



PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE PHUBBING: MODELO BIFACTOR E INVARIANZA FACTORIAL EN UNIVERSITARIOS PERUANOS

*PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE PHUBBING SCALE: BIFACTOR MODEL
AND FACTORIAL INVARIANCE IN PERUVIAN UNIVERSITY STUDENTS.*

Jossué Correa-Rojas

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú

<https://orcid.org/0000-0002-4166-7210>

jossue.correa@upc.pe

Mirian Grimaldo-Muchotrigo

Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, Lima, Perú

<https://orcid.org/0000-0003-4197-1906>

mirian.grimaldo@upc.pe

Emma Cambillo-Moyano

Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú

<https://orcid.org/0000-0003-3173-9425>

Cómo citar este texto:

Correa-Rojas, J., Grimaldo-Muchotrigo, M. y Cambillo-Moyano, E. (2022). Propiedades psicométricas de la Escala de Phubbing: Modelo Bifactor e Invarianza factorial en universitarios peruanos. *Health and Addictions / Salud y Drogas*, 22(2), 227-243. doi: 10.21134/haaj.v22i2.691

Resumen

Introducción: El Phubbing es una conducta que consiste en menospreciar la comunicación interpersonal directa por dar preferencia al uso del teléfono inteligente, por su naturaleza descalificadora tiene implicancias negativas en la vida de las personas. La Escala de *Phubbing* es la medida más utilizada para medir este atributo, fue diseñada por Karadag et al. (2015) y ha demostrado sostener su estructura bidimensional en diferentes contextos. **Objetivo:** El presente estudio se concentra en analizar la pertinencia de un modelo bifactor que explique la varianza común de los factores específicos. Asimismo, se busca verificar la invarianza de la medida según género. **Método:** Para este estudio instrumental, se seleccionaron intencionalmente 632 universitarios limeños, en su mayoría procedentes de universidades privadas (54.6%), con mayor presencia de mujeres (54.1%), sus edades van entre 16 y 37 años ($M=20.88$; $DE=2.74$). **Resultados:** Los resultados muestran que el modelo bifactor presenta un mejor ajuste respecto a otros modelos analizados ($TLI=.99$; $RMSEA = .05[.03-.06]$; $ECV=.71$; $H=.89$; $FD=.91$). Asimismo, se consiguió establecer la invarianza configuracional, métrica y escalar de la medida según el género. Se concluye que la Escala de Phubbing es una medida parsimoniosa e interpretable que mide consistentemente el *phubbing* en universitarios limeños.

Abstract

Introduction: Phubbing is a behavior that consists in underestimating direct interpersonal communication by giving preference to use the smartphone, due to its disqualifying nature it has negative implications in people's lives. The Phubbing Scale is the most used to measure this attribute, it was designed by Karadag et al. (2015) and has shown to sustain its two-dimensional structure in different contexts. **Objective:** The present study focuses on analyzing the relevance of a bifactor model that explains the common variance of the specific factors. Likewise, it seeks to verify the invariance of the measure according to gender. **Method:** For this instrumental study, 632 Lima university students were intentionally selected, mostly from private universities (54.6%), with a higher presence of women (54.1%), their ages range between 16 and 37 years ($M=20.88$; $SD=2.74$). **Results:** The results show that the bifactor model presents a better fit with respect to other models analyzed ($TLI=.99$; $RMSEA=.05 [.03-.06]$; $ECV=.71$; $H=.89$; $FD=.91$). Likewise, it was possible to establish the configurational, metric and scalar invariance of the measure according to gender. It is concluded that the Phubbing Scale is a parsimonious and interpretable measure that consistently measures phubbing in Lima university students.

Palabras clave

validez; fiabilidad; *phubbing*; determinantes psicológicos de la salud universitarios; Perú

Keywords

validity; reliability; phubbing; social determinants of health; university students; Perú

Introducción

En los últimos años, el uso de teléfonos móviles inteligentes ha aumentado. Al respecto, Young (2017) señala que la mayoría de los usuarios son jóvenes entre 16 y 20 años que invierten más de cuatro horas en su uso. Así, diversos estudios acerca de los teléfonos inteligentes asocian su uso a compras en línea (Syed, 2019), y se hacen referencia a la implicancia que puede llegar a tener sobre la felicidad, satisfacción en intimidad con la pareja (Johnson, 2020); en otros casos, se han encontrado investigaciones que reportan que esos dispositivos promueven la obstrucción en las interacciones presenciales y que podrían generar distracción en el aula y también durante los exámenes (Ugur & Koc, 2015); incluso, interferir en las relaciones de pareja (Halpern & Katz, 2017; Roberts & David, 2016), en las relaciones entre los cuidadores y los niños (Radesky, et al., 2014), entre padres e hijos (Dwyer et al., 2018); en las relaciones laborales entre los supervisores y trabajadores (Roberts & David, 2017); es decir, impacta negativamente sobre diferentes esferas de las relaciones interpersonales (Oberts et al., 2017; Shellenbarger, 2013) e incluso puede dañarlas (Kushlev & Dunn, 2019). Por lo tanto, el uso inapropiado de este recurso puede influir sobre la conexión emocional (Nakamura, 2015) y en la salud mental de las personas.

Los teléfonos inteligentes favorecen la interacción social; sin embargo, pueden dar lugar a que las personas ignoren a los que se encuentran cerca físicamente, perjudicando la calidad de la comunicación (Przybylski & Weinstein, 2012), ya que la atención sobre el teléfono durante una conversación, ya que puede llegar a obstaculizarla, al mostrar desinterés, descortesía y desvinculación (Karadağ, et al., 2016; Miller-Ott & Kelly, 2017; Vanden & Postma-Nilsenova, 2018), lo que puede generar rechazo por la falta de contacto visual con el interlocutor (Chotpitayasunondh & Douglas, 2018).

Al respecto, una de las conductas más problemáticas es la del *phubbing*, la cual hace referencia a la práctica de usar el teléfono móvil durante una conversación cara a cara o una interacción social (Vanden et al., 2016) en donde se observa que una persona ignora a la otra al estar conectado al teléfono inteligente (Abramova et al., 2017). Diversos estudios han mostrado que existe asociación entre el *phubbing* y la adicción al teléfono inteligente e internet (Chotpitayasunondh & Douglas, 2016), redes sociales y juegos (Barrios-Borjas et al., 2017; Al-Saggaf et al., 2018), Miedo a perderse (Balta et al., 2020), depresión y *distress* en adolescentes (Davey et al., 2018), aburrimiento (Al-Saggaf & O'Donnell, 2019), menos satisfacción con la vida y sentimientos de soledad (Błachnio & Przepiorka, 2019).

El *phubbing* es un constructo que parte de la fusión de los términos *subbing* y *phone*; es decir, describe la acción de revisar el celular en un momento de interacción social (Zamani et al., 2020). Existen diferentes instrumentos que miden el *Phubbing*; sin embargo, uno de los más utilizados y que ha demostrado su validez y fiabilidad en diferentes contextos, es la Escala de *Phubbing* elaborada por Karadağ et al. (2015), esta medida cuenta con diez ítems organizados en dos factores que explican el 56.19% de la varianza común, estos factores se denominan: Distorsión de la comunicación (DC) y Obsesión por el móvil (OM), esta estructura fue verificada mediante un análisis factorial exploratorio, con el método de ejes principales y rotación obliqua, con una consistencia interna adecuada que alcanza un coeficiente alfa cuyas medidas resultan adecuadas tanto para DC ($\alpha = .87$) como para OM ($\alpha = .85$).

En España, Blanca y Bendayan (2018) examinaron las propiedades psicométricas de la escala en adultos y los hallazgos replicaron la estructura bifactorial propuesta por Karadağ et al. (2015), la confiabilidad fue de .85 para Distorsión de la comunicación y .76 para Obsesión por el móvil. Se obtuvieron las evidencias de validez concurrente con las medidas de adicción a Internet, adicción a Facebook y miedo a perderse algo (*Fear of Missing Out*, FoMO). Sin embargo, a diferencia del modelo original, el ítem 5 (*A mi pareja le molesta que esté ocupado/a con el móvil - o familiares, si no tienes pareja*) cargó en el Factor Distorsión de la comunicación y el ítem 10 (*El tiempo que dedico a actividades sociales, personales o profesionales se reduce por el tiempo que uso el móvil*) en el Factor Obsesión por el móvil, lo cual resulta coherente desde un punto de vista teórico.

Por su parte, Zamani et al. (2020) estudiaron las evidencias psicométricas de la Escala de *Phubbing* en estudiantes iraníes y encontraron dos factores al igual que la versión original, con una confiabilidad de .70 para Distorsión de

la comunicación y .81 para Obsesión por el móvil. La evidencia de validez divergente mostró que las subescalas de *phubbing* tenían una relación negativa con apoyo social percibido y la calidad de las relaciones; asimismo, obtuvieron una relación positiva con la dimensión de conflictos interpersonales.

En América Latina, Resett (2020) adaptó esta medida en una muestra argentina y encontró una estructura de tres factores. En cuanto a la confiabilidad al aplicar el coeficiente alfa, se obtuvieron valores de .67 para interferencia en la comunicación; .66 para obsesión con el celular y .58 para problemas psicosociales. Se hallaron correlaciones significativas con la edad y con las dimensiones de conflicto-antagonismo percibido con madres/padres.

Los estudios previos coinciden en la bidimensionalidad de la medida (Blanca & Bendayan, 2018; Zamani et al., 2020), con excepción del estudio de Resett (2020) quien propone una estructura alterna, la misma que no coincide con lo propuesto originalmente por Karadag et al. (2015), se entiende entonces que el *Phubbing* tiene una naturaleza multidimensional y cuyo origen puede encontrarse en la alta estimulación proveniente de las diferentes aplicaciones a las cuales se puede acceder desde un teléfono inteligente (Chotpitayasunondh & Douglas, 2016; Oberts et al., 2017). En este sentido, la estructura bidimensional no responde directamente a una medida del *Phubbing* sino a aspectos muy vinculados con este; sin embargo, es de esperarse que dado el grado de varianza compartida entre la PC y OM se esperaría que la sumatoria de estos puntajes pueda explicar un factor general latente (Dueber, 2017); en tal caso, un mayor puntaje haría referencia a mayor presencia del atributo. Por ello, es necesario verificar la existencia de un factor general latente y otras evidencias de validez asociadas con este.

Aun cuando la Escala de *Phubbing* ha demostrado presentar una adecuada estructura interna en diversos contextos culturales (Karadag et al., 2015; Blanca & Bendayan, 2018; Zamani et al., 2020); existen propiedades que no han sido exploradas. Así, teóricamente la escala de *Phubbing* presenta una estructura bifactorial en la cual los factores se encuentran correlacionados; lo cual, a decir de la literatura sugiere la presencia de un factor general, esto sería coherente con el modelo teórico de Karadag et al. (2015), ya que originalmente la concepción de los factores PC y OM deben explicar el *Phubbing*; sin embargo, ello no ha sido analizado en estudios previos. Esto resulta paradójico pues todas las estructuras modeladas ortogonalmente requerirían verificar el cumplimiento de un modelo bifactor, pues este factor general influye simultáneamente en todos los ítems que componen la medida (Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017). No obstante, debido a la particularidad de los modelos bifactor, su evaluación bajo los índices tradicionales, que se reportan en un modelo factorial confirmatorio puede llevar a malas interpretaciones (Dueber, 2017). Por ello, es conveniente utilizar índices específicos que permiten una mejor interpretación de estos modelos (Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017).

Otro aspecto desatendido tiene que ver con la invarianza factorial de la medida, dado que el cumplimiento de esta propiedad implica que el constructo se comprende de manera indistinta según el género de los participantes. Es necesario el cumplimiento de esta característica para poder utilizar la medida en estudios comparativos (Coenders et al., 2005); pues la verificación de esta permite su utilización con la seguridad que los cambios en las mediciones no son consecuencia de un mal funcionamiento de esta (Elosua, 2005).

Dada las implicancias de este fenómeno, resulta necesario contar con un instrumento que presente evidencias de validez y confiabilidad para medir el *Phubbing*, ello debido al aumento del uso de los teléfonos móviles inteligentes en el medio. Ya que de acuerdo con la Agencia de Marketing Digital Branch (2021) el Perú es uno de los tres países con mayor crecimiento económico digital. Asimismo, el 42.5% del tráfico web se genera desde teléfonos celulares, lo que constituye un incremento del 66% respecto al 2020. Estos datos son congruentes con lo informado por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) que señala que existe un aumento de la población usuaria de internet mediante el teléfono celular (INEI, 2021). De igual manera Ipsos Perú (2020) identificó que el 81% de la población que accede a internet lo realiza mediante un *smartphone*, siendo los usos generales de estos dispositivos el WhatsApp (97%), redes sociales (91%), llamadas (66%), búsqueda de información (59%), escuchar música (57%), videollamadas (49%), enviar y leer correos (44%) y jugar (43%). Estos datos dan cuenta del contexto en el cual se enmarca la problemática en torno al uso de estos dispositivos inteligentes.

Además, al no existir una medida apropiada que permita la correcta medición de este constructo en Perú, hace que crezca una brecha en el estudio y comprensión de este fenómeno social y ello puede tener un impacto en

la salud mental de los jóvenes. Esto debido a que el *phubbing* puede provocar problemas sociales y psicológicos (Ergun, Goksu & Sakiz, 2019), debilitando el desarrollo de competencias sociales y personales necesarias para lograr una adecuada adaptación al entorno (Blanca & Bendayan, 2018).

Así, el propósito del presente estudio fue analizar la estructura interna de la Escala *Phubbing* mediante un modelo bifactor, el cual verifica la existencia de un factor general latente que explica la alta correlación entre los factores específicos de la medida, lo cual ha sido señalado en estudios previos (Blanca & Bendayan, 2018; Karadag et al., 2015; Ressett, 2020; Zamani et al., 2020). Asimismo, se pretende analizar la invarianza de la medida según el sexo de los participantes, ello garantiza que se trata de una medida estable en su estructura (Byrne, 2008), también se verificó que los ítems no presenten sesgos y que las medidas sean consistentes en varones y mujeres. Al verificar esta propiedad se dotará de evidencia empírica para futuros usos de la medida en estudios comparativos (Abad et al., 2011). Adicionalmente, se determinó la validez basada en la relación con otras variables; para ello, se propuso un modelo de regresión lineal múltiple mediante en el cual el *Fear of Missing Out* y la Adicción al *Facebook* explicaron la varianza del *Phubbing* y sus dimensiones. Posteriormente, se revisó la consistencia interna a través del coeficiente omega debido a que no requiere el cumplimiento del supuesto de tau equivalencia y constituye una medida más apropiada para datos ordinales (Ventura-León, 2017).

Método

Diseño

El diseño de la presente investigación es instrumental, pues se analiza la validez estructural, la invarianza de la medida, la validez convergente y la consistencia de las puntuaciones de la Escala de *Phubbing* en una muestra de universitarios peruanos (Ato et al., 2013).

Participantes

Se seleccionaron por conveniencia 632 estudiantes universitarios de Lima Metropolitana; luego de la limpieza y depuración de datos, la muestra quedó conformada por 619 jóvenes en su mayoría procedentes de universidades privadas (54.6%), entre varones (45.9%) y mujeres (54.1%), con edades que fluctúan entre los 16 y 37 años ($M=20.88$; $DE=2.74$), en su mayoría son estudiantes del quinto ciclo (20.7%), todos los participantes presentaron un nivel cultural y socioeconómico nivel medio. En el estudio se consideró a los estudiantes que repitieron y no cursos.

Instrumentos

Escala de *Phubbing* diseñada por Karadağ et al. (2015) está compuesta por 10 ítems diseñada para medir el *Phubbing*, se puntúan en una escala tipo Likert cuyos valores van de 1 (nunca) a 5 (siempre), cuenta con evidencias de validez basada en la estructura interna, como resultado de un análisis factorial exploratorio con rotación *oblimin*, a partir de ello se identificaron dos factores denominados: Distorsión de la comunicación (DC) y Obsesión por el móvil (OM). En cuanto a su consistencia interna, se reportan valores satisfactorios. Para la presente investigación se empleó la versión española de Blanca y Bendayan (2018) la cual replicó la estructura bidimensional de la versión original: Disrupción de la comunicación y Obsesión con el teléfono móvil; además, se reportaron las evidencias de validez concurrente, mediante regresión jerárquica, mostraron correlaciones positivas con la adicción a Internet, adicción a *Facebook* y miedo a perderse (FoMO); asimismo, se reportan valores adecuados de consistencia interna ($>.70$).

Escala de *Fear of Missing Out* fue desarrollada por Przybylski et al. (2013), es una escala unidimensional de diez ítems ideada para medir el miedo 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= *extrema-*

damente cierto). Para el presente estudio se utilizó la adaptación realizada por Correa et al. (2020) cuyos datos confirman la estructura unidimensional de la medida y reportan la fiabilidad por consistencia interna a través de un omega igual a .89, y por estabilidad con un coeficiente de correlación intraclase igual a .82

Bergen Facebook Addiction Scale (BFAS) diseñada por Andreassen et al. (2012), es una medida unidimensional que consta de 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 se conforma de la sumatoria de todos los ítems para la adicción al Facebook, un puntaje alto hace referencia a mayor presencia del atributo, su consistencia interna fue superior a .80. En la presente investigación, se utilizó la adaptación realizada por Vallejos-Flores et al. (2018) sobre una muestra de universitarios limeños, confirmando la unidimensionalidad de la medida y la consistencia de sus puntuaciones (>.70).

Procedimientos

Para la recolección de los datos se utilizaron dos estrategias; la primera modalidad fue la presencial y se realizó entre octubre y diciembre del 2019; la recolección de información continuó durante el 2020; sin embargo, debido a la coyuntura se consideró conveniente continuar con la recolección de datos de manera virtual a través de un formulario virtual de *Google Forms*; antes de la aplicación de los instrumentos se presentó el consentimiento informado y se hizo especial énfasis en la confidencialidad de los datos proporcionados y en los resultados que se obtengan. Se recordó a los participantes la naturaleza voluntaria de su participación y de la libertad de retirarse en el momento que así lo creyeran conveniente. La investigación contó con la aprobación de las autoridades de las cuatro universidades de las cuales se obtuvo la muestra.

Análisis de datos

Para los análisis se utilizaron el programa IBM SPSS, versión 25 y el *Rstudio* versión 3.3.2 (RStudio Team, 2015), empleándose el paquete Lavaan (Rosseel, 2012), finalmente para el cálculo de los índices de ajuste del modelo bifactor se empleó *The Bifactor Indices Calculator* (Dueber, 2017).

Inicialmente se procedió a realizar la exploración de los datos, a fin de identificar: valores perdidos (Coenders & Batista-Foguet, 2005) los cuales al ser identificados y en la medida que no superen el 5% fueron completados mediante el método de regresión; para ubicar los *outliers* y patrones de respuesta con esfuerzo insuficiente se utilizó la distancia de Mahalanobis (D^2). y *Longstring* para identificar dos patrones de Esfuerzo Insuficiente de Respuesta (REI, por sus siglas en inglés) los cuales consisten en patrones de respuestas aleatorios no equivalentes al constructo medido, se espera que los *careless* no superen el 5% de la muestra (Meade & Craig, 2012).

Luego se exploró la funcionalidad de las opciones de respuesta, se revisó la frecuencia absoluta de cada categoría, se consideraron ineficientes aquellas frecuencias inferiores a 1. según el criterio de Linacre (2002), dado que es el tamaño mínimo recomendado para garantizar la adecuación de las estimaciones psicométricas en cada opción de respuesta (Wind & Engelhard, 2012). A continuación, se repasaron las medidas de tendencia central, dispersión y deformación de los ítems que componen la escala, la media (M), desviación estándar (DE), asimetría (g_1) y curtosis (g_2). En este sentido, el contraste de los índices de asimetría y curtosis aportaron acerca de la distribución de los ítems se tomó como criterio de normalidad univariada los valores ± 1.5 (Pérez & Medrano, 2010)

En cuanto a la estructura interna de la Escala de *Phubbing*, se evaluó el modelo original Karadağ et al., 2015 en su versión adaptada al español por Blanca y Bendayan (2018) la cual está compuesta por dos factores: Perturbación de la Comunicación (PC) que incluye a los ítems del 1 al 5 y Obsesión por el Móvil (OM) compuesto por los ítems del 6 al 10. Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante el método *Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted* (WLSMV), que considera una matriz de correlaciones policóricas. Además, de ser más eficiente para datos ordinales (Dominguez-Lara, 2014; Verdamm Oort, & Sprangers, 2016). Bajo estos parámetros, se analizó un el modelo bidimensional original y luego este modelo fue re-especificado añadiendo

el efecto de errores correlacionados de acuerdo con los valores encontrados en los Índices de Modificación (IM) índices por encima de .50 (Hair et al., 2010). La adecuación de los modelos se analizó a partir de los índices de bondad de ajuste (Abad et al., 2011). En cuanto a los índices de ajuste absoluto, se presenta la razón chi cuadrado entre los grados de libertad (χ^2/df), *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) y el *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), con valores sugeridos por Bentler y Bonnet (1980) por debajo de 0.05; además, se incluye el índice Comparative Fit Index (CFI) de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom (1986) para verificar el ajuste incremental y el índice de Tucker-Lewis (TLI) para cotejar el ajuste de parsimonia (Kline, 2016), cuyos valores esperados se sitúan por encima de .95. Luego, a partir de las cargas factoriales se calculó la varianza promedio extraída (Average Variance Extracted [AVE]) considerando valores alrededor del .50 como satisfactorios, con ello se verificarán las evidencias de validez interna convergente (Fornell & Larcker, 1981).

Adicionalmente, se probaron dos modelos bifactor uno sin errores correlacionados y otro con errores correlacionados, para la correcta interpretación de los modelos bifactor se incluyeron coeficientes específicos sugeridos por la literatura (Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017), entre los índices que se incluyen están el *Explain Common Variance* (ECV) que reporta la varianza que explica el factor general, se espera un valor superior a .60 (Bonifay et al., 2015; Stucky et al., 2013). Además, el coeficiente Omega Hierarchical (ω_H) y la subescala omega jerárquica, (ω_{HS}), cuyos valores deben situarse por encima de .80 (Reise et al., 2013). Se incluye el coeficiente H cuyos valores superiores a .80 sugieren una variable latente bien definida (Hancock & Muller, 2001). Finalmente, se incluye el coeficiente *Factor Determinancy* (FD) que considera como adecuadas medidas por encima de .90 (Gorsuch, 1983).

Se determinó la invarianza del modelo bifactor según el sexo, para ello se analizó la invarianza configuracional, luego se fijaron los *Threshold* (umbrales) de acuerdo con el método de Wu y Estrabook (2016), para la invarianza métrica se fijaron los parámetros (λ), y finalmente se exploró la invarianza escalar, se consideraron los cambios en el CFI (<.05), en el RMSEA (<.05) y SRMR (<.01) para verificar la invarianza de las medidas (Byrne, 2008).

Para determinar las evidencias de validez basada en la relación con otras variables, se analizó un modelo explicativo donde Y_i : Puntaje en Escala *Phubbing*, X_1 : Puntaje en Escala Adicción *Facebook*, X_2 : Puntuación en Escala FoMo. Se evaluaron los supuestos de pertinencia del modelo a través de un ANOVA (con valores expectantes $p < .05$), para las medidas de colinealidad se esperan VIF por debajo de 10 y valores de Durbin Watson (DW) por debajo de 3 (Aldas & Uriel, 2017). Se analiza la normalidad a partir de los residuos a través del estadístico Kolgomorov-Smirnov (KS).

Finalmente, las evidencias de fiabilidad se evaluaron a través del coeficiente omega (ω) con sus respectivos intervalos de confianza a 95%. Esto es recomendado por Ventura-León (2017) pues la medición de la fiabilidad no es exacta por la influencia del error aleatorio, ello hace conveniente reportar el intervalo de confianza (IC) pues define el valor verdadero en un rango. Adicionalmente, se calculó la fiabilidad compuesta (*Compositive Reliability* [CR]), este coeficiente resulta adecuado para medidas congénéricas (Zumbo et al., 2007).

Resultados

Inicialmente se verificó la presencia de *outliers* y esfuerzo insuficiente de respuesta, para lo cual se analizó la distancia de Mahalanobis (D^2) que provee un punto de datos en relación con el centro de una distribución multivariante (Meade & Craig, 2012). Asimismo, se revisó la Función de patrón de respuesta, la cual estima la longitud de respuestas idénticas consecutivas dadas (Johnson, 2005). Respecto a la D^2 se identificaron que solo 13 de 632 registros incumplían la normalidad multivariada, lo que corresponde al 2.14% de los datos ($\chi^2=23.21$; $p < .001$). Asimismo, se identificó que estos 13 registros también mostraron esfuerzo insuficiente de respuesta (*longstring*). Al excluir estos casos se espera reducir el efecto de los ítems que presentan Esfuerzo Insuficiente de Respuesta (EIR).

En la Tabla 1, se exponen las frecuencias absolutas de las opciones de respuesta de la Escala de Phubbing, se aprecia que en todos los casos cada categoría obtiene valores por encima de 10 con excepción del reactivo seis el

cual obtiene una frecuencia absoluta igual a 4 en la primera categoría. Del mismo modo, el ítem 3 presenta una frecuencia absoluta de 9 en la opción de respuesta 5, estos hallazgos sugieren una medida inadecuada de estas dos categorías de respuesta según lo que refiere Linacre (2002). No obstante, al identificarse que solo son estos dos casos se procede con el análisis dado que las opciones de respuesta de estos ítems si resultaron adecuados. Se evidencia que los ítems 6 ($M = 4.31$) y 7 ($M = 3.68$) presentan los promedios más altos, mientras que las medias más bajas se ubican en los ítems 3 ($M = 1.99$) y 8 ($M = 2.31$). En cuanto a la variabilidad, se aprecia que el ítem 7 ($DE = 1.24$) y 8 ($DE = 1.19$) son los que presentan mayor dispersión. La asimetría fluctúa entre -1.14 y 0.79 , mientras que la curtosis oscila entre -0.54 y 1.07 , lo que indica que la distribución de los ítems se aproxima a una distribución univariante normal.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y distribucionales

	N	CN	AV	CS	S	Min	Max	M	DE	g ₁	g ₂
PB1	41	145	299	111	23	1	5	2,89	.90	-.01	.03
PB2	81	277	195	54	12	1	5	2,42	.89	.48	.15
PB3	233	214	124	39	9	1	5	1,99	.98	.79	.03
PB4	98	208	228	72	13	1	5	2,51	.96	.20	-.36
PB5	155	202	167	69	26	1	5	2,37	1,10	.50	-.44
PB6	4	15	80	209	311	1	5	4,31	.83	-1,14	1,07
PB7	46	64	135	172	202	1	5	3,68	1,24	-.65	-.54
PB8	196	170	158	56	39	1	5	2,31	1,19	.62	-.45
PB9	102	201	206	81	29	1	5	2,57	1,06	.32	-.41
PB10	159	203	168	70	19	1	5	2,33	1,07	.46	-.49

Nota. N: Nunca. CN: Casi nunca. AV: A veces. CS: Casi siempre. S: Siempre. Min: Puntaje mínimo. Max: Puntaje máximo. M: Promedio. DE: Desviación estándar. g₁: Coeficiente de asimetría. g₂: Coeficiente de curtosis.

Evidencias de validez basada en la estructura interna

Para determinar la evidencia de validez basada en la estructura interna de la Escala de Phubbing se analizó un modelo bidimensional, según la propuesta de Karadag et al. (2015) corroborada por Blanca y Bendayan (2018) en una muestra de adultos españoles. Los resultados muestran que el primer factor (PC) obtuvo saturaciones por encima de .60; mientras que el segundo factor (OM) concentra saturaciones por encima de .50; sin embargo, este modelo presenta un ajuste inadecuado. Para entender esta condición se exploraron los índices de modificación (IM) los cuales sugirieron la presencia de errores correlacionados entre el ítem 3 (*Otras personas se quejan sobre mi uso del teléfono móvil*) y 5 (*A mi pareja o mis familiares les molesta que esté ocupado/a con el celular*); y 6 (*Mi celular siempre está a mi alcance*) y 7 (*Lo primero que hago al despertarme es mirar mis mensajes en mi celular*). Con esas especificaciones se obtuvo un segundo modelo que alcanzo índices aceptables, pero denota una disminución sustancial en sus cargas factoriales.

Modelo bifactor para la Escala de Phubbing

Debido a que los factores que componen la Escala de Phubbing presentaron varianzas compartidas altas (>.65), se analizaron dos modelos bifactor que pudieran explicar esta estructura, en el primer modelo no se consideraron los errores correlacionados, con ello se obtuvieron índices de ajuste tradicionales inadecuados (TLI=.92; RMSEA = .11[.09-.12]). Adicionalmente, se reportaron los índices específicos para modelos bifactor (ECV= .63;

H= .85; FD=.90; $\omega_H = .70$; $\omega_r = .78$) los cuales resultaron parcialmente satisfactorios. El segundo modelo bifactor se consideraron los errores correlacionados entre los ítems 3 y 5; 6 y 7, este modelo alcanzó índices de bondad de ajuste satisfactorios (TLI=.99; RMSEA = .05[.03-.06]), respecto a los **índices específicos para modelos bifactor estos resultaron sustancialmente mejores que los del modelo sin errores correlacionados.**

Tabla 2. Estructura interna de la Escala de Phubbing

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3			Modelo 4		
	F1	F2	λ_2	F1	F2	λ_2	F1	F2	FG	F1	F2	FG
PB1	.81		.65	.82		.67	.46		.63	.45		.86
PB2	.79		.63	.81		.65	.56		.56	.11		.77
PB3	.71		.50	.64		.41	.61		.43	.16		.66
PB4	.65		.42	.66		.43	.44		.47	.26		.67
PB5	.66		.44	.59		.35	.59		.39	.36		.62
PB6		.50	.25		.45	.20		.42	.45		.23	.35
PB7		.54	.29		.50	.25		.57	.5		.39	.33
PB8		.78	.61		.78	.61		.09	.77		.59	.53
PB9		.75	.56		.75	.56		.03	.75		.57	.51
PB10		.61	.37		.62	.38		.16	.64		.39	.45
AVE	.529	.418		.501	.401		.25	.40	.33	.09	.21	.36
FC	.848	.777		.832	.762		.62	.76	.82	.28	.54	.84

Nota. Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) mediante el método *Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted* (WLS-MV). Modelo 1: Bidimensional sin errores correlacionados; Modelo 2: Bidimensional con errores correlacionados; Modelo 3: Bifactor sin errores correlacionados; Modelo 4: Bifactor con errores correlacionados

Finalmente, para identificar cuál de los dos modelos bifactor es el mejor se compararon los índices SRMR, WRMR y FD, los cuales dan cuenta que el modelo bifactor con errores correlacionados presenta una mejor adecuación. En la Tabla 3, se exponen los índices de ajuste tradicionales y los índices específicos para modelos bifactor, se observa como el modelo bifactor con errores correlacionados es el que presenta una estructura más solvente. Asimismo, en lo que refiere a las evidencias de validez interna convergente el AVE del factor general resulta superior a las saturaciones de los factores PC y OM; ello sugiere la que la estructura con un factor general y dos factores específicos presenta validez interna convergente (ver Tabla 2). En la Tabla 3, se exponen los índices de ajuste para los modelos revisados, se aprecian como el modelo bidimensional con errores correlacionados es el que presenta una mejor performance. No obstante, el modelo bifactor con errores correlacionados es el único que obtiene índices de ajuste satisfactorios tanto en sus coeficientes tradicionales como en los específicos para modelos bifactor.

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste de los modelos estudiados.

Modelo	SB- χ^2 (gl)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	WRMR	ECV	H	ω_H	ω_r	FD
Modelo 1	254.25(34)	.94	.92	.15 [.09-.11]	0.06	1.39	-	-	-	-	-
Modelo 2	136.91(32)	.97	.96	.07 [.06-.09]	0.04	0.98	-	-	-	-	-
Bifactor 1	197.03(25)	.95	.92	.11 [.09-.12]	0.04	1.10	.63	.85	.70	.78	.90
Bifactor 2	55.31(23)	.99	.98	.05 [.03-.06]	0.03	0.55	.71	.89	.74	.84	.91

Nota. Modelo 1: Bidimensional sin errores correlacionados; Modelo 2: Bidimensional con errores correlacionados; Modelo 3: Bifactor sin errores correlacionados; Modelo 4: Bifactor con errores correlacionados

Invarianza de la medida según sexo

A continuación, se presentan los resultados del análisis de la invarianza de la Escala de Phubbing del modelo bifactor con errores correlacionados, debido a que presentó un mejor ajuste. Asimismo, los valores RMSEA y sus variaciones son aceptables. En cuanto, ΔCFI para las variaciones métricas son suficientes ($<.01$). Estos hallazgos muestran que la invarianza Configuracional, Métrica y Escalar se han establecido en varones y mujeres. En la Tabla 4, se observa que los valores de los índices de ajuste son satisfactorios para la invarianza Configuracional, *Threshold*, Métrica y Escalar, el delta de la variación métrica se encuentra por debajo de lo sugerido por la literatura (Byrne, 2008).

Tabla 4. Invarianza de la Escala de Phubbing según sexo

Invarianza	$\chi^2_{(gl)}$	Δgl	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$	$\Delta SRMR$
Configuracional	100.166 ₍₄₆₎	-	.986	-	.062		
Threshold	188.311 ₍₆₆₎	20	.968	-0.018	.078	0.016	0.007
Métrica	114.509 ₍₈₃₎	17	.992	0.024	.035	0.042	-0.003
Escalar	128.914 ₍₉₃₎	10	.991	-0.001	.035	0.000	0.000

Nota. La invarianza factorial se realizó con el método de Wu y Estrabook (2016) en el cual además de fijar las cargas factoriales, también se fijaron los *Threshold*.

Evidencias de validez basada en la relación con otras variables

En la Tabla 5, el modelo de regresión para explicar el *Phubbing* incluye como predictoras al FoMO y Adicción al *Facebook*, estas variables explicaron el 21% de la varianza de los puntajes del *Phubbing* ($R^2 = .21$, $\Delta_\beta = 0.01$). Tanto la Adicción al *Facebook*, $\beta = .26$, $p < .001$ y el FoMO, $\beta = .35$, $p < .001$, explican positivamente el *Phubbing*. La adecuación del modelo se verificó a través de un ANOVA $F_{(3)} = 31.64$; $p < .001$, el diagnóstico de colinealidad arrojó coeficientes menores a 1.5; la independencia de los residuos se analizó con el coeficiente DW que alcanza valores por debajo de 2. Adicionalmente, se verificó la normalidad de los residuos con un $KS = .06$; $p > .05$.

Tabla 5. Modelo de regresión lineal del Phubbing

	B (β)	SE	t	p	IC 95% B	
Phubbing						
Intercepto	16.87	1.14	14.74	<.01	14.62	19.12
Adición Facebook	.26 (.18)	.08	3.46	<.01	.11	.41
Fear of Missing Out	.35 (.36)	.05	7.14	<.01	.25	.44
Perturbación de la Comunicación						
Intercepto	8.24	.64	12.81	<.01	6.97	9.50
Adición Facebook	.10(.13)	.04	2.41	<.01	.02	.19
Fear of Missing Out	.14 (.28)	.03	5.17	<.01	.09	.20
Obsesión por el Móvil						
Intercepto	8.63	.63	12.45	<.01	7.27	9.99
Adición Facebook	.16(.17)	.0	3.48	<.01	.07	.25
Fear of Missing Out	.21(.36)	.05	6.70	<.01	.15	.26

Nota. IC 95% = Intervalo de confianza del 95% para B

En esta línea, los resultados muestran que la adicción al *Facebook* y el FoMO explican positivamente la varianza de la Perturbación de la comunicación ($t = 12.81$; $p < .001$) y de la Obsesión por el móvil ($t = 12.45$; $p < .001$). Estos resultados dan cuenta de la validez convergente que presenta el *Phubbing* con la Adicción al *Facebook* y el FoMO.

Evidencias de fiabilidad de la Escala de Phubbing

La consistencia interna de la Escala de Phubbing se evaluó mediante el coeficiente de Fiabilidad Compuesta (FC) y con el coeficiente omega y sus respectivos intervalos de confianza; en lo referente a la FC el factor general obtuvo una fiabilidad adecuada (FC=.837); mientras que los factores específicos PC (FC= .832) y OM (FC=.758) alcanzaron medidas consistentes. En relación con el coeficiente omega, se encontró que la puntuación global de la Escala de Phubbing resulta consistente ($\omega = .871$ [.844-.890]), en tanto las dimensiones PC ($\omega = .831$ [.799-.858]) y OM ($\omega = .831$ [.799-.858]) también alcanzaron medidas adecuadas.

Discusión

El *Phubbing* es una perturbación del comportamiento que altera significativamente las relaciones que se establecen entre las personas, por su naturaleza descalificante puede generar serias perturbaciones en las relaciones sociales (Jhonson, 2020; Miller & Kelly, 2017). En tal sentido, el propósito de la presente investigación fue determinar las propiedades psicométricas de la Escala de *Phubbing* de Karadag et al (2015) en una muestra de universitarios peruanos. Los resultados indican que se trata de una medida compuesta por dos factores específicos que comparten varianza con un factor general, estos resultados son parcialmente comparables con otros estudios (Blanca & Bendayan, 2018; Zamani et al., 2020).

Para determinar la estructura interna de la Escala de *Phubbing*, se realizó un AFC a través del método WLSMV ya que es un estimador eficiente ante datos categóricos y muestras pequeñas (Li, 2014), los resultados identifican la estructura bidimensional de la escala lo que coincide con otros estudios (Blanca & Bendayan, 2018; Karadag et al., 2015; Zamani et al., 2020); sin embargo, en estos resultados difieren de lo reportado por Resett y Gonzales-Caino (2020), en donde se encontró una estructura diferente.

La presencia de errores correlacionados entre los ítems 3 (*Otras personas se quejan sobre mi uso del teléfono móvil*) y 5 (*A mi pareja o mis familiares les molesta que esté ocupado/a con el celular*) del factor Perturbación de la

comunicación, sugieren la que ambos elementos estén midiendo un contenido similar. De igual forma, los errores correlacionados de los ítems 6 (*Mi celular siempre está a mi alcance*) y 7 (*Lo primero que hago al despertarme es mirar mis mensajes en mi celular*) del factor Obsesión por el móvil, muestran que los contenidos de estos elementos son muy parecidos, esta situación puede sugerir redundancia del indicador que se pretende medir (Aldas & Uriel, 2017; Hair et al., 2010). Sin embargo, dado que se trata de un primer estudio en muestra peruana, es prematuro considerar la eliminación de algunos de los reactivos; a luz que en otros contextos esta condición no se ha manifestado (Abat et al., 2011).

La identificación de un modelo bifactor responde a la varianza compartida encontrada entre los factores específicos que configuran la escala de Phubbing (Coenders et al., 2005), este comportamiento entre las dimensiones del instrumento también se ha evidenciado en otros contextos (Blanca & Bendayan, 2018; Karadag et al., 2015; Resett & Gonzales-Caino, 2020). Lo expuesto justifica el análisis de un modelo bifactor que procure responder a la presencia de una variable latente que explique la varianza conjunta de las dimensiones Perturbación de la comunicación y la Obsesión por el móvil. Este aspecto metodológico no ha sido abordado en estudios previos y requiere atención, pues permitiría una interpretación precisa del constructo (Bonifay et al., 2015; Stucky et al., 2013).

Los resultados confirman que el modelo bifactor con errores correlacionados presenta un mejor ajuste tanto en lo referente a índices tradicionales (Domínguez-Lara & Rodríguez, 2017) como en índices para modelos de este tipo (Dueber, 2017). Este hallazgo tiene implicancias teóricas, pues este modelo bifactor es coherente con la estructura multifactorial sobre la que se concibe el modelo teórico del *Phubbing* (Karadag et al., 2015). Asimismo, a nivel práctico estos resultados tienen que ver con la posibilidad de utilizar esta medida en otros estudios considerando no solo un puntaje por cada una de sus dimensiones, sino que además es posible considerar un puntaje total cuyo valor respondería a la presencia del atributo *Phubbing* (Dueber, 2017).

Por otra parte, los resultados permitieron establecer la invarianza configuracional, métrica y escalar de la Escala de *Phubbing* en la muestra de universitarios peruanos según sexo, esto significa que tanto ambos grupos presentan el mismo patrón de cargas libres y fijas; asimismo, cada elemento contribuye de forma similar al constructo y al establecer la invarianza escalar, esto implica que es posible realizar comparaciones entre estos grupos y que las diferencias no responden a sesgos en el instrumento (Byrne, 2008; Elosua, 2005; Lee, 2018)

En lo referente a las evidencias de validez basada en la relación con otras variables, se encontró que las puntuaciones de la Escala de *Phubbing* convergen con la Adicción al *Facebook* y el FoMO, resulta que ambas variables explican positivamente el *phubbing* y sus dimensiones. Estos resultados son congruentes con lo reportado en España (Blanca & Bendayan, 2018) y Perú (Correa, et al., 2020) pues en estos estudios también encontraron relaciones significativas entre el *Phubbing* y la Adicción a las redes sociales y el FoMO.

Estos resultados se explican a partir de lo señalado por Karadag et al. (2015) quienes hacen referencia al origen multifactorial del *Phubbing*, ya que de acuerdo con diversos estudios existe relación entre esta conducta y la adicción al teléfono inteligente e internet (Chotpitayasunondh & Douglas, 2016), redes sociales y juegos (Barrios-Borjas et al., 2017; Al-Saggaf, et al., 2018), y de manera particular con el FoMO (Balta et al., 2020).

En lo referente a las evidencias de fiabilidad de la Escala de *Phubbing*, se reportó el coeficiente de fiabilidad compuesta debido a que este considera en sus calculo las variaciones provocadas por los errores correlacionados (Hair et al., 2010; Zumbo et al., 2007) se encontró que presenta una adecuada fiabilidad compuesta la cual oscila entre .73 y .83; mientras que este valor resulta superior para la medida general obteniendo un coeficiente igual a .84. Asimismo, para verificar la consistencia de las medidas se consideró al coeficiente omega con sus respectivos intervalos de confianza a 95% pues la medición de la fiabilidad no es exacta por la influencia del error aleatorio (Ventura, 2017).

Entre las principales limitaciones de la investigación, la primera tiene que ver con su capacidad de generalización siendo interpretativos únicamente a la particularidad de la muestra seleccionada. Otra limitación del estudio hace referencia a la heterogeneidad de la muestra lo cual no permitió establecer grupos comparables por edad

y así determinar la invarianza considerando este aspecto. En cuanto a las recomendaciones, es necesario que pueda incrementar la cantidad de participantes considerando otras provincias del Perú y que incluyan otros estratos económicos y sociales además de plantear un tipo de muestreo probabilístico. Es pertinente plantear la invarianza de medición a nivel regional debido a las marcadas diferencias de esta característica sociodemográfica que existe en el Perú. Por último, se cree necesario plantear un modelo explicativo para conocer las causas y consecuencias involucradas con la conducta del *phubbing*.

Declaración de divulgación

No existen intereses en conflicto.

Referencias

- Abad, F., Olea, J., Ponsoda, V., & Garcia, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud*. Editorial Síntesis.
- Abramova, O., Baumann, A., Krasnova, H., & Lessmann, S. (junio, 2017). To phub or not to phub: Understanding off-task smartphone usage and its consequences in the academic environment. 25^o European Conference on Information Systems (ECIS), Guimarães, Portugal. <https://aisel.aisnet.org>
- Agencia de Marketing Digital Branch (2021). Estadísticas de la situación digital de Perú en el 2020-2021. <https://branch.com.co/marketing-digital/estadisticas-de-la-situacion-digital-de-peru-en-el-2020-2021/>
- Al-Saggaf Y, MacCulloch R, & Wiener K. (2018) Trait boredom is a predictor of phubbing frequency. *Journal of Technology in Behavioral Science*, 4(2), 245-252. <https://doi.org/10.1007/s41347-018-0080-4>
- Al-Saggaf, Y. & O'Donnell, S. (2019). The Role of State Boredom, State of Fear of Missing Out and State Loneliness in State Phubbing, Australasian Conference on Information Systems, Perth Western Australia. https://researchoutput.csu.edu.au/ws/portalfiles/portal/37002915/35753003_published_paper.pdf
- 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. & 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>
- Balta, S., Emirtekin, E., Kircaburun, K., & Griffiths, M. (2020). Neuroticism, Trait Fear of Missing Out, and Phubbing: The Mediating Role of State Fear of Missing Out and Problematic Instagram Use. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 18, 628-639. <https://doi.org/10.1007/s11469-018-9959-818:628-639>
- Barrios-Borjas DA, Bejar-Ramos VA, Cauchos-Mora VS (2017) Excessive use of smartphones/cell phones: phubbing and nomofobia. *Revista Chilena de Neuropsiquiatría*, 55, 205-206. <http://dx.doi.org/10.4067/s0717-92272017000300205>
- Bentler, P. & Bonett, D. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588>
- Błachnio A. & Przepiorka A. (2019). Be aware! If you start using Facebook problematically you will feel lonely: Phubbing, loneliness, self-esteem, and Facebook intrusion. A cross-sectional study. *Social Science Computer Review*, 37(2), 270-278. <https://doi.org/10.1177/0894439318754490>

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>

Bonifay, W. E., Reise, S. P., Scheines, R., & Meijer, R. R. (2015). When are multidimensional data unidimensional enough for structural equation modeling? An evaluation of the DETECT multidimensionality index. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22(4), 504-516.

Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 20(4), 872-882.

Byrne, B. (2008). Testing for multigroup equivalence of a measuring instrument: A walk through the process. *Psicothema*, 2. 872-882.

Chotpitayasunondh, V., & Douglas, K. M. (2016). How “phubbing” becomes the norm: The antecedents and consequences of snubbing via smartphone. *Computers in Human Behavior*, 63, 9-18. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.05.018>

Chotpitayasunondh, V., & Douglas, K. M. (2018). The effects of “phubbing” on social interaction. *Journal of Applied Social Psychology*, 48, 304–316. <https://doi.org/10.1111/jasp.12506>

Coenders, G., & Batista-Foguet, J.M. (2005). *Temas avanzados en modelos de ecuaciones estructurales*. Editorial La Muralla

Correa-Rojas, J., Grimaldo-Muchotrigo, M., & Del Rosario-Gontaruk, S. (2020) Propiedades psicométricas de la Fear of Missing Out Scale (FoMOs) en universitarios peruanos. *Revista Aloma*, 38(2), 113-120. <https://doi.org/10.51698/aloma.2020.38.2.113-120>

[Davey S, Davey A, Raghav SK, Singh JV, Singh N, Blachnio A et al. \(2018\) Predictors and consequences of “Phubbing” among adolescents and youth in India: An impact evaluation study. *Journal of Family and Community Medicine*, 25,35-42. https://doi.org/10.4103/jfcm.JFCM_71_17](https://doi.org/10.4103/jfcm.JFCM_71_17)

Domínguez-Lara, S. (2014) ¿Matrices policóricas/tetracóricas o matrices Pearson? Un estudio metodológico. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento (RACC)*, 6 (1), 39-48. <https://doi.org/10.32348/1852.4206.v6.n1>

Domínguez-Lara, S., & Rodríguez, A. (2017). Índices estadísticos de modelos bifactor. *Interacciones*, 3(2), 59-65. <https://doi.org/10.24016/2017.v3n2.51>

Dueber, D. M. (2017). *Bifactor Indices Calculator: A Microsoft Excel-based tool to calculate various indices relevant to bifactor CFA models*. <https://doi.org/10.13023/edp.tool.01>

Dwyer, R., Kushlev, K., & Dunn, E. (2018). Smartphone use undermines enjoyment of face-to-face social interactions. *Journal of Experimental Social Psychology*, 78, 233–239. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2017.10.007>

Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema*, 17(2), 356-362.

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50

- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum
- Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W., (2010). *Análisis multivariante (2a ed.)*. Madrid, España: Pearson Prentice Hall. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2009.12.014>
- Halpern, D. & Katz, J.E. (2017). Texting's consequences for romantic relationships: A cross-lagged analysis highlights its risks, *Computers in Human Behavior*, 71, 386-394. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.01.051>
- Hancock, G. & Mueller, R.O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. *Structural Equation Modeling: Present and Future*. 195-216.
- Ipsos Perú (2020). *Hábitos y usos hacia el smartphone*. <https://www.ipsos.com/es-pe/habitos-y-usos-hacia-el-smartphone>
- Instituto Nacional de estadística e informática (2021). *Se incrementó población que utiliza Internet a diario*. <https://www.inei.gob.pe/prensa/noticias/se-incremento-poblacion-que-utiliza-internet-a-diario-12806/>
- Johnson, A.E. (2020). Phubbing, partner phubbing and relationship satisfaction among couples, *International Journal of Advanced Education and Research*, 5(2), 19.23. <http://www.alleducationjournal.com/archives/2020/vol5/issue2/5-2-13>
- Johnson, J. A. (2005). Ascertaining the validity of individual protocols from web-based personality inventories. *Journal of Research in Personality*, 39, 103-129. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2004.09.009>
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (1986). *Lisrel VI: Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood and Least Square Methods*. Mooresville, IN: Scientific Software, Inc.
- Karadağ, E., Tosuntaş, Ş. B., Erzen, E., Duru, P., Bostan, N., Şahin, B. M., ... 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.
- Kushlev, K. & Dunn, E. (2019). Smartphones distract parents from cultivating feelings of connection when spending time with their children, *Journal of Social and Personal Relationships*, 36(6), 1619–1639. <https://doi.org/10.1177/0265407518769387>
- Lee, S. T. (2018). Testing for measurement invariance: Does your measure mean the same thing for different participants? *APS Observer*, 31(8), 32–33.
- Li, C. -H. (2014). The performance of MLR, USLMV, and WLSMV estimation in structural regression models with ordinal variables (*Doctoral Dissertations, Michigan State University, East Lansing, MI, Estados Unidos*). <https://bit.ly/3dD13BR>
- Linacre, J. M. (2002). Optimizing rating scale category effectiveness. *Journal of Applied Measurement*, 3(1), 85-106
- Meade, A. W., & Craig, S. B. (2012). Identifying careless responses in survey data. *Psychological Methods*, 17(3), 437–455. <https://doi.org/10.1037/a0028085>

- Miller-Ott, A. E., & Kelly, L. (2017). A Politeness theory analysis of cell-phone usage in the presence of friends. *Communication Studies*, 68, 190–207. <https://doi.org/10.1080/10510974.2017.1299024>
- Nakamura, T. (2015). The action of looking at a mobile phone display as nonverbal behavior/communication: A theoretical perspective, *Computers in Human Behavior* (43), 68–75. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2014.10.042>
- Pérez, E. & Medrano, L. (2010). Análisis Factorial Exploratorio: Bases Conceptuales y Metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58- 66.
- Przybylski, A. K., & Weinstein, N. (2012). Can you connect with me now? How the presence of mobile communication technology influences face-to-face conversation quality. *Journal of Social and Personal Relationships*, 30(3), 237–246. <https://doi.org/10.1177/0265407512453827>
- 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>
- Radesky, J., Kistin C., Zuckerman B., Nitzberg K., Gross J., Kaplan-Sanoff M., Augustyn M., & Silverstein M. (2014). Patterns of mobile device use by caregivers and children during meals in fast food restaurants. *Pediatrics*, 133(4), e843-9. <https://doi.org/10.1542/peds.2013-3703>.
- Reise, S. P. (2012). The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667-696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129-140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Roberts, J. A. & David, M. E. (2016). My life has become a major distraction from my cell phone: Partner phubbing and relationship satisfaction among romantic partners. *Computers in Human Behavior* (54), 134–141. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2015.07.058>
- Roberts, J. A., and David, M. E. 2017. Put down your phone and listen to me: How boss phubbing undermines the psychological conditions necessary for employee engagement, *Computers in Human Behavior* (75), 206–217. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2017.05.021>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rosseel, Y. (2018). *Lavaan: Latent variable analysis*. <https://CRAN.R-project.org/package=lavaan>
- RStudio Team (2015). RStudio: Integrated Development for R. RStudio, Inc., Boston, MA. <http://www.rstudio.com/>
- Shellenbarger, S. (2013). Just look me in the eye already. *Wall Street Journal*. <http://www.wsj.com/articles/SB1001424127887324809804578511290822228174>

- Stucky, B. D., Thissen, D. & Edelen, M. O. (2013). Using logistic approximations of marginal trace lines to develop short assessments. *Applied Psychological Measurement*, 37(1), 41-57. <https://doi.org/10.1177/0146621612462759>
- Syed, A. (2019). Social Networking and Its Role in Media Entrepreneurship: Evaluating the Use of Mobile Phones in the Context of Online Shopping – A Review, *Journal of Media Management and Entrepreneurship*, 1(1), 73-86. <https://doi.org/10.4018/JMME.2019010105>
- Ugar, N. G. & Koc, T. (2015). Time for digital detox: Misuse of mobile technology and phubbing, *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 195(2015), 1022-1031. <https://core.ac.uk/download/pdf/82387148.pdf>
- Vallejos-Flores, M. Á., Copez-Lonzoy, A., & Capa-Luque, W. (2018). Is there anyone online?: Validity and reliability of the Spanish version of the bergen facebook addiction scale (BFAS) in university students. *Health and Addictions*, 18(2), 175-184. <https://doi.org/10.21134/haaj.v18i2.394>
- Vanden Abeele, M. & Postma-Nilsenova, M. (2018). More Than Just Gaze: An Experimental Vignette Study Examining How Phone-Gazing and Newspaper-Gazing and Phubbing-While-Speaking and Phubbing-While-Listening Compare in Their Effect on Affiliation. *Communication Research Reports* 35(4), 1-11. <https://doi.org/10.1080/08824096.2018.1492911>
- Vanden Abeele, M. M., Antheunis, M. L., & Schouten, A. P. (2016). The effect of mobile messaging during a conversation on impression formation and interaction quality. *Computers in Human Behavior*, 62, 562–569. <https://doi.org/10.1016/j.chb.2016.04.005>
- Ventura-León, J. (2017). Intervalos de confianza para coeficiente Omega: Propuesta para el cálculo. *Adicciones*, 30(1), 77-78. <http://dx.doi.org/10.20882/adicciones.962>
- 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>
- Wind, S. A., & Engelhard, G., Jr. (2012). Examining rating quality in writing assessment: rater agreement, error, and accuracy. *Journal of applied measurement*, 13(4), 321–335. <http://dx.doi.org/10.1177/0013164415604704>
- Wu, H., & Estabrook, R. (2016). Identification of confirmatory factor analysis models of different levels of invariance for ordered categorical outcomes. *Psychometrika* 81, 1014–1045. <https://doi.org/10.1007/s11336-016-9506-0>
- Young, K. (2017, October 17). 98% of Gen Z Own a Smartphone. <http://blog.globalwebindex.net/chart-of-the-day/98-percent-of-gen-z-own-a-smartphone/>
- Zamani, F., Talepasand, S., & Taghinezhad, A. (2020). Psychometric properties of the Phubbing among iranian students. *Health Education and health Promotion*, 8(1), 25-30. <https://hehp.modares.ac.ir/article-5-35782-en.html>
- Zumbo, B. D., Gadermann, A.M., y Zeisser, C. (2007). Ordinal version of coefficients Alpha and Theta for Likert rating scales. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6, 21-29.