



# Propiedades psicométricas de la Fear of Missing Out Scale (FoMOs) en universitarios peruanos

Jossué Correa-Rojas<sup>1</sup>, Mirian Grimaldo-Muchotrigo<sup>1</sup> & Samantha Del Rosario-Gontaruk<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú

<sup>2</sup>Universidad Marcelino Champagnat, Lima, Perú

Recibido: 2020-09-07

Aceptado: 2020-09-30

## Propiedades psicométricas de la Fear of Missing Out Scale (FoMOs) en universitarios peruanos

**Resumen.** El Fear of Missing Out (FoMO) hace referencia a la inquietud que experimentan las personas al no ser incluidas en las actividades sociales de sus pares; y la FoMOs es uno de los instrumentos más utilizados para estudiarlo. El objetivo fue determinar las propiedades psicométricas de la FoMOs en universitarios peruanos. Se aplicó la FoMOs en su versión adaptada por Gil, Chamarro y Oberst (2015) sobre 357 universitarios peruanos elegidos intencionalmente, en su mayoría mujeres (61.6%), de edades entre 16 y 27 años ( $M_{edad} = 20.89$ ;  $DE_{edad} = 2.85$ ). Los resultados indican que la FoMOs es una medida unidimensional coherente y parsimoniosa ( $RMSEA = .036$ ;  $CFI = .988$ ;  $TLI = .985$ ), que presenta invariancia por sexo. Asimismo, sus puntuaciones convergen con otras variables. En cuanto a sus puntuaciones se aprecia que son fiables, consistentes ( $\omega = .895$ ) y estables ( $CCI = .821$ ). La escala FoMO es una medida válida y fiable, que presenta invariancia en universitarios peruanos varones y mujeres.

**Palabras clave:** Internet; redes sociales; validez; fiabilidad

## Psychometric properties of the Fear of Missing Out Scale (FoMOs) in Peruvian university students

**Summary.** Fear of Missing Out (FoMO) refers to the restlessness that people experience when they are not included in the social activities of their peers, being one of the most used instruments for its study FoMOs. The objective was to determine the psychometric properties of FoMOs in Peruvian university students. FoMOs was applied in its version adapted by Gil et al. (2015) in 357 intentionally chosen Peruvian university students, mostly women (61.6%), aged between 16 and 27 years ( $M_{age} = 20.89$ ;  $SD_{age} = 2.85$ ). The results indicate that FoMOs is a coherent and parsimonious one-dimensional measure ( $RMSEA = .036$ ;  $CFI = .988$ ;  $TLI = .985$ ), which presents invariance by sex. Likewise, their scores converge with other variables. Thus, their scores they are reliability, consistent ( $\omega = .895$ ) and stable ( $ICC = .821$ ). FoMOs is a valid and reliable measure, which presents invariance in male and female Peruvian university students.

**Keywords:** Internet; social networks; validity; reliability

### Correspondencia

Jossué Correa Rojas

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú

jossue.correa@upc.pe

## Introducción

El *Fear of Missing Out* (FoMO) es un fenómeno social que hace referencia a la sensación de inquietud, a menudo intensa, originada por la preocupación de que los amigos u otros allegados puedan experimentar sensaciones gratificantes en las redes sociales y que la persona no forma parte de ello (Varchetta et al., 2020). Tiene que ver con el pensamiento constante de que otros estén haciendo algo más interesante y gratificante, y que se está perdiendo de esa experiencia. Se caracteriza por el deseo de permanecer socialmente conectado y podría manifestarse como una forma de ansiedad social (Przybylski et al., 2013).

Por sus características debilitantes, el FoMO implica aprehensión de falta de experiencias gratificantes y placenteras, y por ello la persona necesita estar constantemente conectada a la red social, para buscar esas sensaciones (Elhai et al., 2020). Los estudios demuestran que el FoMO se relaciona con el uso problemático de las redes sociales y los resultados de salud negativos entre adolescentes y adultos jóvenes (Casale & Fioravanti, 2019), que se constituyen como un predictor de la adicción a las redes sociales. Así, Przybylski et al. (2013) demostraron que el FoMO se correlaciona con el descontento general y afecta especialmente a las personas más jóvenes.

A decir de Fox y Moreland (2015), los sitios de redes sociales con frecuencia presionan subliminalmente a sus usuarios con mantenerse al día, lo cual genera una relación de dependencia en la que está presente el miedo a perderse experiencias en las redes sociales. Por su parte, Oberst et al., (2017) identificaron que las personas con ansiedad experimentan FoMO y establecen una relación inadecuada con el uso de las redes sociales en el móvil. Esto sucede debido a que los jóvenes suponen que el uso de las redes sociales traerá consigo emociones positivas. Sin embargo, el alivio de tales emociones es momentáneo y, a largo plazo, la sensación de malestar se incrementa (Santana-Vega, Gómez-Muñoz & Feliciano-García, 2019).

Las bases teóricas del FoMO yacen en la teoría de la autodeterminación (*Self-Determination Theory*, SDT) de Deci y Ryan (1985), una macroteoría de la motivación humana que brinda una perspectiva útil para la comprensión empírica del FoMO. Así, la SDT, la autorregulación y la salud psicológica se basan en la satisfacción de tres necesidades psicológicas básicas: competencia, o sea la capacidad de actuar eficazmente en el mundo; autonomía, es decir autoría o iniciativa personal; pertenencia, se refiere a la cercanía o conexión con los demás.

Algunas investigaciones realizadas en contextos educativos (Deci & Ryan, 2000) y de videojuegos (Przybylski et al., 2009) indican que la satisfacción de estas necesidades básicas está fuertemente asociada con la regulación del comportamiento. El FoMO o la necesidad de estar constantemente al tanto de la noticia podrían ser explicados a partir de factores sociales o personales, como son las motivaciones internas o las

necesidades básicas (Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000). Así, una persona con una mayor necesidad de filiación podría tener niveles más altos de soledad o FoMO en comparación con otro individuo con una mayor necesidad percibida de autonomía (Lemay, Doleck & Bazalais, 2019).

Algunos estudios revelan que el uso problemático del *smartphone* predice el FoMO (Coskun & Karayagiz Muslu, 2019; Dempsey et al., 2019; Franchina et al., 2018), estos comportamientos se dan con frecuencia en jóvenes universitarios, quienes han mostrado tener una alta resonancia afectiva, la misma que está ligada a problemas con el uso del dispositivo. Por su parte, Varchetta et al. (2020) identificaron una relación positiva entre el FOMO, la vulnerabilidad en línea y la adicción a las redes sociales. Przybylski et al. (2013) señalaron que las personas con niveles más altos de FoMO pueden entrar en un ciclo de comportamientos que buscan una reafirmación de su propia identidad y autoestima y por eso pasan una mayor cantidad de tiempo en línea. Ello, a su vez, puede conducir a un mayor temor a perderse experiencias gratificantes, una mayor capacidad para comportamientos reveladores y amistosos y, en última instancia, una mayor disminución del bienestar social y psicológico. Asimismo, Blachnio y Przepiórka (2017) señalan que la adicción a las redes sociales y, en especial, el uso inapropiado de Facebook son predictores del FoMO.

Debido a las características del FoMO se ha demostrado que se relaciona positivamente con la adicción a Facebook (AF) (Blanca & Bendayan, 2018), lo cual es de esperar, pues esta red social constituye un espacio de interacción y validación de la pertenencia entre los jóvenes. En otro estudio, se encontró que existe relación entre el FoMO y las dimensiones teóricas del *ningufo-neo* (*phubbing*, en inglés), la perturbación de la comunicación (PC), que se entiende como la frecuencia con la que las personas establecen comunicaciones cara a cara mediante el uso de sus teléfonos móviles (lo cual implica una reducción significativa de la interacción presencial) y una obsesión por el móvil (OM) que se explica como la necesidad de utilizar el teléfono móvil en situaciones que no impliquen una interacción cara a cara (lo que favorece el distanciamiento social (Karadağ et al., 2015).

Ante lo expuesto se hace evidente la necesidad de profundizar en el estudio de este fenómeno social. Así, el instrumento de medida más utilizado para medir el FoMO es la *Fear of Missing Out Scale* (FoMOs) elaborada por Przybylski et al. (2013), pues es una medida unidimensional que ha demostrado contar con evidencias de validez y fiabilidad en diferentes contextos culturales (Al-Menayes, 2016; Can & Satici, 2019; Casale & Fioravanti, 2019; Gil et al., 2015). Sin embargo, a pesar de su uso frecuente, en Perú no se cuenta con una versión validada, lo cual limita el estudio de este constructo.

Las evidencias de validez de la FoMOs se han establecido no solo mediante la verificación de su estructura interna (Przybylski et al., 2013). Diversos estudios,

han determinado la relación positiva que se establece entre el FoMO y la AF (Karadağ et al, 2015). De igual manera, se ha establecido que la PC y la OM se relacionan positivamente con el FoMO (Blanca & Bendayan, 2018). Además, debido a la naturaleza del constructo es de esperar que la conducta de FoMO esté asociada con sentimientos de soledad (SS) en jóvenes (Casale & Fioravanti, 2019; Przybylski et al., 2013).

La presente investigación tuvo como propósito determinar las propiedades psicométricas de la FoMOs en universitarios peruanos. Para ello, se buscó corroborar la estructura interna del instrumento. Además, se establecieron relaciones del FoMO con otras variables. Así, se propone que el FoMO se relaciona positivamente con AF, PC, OM y SS. Adicionalmente, se verificó la consistencia interna y la estabilidad temporal de sus medidas. Finalmente, se analizó la invariancia factorial por sexo, ya que es necesario identificar esta propiedad para realizar posteriores comparaciones, con la seguridad de que la estructura del instrumento se mantiene invariante en varones y mujeres (Byrne, 2008; Van de Schoot, Lugtig & Hox, 2012).

## Método

### Participantes

En la presente investigación instrumental (Ato, López & Benavente, 2013) se seleccionó intencionalmente a 357 estudiantes universitarios de la ciudad de Lima, 38.4% varones y 66.1% mujeres, todos de nivel socio-cultural y económico medio, cuyas edades están comprendidas entre los 16 y 27 años ( $M_{\text{varones}} = 21.12$  años;  $DE_{\text{varones}} = 2.58$ ;  $M_{\text{mujeres}} = 20.75$  años;  $DE_{\text{mujeres}} = 3.01$ ). De los cuales, el 55.5% estudian en universidades privadas y en su mayoría son estudiantes de la carrera de Psicología (35.7%) y Educación (25.3%), todos elegidos debido a su accesibilidad.

### Instrumentos

Para medir el FoMO se administró la *Fear of Missing Out Scale* (FoMOs) desarrollada por Przybylski et al. (2013), es una escala unidimensional de diez ítems ideada para medir el miedo a perderse algo/noticia (en alguna red social), consta de un escalamiento de cinco puntos (1 = para nada cierto, 2 = ligeramente cierto, 3 = moderadamente cierto, 4 = muy cierto, 5 = extremadamente cierto). Los ítems se califican de manera directa, por lo que una mayor puntuación hace referencia a una mayor presencia del atributo. Se aplica a personas de 13 años de edad o más. Para el presente estudio se empleó la adaptación al español realizada por Gil et al. (2015), que también confirma la estructura unidimensional de la escala. Para ello, se empleó el método de extracción de mínimos cuadrados generalizados, se encontró un ajuste aceptable ( $\chi^2_{(35)} = 1302.706$ ;  $p < 0,001$ ;  $GFI = .934$ ;  $RMSEA = .079$  [.074 – .081]). Presenta una adecuada fiabilidad ( $\alpha > .80$ ).

Para evaluar la PC y la OM se utilizó la escala de *phubbing* elaborada por Karadağ et al. (2015), compuesta por diez ítems que se puntúan en una escala tipo Likert cuyos valores van de 1 (nunca) a 5 (siempre). En la presente investigación se empleó la versión adaptada por Blanca y Bendayan (2018), que presentó una estructura de dos factores consistente con la versión original: PC y OM. La consistencia interna fue adecuada y las evidencias de validez concurrente, mediante regresión jerárquica, mostraron correlaciones positivas con medidas de adicción a Internet, adicción a Facebook y miedo a perderse algo (FoMO).

Para medir la percepción de sentimientos de soledad se usó la versión adaptada por Ventura-León y Caycho (2017) de la escala de soledad de Jong-Gierveld y Kamphuls (1985). El instrumento mide la autopercepción de soledad que experimentan los adolescentes y sus opciones de respuestas son las siguientes: 1 = nunca, 2 = a veces y 3 = siempre. Las propiedades psicométricas se evaluaron a través de un análisis factorial confirmatorio con índices de ajuste satisfactorios para el modelo unidimensional. Asimismo, la fiabilidad de la escala se delimitó por consistencia interna reportando un coeficiente omega igual a .83, que se encuentra dentro de los límites sugeridos por la literatura.

Finalmente, para medir la adicción a Facebook se empleó la *Bergen Facebook Addiction Scale* (BFAS) desarrollada por Andreassen et al. (2012); la escala es unidimensional y está compuesta por seis ítems, con un escalamiento de cinco opciones de respuesta (1 = muy raramente, 2 = raramente, 3 = a veces, 4 = a menudo, 5 = muy a menudo), la puntuación total consta de la sumatoria de todos los ítems para la adicción a Facebook. Cuenta con una replicación a nivel de su estructura interna con un solo factor y análisis por consistencia interna superior a .80. En el presente estudio se utilizó la adaptación realizada por Vallejos-Flores, Copez-Lonzoy y Capa-Luque (2018) que presenta propiedades psicométricas adecuadas para su uso en estudiantes universitarios peruanos.

### Procedimiento

Las evaluaciones se realizaron en las instalaciones de las instituciones educativas entre los meses de abril y noviembre del 2019. Se siguieron las recomendaciones de la *American Educational Research Association* (AERA), *American Psychological Association* (APA) y el *National Council on Measurement in Education* (NCME) (2018). Se informó a los participantes del propósito de la evaluación y se indicó que podían solicitar sus resultados de manera individual, con total confidencialidad, solo se incluyeron en el estudio quienes firmaron el consentimiento informado. Respecto a las consideraciones éticas, en todo momento se siguieron las normas establecidas en el capítulo III, Investigación del Código de Ética y Deontología del Colegio de Psicólogos del Perú (2017), se garantizó el anonimato y la salvaguarda de los participantes.

### Análisis de datos

El análisis estadístico se realizó con la ayuda de dos herramientas informáticas: el *software* IBM SPSS, versión 25, y el *software* RStudio, versión 1.1.456, para realizar los análisis estadísticos específicos, concretamente, se empleó la librería *lavaan* (Rosseel et al., 2018). Inicialmente se realizó el análisis exploratorio para identificar valores atípicos (*outliers*) y datos faltantes; en el caso de que los faltantes no superaran el 5% se aplicó un procedimiento de imputación de datos. Se analizaron las medidas descriptivas y las características distribucionales de los ítems, el supuesto de normalidad univariada se evaluó a través de los coeficientes de asimetría y curtosis, y se consideraron como criterio los valores dentro del rango de  $\pm 1.5$  (Medrano & Pérez, 2018). A continuación, se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) para corroborar el modelo unidimensional para dos modelos: el primero que mantiene la estructura original (modelo 1) y el segundo que considera la presencia de errores correlacionados (modelo 2). El método de estimación en ambos casos fue *Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted* (WLSMV), debido a la naturaleza categórica de las variables (Medrano & Muñoz-Navarro, 2017; Verdant, Oort & Sprangers, 2016), además de ser un estimador más confiable en muestras pequeñas (Li, 2014), se consideraron adecuadas cargas factoriales de .40 (Williams, Onsmann & Brown, 2010).

Se analizaron los siguientes índices de ajuste: la razón  $\chi^2$  al cuadrado entre los grados de libertad ( $\chi^2/gl$ ) con valores esperados menores a 3, *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) y *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) en ambos casos se esperaron valores por debajo a .08 sugeridos por Bentler y Bonett (1980). Se incluyó el *Comparative Fit Index* (CFI) de Jöreskog y Sörbom (1986) cuyos valores aceptables se encontraban por encima de .95 (Bentler, 1992; Hair et al., 2010), al igual que el *índice de Tucker-Lewis* (TLI) (Kline, 2016). Para el modelo re-especificado (modelo 2) se evaluaron los índices modificados considerando valores por encima de 20 para identificar errores correlacionados. A partir de las cargas factoriales de ambos modelos, se calculó la varianza promedio extraída (*Average Variance Extracted* [AVE]) y los valores alrededor de .50 fueron satisfactorios; con ello se verificaron las evidencias de validez interna convergente (Fornell & Larcker, 1981).

Respecto a la evaluación de la invariancia configuracional, se revisaron, de acuerdo con los criterios recomendados por Mueller y Hancock (2008), los índices absolutos RMSEA, cuyos valores  $\leq 0,08$  son considerados óptimos (Bentler & Bonett, 1980). Para evaluar la invariancia métrica, fuerte y estricta no se tomaron en cuenta los cambios en el  $\chi^2$  debido a que este depende del tamaño muestral (Fernández & Díaz, 2000). Por ello, se consideró que las variaciones del CFI ( $\Delta CFI$ )  $\leq 0,01$ , RMSEA ( $\Delta RMSEA$ )  $\leq 0,015$  eran adecuadas para establecer la invariancia por sexo (Byrne, 2008; Cheung & Rensvold, 2002).

Las evidencias de fiabilidad se evaluaron a través del coeficiente omega ( $\omega$ ), debido a que este coeficiente sigue siendo imparcial con elementos congéneres con errores no correlacionados (McDonald, 1999). Se calculó el *Compositive Reliability* (coeficiente de fiabilidad compuesta [FC]) y los valores aceptables fueron los superiores a .70. Finalmente, se evaluó la estabilidad de la medida en un subgrupo de los participantes ( $n = 100$ ) mediante el coeficiente de correlación intraclass (CCI) cuyos valores esperados se encuentran por encima de .70 (Davis & Joseph, 2016; Shoukri, 2004).

### Resultados

En la tabla 1, se presenta el análisis descriptivo de los ítems que componen la escala FoMO, las medidas reportadas dan cuenta de la media ( $M$ ), la desviación estándar ( $DE$ ), el coeficiente de asimetría ( $g_1$ ) y de curtosis ( $g_2$ ), estos valores evidencian que los ítems 9 ( $M = 2.83$ ) y 7 ( $M = 2.77$ ) presentan las medias aritméticas más altas, mientras que la media más baja está presente en los ítems 4 ( $M = 1.48$ ) y 10 ( $M = 1.80$ ). En cuanto a la variabilidad, se aprecia que los ítems 9 ( $DE = 1.22$ ) y 3 ( $DE = 1.15$ ) son los que presentan mayor dispersión. La asimetría fluctúa entre  $-0.041$  y  $1.784$ , mientras que la curtosis va entre  $-0.665$  y  $3.586$ , lo que indica que la distribución de los ítems no se aproxima a una distribución univariante normal (Medrano & Pérez, 2018).

### Evidencias de validez basada en la estructura interna

La validez estructural de la escala FoMO se evaluó por medio de un análisis factorial confirmatorio (AFC) con un estimador robusto (WLSMV), debido a la naturaleza

**Tabla 1.** Estadísticos descriptivos

	M	DE	$g_1$	$g_2$
1. Temo que otros tengan experiencias más gratificantes que yo.	2.060	1.020	0.690	-0.117
2. Me temo que mis amigos tienen experiencias más gratificantes que yo.	2.060	1.012	0.786	0.092
3. Me preocupo cuando descubro que mis amigos se divierten sin mí.	2.030	1.039	0.844	0.159
4. Me pongo ansioso cuando no sé qué hacen mis amigos.	1.480	0.748	1.784	3.586
5. Es importante que entienda a mis amigos «en broma».	2.740	1.128	-0.041	-0.770
6. A veces, me pregunto si paso demasiado tiempo manteniéndome al día con lo que está sucediendo.	2.350	1.004	0.265	-0.583
7. Me molesta cuando pierdo la oportunidad de reunirme con mis amigos.	2.770	1.147	0.071	-0.665
8. Cuando me lo paso bien, es importante para mí compartir los detalles en línea (por ejemplo, actualizar estado).	2.250	1.007	0.481	-0.217
9. Cuando me pierdo una reunión planificada, me molesta.	2.830	1.219	0.095	-0.869
10. Cuando me voy de vacaciones, sigo atento a lo que hacen mis amigos.	1.800	0.872	1.010	0.888

Nota.  $g_1$ : coeficiente de asimetría;  $g_2$ : coeficiente de curtosis.

za categórica de las variables estudiadas (Brown, 2015) y porque se trabaja con una muestra relativamente pequeña (Li, 2014). En la tabla 2, se presenta la estructura factorial de la FoMOs; en el modelo 1 (sin errores correlacionados) se obtienen cargas factoriales satisfactorias ( $>.40$ ) para la mayoría de sus reactivos (Williams et al. 2010), a excepción del ítem 8, que obtiene una carga igual a  $.331$ . A partir de estos, se calculó el AVE cuyo valor  $.320$  se encuentra por debajo lo esperado (Fornell & Larcker, 1981), y es relativamente menor a las cargas comunales de los ítems. La fiabilidad compuesta (FC) resulta ser buena  $.821$  (Hair et al., 2010). El ajuste global del modelo se evaluó a través de la razón  $\chi^2/gI$  que alcanzó un índice igual a  $3.165$  el cual se encuentra por encima de lo sugerido. Los índices de ajuste comparativo se encuentran ligeramente por debajo de lo esperado CFI =  $.941$ , TLI =  $.924$ , RMSEA =  $.078$  [.062-.090], SRMR =  $.080$  (Hair et al., 2010). El análisis de los índices modificados (mi) sugieren la presencia de errores correlacionados entre los ítems 1 y 2 (mi =  $197.840$ ) y los ítems 7 y 9 (mi =  $109.374$ ). A partir de estos hallazgos se propone un re-especificado denominado modelo 2 (con errores correlacionados) el cual presenta un mejor ajuste global  $\chi^2/gI = 1.457$ , y alcanza una mejora sustancial tanto en el ajuste comparativo CFI =  $.988$ , TLI =  $.984$ , como en los índices RMSEA =  $.036$  [.006-.057] y SRMR =  $.059$ .

### Invariancia de la medida según sexo

Adicionalmente, en este estudio se reporta la invariancia de la medida (configuracional, métrica, escalar y estricta) según el sexo, que fue evaluada por TLI, CFI,  $\Delta$ CFI y RMSEA. Como se puede ver en la tabla 3, los valores de los índices de ajuste son satisfactorios para la invariancia configuracional, métrica, escalar y estricta

**Tabla 2.** Análisis factorial confirmatorio

	Modelo 1			Modelo 2		
	$\lambda$	$\lambda^2$	e	$\lambda$	$\lambda^2$	e
FoMO1	.560	.314	.681	.540	.291	.708
FoMO2	.621	.384	.614	.628	.394	.606
FoMO3	.700	.491	.511	.819	.671	.329
FoMO4	.621	.384	.614	.819	.670	.329
FoMO5	.449	.203	.798	.502	.252	.748
FoMO6	.536	.292	.713	.586	.343	.656
FoMO7	.633	.397	.603	.593	.352	.648
FoMO8	.331	.109	.891	.389	.151	.849
FoMO9	.572	.325	.673	.536	.287	.713
FoMO10	.554	.303	.693	.637	.406	.594
<b>Errores correlacionados</b>						
	-	-	-	FoMO1	FoMO2	.694
	-	-	-	FoMO7	FoMO9	.529
<b>Validez interna convergente</b>						
AVE	.321			.382		
FC	.821			.855		
<b>Índices de bondad de ajuste</b>						
	$\chi^2(gI)$	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	
Modelo 1	110.783(35)	.941	.924	.078 [.062 - .095]	.090	
Modelo 2	48.073(33)	.988	.984	.036 [.006 - .057]	.059	

Nota. AVE: Average Variance Extracted (varianza promedio extraída), FC: coeficiente de fiabilidad compuesta

ta, el delta de la variación métrica se encuentra ligeramente por encima de lo sugerido. Se aprecia que los valores RMSEA y sus variaciones son adecuados. Por el contrario, el  $\Delta$ CFI para determinar la invariancia métrica no fue suficiente ( $>.01$ ). Estos hallazgos muestran que la invariancia configuracional, escalar y estricta se han establecido en varones y mujeres, pero la invariancia métrica no lo ha hecho (ver tabla 3). Una vez verificada la invariancia de la FoMOs se compararon las medias latentes, con la media liberada del segundo grupo (varones), los resultados indican que no existen diferencias estadísticamente significativas ( $p > .05$ ) y que alcanzan un tamaño de efecto inexistente ( $d = -0.042$ ; Cohen, 1992).

### Evidencias de validez basada en la relación con otras variables

En la tabla 4, se presentan los estadísticos descriptivos y las correlaciones de las variables incluidas en la matriz multirasgo-multimétodo, las cuales muestran que las puntuaciones de FoMO presentan relaciones estadísticamente significativas, de tendencia positiva y nivel moderado con la AF ( $r = .359$ ;  $p < .001$ ), la PC ( $r = .323$ ;  $p < .001$ ), la OM ( $r = .419$ ;  $p < .01$ ) y los SS ( $r = .353$ ;  $p < .001$ ). Esto da cuenta de evidencias de validez convergente del FoMO con otras variables.

### Evidencias de fiabilidad

Se obtuvo un coeficiente omega ( $\omega$ ) igual a  $.895$  [.856 - .926], con un error estándar de  $0.018$ , lo que indica que las puntuaciones de los reactivos evalúan unidimensionalmente el constructo FoMO. Finalmente, para medir la estabilidad de las puntuaciones, se realizó una medición test - retest considerando un periodo de tres semanas. Este procedimiento se llevó a cabo sobre un subgrupo de la muestra ( $n = 100$ ) que alcanzó una estabilidad satisfactoria (CCI =  $.821$ ).

**Tabla 3.** Índices de ajuste para la invariancia de la medida

Invariancia	$\chi^2$	$gI$	TLI	CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA [IC 90%]	$\Delta$ RMSEA
Configuracional	134.434	70	.937	.951	-	.072 [.053 - .090]	-
Métrica	172.508	80	.920	.929	.022	.080 [.064 - .097]	.008
Escalar	179.597	89	.930	.931	.002	.076 [.060 - .092]	.004
Estricta	186.592	99	.939	.933	.002	.071 [.053 - .090]	.005

**Tabla 4.** Fear of Missing Out y su relación con otras variables

Variables	M	DE	1	2	3	4	5
1. FoMO	22.375	6.335	-				
2. AF	11.080	4.063	.359**	-			
3. PC	12.530	3.231	.323**	.228**	-		
4. OM	14.990	3.660	.419**	.305**	.545**	-	
5. SS	5.240	2.814	.353**	.205**	.152**	.127*	-

\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .001$ .

## Discusión

El propósito del presente estudio fue determinar las propiedades psicométricas de la FoMOs en universitarios peruanos. El análisis factorial confirmatorio se realizó con un estimador robusto WLSMV, debido a la naturaleza categórica de las variables (Brown, 2015) y por tratarse de una muestra pequeña (Li, 2014).

En el modelo 1, se analizó la unidimensionalidad de la FoMOs sin errores correlacionados, los resultados dan cuenta que la FoMOs es una medida que presenta una estructura unidimensional, cuyas cargas factoriales fluctúan entre .331 y .700, considerados valores adecuados (Hair et al., 2010). Sin embargo, se obtuvieron índices de ajuste incrementales y parsimoniosos poco satisfactorios (Kline, 2016). Por ello, fue necesario re-especificar este modelo. En el modelo 2, se consideran los errores correlacionados de los ítems 1 (Temo que otros tengan experiencias más gratificantes que yo) y 2 (Me temo que mis amigos tienen experiencias más gratificantes que yo) y 7 (Me molesta cuando pierdo la oportunidad de reunirme con mis amigos) y 9 (Cuando me pierdo una reunión planificada, me molesta). Con ello, se aprecia una mejora sustancial no solo en las cargas factoriales (.389 a .819), sino también, en los índices de ajuste global, incremental y parsimoniosos. Se corrobora, pues, que el AVE resulta ser superior a las comunalidades de los ítems, con ello se pudo verificar la validez interna convergente del instrumento (Fornell & Larcker, 1981). Estos resultados permiten afirmar que la FoMOs es una medida parsimoniosa, robusta e interpretable, lo cual coincide con lo reportado Przybylski et al. (2013) y con la versión adaptada por Gil et al. (2015). Sin embargo, difieren con lo reportado por Casale & Fioravanti (2019) quienes encontraron una estructura bifactorial en universitarios italianos. Asimismo, Al-Menayes (2016) afirma que la FoMOs funciona como una medida de dos factores en la población árabe.

Al respecto, Wegmann et al. (2017) proponen que el FoMO no es un fenómeno unidimensional, sino que puede abordarse como una condición específica respecto al miedo a perderse algo, denominado *trait-FoMO* (*FoMO online*) y otro en la que se lo considera un rasgo disposicional, denominado *state-FoMO* (*FoMO offline*). Aparentemente, la versión original de la FoMOs propuesta por Przybylski et al. (2013), Gil et al. (2015) y analizada en el presente estudio incluye en sus indicadores un mayor contenido de los elementos teóricos del *trait-FoMO* explorándolo como condición específica desarrollada en el contexto *online* (redes sociales). Mientras que en otros estudios como en el de Casale y Fioravanti (2019) y Al-Menayes (2016) se hace visible no solo la condición específica (*online*) del FoMO, sino que también se acentúa el componente disposicional (*offline*) del constructo.

El análisis de la invariancia por sexo se realizó porque es necesario dar cuenta de esta propiedad para poder realizar comparaciones en posteriores estudios. Los resultados muestran que la invariancia configuracional, escalar y estricta se han establecido en varones

y mujeres y han alcanzado índices adecuados (Cheung & Rensvold, 2002). Estos resultados coinciden con lo reportado por Casale y Fioravanti (2019) y parcialmente con lo que indican Can y Satici (2019) quienes demostraron la invariancia configuracional y métrica de la FoMOs pero en función del tipo de red social que visitaban los jóvenes en Turquía.

Debido a que el FoMO es una variable que se encuentra implicada en diferentes problemas referentes al uso de redes y nuevas tecnologías, se consideró conveniente determinar las evidencias de validez basadas en la relación con otras variables. Se encontró que las puntuaciones de la FoMOs convergen significativamente con la adicción a Facebook, la perturbación de la comunicación, la obsesión por el móvil y los sentimientos de soledad. Lo que coincide parcialmente con otras investigaciones en las que también se ha demostrado la relación del FoMO con la adicción a las redes sociales (Varchetta et al., 2020; Li et al., 2020), Facebook (Casale & Fioravanti, 2019), *phubbing* (Karadağ et al., 2015) y con el estado emocional (Przybylski et al., 2013).

Por lo que respecta a las evidencias de fiabilidad se realizaron dos procedimientos, el primero tuvo como objetivo determinar la consistencia interna. Para ello, se calculó el coeficiente omega debido a razón de su imparcialidad ante elementos congéneres con errores no correlacionados (McDonald, 1999). Además se aplicó un test - re-test y se obtuvo un CCI igual a .821; estos resultados dan cuenta de la estabilidad temporal de las puntuaciones de la FoMOs (Davis & Joseph, 2016; Shoukri, 2004). Lo que coincide con otros estudios (Can & Satici, 2019; Casale & Fioravanti, 2019; Gil et al., 2015; Przybylski et al., 2013).

En cuanto a las limitaciones del estudio, se determinó la muestra de manera no probabilística, por lo cual no se pueden generalizar los resultados. Del mismo modo, se incluyó solo a universitarios de nivel socioeconómico medio y que vivían en la ciudad de Lima en el momento del estudio, y se dejó de lado a los estudiantes de otros niveles educativos y de diferentes culturas; además de considerar muestras de adultos y adultos mayores.

En suma, tras analizar las propiedades psicométricas de la FoMOs, se concluye que es una medida unidimensional, presenta invariancia estructural en varones y mujeres y presenta una validez convergente con la adicción a Facebook, la perturbación de la comunicación, la obsesión por el móvil y con los sentimientos de soledad. Asimismo, sus puntuaciones son consistentes y presentan estabilidad temporal.

## Declaración de divulgación

No existen intereses en conflicto.

## Referencias

Al-Menayes, J. (2016). The fear of missing out scale: validation of the arabic version and correlation with

- social media addiction. *International Journal of Applied Psychology*, 6(2), 41-46. <https://doi.org/10.5923/j.ijap.20160602.04>
- American Educational Research Association, American Psychological Association & National Council On Measurement In Education (2018), *Standards for educational and psychological testing*, American Educational Research Association.
- Andreassen, C. S., Torsheim, T., Brunborg, G. S., & Pallesen, S. (2012). Development of a Facebook addiction scale. *Psychological Reports*, 110(2), 501-517. <https://doi.org/10.2466/02.09.18.PR0.110.2.501-517>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Bentler, P. & Bonett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88(3), 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 112(3), 400-404.
- Blachnio, A., & Przepiórka, A. (2017). Facebook intrusion, fear of missing out, narcissism, and life satisfaction: A cross-sectional study. *Psychiatry Research*, 259, 514-519. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.11.012>
- Blanca, M.J. & Bendayan, R. (2018). Spanish version of the Phubbing Scale: Internet addiction, Facebook intrusion, and fear of missing out as correlates. *Psicothema*, 30(4), 449-454. <https://doi.org/10.7334/psicothema2018.153>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research (2a ed.)*. Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: a walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.
- Can, G., & Satici, S. A. (2019). Adaptation of fear of missing out scale (FoMOs): Turkish version validity and reliability study. *Psicologia, reflexao e critica: revista semestral do Departamento de Psicologia da UFRGS*, 32(1), 3. <https://doi.org/10.1186/s41155-019-0117-4>
- Casale, S., & Fioravanti, G. (2019). Factor structure and psychometric properties of the Italian version of the Fear of Missing Out Scale in emerging adults and adolescents. *Addictive Behaviors*, (102), 106179. <http://dx.doi.org/10.1016/j.addbeh.2019.106179>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). *Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. [https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902\\_5](https://doi.org/10.1207/s15328007sem0902_5)
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Coskun, S., & Karayagiz Muslu, G. (2019). Investigation of problematic mobile phones use and Fear of Missing Out (FoMO) level in adolescents. *Community mental health journal*, 55(6), 1004-1014. <https://doi.org/10.1007/s10597-019-00422-8>
- Davis, M. D., & Joseph, J. (2016). Determining agreement using rater characteristics. *Journal of Biopharmaceutical Statistics*, 26(4), 619-630. <https://doi.org/10.1080/10543406.2015.1052490>
- De Jong-Gierveld, J., & Kamphuls, F. (1985). The development of a rasch-type loneliness scale. *Applied Psychological Measurement*, 9(3), 289-299. <https://doi.org/10.1177/014662168500900307>
- Deci, E. L. & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. Plenum Press.
- Deci, E. L. & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268. [https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104\\_01](https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01)
- Dempsey, A. E., O'Brien, K. D., Tiamiyu, M. F., & Elhai, J. D. (2019). Fear of missing out (FoMO) and rumination mediate relations between social anxiety and problematic Facebook use. *Addictive Behaviors Reports*, 9, 100150. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2018.100150>
- Elhai, J. D., Rozgonjuk, D., Liu, T., & Yang, H. (2020). Fear of missing out predicts repeated measurements of greater negative affect using experience sampling methodology. *Journal of Affective Disorders*, 262, 298-303. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.11.026>
- Fernández, P. & Díaz, P. (2000). Significancia estadística y relevancia clínica. *Cadena de Atención Primaria*, 8, 191-195. [https://www.fisterra.com/mbe/investiga/signi\\_estadi/signi\\_estadisti2.pdf](https://www.fisterra.com/mbe/investiga/signi_estadi/signi_estadisti2.pdf)
- 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/10.1177/002224378101800104>
- Fox, J. & Moreland, J. J. (2015). The dark side of social networking sites: An exploration of the relational and psychological stressors associated with Facebook use and affordances. *Computers in Human Behavior*, 45, 168-176. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.11.083>
- Franchina, V., Vanden Abeele, M., van Rooij, A. J., Lo Coco, G., & De Marez, L. (2018). Fear of Missing Out as a Predictor of Problematic Social Media Use and Phubbing Behavior among Flemish Adolescents. *International journal of environmental research and public health*, 15(10), 2319. <https://doi.org/10.3390/ijerph15102319>
- Gil, F., Chamarro A. & Oberst, U. (2015). Addiction to online social networks: A question of «Fear of Missing Out»? *Journal of Behavioral Addictions*, 4(1), 1-66 <http://dx.doi.org/10.1556/JBA.4.2015.Suppl.1>
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W., (2010). On connectivity of fibers with positive marginals in multiple logistic regression. *Journal of Multivariate Analysis*, 101(4), 909-925. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2009.12.014>
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (1986). *Lisrel VI: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least square methods*. Scientific Software, Inc.

- Karadağ, E., Tosuntaş, Ş. B., Erzen, E., Duru, P., Bostan, N., Şahin, B. M., Çulha, I., & Babadağ, B. (2015). Determinants of phubbing, which is the sum of many virtual addictions: A structural equation model. *Journal of Behavioral Addictions, 4*(2), 60-74. <https://doi.org/10.1556/2006.4.2015.005>
- Kline, R. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling (4th Edition)*. The Guilford Press.
- Lemay, D.J., Doleck, T., & Bazalais, P. (2019). Self-termination, loneliness, fear of missing out, and academic performance. *Knowledge Management & E-Learning, 11*(4), 485-496. <https://doi.org/10.34105/j.kmel.2019.11.025>
- Li, C. -H. (2014). *The performance of MLR, USLMV, and WLSMV estimation in structural regression models with ordinal variables (Disertación de Doctorado, Michigan State University, East Lansing, MI, Estados Unidos)*. <https://bit.ly/3dDI3BR>
- Li, L., Griffiths, M., Niu, Z., & Mei, S. (2020). The trait-state fear of missing out scale: Validity, reliability, and measurement invariance in a Chinese sample of university students. *Journal of Affective Disorders, 274*, 711-718. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2020.05.103>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Medrano, L. & Pérez, E. (2018), *Manual de psicometría y evaluación psicológica*. Editorial Brujas.
- Medrano, L. A. & Muñoz-Navarro, R. (2017). Aproximación conceptual y práctica a los modelos de ecuaciones estructurales. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria, 11*(1), 219-239. <http://dx.doi.org/10.19083/ridu.11.486>
- Mueller, R. & Hancock, G. (2008). Best practices in structural equation modeling. In Osborne, J. *Best practices in quantitative methods* (pp. 488-508). SAGE Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781412995627>
- Oberst, U., Wegmann, E., Stodt, B., Brand, M., & Chamarro, A. (2017). Negative consequences from heavy social networking in adolescents: The mediating role of fear of missing out. *Journal of Adolescence, 55*, 51-60. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2016.12.008>
- Przybylski, A. K., Murayama, K., DeHaan, C. R., & Gladwell, V. (2013). Fear of Missing Out Scale: FOMOs. *Computers in Human Behavior, 29*, 1814-1848. <https://doi.org/10.1037/t23568-000>
- Przybylski, A. K., Weinstein, N., Ryan, R. M., & Rigby, C. S. (2009). Having to versus wanting to play: background and consequences of harmonious versus obsessive engagement in video games. *Cyberpsychology & Behavior: The Impact of the Internet, Multimedia and Virtual Reality on Behavior and Society, 12*(5), 485-492. <https://doi.org/10.1089/cpb.2009.0083>
- Rosseel, Y., Oberski, D., Byrnes, J., Vanbrabant, L., Savalei, V., Merkle, E., Jorgensen, T. D. (2018). Latent variable analysis: Package 'lavaan' 0.6-3. <https://cran.r-project.org/web/packages/lavaan/lavaan.pd>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology, 25*(1), 54-67. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1020>
- Santana-Vega, L., Gómez-Muñoz, A. M., & Feliciano-García, L. (2019). Uso problemático del móvil, fobia a sentirse excluido y comunicación familias de los adolescentes. *Comunicar, 59*(2), 39-47. <https://doi.org/10.3916/C59-2019-04>
- Shoukri, M. (2004). *Measures of interobserver agreement*. CHAPMAN & HALL. EEUU
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology, 9*(4), 486-492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Vallejos-Flores, M. Á., Copez-Lonzoy, A. J. E., & Capaluque, W. (2018). ¿Hay alguien en línea?: Validez y fiabilidad de la versión en español de la Bergen Facebook Addiction Scale (BFAS) en universitarios. *Health and Addictions/Salud y Drogas, 18*(2), 175. <https://doi.org/10.21134/haaj.v18i2.394>
- Varchetta, M., Frascchetti, A., Mari, E., & Giannini, A.M. (2020). Adicción a redes sociales, Miedo a perderse experiencias (FOMO) y Vulnerabilidad en línea en estudiantes universitarios, *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria, 14*(1), e1087. <https://dx.doi.org/10.19083/ridu.2020.1187>
- Ventura-León, J. L., & Caycho, T. (2017). Validez y fiabilidad de la Escala de Soledad de Jong Gierveld en jóvenes y adultos peruanos. *PSIENCIA: Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica, 9*(1), 5. <https://doi.org/10.5872/psiencia/9.1.41>
- Verdam, M. G., Oort, F. J., & Sprangers, M. A. (2016). Using structural equation modeling to detect response shifts and true change in discrete variables: an application to the items of the SF-36. *Quality of life research: an international journal of quality of life aspects of treatment, care and rehabilitation, 25*(6), 1361-1383. <https://doi.org/10.1007/s11136-015-1195-0>
- Wegmann, E., Oberst, U., Stodt, B., & Brand, M. (2017). Online-specific fear of missing out and internet-use expectancies contribute to symptoms of internet-communication disorder. *Addictive Behaviors Reports, 5*, 33-42. <https://doi.org/10.1016/j.abrep.2017.04.001>
- Williams, B., Onsman, A., & Brown, T. (2010). Exploratory factor analysis: A five-step guide for novices. *Australasian Journal of Paramedicine, 8*(3), 1-13. <https://doi.org/10.33151/ajp.8.3.93>