu.pe

⁴ Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. matalayap@unmsm.edu.pe

⁵ Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. acuzcanoz@unmsm.edu.pe

⁶ Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. jriverab@unmsm.edu.pe

⁷ Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. rsolisn@unmsm.edu.pe

⁸ Docente, Universidad Nacional Mayor de San Marcos. calvarezt@unmsm.edu.pe

¹ <https://orcid.org/0000-0002-3015-9659>

² <https://orcid.org/0000-0002-5649-1262>

³ <https://orcid.org/0000-0002-6085-1099>

⁴ <https://orcid.org/0000-0003-3266-9692>

⁵ <https://orcid.org/0000-0003-3391-3968>

⁶ <https://orcid.org/0000-0003-0904-3077>

⁷ <https://orcid.org/0000-0002-5072-5558>

⁸ <https://orcid.org/0000-0003-3737-1289>

Introducción

Las redes sociales

Lozare (1996) plantea que las redes sociales constituyen un conjunto delimitado de individuos, grupos y organizaciones, entre otros, vinculados entre sí mediante relaciones. Este concepto actualmente ha sido modificado por la presencia de las tecnologías de la información, de modo que el Facebook, Twitter, WhatsApp, Tuenti y Google entre otros sistemas de interacción social, de manera que el concepto de redes sociales ha derivado hacia ellos debido a los motivos por los que fueron desarrollados.

Con la aparición de Internet y la posibilidad de mantener relaciones sociales a distancia, se ha logrado que el concepto de comunidad desaparezca (Fuente et al., 2010). Por su parte Smith (2003, como se citó en Fuente et al., 2010) indica que las comunidades online se diferencian de otras comunidades en la medida que permiten establecer límites cerrados, de manera que los usuarios pueden entrar y salir con un costo mínimo al que se produciría si se realizara al cambiar de una comunidad física a otra nueva. Una característica adicional de las redes online es el hecho que la interacción es anónima, pues se realiza a través de una computadora; además que las relaciones en las redes sociales son más débiles y susceptibles de disolverse pues la idea de pertenecer a una comunidad online es fugaz si se la compara con las comunidades reales, en comparación con las redes cara a cara que suelen ser densas.

Las redes sociales entre los espacios de interacción social constituyen una opción virtual, cuya proliferación en uso se ha incrementado en los últimos años (Meattle, 2007). Por su parte, Orihuela (2008) señala que las redes permiten a sus usuarios establecer contacto mutuo, compartir información, coordinar acciones, entre otras. El incremento de estos recursos virtuales ha provocado un desplazamiento notorio y progresivo del contacto personal, lo que afecta las relaciones interpersonales y hace que se pierda la capacidad de interpretar el estado de ánimo de los demás, comprender su lenguaje corporal e incluso ser asertivos al expresar opiniones. Además, en el futuro se puede optar por evitar el contacto personal (Carballo et al., 2012).

Según Carballo et al. (2012) autores como Caplan, Engelberb, Sjöberg, Echerburtía, Labrador y Becoña señalan que con el creciente uso de las redes sociales virtuales se ha producido un cambio vertiginoso en el sistema de relaciones sociales que no ha sido estudiado con investigaciones científicas que permitan su comprensión y por lo tanto un mejor manejo de estos avances en las comunicaciones interpersonales, lo cual ha limitado el desarrollo de estrategias educativas y preventivas en el manejo de este tipo de herramientas virtuales y más aún en considerar las consecuencias de su uso inadecuado. Algunas investigaciones aportan evidencia de repercusiones negativas, como el aumento del aislamiento social, la depresión, el inadecuado ajuste social, la adicción a las redes sociales, el abuso de internet, etc.

El Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS)

Fue construido por Ecurra y Salas (2014) en Lima, aplicando los criterios desarrollados por el DSM-IV (APA, 2014) para el caso de las adicciones psicológicas. Después de realizar los respectivos análisis psicométricos, se encontró que el conjunto de ítems constituye tres factores:

1. La obsesión por las redes sociales: Alude al compromiso mental con las redes sociales, en la medida en que se piensa constantemente en ellas y se fantasía con ellas, así como a la ansiedad y la preocupación que produce al no poder acceder a ellas.
2. Falta de control personal en el uso de las redes sociales: Es la preocupación que se produce en la persona por la falta de control o el no poder interrumpir el uso de las redes sociales; lo cual genera descuido de las tareas y los estudios.
3. Uso excesivo de las redes sociales: Se relaciona con dificultades para controlar el uso de las redes sociales, lo que indica un tiempo de uso excesivo; se refiere a la falta de capacidad para controlarse al utilizarlas y a la incapacidad de disminuir la cantidad de tiempo de uso.

El instrumento fue construido aplicando la Teoría de la Respuesta al Ítem (TRI) en base al modelo de Samejima, Ecurra y Salas (2014), reportaron que el instrumento presenta evidencias de validez relacionada con el contenido y evidencias de estructura interna, así como una adecuada estimación de la confiabilidad por consistencia interna.

El análisis exploratorio de modelos de ecuaciones estructurales

El análisis exploratorio de modelos de ecuaciones estructurales es un procedimiento estadístico multivariado (Asparouhov & Muthén, 2009) que incluye las ventajas de realizar el análisis factorial confirmatorio (AFC), pero tiene la ventaja de superar las limitaciones que se imponen a los datos.

El análisis exploratorio de modelos de ecuaciones estructurales (ESEM) combina el análisis factorial exploratorio (AFE) y el análisis factorial confirmatorio (AFC). Constituye una alternativa semi-confirmatoria a los análisis factoriales indicados, en la medida que ubica entre ambas estrategias de análisis, de manera que incluye las ventajas de ambas aproximaciones.

Marsh et al. (2011) y Morin et al. (2013) indican que es una aproximación similar al AFC, pero en la cual las saturaciones de los ítems en los factores que no lo deberían conformar teóricamente, no se restringen a cero, por ello es menos restrictivo que el AFC, y se corresponde a la realidad de las mediciones que se realizan en la Psicología, donde por lo general los ítems o reactivos son indicadores imperfectos del constructo que se quiere evaluar. Por ello, el ESEM permite obtener modelos con medidas de bondad de ajuste más adecuadas que las del AFC. Esta estrategia de análisis se distancia del concepto de estructura simple, desarrollado por Thurstone (1947) y planteado en los años iniciales del AFE, que ha dominado en el pasado, de modo que en la actualidad se trata de desarrollar modelos que se aproximen adecuadamente a la realidad, sin tratar de simplificarla o reducirla.

Actualmente se aplica para construir y validar pruebas, como lo demuestran los estudios de Cupani et al. (2012), quienes realizaron el análisis factorial confirmatorio del Inventario de Cinco Factores NEO (neo-FFI) utilizando la parcelación de ítems y el método del remuestreo (Bootstrap). Por su parte Palacios et al. (2014) aplicaron el modelo de respuesta graduada para construir y validar una escala de actitudes hacia las matemáticas.

Reyna et al. (2014) desarrollaron el modelo de ecuaciones estructurales exploratorio a fin de establecer evidencia de validez basada en la estructura del General Decision-Making Style Inventory (GDMSI). En tanto que, Ponce (2015) realizó el análisis exploratorio de modelos de ecuaciones estructurales sobre la Escala de Resiliencia de Connor y Davidson (cd-risc) en Chile y España.

En el estudio se propone evaluar las propiedades psicométricas del Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS) mediante el modelo de análisis exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM). Así como:

1. Identificar la estructura factorial del Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales mediante el análisis ESEM.
2. Evaluar la invarianza de la estructura factorial del Cuestionario ARS en la muestra de participantes evaluados.
3. Analizar el modelo de medición psicológica predominante en los reactivos del Cuestionario ARS.
4. Estimar la confiabilidad de los factores que conforman el Cuestionario ARS de acuerdo con el modelo de medición psicológica predominante en los reactivos.
5. Elaborar los baremos de los factores que conforman el Cuestionario ARS.

Metodología

Se utilizó un diseño descriptivo, debido a que se realizó la aplicación del Cuestionario ARS a una muestra de estudiantes universitarios de diferentes universidades de Lima Metropolitana (Alarcón, 2016; Sánchez y Reyes, 2015).

Población y muestra

La población estuvo conformada por estudiantes varones y mujeres de diferentes universidades de Lima Metropolitana. El tamaño de la muestra se determinó en función de las características de la población. Para la obtención de la muestra se aplicó un procedimiento de muestreo no probabilístico por cuotas, seleccionando las instituciones a incluir. En el estudio se estableció la proporción de estudiantes por área profesional, manteniendo la proporción de la población, y posteriormente se seleccionaron los participantes.

La muestra estuvo conformada por 3658 participantes, estudiantes universitarios de Lima Metropolitana (42% de mujeres y 58% de varones), pertenecientes a universidades estatales y no estatales, con edades entre 18 y 25 años ($M = 20$, $DE = 3.1$). Los participantes provenían en el 55 % de los casos de universidades estatales y el 45% de universidades particulares.

Variables de estudio

Las variables estudiadas son:

- Adicción a las redes sociales, medida mediante los puntajes obtenidos por los alumnos en los factores del Cuestionario ARS
- Sexo, varón y mujer
- Universidad de procedencia, se refiere al tipo de organización en la que estudia el participante. Puede tener dos valores: estatales y no estatales

Técnicas e instrumento de investigación

El instrumento utilizado, Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS) fue construido por Ecurra y Salas (2014) está conformado por los siguientes factores: 1) Obsesión por las redes sociales; 2) Falta de control personal en el uso de las redes sociales; y 3) Uso excesivo de las redes sociales. El instrumento presenta adecuadas evidencias de validez y confiabilidad, reportadas por sus autores Ecurra y Salas (2014).

Para el desarrollo del estudio se aplicó un muestreo por cuotas, se estableció la proporción de estudiantes en cada universidad seleccionada y en cada especialidad, tratando de mantener la proporción de la población. Luego se realizaron las coordinaciones necesarias para aplicar el instrumento, seleccionando a los participantes, quienes fueron evaluados en grupos.

Técnicas de procesamiento y análisis de datos

El análisis estadístico se llevó a cabo considerando lo siguiente:

- a) Análisis descriptivo de los reactivos que conforman el Cuestionario ARS.
- b) Aplicación del modelo exploratorio de ecuaciones estructurales (ESEM) y del análisis factorial confirmatorio (AFC).
- c) Aplicación del análisis de modelos de ecuaciones estructurales para establecer la invarianza de la medición de los factores obtenidos a partir de distintas variables sociodemográficas.
- d) Aplicación del análisis de modelo de ecuaciones estructurales a fin de establecer la adecuación de los reactivos del ARS de acuerdo con el modelo de medición congénico.

- e) Aplicación del análisis de modelos de ecuaciones estructurales para evaluar la adecuación de los reactivos del ARS según el modelo de medición tau-equivalente.
- f) Aplicación del análisis de modelos de ecuaciones estructurales para evaluar la adecuación de los reactivos del ARS según el modelo de medición paralelo.
- g) Comparación de los modelos de medición del Cuestionario ARS a fin de identificar la estimación de la confiabilidad; para ello, se aplicaron los coeficientes alfa de Cronbach y omega de McDonald.
- h) Comparación de las principales características sociodemográficas a fin de calcular los rangos de percentiles por factor y en general.

Resultados

Análisis descriptivo

Para determinar si las puntuaciones obtenidas provenían de una población con distribución normal, se aplicó la prueba de Shapiro-Wilk (Razali y Wah, 2011). Los resultados presentados en la tabla 1, indican que las variables analizadas no presentan diferencias estadísticas significativas ($p < .0001$), por lo que de acuerdo con Siegel y Castellan (2012) es recomendable analizar los datos con estadísticas paramétricas.

Tabla 1

Bondad de ajuste a la curva normal de las variables estudiadas

Variable	S-W	Sig.
Factor 1	.972	< .0001
Factor 2	.989	< .0001
Factor 3	.992	< .0001
Total	.990	< .0001

Nota: $n = 3,786$

Análisis psicométrico

Comparación del AFC con el ESEM

A fin de establecer cuál de los modelos presentaba un mejor funcionamiento de los ítems, en la tabla 3, se puede encontrar que el modelo que mejor explica es el que corresponde a ESEM presenta mejores indicadores en CFI, TLI, SRMR, RMSEA AIC Y BIC.

Tabla 2

Análisis comparativo de los estadísticos de bondad de ajuste al modelo

Modelo	χ^2	gl	p	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	IC 95% RMSEA	AIC	BIC
AFC	6985	250	< .0001	.869	.854	.069	.086	.084 – .088	227688	228153
ESEM	31921	207	< .0001	.942	.992	.028	.063	.061 – .065	223979	224705

Luego se procedió a examinar las estimaciones de los parámetros encontrándose en la tabla 3, que los factores están más definidos con similares magnitudes (ESEM: $|\lambda| = 0.225-0.988$, $M = 0.607$; CFA: $|\lambda| = 0.077-0.861$, $M = 0.469$). Por otro lado, las cargas de la unicidad de los ítems, también fueron más pequeñas en magnitud ($|\delta| = 0.106-0.232$, $M = 0.448$) y la asociación entre factores se redujo en ESEM ($rf1f2 = 0.598$, $rf1f3 = 0.256$, $rf2f3 = 0.480$) en comparación con CFA ($rf1f2 = 0.979$, $rf1f3 = 0.742$, $rf2f3 = 0.873$).

En resumen, basado en los hallazgos presentados, el modelo ESEM es el que presenta un mejor ajuste.

Tabla 3

Análisis comparativo del AFC y el ESEM del cuestionario ARS

	AFC			δ	ESEM			δ
	F1(λ)	F2(λ)	F3(λ)		F1(λ)	F2(λ)	F3(λ)	
X 1			0.519	0.731	0.0484	-0.379	0.841	0.142
X 2	0.510			0.740	0.536	0.001	0.184	0.679
X 3	0.752			0.434	0.487	0.254	0.308	0.603
X 4		0.589		0.653	0.232	0.528	0.111	0.655
X 5	0.835			0.303	0.704	0.013	0.483	0.271
X 6	0.852			0.274	0.664	-0.040	0.672	0.106
X 7	0.861			0.259	0.589	0.084	0.616	0.267
X 8			0.597	0.644	0.269	0.015	0.523	0.654
X 9			0.578	0.666	0.005	-0.007	0.669	0.552
X 10			0.626	0.608	-0.042	-0.103	0.826	0.305
X 11		0.734		0.461	0.270	0.482	0.244	0.635
X 12		0.369		0.864	0.004	0.589	-0.024	0.652
X 13	-0.077			0.994	0.225	0.196	-0.071	0.906
X 14		0.587		0.655	0.249	0.435	0.093	0.740
X 15	0.812			0.341	0.867	-0.042	0.273	0.172
X 16			0.790	0.376	-0.026	0.348	0.583	0.538
X 17			0.762	0.419	-0.062	0.090	0.763	0.406
X 18			0.675	0.544	-0.071	0.179	0.638	0.556
X 19	0.817			0.333	0.988	-0.042	0.088	0.014
X 20		0.753		0.433	0.125	0.852	-0.022	0.258
X 21			0.626	0.608	0.331	-0.093	0.551	0.578
X 22	0.749			0.439	0.885	0.093	0.005	0.208
X 23	0.762			0.419	0.775	0.107	0.112	0.375

X 24	0.7104	0.495	0.253	0.680	0.021	0.473
r entre factores						
F1 – F2	0.979		F1 – F2		0.598	
F1 - F3	0.742		F1 - F3		0.256	
F2 – F3	0.873		F2 – F3		0.480	

Análisis de la invarianza de la estructura factorial por edad, tipo de universidad

Con la finalidad de establecer si la estructura factorial se presenta de forma similar entre las principales características de los participantes, se procedió a realizar el análisis de invarianza del ARS de acuerdo con el sexo y la universidad donde estudiaban los participantes (Ver tabla 4).

En el caso de la comparación por sexo, los resultados indican que la invarianza configuracional es satisfactoria, por lo que se asumió como línea base para realizar las comparaciones, luego se analizó la invarianza métrica (cargas factoriales) que es un modelo que corresponde a un nivel con más restricciones que el modelo general (Milfont y Fischer, 2010). También se encontró un adecuado funcionamiento, pues los índices de ajuste no modificaron significativamente. Luego se analizó la invarianza escalar (el intercepto de los ítems), obteniendo resultados adecuados. Fundamentalmente, los resultados reportan primero, que los índices de ajuste SRMR (< .091) y RMSEA (< .070) alcanzaron valores aceptables, además no se encontraron cambios entre el CFI de los modelos, de manera que las diferencias en el CFI son similares o más pequeñas que los criterios de cambio del CFI propuestos por Chen (2007) (< .01) y Cheung y Rensvold (2002) (< .005); estos resultados indican que las propiedades de medición se mantienen satisfactoriamente invariantes en los criterios de invarianza configuracional, métrica y escalar de acuerdo con el sexo y la universidad (Ver tabla 4).

Tabla 4
Invarianza del ARS según sexo y universidad

Invarianza	χ^2	G.L.	CFI	SRMR	RMSEA	$\Delta\chi^2$	gl	p	Δ CFI
Sexo									
Configuracional	7418	519	0.866	0.081	0.060				
Métrica	7428	525	0.866	0.082	0.060	20.86	6	.125	0.000
Escalar	7477	549	0.866	0.082	0.059	13.2	30	.001	0.000
Universidad									
Configuracional	8075	519	0.853	0.013	0.063				
Métrica	8170	525	0.852	0.018	0.063	95	6	<.0001	0.001
Escalar	8359	549	0.848	0.018	0.062	284	30	<.0001	0.005

Estimación de la confiabilidad de las puntuaciones

La confiabilidad de las puntuaciones derivadas obtenidas al aplicar un instrumento de medición en una muestra implica que, al ser replicado el proceso de recolección de datos, los resultados serán semejantes pues las puntuaciones deben presentar un mínimo error de medición (Brennan, 2001). En esta investigación dicha propiedad se estimó mediante el coeficiente de omega de McDonald (Dunn et al., 2014).

Sijtsma (2009) establece que el clásico coeficiente alfa de Cronbach a pesar de ser muy utilizado en la investigación psicométrica, en la medida que muchas veces se le considera como una estimación del límite inferior de la confiabilidad, Además indica que el problema del coeficiente alfa es que tiende a subestimar dicho límite, por lo cual también se reporta el coeficiente omega de McDonald. Además, se reportan los intervalos al 95 % de confianza (Romano et al., 2010). Finalmente, y siguiendo las recomendaciones en congruencia con los estándares de la AERA, APA y NCME (2014) se calculó el error estándar de medida.

A fin de establecer la pertinencia de aplicar el coeficiente alfa de Cronbach como estimación de la confiabilidad, se procedió a evaluar el modelo de medición que sustentaban las puntuaciones derivadas:

El modelo de medición de ítems tau-equivalentes (Cho y Kim, 2014; Dunn et al., 2014; Trizano-Hermosilla y Alvarado, 2016; Zhang y Yuan, 2016), asume que, todos los ítems de la prueba tienen la misma puntuación verdadera, o cargas de factores iguales en todos los elementos en un modelo factorial, lo que es requisito para aplicar el coeficiente alfa (Cronbach, 1951). Si se viola este supuesto, el valor de la verdadera confiabilidad puede ser subestimado (Graham, 2006; Raykov, 1997) en una cantidad que puede variar entre 6 y 11.1% según la gravedad de la violación (Green y Yang, 2009). Como indican Teo y Fan (2013) por lo general los datos no cumplen con esta suposición.

El modelo de medición de ítems paralelos, es el más restrictivo para medir la consistencia interna, pues asume que todos los ítems presentan iguales, medias, varianzas y varianzas de error.

El modelo de medición de ítems congénico es el menos restrictivo de los modelos de medición de manera que en los ítems, las varianzas y las varianzas de error pueden ser diferentes, por ello es adecuado para un constructo unidimensional, en la medida que no utiliza suposiciones poco realistas sobre los ítems (Jöreskog y Sörbom, 1979). Por ello se recomienda aplicar el coeficiente ω de McDonald (Dunn et al., 2014).

Los resultados (Ver tabla 5) indican que el modelo de medición tau-equivalente mostró ser el que alcanzaba un mejor ajuste ($\chi^2[256] = 17373$, $p < .001$; CFI = .955; RMSEA = .013, IC 95% [.012, .014] y, tomando como referencias las variaciones mínimas en el CFI ($\Delta CFI = -.010$), RMSEA ($\Delta RMSEA = .001$) respecto al modelo congénico, puede concluirse que las cargas factoriales son estadísticamente similares y por lo tanto el uso del coeficiente α está justificado, por lo que adicionalmente se puede aplicar el coeficiente ω de McDonald (Dunn et al., 2014; Jöreskog y Sörbom, 1979; McDonald, 1999; Trizano-Hermosilla y Alvarado, 2016).

Tabla 5

Comparación de los modelos de medición

	χ^2	GL	RMSEA	RMSEA IC 95%		
				LOW	UP	CFI
Modelo tau equivalente	17373	256	0.013	0.012	0.014	0.955
Modelo congénico	18411	252	0.014	0.013	0.015	0.965
Modelo paralelo	20152	259	0.062	0.052	0.071	0.902

La estimación de la confiabilidad de las puntuaciones mediante los coeficientes α y ω indican que en el total del ARS a total presentan un valor de $\alpha = .946$ con IC 95% [0.943 – 0.948] y un valor de $\omega = .947$ con IC 95% [0.945 – 0.949], en tanto que en el análisis de cada uno de los factores se encuentra que las confiabilidades α y ω son similares fluctuando entre 0.796 y 0.948, por lo que pueden clasificarse como altas (De Vellis, 2012).

Tabla 6*Análisis de las estimaciones de confiabilidad del cuestionario ARS*

ritc	Cronbach α	α IC 95	McDonald ω	ω IC 95%
Factor 1	0.914	0.910 – 0.918	0.912	0.908 – 0.916
Factor 2	0.796	0.786 – 0.806	0.803	0.793 – 0.812
Factor 3	0.853	0.846 – 0.860	0.855	0.848 – 0.862
Total ARS	0.946	0.943 – 0.948	0.947	0.945 – 0.949

Análisis comparativo por sexo y por tipo de universidad

Con la finalidad de establecer la existencia de diferencias estadísticas significativas, se compararon los puntajes del ARS, por factores y total de acuerdo con el sexo de los participantes y el tipo de universidad de procedencia, a través de la U de Mann Whitney (Siegel y Castellan, 2012).

En la comparación por sexo (Ver tabla 7) los resultados indican que, en el puntaje total se encuentran diferencias estadísticas significativas por sexo ($U = 1231666$, $Z = 13.43$, $p < .0001$, $r = .222$) encontrándose que el mayor rango promedio corresponde a los varones (RP = 2043.43) respecto a las mujeres (RP = 1572.57), la misma tendencia se da en los tres factores que conforman el Cuestionario ARS.

Tabla 7*Análisis comparativo del ARS por sexo*

Variable	Varón n = 1996	Mujer n = 1662	U	Z	p	r
	RP	RP				
Factor 1	2035.55	1582.04	1247391	12.94	<.0001	.214
Factor 2	2040.68	1575.88	1237167	13.28	<.0001	.220
Factor 3	2017.91	1603.22	1282605	11.849	<.0001	.196
Total ARS	2043.43	1572.57	1231666	13.43	<.0001	.222

Nota: RP = Rango Promedio, $r = r$ de Rosenthal

En lo que respecta a la comparación por tipo de universidad de procedencia, en la tabla 8, los resultados indican que en el puntaje total, se encuentran diferencias estadísticas significativas por tipo de universidad de procedencia ($U = 1523848$, $Z = -4.183$, $p < .0001$, $r = .069$) encontrándose que el mayor rango promedio corresponde a los alumnos de universidad particular (RP = 1910.01) respecto a los alumnos de universidad estatal (RP = 1763.27), la misma tendencia se da en los factores 2 y 3. Mientras que en el caso del factor 1 no existen diferencias estadísticas significativas.

Tabla 8*Análisis comparativo del ARS por tipo de universidad*

Variable	Estatad n = 2007	Particular n = 1651	U	Z	p	r
	RP	RP				
Factor 1	1842.25	1814.00	1631184	0.806	.420	.013
Factor 2	1766.09	1906.58	1529513	-4.011	<.0001	.066
Factor 3	1647.51	2050.73	1291531	-11.505	<.0001	.190
Total ARS	1763.27	1910.01	1523848	-4.183	<.0001	.069

Nota: RP = Rango Promedio, r = r de Rosenthal

A continuación, se presentan los baremos en rangos percentiles del Cuestionario ARS, en la Tabla 9 se detalla la distribución de los puntajes tomando en cuenta cada uno de los factores y el puntaje total considerando la variable sexo, mientras que en la Tabla 10 se presentan los resultados clasificados por tipo de universidad.

Tabla 9*Baremos por sexo*

RP	VARÓN				MUJER				RP
	F1	F2	F3	ARS	F1	F2	F3	ARS	
5	0 - 5	0 - 4	0 - 6	0 - 20	0 - 3	0 - 1	0 - 3	0 - 8	5
10	7	5	8	23	4	3	5	14	10
15	8	6	9	26	5	4	6	16	15
20	9	7	10	28	6	5	7	18	20
25	10		11	30	7	5	8	22	25
30	11	8		33	8	6	9	25	30
35	12	9	12	35	9	7	10	28	35
40	13		13	37	10		11	30	40
45	15	10	14	39	11	8	12	33	45
50	16	11	15	42	12	9	13	36	50
55	18			44	13		13	38	55
60	19	12	16	47	15	10	14	40	60
65	21	13	17	49	16	11	15	42	65
70	22	14	18	52	18	12	16	45	70
75	24	15	19	56	20	12	17	47	75
80	26	16	21	59	21	13	18	50	80
85	27	17	22	64	23	14	19	53	85
90	30	18	24	70	25	15	20	56	90
95	33	20	26	77	27	17	22	64	95
99	34 A +	21 A +	26 A +	78 A +	28 A +	18 A +	23 A +	65 A +	99
M	17.30	11.45	15.29	44.04	13.44	9.03	12.63	35.10	M

DE	8.66	4.94	6.07	17.69	7.78	4.62	5.76	16.32	DE
-----------	------	------	------	-------	------	------	------	-------	-----------

Nota: RP = Rango Percentil, M = Media, DE = Desviación Estándar

Tabla 10

Baremos por tipo de universidad

	ESTATAL				PARTICULAR				
RP	F1	F2	F3	ARS	F1	F2	F3	ARS	RP
5	3	2	5	12	5	3	5	14	5
10	5	4	6	17	6	4	7	19	10
15	6	5	7	20	7	5	9	23	15
20	7	6	8	24	8	6	10	26	20
25	9	7	9	26	9	7	11	28	25
30	10	7	10	29	10		12	31	30
35	11	8		31	11	8		33	35
40	13		11	34		9	13	35	40
45	14	9	12	37	12	0	14	37	45
50	16	10		39	13	10	15	39	50
55	17		13	41	14	11	16	42	55
60	18	11	14	43	16	12	17	44	60
65	20		15	45	17	12	18	47	65
70	21	12	16	48	19	13	19	50	70
75	22	13	17	50	21	14	20	54	75
80	23	14	18	52	24	16	21	59	80
85	25	15	19	56	27	17	23	65	85
90	26	16	20	59	31	19	24	70	90
95	28	17	22	65	33	21	27	78	95
99	29 A +	18 A +	22 A +	65 A +	33 A +	21 A +	28 A +	79 A +	99
M	15.41	9.93	12.97	38.31	15.72	10.86	15.43	42.01	M
DS	8.08	4.54	5.47	16.13	8.97	5.36	6.49	19.15	DS

Nota: RP = Rango Percentil, M = Media, DE = Desviación Estándar

Discusión

El propósito de la presente investigación fue aplicar el modelo ESEM al Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS). En líneas generales, los resultados están en concordancia con las investigaciones realizadas con ESEM (Marsh et al., 2014) en las cuales, al comparar las soluciones alternativas, se reveló que, de manera consistente, el modelo ESEM permite ajustar mejor los datos que el análisis factorial confirmatorio tradicional (AFC), lo cual indica que es una representación más realista en la medición de un constructo psicológico. Además, se pudo extender el modelo básico de ESEM con una herramienta para analizar la invarianza de la medición.

Los resultados han corroborado que el AFC, como modelo psicométrico, es insuficiente debido a la suposición demasiado restrictiva de que los ítems solo deberían cargar en sus factores correspondientes, pero no en otros factores conceptualmente relevantes.

Tomando como referencia estudios previos similares (Marsh et al., 2013; Schellenberg et al., 2014; Zhao et al., 2015), se esperaba que el modelo ESEM superara las limitaciones relacionadas con el AFC excesivamente restrictivo tanto en términos de la bondad de ajuste como de las correlaciones entre factores (Maïano et al., 2013; Perera, 2015).

Los hallazgos corroboraron que estas expectativas eran ciertas, pues el ESEM define mejor el ajuste de los ítems y permite calcular correlaciones más parsimoniosas que el AFC, tal como han sido reportados en investigaciones sobre el autoconcepto (Arens y Morin, 2016) y las motivaciones académicas (Guay et al., 2015; Tóth-Király et al., 2017). y la medición de la pasión (Tóth-Király et al., 2017).

En un nivel más práctico, en la presente investigación también se ha demostrado la aplicabilidad de ESEM para explorar las diferencias de medias latentes, siendo la primera opción las pruebas de invarianza de medición. Una fortaleza particular de este enfoque es la posibilidad de realizar una amplia gama de pruebas de invarianza, especialmente si se basa en una taxonomía extendida (Marsh et al., 2009). Se ha investigado la invarianza de la medición completa (es decir, carga de factor, intercepto, singularidades, varianzas latentes-covarianzas y latentes significa) en diferentes submuestras basadas en el sexo, la edad y su combinación y encontró un fuerte apoyo para la equivalencia del Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS). Estos hallazgos están en correspondencia con los resultados de diferentes variables en Marsh et al. (2013), que también presentaban altos niveles de invarianza en el género y en los grupos de idiomas, así como en el de Chamarro et al. (2015).

En general, el ESEM demostró ser un modelo estadístico adecuado para realizar estudios psicométricos de los instrumentos y de la invarianza factorial. Como el modelo ESEM es menos restrictivo, siempre puede dar lugar a uno con un mejor ajuste. Sin embargo, incluso si las cargas cruzadas rara vez están presentes en el modelo de medición, ESEM aún proporciona estimaciones imparciales de parámetros en términos de correlaciones de factores (Asparouhov et al., 2015).

Los hallazgos obtenidos refuerzan la noción de que los ítems de escala son indicadores imperfectos de sus respectivos factores, por lo tanto, los modelos AFC y ESEM necesitan ser contrastados sistemáticamente para tomar en cuenta un tipo de error de medición sistemático relacionado con la naturaleza falible de los indicadores, que a su vez ayuda a identificar una mejor representación de los datos.

El modelo ESEM presenta un futuro prometedor, al igual que el modelo Bayesiano Modelado de Ecuaciones Estructurales (BSEM; Muthén y Asparouhov, 2012), que se considera al ESEM en términos de estimación libre de cargas cruzadas y darles un pequeño valor, recientemente se han desarrollado algunas críticas (Stromeyer et al., 2015). La primera preocupación de los autores fue que la presencia de cargas cruzadas debe interpretarse como ruido de modelado que enmascara los ítems mal construidos y, así, puede justificar el uso de un instrumento incorrecto. En el estudio, algunas de estas cargas cruzadas fueron razonables y significativas en la dirección esperada, mientras que otras no lo fueron, lo que sugiere

la necesidad de revisar algunos ítems para que presenten una mayor asociación con su factor correspondiente. La segunda preocupación se refiere al hecho de que las cargas cruzadas no deberían ser aceptadas teóricamente, de manera que los investigadores deben crear ítems que se correspondan adecuadamente con el constructo medido, es decir un ítem se debe construir sin estar asociado con otro constructo, como Asparouhov et al. (2015) señala, los indicadores cuidadosamente contruidos probablemente presentan presentar al menos cierto grado de asociaciones de puntuación verdadera con constructos que no se desean medir. La tercera y última preocupación se refería a que las cargas cruzadas son pequeñas, en algunos casos, cercanas a cero. Por lo tanto, no debe incluirse en un modelo de medición, ya que estos solo reducen artificialmente las correlaciones entre los factores.

Al utilizar el ESEM dentro del método AFC (Morin et al., 2013), se puede convertir fácilmente el ESEM en una solución dentro del marco estándar del AFC y realizar los análisis desarrollados en el estudio. El ARS puede funcionar de manera diferente según sus diversas propiedades, como la longitud, el número de elementos, el número de elementos por factor o las correlaciones entre los factores (para más ejemplos, ver Marsh et al., 2014). Los índices provienen de investigaciones con AFC, por lo que se requieren estudios de simulación futuros para evaluar el funcionamiento de estos valores de corte con ESEM y con diferentes estimadores. A pesar de estas limitaciones, la investigación mostró que ESEM mantiene una sinergia con el AFE y el AFC, que es efectiva en el análisis psicométrico de instrumentos multidimensionales y que también puede complementarse con enfoques de modelado. En líneas generales si uno sospecha la presencia de multidimensionalidad derivada de la evaluación del constructo (Morin et al., 2016), es posible que se viole la suposición restrictiva del AFC, y es necesario realizar la comparación de los modelos AFC y ESEM. Además, este último es preferido por su mayor bondad de ajuste, factores bien definidos por sus cargas objetivo y correlaciones de factores significativamente reducidas. Sin embargo, si las propiedades psicométricas son las mismas en la solución AFC, entonces ese modelo es preferible, ya que es más parsimonioso. Sin embargo, se considera que el ESEM es una opción viable y alternativa flexible al AFC.

Conclusiones

Del análisis de los resultados del estudio, se puede concluir que:

- a) El modelo ESEM es más eficiente al realizar análisis psicométricos de las pruebas psicológicas que el Modelo AFC.
- b) Las estimaciones del modelo ESEM son más adecuadas que las del modelo AFC.
- c) El Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales presenta puntajes invariantes en función del sexo de los estudiantes universitarios.
- d) El Cuestionario de Adicción a las Redes Sociales presenta puntajes invariantes con respecto a la universidad de la que provienen.
- e) El ARS se ajusta mejor al modelo de ítems tau equivalentes.
- f) Las estimaciones de confiabilidad se pueden realizar con el coeficiente alpha de Cronbach clásico (α) y el coeficiente omega de McDonald (ω).
- g) Las estimaciones de la confiabilidad de los factores y del puntaje total son elevadas, lo que indica que las puntuaciones obtenidas con el ARS son consistentes.
- h) Las puntuaciones de los factores 1, 2 y 3, así como el puntaje total, presentan diferencias estadísticamente significativas a favor de los varones.
- i) Las puntuaciones en los factores 2 y 3, así como el puntaje total, presentan diferencias estadísticamente significativas a favor de los estudiantes procedentes de universidades particulares.

Recomendaciones

- a) Realizar estudios de otros constructos psicológicos, operacionalizados mediante pruebas psicológicas, aplicando el modelo ESEM para evaluar sus propiedades psicométricas.
- b) Promover la inclusión del estudio de la metodología ESEM en el currículo tanto de pre como post grado, de manera que los estudiantes tengan formas alternativas de analizar los datos psicométricos.
- c) Elaborar un diagnóstico sobre cómo se presenta la adicción a las redes sociales en los estudiantes universitarios, de modo que se puedan proponer programas de prevención.
- d) Promover la investigación sobre la adicción a las redes sociales en universitarios en relación con otros constructos psicológicos, a fin de profundizar los trabajos en esta área.

Referencias

- American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), & National Council of Measurement in Education (NCME). (2014). *Standards for educational and psychological testing*. AERA.
- Alarcón, R. (2008). *Métodos y diseños de investigación del comportamiento*. Universidad Ricardo Palma.
- American Psychiatric Association (2014). *DSM-5. Manual diagnóstico y estadístico de los trastornos mentales*. Editorial Médica Panamericana.
- Arens, A. K. y Morin, A. J. S. (2016). Examination of the structure and grade-related differentiation of multidimensional self-concept instruments for children using ESEM. *J. Exp. Educ.*, 84, 330–355. <https://doi.org/10.1080/00220973.2014.999187>
- Asparouhov, T. & Muthén, B. (2009). Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 16, 397-438. <https://doi.org/10.1080/10705510903008204>
- Asparouhov, T., Muthén, B., and Morin, A. J. S. (2015). Bayesian Structural Equation Modeling with cross-loadings and residual covariances: comments on Stromeyer et al. *J. Manage.* 41, 1561– 1577. <https://doi.org/10.1177/0149206315591075>
- Brennan, R.L. (2001). An essay on the history and future of reliability from the perspective of replications. *Journal of Educational Measurement*, 38(4), 295-317. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.2001.tb01129.x>
- Carballo, J.L., Perez-Jover, M.V., Espada, J.P., Orgiles, M., & Piqueras, J.A. (2012). Psychometric properties of a Multidimensional Scale of Social Expression to assess social skills in the Internet context. *Psicothema*, 24, 121-126.
- Chamarro, A., Penelo, E., Fornieles, A., Oberst, U., Vallerand, R. J., and Fernández- Castro, J. (2015). Psychometric properties of the Spanish version of the Passion Scale. *Psicothema*, 27, 402–409. <https://doi.org/10.7334/psicothema2015.80>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 14(3).464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255.
- Cho E. & Kim S. (2014). Cronbach's coefficient alpha: well-known but poorly understood. *Organizational Research. Methods*. 18(2), 207–230. <https://doi.org/10.1177/1094428114555994>

- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Cupani, M., Vaiman, M., María Laura Font, M. L., Pizzichini, F. y Saretti, B. (2012). Análisis factorial confirmatorio del neo-ffi utilizando parcelización de ítems y método Bootstrap. *Avaliação Psicológica*, 11(2), 159-168.
- De Vellis, (2012). *Scale development, Theory and applications*. SAGE.
- Dunn, T.J., Baguley T, & Brunsden, V. (2014). From alpha to Omega: A practical solution to the pervasive problema of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, (3). 399- 412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Ecurra, M. y Salas, E. (2014). Construcción y validación del cuestionario de adicción a las redes sociales. *Liberabit*, 20(1), 73-91.
- Fuente, A., Herrero, J. & Gracia, E. (2010). Internet y apoyo social: Sociabilidad online y ajuste psicosocial en la sociedad de la información. *Acción Psicológica*, 7(1), 9-15.
- Graham J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability what they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930–944. <https://doi.org/10.1177/0013164406288165>
- Green S. B., & Yang Y. (2009). Reliability of summed item scores using structural equation modeling: an alternative to coefficient Alpha. *Psychometrika*, 74(1), 155–167. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9099-3>
- Guay, F., Morin, A. J. S., Litalien, D., Valois, P., and Vallerand, R. J. (2015). Application of exploratory structural equation modeling to evaluate the academic motivation scale. *J. Exp. Educ.*, 83, 51–82. <https://doi.org/10.1080/00220973.2013.876231>
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1979). *Advances in factor analysis and structural equation models*. Abt Books.
- Lozares, C. (1996). La teoría de las redes sociales. *Papers*, 48, 103-126.
- Maïano, C., Morin, A. J. S., Lanfranchi, M. C., and Therme, P. (2013). The Eating Attitudes Test-26 revisited using exploratory structural equation modeling. *J. Abnorm. Child. Psychol.*, 41, 775–788. <https://doi.org/10.1007/s10802-013-9718-z>
- Marsh, H. W., Liem, G. A. D., Martin, A. J., Morin, A. J. S. y Nagengast, B. (2011). Measurement fruitfulness of exploratory structural equation modelling (ESEM) in addressing key substantive issues in motivation and engagement research. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29, 322-346. <https://doi.org/10.1080/09243453.2013.812568>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P., and Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: an integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annu. Rev. Clin. Psychol.*, 10, 85–110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- Marsh, H.W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J. S., et al. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: application to students's evaluations of university teaching. *Struct. Equat. Model.*, 16, 439–476. <https://doi.org/10.1080/10705510903008220>
- Meattle, J. (2007). *Top-50websites-Ranked by Unique Visitors: Digg.com, Facebook, Flickr sky rocketing*. <http://blog.compete/2007/10/30/top-50-websites-domans-digg-youtube-flickr-facebook/>
- Milfont, T. L. & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: Applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research*, 3, 112-131. <https://doi.org/10.21500/20112084.857>

- Morin, A. J. S., Marsh, H. W., and Nagengast, B. (2013). "Exploratory structural equation modeling" in Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (Eds.). (2013). *Structural equation modeling: A second course* (2nd ed.). Charlotte, NC: Information Age Publishing, Inc.
- Morin, A. J. S., Mañano, C., White, R. L., Owen, K. B., Tracey, D., Mascaret, N., et al. (2016). English validation of the short form of the Physical Self-Inventory (PSIS). *Psychol. Sport Exerc.*, 27, 180–194. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2016.08.016>
- Orihuela, M. (2008). Internet: La hora de las redes sociales, *Nueva Revista* 119, 57-62. http://mccd.udc.es/orihuela/documentos/nueva_revista_08.pdf
- Ostini, R. & Nering, M. L. (2010). *Handbook of Polytomous ítem response theory models*. Taylor & Francis Group
- Palacios, p., Arias, V. y Arias B. (2014). Las actitudes hacia las matemáticas: construcción y validación de un instrumento para su medida. *Revista de Psicodidáctica*, 19(1), 67-91.
- Perera, H. N. (2015). The internal structure of responses to the trait emotional intelligence questionnaire-short form: an exploratory structural equation modeling approach. *J. Pers. Assess.*, 97, 411–423. <https://doi.org/10.1080/00223891.2015.1014042>
- Ponce, F. (2015). Análisis exploratorio de modelos de ecuaciones estructurales sobre la escala de resiliencia de Connor y Davidson (cd-risc) en Chile y España. *Salud & Sociedad*, 3(6), septiembre-diciembre. 238-247.
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21, 173-184. <https://doi.org/10.1177/01466216970212006>
- Razali, N. y Wah, Y. (2011). Power comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov- Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, 2(1), 21-33. <https://www.nrc.gov/docs/ml1714/ml17143a100.pdf>
- Reyna, C., Ortiz, M. V. y Revilla, R. G. (2014). Modelo de ecuaciones estructurales exploratorio del general decisionmaking style inventory. *Revista de Psicología*, 23(1), 33-39. <https://doi.org/10.5354/0719-0581.2014.32872>
- Romano, J. L., Kromrey, J. D. & Hibbard, S. T. (2010). A Monte Carlo study of eight confidence interval methods for coefficient alpha. *Educational and Psychological Measurement*, 70(3), 376-393. <https://doi.org/10.1177/0013164409355690>
- Samejima, F. (1969). Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores. *Psychometric Monograph*, 17. Richmond, VA: Psychometric Society. <http://www.psychometrika.org/journal/online/MN17.pdf>
- Samejima, F. (1972). A General Model for Free-Response Data. *Psychometric Monograph*, 18. Richmond, VA: Psychometric Society. <http://www.psychometrika.org/journal/online/MN18.pdf>
- Samejima, F. (1996). Evaluation of mathematical models for ordered polichotomous response. *Behaviormetrika*, 23(1). 17-35.
- Sánchez, H. y Reyes, C. (2015). *Metodología y Diseños en la Investigación Científica*. Business Support Aneth S.R.L.
- Schellenberg, B. J., Gunnell, K. E., Mosewich, A. D., and Bailis, D. S. (2014). Measurement, invariance of the passion scale across three samples: an ESEM Approach. *Meas. Phys. Educ. Exerc. Sci.* 18, 242–258. <https://doi.org/10.1080/1091367X.2014.942453>
- Siegel, S., Castellan, N.J. (2012). *Estadística no paramétrica aplicada a las Ciencias de la conducta*. Trillas.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 4(1), 107-120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>

- Stromeyer, W. R., Miller, J. W., Sriramachandramurthy, R., and DeMartino, R. (2015). The prowess and pitfalls of Bayesian Structural Equation Modeling: important considerations for management research. *J. Manage.* 41, 491–520. <https://doi.org/10.1177/0149206314551962>
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple-factor analysis*. Chicago: The University Chicago Press
- Teo T. & Fan X. (2013). Coefficient alpha and beyond: issues and alternatives for educational research. *Asia Pacific Educational Researcher*. 22(2), 209–213. <https://doi.org/10.1007/s40299-013-0075-z>
- Tóth-Király I, Bőthe B, Rigó A and Orosz G (2017a) An Illustration of the Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM) Framework on the Passion Scale. *Front. Psychol.* 8,1968. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01968>
- Tóth-Király, I., Orosz, G., Dombi, E., Jagodics, B., Farkas, D., and Amoura, C. (2017b). Crosscultural comparative examination of the academic motivation scale using exploratory structural equation modeling. *Pers. Individ. Differ.* 106, 130–135. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.10.048>
- Trizano-Hermosilla, I. & Alvarado, J. M. (2016). Best Alternatives to Cronbach's Alpha Reliability in Realistic Conditions: Congeneric and Asymmetrical Measurements. *Frontiers in Psychology*, 7, 769. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00769>
- Van der Linden, W. J. & Hambleton, R. K. (1997). *Handbook of modern item response theory*. Springer-Verlag.
- Zhang, Z. & Yuan, K. (2016). Robust Coefficients Alpha and Omega and Confidence intervals with outlying observations and missing data: Methods and Software. *Educational and Psychological Measurement* 76(3), 1–25. <https://doi.org/10.1177/0013164415594658>
- Zhao, Y., St-Louis, A., and Vallerand, R. J. (2015). On the validation of the passion scale in Chinese. *Psychol. Well Being* 5, 1–12. <https://doi.org/10.1186/s13612-015-0031-1>