Universidad Nacional Mayor de San Marcos
Universidad del Perú. Decana de América

Dirección General de Estudios de Posgrado
Facultad de Ciencias Matemáticas
Unidad de Posgrado

Modelos de ecuaciones estructurales aplicados a la validación de la escala de Phubbing en universitarios limeños

TESIS

Para optar el Grado Académico de Magíster en Bioestadística

AUTOR

Jossué David CORREA ROJAS

ASESOR

Mg. Emma Norma CAMBILLO MOYANO

Lima, Perú

2022



Reconocimiento - No Comercial - Compartir Igual - Sin restricciones adicionales

https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/

Usted puede distribuir, remezclar, retocar, y crear a partir del documento original de modo no comercial, siempre y cuando se dé crédito al autor del documento y se licencien las nuevas creaciones bajo las mismas condiciones. No se permite aplicar términos legales o medidas tecnológicas que restrinjan legalmente a otros a hacer cualquier cosa que permita esta licencia.

Referencia bibliográfica

Correa, J. (2022). *Modelos de ecuaciones estructurales aplicados a la validación de la escala de Phubbing en universitarios limeños*. [Tesis de maestría, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Facultad de Ciencias Matemáticas, Unidad de Posgrado]. Repositorio institucional Cybertesis UNMSM.

Metadatos complementarios

Datos de autor	
Nombres y apellidos	Jossué David Correa Rojas
Tipo de documento de identidad	DNI
Número de documento de identidad	41633478
URL de ORCID	https://orcid.org/0000-0002-4166-7210
Datos de asesor	
Nombres y apellidos	Emma Norma, Cambillo Moyano
Tipo de documento de identidad	DNI
Número de documento de identidad	06015547
URL de ORCID	https://orcid.org/0000-0003-3173-9425
Datos del jurado	
Presidente del jurado	
Nombres y apellidos	Roger Pedro Norabuena Figueroa
Tipo de documento de identidad	DNI
Número de documento de identidad	41493243
Miembro del jurado 1	
Nombres y apellidos	Ofelia Roque Paredes
Tipo de documento de identidad	DNI
Número de documento de identidad	06243124
Miembro del jurado 2	
Nombres y apellidos	Ángel Deciderio Mendoza López
Tipo de documento de identidad	DNI
Número de documento de identidad	17824554
Datos de investigación	
Línea de investigación	A.3.2.1 Análisis multivariante

Grupo de investigación	No aplica.
Agencia de financiamiento	Autofinanciado
Ubicación geográfica de la investigación	País: Perú Departamento: Lima Distrito: Lima Metropolitana Latitud -12.04318 y longitud -77.02824
Año o rango de años en que se realizó la investigación	2018 - 2022
URL de disciplinas OCDE	Estadísticas probabilidad http://purl.org/pe-repo/ocde/ford#1.01.03

UNIVERSIDAD NACIONAL MAYOR DE SAN MARCOS
Universidad del Perú, DECANA DE AMÉRICA

FACULTAD DE CIENCIAS MATEMÁTICAS
VICEDECANATO DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO
UNIDAD DE POSGRADO

ACTA DE SUSTENTACIÓN VIRTUAL DE TESIS PARA OPTAR EL GRADO ACADÉMICO DE MAGÍSTER EN BIOESTADÍSTICA

Siendo las, 11:00 horas del día Sábado veintitrés de Julio de dos mil veintidós, en la sala virtual meet.google.com/xqi-jbin-icj, el Jurado de Tesis conformado por los siguientes docentes:

PRESIDENTE	:	Dr. Roger Pedro Norabuena Figueroa
MIEMBRO	:	Dra. Ofelia Roque Paredes
MIEMBRO EXTERNO	:	Dr. Ángel Deciderio Mendoza López
ASESORA	:	Mg. Emma Norma Cambillo Moyano

se reunieron para la sustentación de la tesis titulada: **«MODELOS DE ECUACIONES ESTRUCTURALES APLICADOS A LA VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE PHUBBING EN UNIVERSITARIOS LIMEÑOS»** presentado por el Señor Bachiller Jossué David Correa Rojas, egresado de la Maestría en Bioestadística.

Concluida la exposición, los miembros del Jurado de Tesis procedieron a formular sus preguntas que fueron absueltas por el graduando; acto seguido se procedió a la evaluación correspondiente, según tabla adjunta, habiendo obtenido el Señor Bachiller **Jossué David Correa Rojas**, el calificativo de **BUENO (16)**.

Habiendo sido aprobada la sustentación de la Tesis, el Jurado Evaluador recomienda para que el Consejo de Facultad apruebe el otorgamiento del Grado Académico de **Magíster en Bioestadística** al Bachiller **Jossué David Correa Rojas**.

Siendo las 12:20 horas, se levantó la sesión, firmando para constancia la presente Acta:

Dr. Roger Pedro Norabuena Figueroa
PRESIDENTE

Dra. Ofelia Roque Paredes
MIEMBRO

Dr. Ángel Deciderio Mendoza López
MIEMBRO EXTERNO

Mg. Emma Norma Cambillo Moyano
ASESORA

Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Universidad del Perú. Decana de América

FACULTAD DE CIENCIAS MATEMÁTICAS

VICEDECANATO DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO

UNIDAD DE POSGRADO

Informe de Evaluación de Originalidad

Vicedecano de Investigación y Posgrado: Dr. Eugenio Cabanillas Lapa

Operador: Mag. José Luis Acuña Guillermo

Tesis: "MODELOS DE ECUACIONES ESTRUCTURALES APLICADOS A LA VALIDACIÓN DE LA ESCALA DE PHUBBING EN UNIVERSITARIOS LIMEÑOS"

Tesista: JOSSUÉ DAVID CORREA ROJAS

Recepción de documento: 20/04/2022

Aplicación del software: 20/04/2022

Software utilizado: Turnitin

Configuración del software:

- Excluir material bibliográfico
- Excluir material citado
- Excluir fuentes pequeñas N° palabras: 40
- Sin depósito

Resultado del análisis con el software: diez por ciento (10%)

Fuentes de originales de las similitudes encontradas:

- Ver abajo

Documento cumple con criterios de originalidad.

- **El documento cumple los criterios de originalidad. <u>Sin observaciones</u>.**

Fecha del informe: 21/04/2022

UNMSM Firmado digitalmente por CABANILLAS LAPA Eugenio FAU 20148092282 soft
Motivo: Soy el autor del documento
Fecha: 22.04.2022 22:25:09 -05:00

Dr. Eugenio Cabanillas Lapa

VICEDECANO DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO

A mis padres por su amor, a mi hermana compañera desde la infancia, a la familia y amigos que siempre están presente.

Agradecimientos

Quisiera agradecer a todas las personas que me apoyaron en la realización de esta investigación. En especial, a mi asesora Mg. Emma Cambillo Moyano, por el apoyo recibido durante toda la realización del trabajo de investigación; a mis profesores Dra. Mirian Grimaldo Muchotrigo y Dr. José Livia Segovia, por sus enseñanzas y orientaciones; y a mis colegas Dra. Mónica del Águila Chávez, Dr. Ambrosio Tomas Rojas, Dr. José Ventura León, Lic. Giuliana Salazar Álvarez y Lic. Samantha del Rosario Gontaruk, agradecido por su apoyo y colaboración durante la realización del presente trabajo de investigación.

CONTENIDOS

Dedicatoria……v
Agradecimientos……vi
Resumen……vii
Abstract……viii

I. INTRODUCCIÓN

1.1 Situación Problemática 1

1.2 Formulación del Problema 6

1.3 Justificación de la Investigación 7

1.4 Objetivos de la Investigación 8

2. MARCO TEÓRICO

2.1 Marco epistemológico 10

2.2. Antecedentes 12

2.2. Bases Teóricas 19

3. HIPÓTESIS Y VARIABLES

3.1.1. Hipótesis general 53

3.2. Variables 54

3.2.1. Operacionalización de variables 54

4. METODO

4.1 Tipo y Diseño de investigación 53

4.2 Unidad de análisis 53

4.3 Población de estudio 53

4.4 Tamaño de muestra 55

4.6 Técnicas de recolección de datos 57

4.7 Procedimientos 58

5. RESULTADOS 64

6. DISCUSIÓN 79

7. CONCLUSIÓN 84

8. RECOMENDACIONES 85

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS 86

APÉNDICES

LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Aspectos de la validez como un concepto unificado 20

Tabla 2. Reactivos de la Escala Phubbing.....24

Tabla 3. Cargas Factoriales e indicadores de Ponderación.....27

Tabla 4. Operacionalización de las variables de estudio 55

Tabla 5. Población de universidades licenciadas 54

Tabla 6. Caractacterísticas de la muestra 56

Tabla 7. Estadísticos descriptivos y distribucionales 66

Tabla 8. Modelos SEM de la Escala de Phubbing en universitarios 67

Tabla 9. Índices de bondad de ajuste 69

Tabla 10. Índices de bondad de ajuste de modelos bifactor.....70

Tabla 11. Índices de validez interna convergente para los modelos bifactor de la Escala 71

Tabla 12. Invarianza de la Escala de Phubbing según sexo 72

Tabla 13. Invarianza de la Escala de Phubbing según gestión de la universidad.....74

Tabla 14. Consistencia interna de la Escala de Phubbing 78

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Modelo de medida de la Escala de Phubbing.....24

Figura 2. Elementos del modelo estructural.....27

Figura 3. Representación de un modelo bifactor.....40

Figura 4. Modelo de medida y estructura de un modelo bifactor.....49

Figura 5. Modelo explicativo del Phubbing.....52

Figura 6. Análisis de la normalidad multivariada.....64

Figura 7. Análisis de la normalidad multivariada y longstring.....65

Figura 8. Modelos de la escala de Phubbing en universitarios.....68

Figura 9. Modelos bifactor de la Escala de Phubbing.....70

Figura 10. Invarianza configuracional de la Escala de Phubbing según sexo.....72

Figura 11. Invarianza métrica de la Escala de Phubbing según sexo.....73

Figura 12. Invarianza escalar de la Escala de Phubbing según sexo.....73

Figura 13. Invarianza configuracional de la Escala de Phubbing según tipo de gestión.....75

Figura 14. Invarianza métrica de la Escala de Phubbing según tipo de gestíon.....75

Figura 15. Invarianza escalar de la Escala de Phubbing según tipo de gestión.....76

Figura 16. Invarianza estricta de la Escala de Phubbing según tipo de gestión.....76

Figura 17. Fear of Missing Out (FoMO) y Adicción al Facebook y su relación con el Phubbing.....77

Resumen

El *Phubbing* es una perturbación de la conducta que consiste en ignorar a las personas de nuestro entorno por preferir el uso del celular, uno de los instrumentos más utilizados para medir este constructo es la Escala de *Phubbing* diseñada por Karadag et al. (2015) y traducida por Blanca y Bendayan (2018). El propósito de este estudio fue determinar las evidencias de validez y fiabilidad de la Escala de *Phubbing* a través de modelo de ecuaciones estructurales. El diseño del estudio fue instrumental, se seleccionaron intencionalmente 619 estudiantes universitarios, en su mayoría procedentes de universidades privadas 54.6%, entre varones (45.9%) y mujeres (54.1%), con edades que van de 16 a 37 años, siendo la edad promedio igual 20.88 ($M_{varones}$ = 20.77; $DE_{varones}$ = 2.75 y $M_{mujeres}$ = 20.97; $DE_{mujeres}$ = 3.39). El análisis del modelo bifactor señala que la Escala de Phubbing presenta una estructura bidimensional con un factor general que explica la varianza compartida de los factores específicos esta estructura obtiene índices de ajuste adecuados (RMSEA=.05[.03-.06]; CFI=.99; SMRM=.03; ECV=.71; H=.89; FD=.91). Se establece la invarianza de la medida por sexo y gestión de la universidad. Se determinó que el *Fear of Missing Out* y la Adicción al Facebook convergen con el Phubbing. Finalmente, la fiabilidad de la medida obtuvo un omega categórico satisfactorio (.871[.844-.890]). Se concluye que la Escala de *Phubbing* es una medida coherente, parsimoniosa e interpretable que discrimina el *Phubbing* en universitarios limeños.

Palabras clave: *Phubbing*; Validez; Fiabilidad; Invarianza; Universitarios

Abstract

Phubbing is a behavioral disturbance that consists of ignoring people in our environment for preferring to use a cell phone, one of the most used instruments to measure this construct is the Phubbing Scale designed by Karadag et al. (2015) and translated into Spanish by Blanca and Bendayan (2018). The purpose of this study was to determine the evidence of validity and reliability of the Phubbing Scale using structural equation models. The study design was instrumental, 619 university students were intentionally selected, most of them from private universities in years 54.6%, among men (45.9%) and women (54.1%), with ages ranging between 16 and 37 years, the mean age being equal to 20.88 (M_{males} = 20.77; SD_{males} = 2.75 and $M_{females}$ = 20.97; $SD_{females}$ = 3.39). The analysis of the bifactor model indicates that the Phubbing Scale presents a two-dimensional structure with a general factor that explains the shared variation of the specific factors. This structure obtains adequate adjustment indices (RMSEA = .05 [.03-.06]; CFI = .99; SMRM = .03; ECV = .71; H = .89; FD = .91). The invariance of the measure by sex and university management is established. Fear of getting lost and Facebook Addiction were found to converge with Phubbing. Finally, the reliability of the measure obtained a satisfactory categorical omega (.871 [.844-.890]). It is concluded that the Phubbing Scale is a coherent, parsimonious, and interpretable measure that discriminates against Phubbing in Lima university students.

Keywords: *Phubbing; Validity; Reliability; Invariance; University students*

CAPÍTULO I

I. INTRODUCCIÓN

1.1 Situación Problemática

En los últimos años el avance tecnológico del *smartphone* (teléfono inteligente) ha permitido la aparición de nuevas y versátiles formas de comunicación (Cizmeci, 2017), esto de la mano con el desarrollo de aplicaciones interactivas, lo han convertido en un elemento casi indispensable de la vida de las personas (Campos, 2018). Según la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) esta situación se ve reflejada en la demanda de estos equipo*s*, sobre todo por los jóvenes de entre 16 y 28 años de edad (CEPAL, 2018). Este segmento de la población constituye el público de interés de las empresas comerciales, y concentran en ellos agresivas campañas publicitarias (Peceros, 2018).

No obstante, la utilidad del *smartphone* y los beneficios para la interacción social que estos ofrecen (Escurra & Salas, 2014), existen estudios que muestran como su uso está ligado a la aparición de comportamientos inadecuados, como la adicción al internet y específicamente de las redes sociales (Chotpitayasunondh & Davey, 2017; Douglas, 2018; Tonacci et al., 2019; T'ng, Ho, & Low, 2018). Por ello, en los últimos años la comunidad científica ha centrado su atención en torno a los fenómenos tecnológicos y su impacto sobre el comportamiento de las personas (Campos, 2018; Klein, 2014), reflejándose sobre todo en estudios que se focalizan en adolescentes y adultos jóvenes, debido a los problemas que se suscitan en grupos en particular; alcanzan una alta resonancia en diferentes ámbitos de la vida personal (Davey, 2017), afectiva (González-Rivera et al., 2018) y académica (Kusset al., 2018).

Una breve revisión de los problemas específicos que se vinculan al uso del *smartphone*, nos revela comportamientos como la nomofobia, adicción al internet, adicción a las redes sociales, *fear of missing out, smombie* y *phubbing*, entre los más estudiados (Rodríguez & Fernández, 2014; Van Rooij et al., 2018), estos comportamientos se han expuesto significativamente sobre todo en universitarios, quienes presentan un alto grado de resonancia afectiva vinculada con alteraciones significativas producto del uso del *smartphone*.

Es así como el *phubbing*, ha adquirido implicancias directas en las relaciones que establecen los jóvenes con su entorno familiar y social; a pesar de que suele pasar inadvertido (Brand et al., 2016). Este se despliega en diferentes esferas de la vida cotidiana y puede llegar a deteriorar las formas de interacción social. Así, según la página *stopphubbing.com* (Haigh, 2013) en los restaurantes de Estados Unidos se observan, en promedio, 36 casos de *Phubbing* por noche. Asimismo, se hace referencia a como los jóvenes prefieren en un 87% comunicarse vía mensajes de texto que cara a cara.

A pesar de que no existe una delimitación teórica consensuada acerca de lo que es el *phubbing*, se puede definir como el acto de desairar la compañía de otra persona en una conversación o reunión, mostrando preferencia al celular, y evitando la comunicación interpersonal (Karadağ et al., 2015). Por su naturaleza, constituye un fenómeno mediático que afecta a adolescentes y sobre todo a adultos jóvenes; debido a las implicancias de este fenómeno, puede ser considerado el disturbio de la época (Andreassen et al., 2017; Zamorano et al., 2013)

Diferentes estudios señalan como el uso inadecuado del *smartphone* y del internet se relacionan con la tristeza y la sintomatología depresiva (Andreassen et al., 2017; Barrios-Borjas et al., 2017; Davey et al., 2018; Karadag et al., 2015; Tonacci et al., 2019; Vallejos-Flores et al.,

2018**).** Así también, Cizmeci (2017) señala que cuando las parejas utilizan la tecnología (*smarphones*) en intereses individuales la satisfacción de la relación decrece.

En Latinoamérica, un estudio que estuvo a cargo de la Asociación de Internet.mx y el Centro de Investigación e Innovación Tecnologías de la Información y Comunicación [IFOTEC] (2018) reveló que el 91% de los mexicanos que acceden a internet lo hacen mediante su *smartphone*. Además, advierten que al día un mexicano adulto pasa en promedio un alrededor de ocho horas con un minuto en internet. Otro estudio pone de manifiesto que el 70% de mexicanos utilizan el internet a través de su celular con propósitos de entretenimiento, más que con fines académicos (Téllez, 2017).

Lo descrito hasta este punto pone en evidencia el impacto del uso *smartphone* en la aparición de nuevas formas de comportamiento que interfieren con el adecuado funcionamiento de la persona (González-Rivera et al., 2018); siendo uno de los problemas más descritos en el contexto anglosajón el *phubbing* (Davey, 2017); sin embargo, este es uno de los menos estudiados en nuestro contexto, a pesar que la literatura demuestra su relación con problemas de salud mental (Kuss et al., 2018), problemas de comunicación en las familias (Téllez, 2017), dificultades en la interacción con los pares (Karadağ et al., 2015) y su efecto negativo en las relaciones de pareja (González-Rivera et al., 2018).

Sin embargo, a pesar de lo descrito actualmente no se cuenta con un instrumento de medida que goce con evidencias psicométricas que garanticen una medición valida y fiable de este constructo según lo sugiere la *American Educational Research Association* [AERA], *American Psychological Association* [APA] y *National Council on Mesuarement in Education* [NCME], (2018). No obstante, en países como Turquía (Karadağ et al., 2015), España (Capilla & Cubo,

2017), Alemania (Klein, 2014), Polonia (Davey, 2017), Malasia (T'ng et al., 2018), México (Téllez, 2017), Panamá (Campos, 2018), Puerto Rico (González-Rivera et al., 2018) y Ecuador (Villafuerte-Garzón, & Vera-Perea, 2018), los estudios acerca del *phubbing* denotan gran preocupación y vienen desarrollándose para dar respuesta a este fenómeno que perturba el curso adecuado de las relaciones interpersonales.

Una revisión de los principales instrumentos que miden este constructo, llevan a un estudio realizado en el Reino Unido realizado por Chotpitayasunondh y Douglas (2018a) quienes exploraron las evidencias psicométricas de dos instrumentos que evalúan el *phubbing* desde dos perspectivas, el primer instrumento es la Escala Genérica de *Phubbing* (GSP) la cual evalúa el comportamiento de la persona que ignora al otro; y el segundo es la Escala Genérica de Ser *Phubbed* (GSBP) el cual evalúa la experiencia de ser ignorado. El estudio se realizó sobre una muestra de 352 adultos caucásicos (80.6%) de edades entre los 18 y 62 años. Se encontró que las estructuras factoriales de ambos instrumentos eran congruentes con las propuestas teóricas originales, pero a pesar de las evidencias señaladas en la actualidad no se cuenta con una versión traducida de estos.

Por otro lado, Karadağ et al. (2015) desarrolló la Escala de *Phubbing* sobre una muestra de adultos turcos; sin embargo, debido a que no existía un modelo teórico específico para definir el constructo, fue necesario la aplicación de grupos focales a través de los cuales se extrajeron indicadores para medirlo, como resultado se desarrolló un instrumento compuesto por diez reactivos, cuyas respuestas se encuentran en escala *Likert* y que son de redacción directa. Las evidencias de validez y fiabilidad se obtuvieron a través de la validación de la estructura factorial,

y procedimientos de validez concurrente con la Adicción al Facebook, reportándose resultados satisfactorios.

Posteriormente la Escala de *Phubbing* (EP) fue traducida al castellano por Blanca y Bendayan (2018) quienes realizaron un estudio para determinar las evidencias de validez y fiabilidad esta adaptación en adultos españoles, los resultados confirman la estructura de dos factores: Perturbación de la Comunicación (PC) y Obsesión por el Móvil (OM). Además, se confirma la estructura factorial de la escala, la misma que es congruente con la estructura expuesta por Karadağ et al., (2015).

Por ello, debido a que en nuestro medio no existe un instrumento de medición que permita la exploración de este fenómeno, se hace necesario analizar las evidencias psicométricas de la Escala de *Phubbing* en el contexto peruano. Con ello, se busca dotar de evidencia empírica a la teoría sobre la cual se ha desarrollada la escala (AERA et al., 2018) y así ofrecer un instrumento de medición que permita explorar este constructo y su posible relación con otras variables.

En ese sentido, los Modelos de Ecuaciones Estructurales (SEM) han demostrado ser una de las técnicas estadísticas multivariadas que se utilizan para analizar: a) La estructura interna; b) La invarianza; c) La validez interna convergente y d) La validez en relación con otros constructos (Coenders & Batista-Foguet, 2005). Así, la utilización de estos modelos radica en la precisión y flexibilidad que ofrecen a diferencia de otro tipo de estimaciones (Hair et al., 2010) como el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) (Yela, 1997); ya que el SEM posibilita obtener diferentes índices que complementan la interpretación de lo que comúnmente se hace en un AFE (Coenders & Batista-Foguet, 2005). Sin embargo, a pesar de los beneficios de brinda esta técnica estadística en los estudios suele reportarse de manera parcial, limitándose a modelos unidimensionales y

multidimensionales, omitiendo el reporte de modelos bifactor o del análisis de la invarianza factorial (Aldas & Uriel, 2017).

Ante lo expuesto, el propósito del presente estudio fue aplicar el análisis factorial confirmatorio como un caso particular de los Modelos de Ecuaciones Estructurales para analizar las propiedades psicométricas de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños. Asimismo, se estudiaron modelos bifactor complementarios y la invarianza factorial de la medida.

1.2 Formulación del Problema

1.2.1 Problema general

¿Cuáles son las evidencias de validez y fiabilidad de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños?

1.2.2 Problemas específicos

- ¿Cuáles son las evidencias de validez de la estructura interna de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños?

- ¿Es la Escala de *Phubbing* una medida invariante en su estructura, por sexo y tipo de gestión en universitarios limeños?

- ¿Cuáles son las evidencias de validez basada en la relación con otras variables de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños?

- ¿Cuáles son las evidencias de fiabilidad de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños?

1.3 Justificación de la Investigación

1.3.1 Teórica

La relevancia teórica de la presente investigación radica en la utilización de los modelos de ecuaciones estructurales como un método estadístico multivariado aplicable para estimar la validez estructural de las medidas psicológicas. En este caso, la aplicación del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) como un caso de los modelos SEM resulta útil, debido a que las medidas psicológicas tienen como objetivo realizar mediciones de variables latentes y en estos casos lo que se busca es que la estructura teórica subyacente sobre la cual se ha diseñado un instrumento (*phubbing*) sea replicada con base en la evidencia empírica (Abad et al., 2011).

1.3.2 Metodológica

A nivel metodológico, se pretende mostrar al SEM como un método multivariado flexible y aplicable a este tipo de investigaciones; se consideran, además, las ventajas metodológicas respecto a otros métodos multivariados potencialmente aplicables a la validación de instrumentos. De forma tangencial, se brinda a la comunidad académica una medida eficiente para medir el Phubbing y que posee evidencias psicométricas adecuadas, elementos que garantizan que las interpretaciones de sus puntuaciones se respaldan en la evidencia teórica y empírica. Además, en la actualidad los estudios de simulación han demostrado la pertinencia de los métodos de extracción robustos, los cuales resultan pertinentes tanto para variables continuas como para variables ordinales (Li, 2014).

1.3.3 Práctica

La relevancia social de la presente investigación, tiene que ver con el estudio de un fenómeno social denominado *Phubbing,* el cual puede ser considerado como el problema de nuestra época, ya que afecta a adultos jóvenes y universitarios en sus diferentes esferas de la vida diaria, esto debido a que tiende a deteriorar las relaciones familiares, sociales, laborales y de pareja (Klein, 2014), puede llegar a desencadenar sintomatología depresiva y está asociado a otros patrones comportamentales inadecuados (Campos, 2018; Kuss et al., 2018). Esta medida podrá ser utilizada por investigadores, psicólogos, educadores o cualquier profesional que se interese en los comportamientos del *phubbing*

1.4 Objetivos de la Investigación

1.4.1. Objetivo General

Analizar las evidencias de validez y fiabilidad de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños.

1.4.2. Objetivos Específicos

- Determinar las evidencias de validez basada en la estructura interna de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños.

- Determinar la invarianza factorial de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños.

- Determinar las evidencias de validez basada en la relación con otras variables de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños.

- Determinar la fiabilidad por consistencia interna de las puntuaciones de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños.

CAPITULO II

2. MARCO TEÓRICO

2.1 Marco epistemológico

De acuerdo con Bisquerra (2019) la presente investigación se enmarca en el paradigma empírico-analítico, positivista o cuantitativo. Debido a que se considera que la realidad es única, totalmente externa al investigador y se materializa en la medida o la cuantificación de la integración de las unidades de análisis a través de un instrumento de medida. Asimismo, la relación investigador-realidad estudiada es de absoluta independencia, no se emiten juicios de valor, debido a que no existe un involucramiento personal del investigador. En la investigación psicológica el paradigma dominante es el positivista y su sucesor el pospositivista. Los cuales se basan en la teoría racionalista y empirista. En este caso, el positivismo sostiene la creencia de que el mundo social puede estudiarse de la misma forma que el mundo natural, pues existe un método para estudiarlo libre de valores y que se pueden obtener explicaciones causales.

De acuerdo Martínez y Chacón (2016) la investigación psicológica tiene las siguientes propiedades: teórica, empírica, nomotética y probabilística.

Teórica

Se sostiene que los modelos propuestos se basan en desarrollos o construcciones teóricas científicas, los cuales se forman por una serie de conceptos relacionados, que expresan una perspectiva sistemática de los fenómenos al identificar interacciones entre las variables, con la finalidad de explicarlos y predecirlos. En este marco, la investigación teórica cumple las siguientes funciones:

- Organizar el conocimiento en relación con un fenómeno o una realidad, mediante una descripción adecuada.
- Predecir, hacer inferencias sobre cómo se va a manifestar o como va a ocurrir un fenómeno dadas ciertas condiciones.
- Explicar por qué, cómo y cuándo tiene lugar un fenómeno.

Empírica

El empirismo supone que es posible obtener el conocimiento por medio de las experiencias sensoriales o por la observación. Aunque el pensamiento racional conforma una parte importante del conocimiento científico, la psicología es sobre todo una ciencia empírica basada en la observación directa y en la experimentación para la adquisición de nuevos conocimientos.

Nomotética

La investigación psicológica estudia grupos para obtener leyes generales que se puedan aplicar a amplios colectivos de personas que comparten características en común. La meta consiste en predecir el comportamiento promedio o típico de un grupo. A decir de Bisquerra (2019) esta característica de la investigación tiene que ver con la realización de generalizaciones libres de contexto y de tiempo.

Probabilística

La meta de la investigación es extraer conclusiones generales sobre poblaciones enteras o subgrupos. En estos casos, el investigador suele disponer de datos de subgrupos denominados muestras, y no de la población entera. Para hacer inferencias o generalizar los resultados de la

muestra a la población, se emplean técnicas estadísticas, que hacen uso de la teoría de la probabilidad.

En resumen, la presente es una investigación desarrollada a partir del paradigma positivista, en la cual se sostiene que la postura del investigador es objetiva y se basa en una metodología cuantitativa para contrastar las hipótesis formuladas. Asimismo, el presente es un estudio que busca explorar el modelo teórico del *Phubbing* en el contexto peruano, dotando de evidencia empírica al constructo y los modelos subyacentes, para analizar las evidencias de validez y fiabilidad de la Escala de *Phubbing* en universitarios peruanos. En tal sentido, para cumplir estos fines se han seguido los principios de la teoría de la probabilidad aplicado en los modelos de ecuaciones estructurales.

2.2. Antecedentes

Los estudios que se exponen a continuación provienen de la consulta realizada en las bases de datos: Scielo, Redalyc, Proquest, Scopus, Web of Science, en esta sección se incluyen investigaciones relativas al constructo *Phubbing* y al AFC como un caso particular de los modelos SEM de una periodicidad no mayor a cinco años, el periodo de búsqueda comprende los años 2015 a la fecha.

Nacionales

Ríos-Ariza et al. (2021) analizo la validez y confiabilidad de la escala para medir el *phubbing* en universitarios peruanos. El diseño de la investigación fue instrumental y participaron 450 estudiantes elegidos por conveniencia, a quienes se les administro la Escala de Phubbing diseñada

por Obregon (2015), la técnica de análisis fue el AFC, el cual es un caso particular de los modelos SEM, se utilizó el método de máxima verosimilitud. Los resultados dan cuenta de una estructura unidimensional con un ajuste adecuado (CFI=.95; RMSEA=.058[.038-.077]; SRMR=.041; AIC=5898). En cuanto a la fiabilidad de la medida se obtuvo un omega igual a .864 que corresponde a una correcta consistencia de las puntuaciones.

Vicente (2020) desarrollo una investigación sobre el *Phubbing* en estudiantes de administración peruanos. El estudio tuvo como objetivo analizar la validez de la Escala de *Phubbing* (Karadag et al., 2015). La muestra estuvo conformada por 400 estudiantes universitarios todos elegidos mediante un muestreo no probabilístico, se analizó la estructura interna de la medida mediante un análisis factorial exploratorio, con el método de componentes principales. Los resultados dan cuenta de una estructura de dos factores cuyas cargas factoriales superan .40, estos factores explican el 54.62% de la varianza y cumplen satisfactoriamente los supuestos de adecuación muestral (KMO=.87) e inter-correlación de los ítems ($\chi 2$=1286.25; gl=45; p<.01).

Cumpa (2017) desarrolló un estudio acerca del diseño y validación de una escala para evaluar el *phubbing*. El objetivo de la investigación fue determinar las evidencias propiedades psicométricas del instrumento de medición. El diseño del estudio fue instrumental y se realizó sobre una muestra de 380 estudiantes universitarios de ambos sexos, cuyas edades fluctuaban entre los 18 a 24 años, que residen en Lima Norte. Las evidencias de validez basadas en la estructura interna se reportaron mediante un análisis factorial exploratorio, el índice de adecuación muestral (KMO) .885 y la prueba de esfericidad de Bartlett (p<.001) alcanzan valores satisfactorios, finalmente se reporta una estructura de tres factores que explican el 56,93% de la varianza, se empleó como método de extracción componentes principales y una rotación varimax. Las evidencias de fiabilidad se reportaron mediante el coeficiente Alfa, el cual obtiene un valor .82 para la escala total, mientras que sus dimensiones: Ansiedad-Insomnio (11 ítems) obtiene un Alfa igual .71;

Relaciones Interpersonales (5 ítems) con un Alfa igual .83 y Dependencia (7 ítems) con un Alfa de .80.

Sánchez (2017) realizó un estudio sobre *phubbing* y las relaciones interpersonales. El cual tuvo como objetivo determinar la relación entre el *phubbing* y las relaciones interpersonales en los estudiantes de secundaria de la institución educativa de Moniquirá Boyacá. El diseño del estudio fue correlacional, se aplicaron dos cuestionarios y se realizó observación directa a 72 escolares cuya edad osciló entre 11 y 17 años. Se utilizó *Movil Phone Problem Use Scale for Adolecents* (MPPUSA) adaptado por Horubia y Frexia (2012) el cual da cuenta del uso problemático de las tecnologías móviles. El instrumento reporta tres dimensiones: Comunicación, Atención a otras actividades y Relaciones interpersonales. Las evidencias de validez reportadas dan cuenta de las evidencias basadas en el contenido con un coeficiente VAiken 1 para cada uno de los 27 reactivos. Las evidencias de fiabilidad por consistencia interna señalan un coeficiente Alfa .737 para la escala global. El segundo instrumento fue el cuestionario GHQ 28 en la versión adaptada por Montón (1993). Los resultados muestran una alta correlación negativa entre el *phubbing* y las relaciones interpersonales de los estudiantes (r_s=-.78, p<.001).

Internacionales

Błachnio et al. (2021) analizaron la invarianza factorial de la Escala de *Phubbing* en 20 países. El objetivo de este estudio fue proporcionar evidencia de la invariancia de la medición entre países y el género. El diseño de la investigación fue instrumental y participaron 7696 adultos, a quienes se administró la escala de Phubbing, la estructura de la medida se analizó mediante un modelo de medida SEM con el estimador de máxima verosimilitud robusto (MLR). La solución factorial más satisfactoria corresponde a una estructura de dos factores con aceptable ajuste (CFI=.93; TLI=.91; RMSEA=.09), esta medida resulta invariante según sexo (se estableció la

invarianza configuracional, métrica, escalar y residual). Sin embargo, en lo referente a la comparación en los diferentes contextos culturales (se estableció la invarianza configuracional, métrica y escalar) se ha identificado problemas en las equivalencias, lo cual puede deberse a malas traducciones, problemas en la aplicación o a baja motivación de los encuestados.

Kocak (2021) realizó una investigación en la que diseño una escala para medir los comportamientos de Phubbing en el trabajo. El objetivo del estudio fue analizar la validez y estructural de la *Being Phubbed in the Workplace Scale* (BPWS). El estudio corresponde a un diseño instrumental, en el que participaron un total de 793 trabajadores elegidos por muestreo no probabilístico, a quienes se les administro la BPWS. Se realizaron dos estudios en el primero se verifico la estructura exploratoria de la medida y posteriormente mediante un análisis factorial confirmatorio (SEM) se comprobó que la BPWS es una medida unidimensional compuesta por 4 ítems con un escalamiento de respuestas de 1 (nunca) a 7 (siempre) que presenta un adecuado ajuste (CFI=.99; TLI=.99; RMSEA=.04; SRMR=.04). En suma, la evidencia empirica demuestra que la BPWS es un instrumento válido para medir la intensidad de sufrir *phubbing*.

Zanami et al. (2020) realizaron una investigación en la que exploraron la estructura interna de la Escala de *Phubbing*. El estudio se enmarco en un diseño instrumental, sobre una muestra aleatoria de 330 estudiantes universitarios iranís, se aplicó el análisis factorial confirmatorio (modelo SEM) para verificar la estructura bidimensional de la medida. Los resultados permitieron identificar la presencia de dos factores claramente diferenciados (F1: *Communication disorder*; F2: *Mobile phone obsession*) los cuales obtuvieron un ajuste satisfactorio (CFI=.96; RMSEA=.07; SRMR=.06). La validez en relación con otros constructos se verifico con el inventario de calidad de las relaciones sociales (QRI, por sus siglas en inglés) se encontró correlaciones positivas y significativas entre los conflictos con los padres y amigos y *communication disorder*. La fiabilidad

de la medida señala un coeficiente alfa global igual a .82 y .70 para *comunication disorder* y .81 para *mobile phone obssesion.*

Resett y Gonzales-Caino (2020) analizaron las propiedades psicométricas de la escala de *phubbing* en una muestra de jóvenes argentinos. El diseño de la investigación fue instrumental y se desarrolló sobre un total 1245 participantes, se aplicó el modelo de ecuaciones estructurales para verificar la pertinencia de la estructura interna de la escala. Los resultados dan cuenta de un modelo de tres factores (Interferencia con celular = 1, 2, 3, 4 y 5; Obsesión con celular = 6, 7 y 8; Problemas psicosociales = 9 y 10) que cuenta con un ajuste satisfactorio (CFI=.969; TLI=.958; RMSEA=.079). Asimismo, la consistencia interna de las puntuaciones fluctúa entre .67 y .58, lo que demuestra una fiabilidad parcial de la medida.

Blanca y Bendayan (2018) realizaron un estudio que tuvo como finalidad la validación de la Escala de Phubbing en su versión española. El diseño de la investigación es instrumental y se desarrolló sobre una muestra de 759 adultos españoles cuyas edades comprendieron los 18 y 68 años, se empleó el AFC, como un caso particular de los modelos SEM. Los resultados demostraron que el modelo de dos factores es consistente y coherente con la versión original de Karadag et al. (2015): Disrupción de la comunicación (DC) y Obsesión con el teléfono móvil (OM) con índices de ajuste S-B $x^2(33) = 117.58$; NNFI = .98; RMSEA = .058 [.047-.070], los cuales resultaron más satisfactorios que los índices correspondientes al modelo unidimensional. La consistencia interna de las puntuaciones fue optima y además presenta validez concurrente con la adicción a internet, adicción a Facebook y miedo a perderse algo (FoMO), identificándose correlaciones positivas con estas medidas.

González-Rivera et al. (2018) realizó una investigación que tuvo como propósito examinar la influencia del uso constante del celular (*phubbing*) sobre la satisfacción con las relaciones románticas y de forma indirecta sobre el bienestar psicológico y la salud mental de jóvenes

puertorriqueños. Inicialmente se exploran las evidencias de validez y fiabilidad de la Escala de *Phubbing* en la Pareja. Los resultados mostraron que el instrumento presenta adecuadas evidencias de validez y fiabilidad. El segundo estudio se trabajó en una muestra no probabilística conformada por 392 participantes seleccionados por su accesibilidad y disponibilidad. Los resultados dan cuenta que a mayor *phubbing*, menor satisfacción en la relación de pareja, mayor sintomatología asociada a depresión, ansiedad y estrés, y menor bienestar psicológico.

Karadağ et al. (2015) realizaron una investigación para conocer los predictores del *phubbing*. El diseño fue correlacional y se desarrolló sobre una muestra de 409 estudiantes universitarios. De forma tangencial se desarrollaron dos instrumentos para medir el *phubbing,* el primer instrumento se denominó Escala de *Phubbing* (EP) compuesta por diez ítems y cuyas respuestas se encuentran en escala Likert. Las evidencias de validez basada en la estructura interna se reportan a través de un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) el número de factores se determinó a través el método de extracción ejes principales, con rotación *oblimin*. Como resultado se obtuvo una solución de dos factores (F1: *Communication Disturbances* y F2: *Phone Obsession*), los cuales explican el 56.19% de la varianza. La consistencia interna de la escala arroja coeficientes alfa adecuados para ambas dimensiones. Los resultados generales del estudio señalan una correlación alta que explica que el *phubbing* es una posible consecuencia de la adicción al teléfono móvil, los otros valores de correlación reflejan una dependencia del teléfono.

Chotpitayasunondh y Douglas (2018a) realizaron una investigación que tuvo como propósito principal diseñar un instrumento para medir el comportamiento de *phubbing*. El objetivo del estudio fue diseñar y validar la *Generic Scale of Phubbing* (GSP) y la *Generic Scale of Being Phubbed* (GSBP). El estudio se enmarca en un diseño instrumental y se desarrolló sobre un total 725 participantes elegidos intencionalmente, lo cuales fueron divididos en dos grupos, para el primer estudio se trabajó con 361 participantes (análisis factorial exploratorio de la GSP y GSBP)

y para el segundo se contó con 364 (análisis factorial confirmatorio de la GSP y GSBP), se aplicó el AFC como un caso particular de los modelos SEM para verificar que la estructura interna de las escalas fuese compatible con la teoría subyacente sobre la cual fueron diseñadas las medidas. Los resultados del primer estudio muestran que la GSP obtuvo una solución de tres factores que explicaron el 64.14% de la varianza, mientras que la GSBP resultó con una estructura de tres factores. En el segundo se corroboró que la GSP presenta una estructura interna de cuatro factores con un factor de segundo orden, esta solución obtiene índices de ajuste satisfactorios (CFI=.97; NFI=.95; RMSEA=.06; SRMR=.04). Por su parte, en la GSBP se comprobó una estructura de tres factores específicos que responden a un factor general de segundo orden con índices de ajusta aceptables (CFI=.92; NFI=.90; RMSEA=.09; SRMR=.05). Se concluye que las medidas presentan estructuras internas solventes y parsimoniosas, coherentes con el modelo teórico subyacente.

Davey et al. (2017) llevó a cabo un estudio de evaluación de impacto como parte del Proyecto *Phubbing* de la Universidad de Polonia durante 6 meses donde participaron 400 adolescentes y jóvenes elegidos aleatoriamente de los cinco colegios de Muzaffarnagar del estado de Uttar Pradesh en la India. La información fue recopilada por medio de Internet a través de cuestionarios electrónicos que se enviaron a todos los encuestados. Se emplearon escalas de predictores de *phubbing* y sus consecuencias, luego los datos fueron analizados mediante un método mixto. Los resultados dan cuenta de la prevalencia de *phubbing* la misma que alcanzo el 49,3%. Identificándose a la adicción a Internet ($p < 0.0001$, OR=2.26), la adicción a teléfonos inteligentes (OR=25.9), el miedo a perderse (OR=18.8) y la falta de autocontrol (OR=0,73–1,72) como predictores más importantes. Asimismo, a mayor *phubbing* mayor depresión y angustia.

En esta sección se han incluido algunos estudios que han explorado la validez y fiabilidad de las medidas de *phubbing* en las que no necesariamente han aplicado los modelos SEM para determinar la estructura interna de la medida. Sin embargo, existen numerosas investigaciones en

psicología en las que se ha aplicado el AFC como un caso particular de los modelos SEM para determinar la estructura interna de las pruebas psicológicas (Calleja et al., 2022; Castañeda et al., 2021; Caycho et al., 2020; Correa et al., 2020; Grimaldo et al., 2020; Grimaldo et al., 2021; Lascuarain et al., 2017). Esto resulta coherente con los desarrollos teóricos y técnicos en torno a este tema y a su aplicación en psicología lo que garantiza un uso responsable de la psicometría (Aldas & Uriel, 2017; Hair et al., 2010; Kline, 2016; Batista et al., 2012; Coenders et al., 2005; Joreskog & Sorbom, 1986; Li, 2014; Raykov & Marcoulides 2011; Wu & Estabrook, 2016).

2.2. Bases Teóricas

Propiedades psicométricas de los instrumentos de medida

Existen dos características que garantizan una adecuada medición a través de escalas, cuestionarios o encuestas. Estas son la validez y la fiabilidad, los cuales constituyen elementos esenciales en el campo de la medición del comportamiento (Muñiz, 2018).

Validez

Hace referencia al grado en que la interpretación de la puntuación de un instrumento cuenta con evidencia empírica y teoría que las respalden. En esta línea, los enunciados sobre la validez deben referirse a interpretaciones particulares para usos específicos (AERA, APA, NMCE, 2018). Es por ello, que cuando se hace referencia a la validación esta consiste en reunir evidencia necesaria para ofrecer una explicación científica solvente acerca de las interpretaciones de las medidas.

Por su parte Messick (1995) señala que la validez no es una acción puntual sino un proceso (validación) y que esta no es una propiedad inherente de una prueba, sino de las interpretaciones y decisiones que se toman con las puntuaciones de las pruebas.

Martínez (2014) afirma que la validez es un concepto unitario, el cual busca soporte a partir de diversas fuentes de evidencia. Así, la validez de una medida tiene que ver con una evaluación global en términos del apoyo empírico que avala sus interpretaciones.

En resumen, lo que se analiza son las interpretaciones de las puntuaciones de la prueba y que ellos sean coherentes con los usos propuestos, no se evalúa la prueba propiamente dicha. Por esta razón es incorrecto utilizar términos como: "prueba válida", "la validez de la prueba".

A decir de Messick (1996, como se citó en Martínez, 2014) existen seis aspectos distinguibles dentro de la validez los cuales se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1

Aspectos de la validez como un concepto unificado

Aspecto	Descripción
Contenido	Contempla la coherencia entre los indicadores del instrumento y el dominio temático evaluado.
Sustantiva	Hace referencia a los aspectos teóricos y a las consistencias observadas en las respuestas a las pruebas.
Estructural	Analiza la idoneidad de la estructura establecida, y con la correspondencia teórica subyacente.
Generalizabilidad	Examina el grado en que las interpretaciones de las puntuaciones pueden generalizarse a otros grupos
Extrema	Incluye la evidencia convergente y discriminante. Así como evidencia del criterio y utilidad aplicada
Consecuencial	Evalúa la capacidad de interpretación de los puntajes de una prueba para el establecimiento de acciones o decisiones.

Adaptado de AERA, APA, & NCME, 2018, *Estándares para pruebas educativas y psicológicas*. Copyright 2018 para AERA.

Fuentes de evidencia de validez

De acuerdo con los lineamientos establecidos para el uso de pruebas psicológicas (AERA, APA, NMCE, 2018), no existen los tipos de validez, ya que el concepto de validez es unitario (Martínez, 2014). Por ende, lo que podemos encontrar son fuentes de validez que dotan a los instrumentos de la evidencia empírica y teórica que respalde las interpretaciones de los de los puntajes obtenidos a través del uso de instrumentos de medición.

Evidencias de validez de contenido

Se define como el juicio lógico respecto a la congruencia que existe entre el rasgo o la característica del evaluado y lo que se incluye en la prueba. Pretende determinar en qué medida el conjunto del dominio del constructo (conocimientos, habilidades o destrezas) se expresan en el instrumento (Urrutia, Barrios, Gutiérrez, & Mayorga, 2014).

Evidencias de validez de estructura interna

De acuerdo con Martínez (2014) el análisis de la estructura interna de una prueba permite constatar en qué grado las relaciones entre los ítems concuerdan con el constructo propuesto. La presente fuente de evidencia suele ser frecuente en el proceso de construcción de pruebas y se basan en complejas técnicas estadísticas, principalmente el Análisis Factorial

Evidencias de validez en relación con otros constructos

Esta evidencia de validez hace referencia al hecho de que las medidas de los constructos pueden relacionarse con otras medidas externas. En tal sentido, este tipo de evidencia de validez proporciona información sobre el grado en que estas relaciones planteadas son coherentes con el

constructo que avala las interpretaciones propuestas de los puntajes de la prueba (AERA, APA, & NCME, 2018)

Evidencia de fiabilidad

Según la Teoría Clásica de los Test (TCT) la fiabilidad hace referencia a la estabilidad de un instrumento y puede definirse como la relación de la varianza entre el puntaje verdadero respecto de la varianza de puntaje total (AERA, APA, NCME, 2018); asimismo, la evidencia de fiabilidad debe ser consistente con el diseño de los procesos utilizados en la evaluación y con las interpretaciones que se realizan con los puntajes de la prueba.

Técnicas estadísticas para determinar la validez estructural

Análisis Factorial Explorario (AFE)

Es una técnica estadística multivariada, que tiene como propósito principal tratar de establecer una estructura subyacente entre las variables del análisis, a partir de estructuras de correlación entre ellas; o, en otras palabras: busca definir grupos de variables que estén altamente correlacionados entre sí (Mendez-Martinez & Rondon-Sepulveda, 2012). No obstante, la aplicación de esta técnica en diversas validaciones ha sido común las malas prácticas en relación con su uso. Los principales errores tienen que ver con el método de extracción de factores y con la interpretación de los resultados, los cuales por la naturaleza del análisis solo corresponden a una estructura exploratoria, lo cual resulta en una limitante importante cuando se conoce a priori el modelo teórico subyacente del cual precede la medida (Muñiz, 2018).

Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Constituye un caso particular de los Modelos de Ecuaciones Estructurales (SEM), los cuales corresponden a la familia de modelos estadísticos multivariados que hacen posible la estimación del efecto y las interrelaciones entre múltiples variables latentes (Ruiz et al., 2010). Los modelos SEM surgen de la necesidad de brindar mayor flexibilidad a los modelos de regresión; por esta razón, suelen ser menos restrictivos pues permiten incluir errores de medida tanto en las variables dependientes como en las variables independientes. En este aspecto, estos modelos son más complejos de estimar.

Estos modelos permiten establecer a priori el tipo y dirección de las relaciones que se espera encontrar entre las variables que se involucran en el modelo, para luego estimar los parámetros que se especifican por las relaciones propuestas las cuales parten de una evidencia teórica. Por esta razón se les llama modelos confirmatorios, pues su interés fundamental es "corroborar" a través del análisis de la muestra las relaciones propuestas como resultado de la evidencia de la teoría explicativa que se ha decidido tomar como referencia (Ruiz et al., 2010). Un modelo de ecuaciones estructurales completo consta de dos partes fundamentales: el modelo de medida y el modelo de estructura.

Modelo de medida

El objetivo principal de este modelo es verificar la pertinencia de los indicadores seleccionados que permitan constatar su relación con el constructo, es decir que permite valorar qué tan bien las variables observadas se relacionan de tal forma que permitan identificar y/o definir el constructo hipotetizado (Cupani, 2012). En el caso de que los indicadores propuestos presenten relaciones débiles, es posible asumir un desacierto en las correlaciones latentes previstas teóricamente (Weston & Gore, como se citó en Cutipa, 2012).

En el caso del presente estudio, el modelo de medida de la Escala de *Phubbing*, está compuesta por diez indicadores (ítems) (ver Tabla 2) los cuales se subdividen teóricamente en dos dimensiones Perturbación de la Comunicación (PC) y Obsesión por el móvil (OM), se pretende establecer la relación entre estas dos dimensiones (ver Figura 1)

Figura 1

Modelo de medida de la Escala de Phubbing

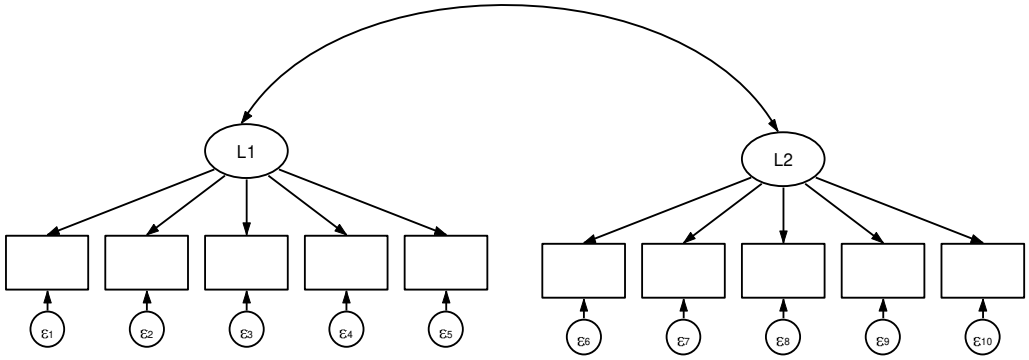


Tabla 2

Reactivos de la Escala Phubbing (Blanca & Bendayan, 2018)

Ítems	Reactivos	Dimensión
PB1	Estoy pendiente de mi teléfono móvil cuando estoy en compañía de otras personas	PC
PB2	Estoy ocupado/a con mi teléfono móvil cuando estoy con mis amigos/as?	PC
PB3	Otras personas se quejan sobre mi uso del teléfono móvil	PC
PB4	Estoy ocupado/a con mi móvil cuando estoy con mis familiares	PC
PB5	A mi pareja o mis familiares les molesta que esté ocupado/a con el móvil	PC
PB6	Mi teléfono móvil está a mi alcance	OM
PB7	Lo primero que hago al despertarme es mirar mis mensajes en mi móvil	OM
PB8	Me siento vacío/a sin mi móvil	OM
PB9	Cada día aumenta mi uso del teléfono móvil	OM
PB10	El tiempo que dedico a actividades sociales se reduce por el tiempo que uso el móvil	OM

Nota. PC: Perturbación de la comunicación. OM: Obsesión móvil

En donde los indicadores PB1, PB2, PB3, PB4 y PB5 son explicados por el factor común L_1 (Perturbación de la comunicación), mientras que los indicadores PB6, PB7, PB8, PB9 y PB10 son explicados por el Factor común L_2 (Obsesión por el móvil), con factores comunes y se han fijado los coeficientes en el valor 1

Modelo de estructura

El modelo de estructura se configura a partir de los efectos y asociaciones establecidas entre aquellas variables que se incluyen en el modelo (normalmente variables latentes). A grandes rasgos se trata parcialmente de un modelo de regresión, el cual incluye los efectos concatenados y bucles entre variables. Asimismo, se incluyen los residuos (varianza especifica). Son posibles dos casos exclusivos en los cuales el modelo puede no contener ambas partes: En el primer caso, se encuentran los modelos de análisis factorial confirmatorio (AFC) los mismos que sólo contienen el modelo de medida y las relaciones entre las variables latentes sólo pueden ser de tipo correlacional. En segundo caso, están los análisis de sendas, lo mismos que no contienen variables latentes; en su lugar, las variables observables son equiparadas a las variables latentes; asimismo, sólo existe el modelo de relaciones estructurales. En este caso, los errores de medición y los errores de predicción se denominan errores de medida.

Fases del análisis de ecuaciones estructurales

De acuerdo con Hair et al. (2010) existen siete fases para la ejecución de un modelo SEM:

Fase 1: Desarrollo de un modelo basado en la teoría

La modelización SEM tiene como base las relaciones causales, en donde la alteración en una variable implica un cambio en otra variable. La especificación del modelo se debe basar en una

propuesta teórica que fundamente dicha especificación. El error más típico en el desarrollo de modelos de fundamentación es la omisión de una o más variables predictivas claves, un problema conocido como error de especificación. En la presente investigación, dado que el modelo que se especifica se ha tomado a partir de una investigación previa, se espera que el error de especificación se encuentre controlado. Además, el modelo de Phubbing se basa en la propuesta teórica de Karadag et al. (2014) la cual ya ha demostrado su adecuación en el contexto europeo.

Fase 2: Construcción de un diagrama de secuencias de relaciones causales

En ecuaciones estructurales se define como *path diagram* o gráfico de sendas a la representación de secuencias relacionales que expresan la interacción entre las variables del modelo especificado. Este grafico de sendas permite al investigador incluir tanto las relaciones predictivas entre constructos (relación de dependencia), como la relación asociativa (correlaciones) entre los indicadores. Un elemento importante en la diagramación es la flecha:

a) Flecha directa, denota una relación de dependencia.
b) Flecha curvada, indica una relación asociativa entre dos constructos.
c) Flecha bidireccional, indica relación reciproca.

Es importante recordar que la teoría y los antecedentes constituyen la fuente de consulta principal para el establecimiento de relaciones latentes. Por lo tanto, la inclusión de variables en el modelo especificado debe responder a evidencia teórica o empírica que justifique dicha inclusión.

Fase 3: Del diagrama de sendas a un modelo SEM: especificación del modelo de medida

Luego de proponer el modelo teórico y de representarlo gráficamente, es necesario especificarlo matemáticamente. Esto se hace mediante:

a) Las ecuaciones estructurales que relacionan las variables del modelo.

b) Establecimiento del modelo de medida, el cual especifica las mediciones de los constructos.

c) Matrices que refieren relaciones supuestas entre constructos o variables.

Modelo estructural

En esta etapa se definen las variables endógenas, exógenas y los errores (especificación y aleatorio), las cuales son representadas mediante el diagrama de secuencias, indicando las respectivas relaciones de dependencia, asociativas o reciprocas.

Figura 2

Elementos del modelo estructural

Variable endógena	=	Variables exógenas	+	Variables endógenas	+	Error
Y_1		X_1 X_2 X_3		Y_1 Y_2 Y_3		e_1

Modelo de medida

En este caso a diferencia de un Análisis Factorial Exploratorio, en donde el investigador no especifica la correspondencia de cada variable en un factor determinado. En el AFC el investigador tiene control sobre este aspecto. Las variables observadas que se obtienen de los encuestados vienen a ser los indicadores en el modelo de medida, y se les utiliza para medir las variables latentes (factores). Esto se puede apreciar en la Tabla 3.

Tabla 3

Cargas factoriales e indicadores de ponderación.

Variable	Análisis factorial: Cargas factoriales			Modelo de medida: Indicadores de las ponderaciones en cada constructo		
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Constructo A	Constructo B	Constructo C
V_1	λ_{11}	λ_{12}	λ_{13}	λ_1		
V_2	λ_{21}	λ_{22}	λ_{23}	λ_2		
V_3	λ_{31}	λ_{32}	λ_{33}		λ_3	
V_4	λ_{41}	λ_{42}	λ_{43}		λ_4	
V_5	λ_{51}	λ_{52}	λ_{53}			λ_5
V_6	λ_{61}	λ_{62}	λ_{63}			λ_6

Adaptado de Hair et al., 2010, *Análisis Multivariante*. Editorial Pearson. Copyright 1999 para Pearson Educación

Fase 4: Selección del tipo de matriz de entrada y estimación del modelo propuesto

Los modelos SEM difieren de otras técnicas multivariadas en el hecho que utiliza solo la matriz de varianza-covarianza o de correlaciones como sus datos de entrada. Las observaciones individuales solo son insumos iniciales para la construcción de los datos que realmente son analizados (las matrices). En este punto es necesario repasar tres supuestos propuestos por Hair et al. (2010):

a) Mediciones independientes (observaciones).
b) Mediciones referidas a una muestra aleatoria.
c) Cumplimiento del supuesto de linealidad de las relaciones propuestas.

De esta manera, los modelos SEM necesitan el cumplimiento de distribución normal multivariada. En cuyo caso es recomendable emplear métodos de estimación que pueden ajustarse a estas violaciones. Dado que las alteraciones distribucionales de los datos pueden inflar el estadístico χ^2 lo que genera un sesgo en las estimaciones para determinar la significancia estadística de los coeficientes. Por ello, es necesario incluir todas las pruebas de diagnóstico para determinar la pertinencia de la base de datos.

Datos ausentes

Los valores perdidos pueden alterar el cálculo de la matriz de entrada de dato. Este problema se puede resolver empleando métodos de imputación para datos faltantes, entre ellos la investigación ha demostrado que el método de imputación múltiple introduce menos sesgos, pero tampoco se descartan otros procedimientos, ya que se concluye que no existe una solución única (Hair et al., 2010).

Covarianza versus correlaciones.

Si bien originalmente el SEM se calcula a partir de la matriz de varianza-covarianza frente a la matriz de correlaciones. Los estudios de simulación indican que la matriz de correlaciones es apropiada cuando el objetivo es entender las correlaciones entre los constructos. Además, se ha observado que el uso de la matriz de correlaciones es adecuado cuando el objetivo es solo entender el patrón de las relaciones entre las variables (constructos), pero no en el caso que se quiera explicar la varianza total del constructo (Aldas & Uriel, 2017). En suma, el investigador debe utilizar una matriz de varianza-covarianza siempre que se proponga un contraste con la teoría; en el caso que ellas satisfagan los supuestos y la metodología, y siempre que constituyan la forma más apropiada para tratar los datos para validar las relaciones causales a estimar (Hair et al., 2010)

Correlaciones de Pearson, Tetracóricas y Policóricas

De acuerdo con Domínguez-Lara (2014) el uso de las matrices de correlación producto momento de Pearson, se recomiendan cuando se trabajan con datos continuos. Mientras que las correlaciones policóricas presentan un mejor comportamiento cuando se trabajan con variables de tipo categórico (Likert). Asimismo, se añade que las matrices de correlaciones tetracóricas permiten mejores estimaciones cuando se trabaja con variables dicotómicas.

Tamaño muestral

Existen distintos criterios para determinar el tamaño de la muestra en estudios instrumentales (Morales, 2012; Nunnally, 1978) en donde se emplean los modelos de ecuaciones estructurales; sin embargo, muchos de estos procedimientos han sido ampliamente criticados por carecer de respaldo empírico que sustente su aplicabilidad (Martínez, 2013; Muñiz, 2018; Uriel & Aldias, 2005); por esta razón, para la presente investigación se han seguido las recomendaciones de Lloret-

Segura et al. (2014) quienes indicaron que para la realización de un análisis factorial se deben considerar las comunalidades de los ítems que componen el instrumento; en cuyo es necesario revisar los antecedentes de la prueba en otros contextos.

Estimación del modelo

Originalmente el SEM empleaba como técnica de estimación la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinario (OLS, por sus siglas en ingles); posteriormente, esta fue reemplazada por el método de Máxima Verosimilitud (ML) que es eficiente y no sesgada cuando se cumplen los supuestos de normalidad. Sin embargo, la sensibilidad del ML a la no normalidad, genero la necesidad de desarrollar otros estimadores que pudieran responder a esta violación, ello trajo consigo el desarrollo de otros tipos de estimación, como el Mínimos Cuadrados no Ponderados (ULS). Asimismo, se ha sugerido el uso de métodos de estimación robustos, que toleran la violación del supuesto de normalidad multivariada como el Mínimos Cuadrados Ponderados (WLS, por sus siglas en inglés), o como el Mínimos Cuadrados Ponderados Robustos (WLSMV por sus siglas en inglés) o Máxima Verosimilitud Robusta (MLR), los cuales se aplican principalmente en análisis factorial confirmatorio (Lloret-Segura et al., 2014; Li, 2014).

Procesos de estimación según Hair et al. (2010)

a) **Estimación directa.** Es el más habitual y consiste en estimar directamente los parámetros e intervalos confianza del modelo especificado, los cuales se basan en el error muestral.

b) Bootstrapping. A diferencia de la estimación directa, con este proceso se reproducen estimaciones múltiples (se replica el mismo modelo, pero con muestras aleatorias), este procedimiento se aplica cuando no se cuenta con un tamaño de muestra lo suficientemente grande para la realización de un SEM. Asimismo, se consideran cuatro pasos: i) se diseña

una muestra original, ii) se remuestrea la muestra inicial, obteniéndose una gran cantidad de muestras, iii) se calcula el modelo correspondiente para cada muestra y se almacenan los parámetros, iv) se recalculan las estimaciones de los parámetros como el promedio de los parámetros obtenidos en las diferentes muestras analizadas. De esta forma los parámetros finales y sus intervalos de confianza se obtienen directamente de modelos múltiples.

c) **Simulación.** Los procesos de simulación también descansan en muestras múltiples, pero en este caso el investigador puede especificar no solo ciertas características de la muestra, sino también es posible fijar algunos parámetros del modelo a estimar; una alternativa es que también se puede fijar el modelo e ir probando con algunos parámetros.

d) **Análisis Jackknife.** Aquí también se crean muestras repetidas a partir de una muestra original, pero difiere del *bootstrapping* y la simulación, en el método de creación de las nuevas muestras. En lugar de crear un gran número de nuevas muestras aleatorias. En este proceso se crean N muestra, donde N es el tamaño muestral original. Donde cada muestra tendrá un tamaño muestral N-1, pues se omite la anterior. La ventaja de este procedimiento es que permite identificar las observaciones influyentes mediante el examen de los cambios en los parámetros estimados. Este método puede utilizarse en validaciones, pero debe reportarse como una limitación ya que su uso responderá al número insuficiente de muestra para la realización del estudio.

Fase 5: Valoración de la identificación del modelo estructural

De acuerdo con Hair et al. (2010) la identificación es relativamente sencilla en AFC y los procedimientos usualmente suelen ser suficientes para detectar problemas de identificación. A respecto señala, que el problema más común es que múltiples variables sean indicadores de dos o más constructos. La solución se encuentra en la especificación del modelo de medida basándose

en los fundamentos teóricos requeridos (Muñiz, 2018), los cuales van a dar coherencia a la solución factorial encontrada.

Fase 6: Evaluación de los criterios de la bondad de ajuste

Estimaciones infractoras

Ocurren cuando luego del análisis de un modelo inicial se encuentran cargas factoriales superiores a 1.0. Estos valores corresponden a una estimación infractora, la cual trae consigo que los errores de medida de dicha variable sean negativos. Estas estimaciones deben corregirse para una adecuada interpretación del modelo, ya que son teóricamente inapropiadas y afectan la calidad del ajuste.

Re-especificación del modelo

Existen diferentes estrategias para corregir una estimación infractora. Entre los procedimientos más utilizados encontramos: Eliminar la variable infractora, la otra estrategia fija el valor de la varianza del error de la variable (usualmente en valores reducidos cercanos a 0.005) para asegurar que la ponderación será menos que 1.0.

Estos valores infractores generalmente son analizados a partir de los Índices de Modificación (IM) cuyos valores por encima de .30 sugieren la existencia de errores correlacionados, los cuales pueden ser producto de una varianza residual irrelevante al constructo que se pretende medir o también a la posible redundancia de los reactivos. En cualquiera de los dos casos es posible mejorar los índices de ajuste al establecer estas relaciones entre los errores residuales o en caso estas correlaciones afecten al ajuste del modelo se puede optar por eliminar el reactivo, siempre que esto no atente contra la estructura teórica de la medida (Aldas & Uriel, 2017; Hair et al., 2010). También se le puede describir como una correlación parcial de los ítems que no es compartida con el factor de medida.

Ajuste conjunto del modelo: Modelo revisado

Los indicadores especificados representan los constructos supuestos, ellos dan a entender el ajuste del modelo conjunto. Estas medidas de ajuste se subdividen de la siguiente manera:

Índices de ajuste absoluto

Estos índices miden qué tan bien un modelo a priori explica los datos. Este modelo es el modelo del investigador porque no hay otro punto de referencia para un índice de ajuste absoluto. Explicar los datos no significa por sí solo que el modelo sea adecuado. Esto se debe a que se puede hacer cualquier modelo mal especificado para explicar los datos agregando parámetros hasta el punto en que no quedan grados de libertad ($gl_M = 0$); es decir, la mayoría de los modelos identificados explican perfectamente las covarianzas observadas (Kline, 2016, p. 266).

Índices de ajuste incremental

Los índices de ajuste (relativo, comparativo) miden la mejora relativa en el ajuste del modelo del investigador sobre el de un modelo de referencia. El modelo de línea de base suele ser el modelo de independencia (nulo), que asume covarianzas de cero entre las variables endógenas. El modelo nulo en Mplus usa las covarianzas muestrales entre las variables exógenas, pero otros programas de computadora, como EQS y LISREL, corrigen las covarianzas entre pares de variables exógenas medidas a cero también. No obstante, el supuesto de covarianzas nulas a menudo es inverosímil (Kline, 2016, p. 266).

Índices de ajuste de la parsimonia

Estos índices incluyen en sus fórmulas una corrección por la complejidad del modelo. La misma que puede verse como una "recompensa" por la parsimonia. Mulaik (2009) define la parsimonia

del modelo como la escasez de parámetros estimados libremente en relación con el número de observaciones. La parsimonia está relacionada con gl_M, pero los dos no son sinónimos. Esto se debe a que gl_M no es una medida proporcional de la relación entre observaciones y parámetros. Por ejemplo, el valor de gl_M puede ser relativamente alta cuando hay muchas variables observadas, pero aún puede ser proporcionalmente pequeño en comparación con el número de observaciones cuando hay muchos parámetros libres en un modelo muy complejo. En suma, se define la razón de parsimonia (PR) como la razón de gl_M del modelo del investigador sobre los grados de libertad del modelo nulo. El modelo ideal (el más parsimonioso) tendría un PR de 1.0, lo que dice que el modelo tiene tantos grados de libertad como hay disponibles en los datos (según el modelo nulo). Estos modelos son potencialmente desconfirmables con los datos que los modelos en los que el valor del PR es menor que 1.0.

Ajuste del modelo de medida

Es necesario considerar a) la revisión de las ponderaciones de los indicadores de significancia estadística y b) la revisión de la fiabilidad del constructo, así como la extracción de la varianza. La necesidad de corroborar que las ponderaciones sean menores a 0.05 surge para poder afirmar que las variables están relacionadas significativamente con sus constructos específicos. Posteriormente, es necesario estimar la Fiabilidad Compuesta (FC) cuyos valores recomendables se encuentran por encima de .70 y la Varianza Promedio Extraída (AVE, por sus siglas en inglés) cuyo valor esperado es .50.

Fase 7: Interpretación y modificación del modelo

Los objetivos del AFC son: a) verificar la estructura del modelo propuesto, b) explorar si son necesarias modificaciones significativas.

Interpretación

La interpretación del AFC es la de simplificar un conjunto de variables, lo que se busca es encontrar una solución coherente y parsimoniosa que responda a los fundamentos teóricos de la teoría subyacente a partir de la cual fue construida la prueba.

Re-especificación del modelo

Si bien los índices pueden sugerir posibles modificaciones a partir de la lectura de los residuos normalizados o por los resultados obtenidos en los índices de modificación. Estas modificaciones deben responder a la teoría antes que al modelo re-especificado sea contrastado.

Comparación de modelos anidados o rivales

Consiste en el contraste de los resultados del modelo estimado versus otros alternativos para determinar el modelo que el presenta mejores índices de ajuste. Es una estrategia en la que el investigador inicia con un modelo inicial (en general el propuesto teóricamente por el autor de la prueba) y sigue con una serie de re-especificaciones, con las que se espera mejorar el modelo mientras se mantenga la concordancia con la teoría subyacente de la cual deviene la prueba.

Por su parte, Abad et al. (2011) además de lo anteriormente expuesto sugieren que para realizar un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se requiere tomar algunas decisiones:

1. Realizar una representación gráfica del modelo. Esta representación debe ser precisa y eficaz, lo suficientemente detallada que permita la delimitación de cada factor y de cada elemento perteneciente a los factores.
2. Verificar si el modelo está identificado; esto significa, que es necesario verificar que se cuenta con información suficiente para estimación de los parámetros.

3. Elegir un método de estimación, en ello se debe considerar aquel que minimice las discrepancias entre las varianzas y covarianzas reproducidas a partir del modelo (S*) y las observadas (S). Es importante distinguir que existen métodos de extracción que son más efectivos cuando se trabajan con datos ordinales o categóricos.
4. Para obtener indicadores del ajuste del modelo; implica, verificar los datos empíricos y como ellos se ajustan a lo predicho en el modelo teórico. En otras palabras, se analiza si el parecido entre S y S* es satisfactorio para concluir que el modelo propuesto teóricamente es correspondiente a los datos empíricos.

Aplicación del SEM en la validación de instrumentos de medida

De acuerdo con Aldas y Uriel (2017) la estimación de un modelo de ecuaciones estructurales es un proceso que inicia validando un instrumento de medida, este proceso se utiliza antes de estimar las relaciones estructurales propuestas por el autor.

SEM para determinar la estructura interna

Los modelos de ecuaciones estructurales son una técnica multivariada que en primera instancia permite estimar un modelo de medida. En este sentido, la técnica es relativamente sencilla de aplicar, inicialmente se requiere una estructura predefinida proveniente de un modelo teórico del cual se desprende el instrumento de medición (Muñiz, 2018). Tras ello, lo que se busca es aplicar los procedimientos específicos que mejor se adecuen a las características de la data a analizar (Nunnally, 2013). Pues no es lo mismo verificar un modelo de medida para un conjunto de datos continuos y categóricos, la naturaleza de los resultados varía en función a ello, pues se recomienda que los datos continuos se analicen a partir de una matriz de correlaciones policóricas, en tanto que

para los datos categóricos es recomendable una matriz de correlaciones tetracóricas (Domínguez, 2014).

Índices de bondad de ajuste del modelo

De acuerdo con Veliz (2016) la pertinencia de los modelos SEM se analiza a partir del ajuste absoluto, incremental y de parsimonia de la medida.

Índices de ajuste absoluto

Chi cuadrado

El χ2 permite evaluar el ajuste del modelo, este es estadístico se distribuye como una χ2 con tantos grados de libertad como diferencia existe entre el número de varianzas y covarianzas muestrales distintas $q(q+1)/2$. Cuya hipótesis nula es que la matriz de varianzas y covarianzas muestral y la teórica son iguales (ajuste perfecto):

$$H_0 = \sum\nolimits_1^* = S$$

Chi cuadrado normado (χ2/gl)

Este índice propuesto por Xia y Yang (2018) indica en qué medida el modelo tiene un ajuste aceptable. Es decir, estima cuantas cuanta veces mayor es χ2 que el valor medio esperado cuando (N-1) *F* se aproxima como variable χ2. No existe consenso en la interpretación de este índice pero la literatura sugiere valores bajos entre 2 y 3 hasta valores tan altos como 5 (Martínez, 2005)

Standarized Root Mean Square Residual (SRMR)

Es otro indicador de ajuste absoluto, en la medida que evalúa la plausibilidad de que las matrices de varianzas y covarianzas muestral y estimada sean la misma. Uriel y Aldas (2017) refieren que su cálculo implica la matriz de varianzas y la matriz residual, se verifica la diferencia entre estas para conocer en qué medida son idénticas. Para ello se calcula la media de los residuos para tener un buen indicador del promedio del desajuste. Pero antes, se eleva al cuadrado las diferencias para evitar la compensación de signos, luego se calcula la raíz cuadrada de la media para reajustar la escala.

De acuerdo con Bentler y Bonnet (1980) para obtener un SRMR con valores adecuados estos deben ser inferiores a .05. Otra forma de interpretación del SRMR consiste en emplearlo como equivalente del AIC que permite comparar la pertinencia del modelo respecto a otros, con la salvedad de que el AIC se emplea en el caso de emplear un método de estimación de máxima verosimilitud; pero cuando se emplean estimadores robustos y métodos de estimación para datos categóricos, el SRMR puede cumplir la función del AIC, considerando el valor más cercano a cero como el óptimo (Hair et al., 2010).

Índices de ajuste incremental

Tucker-Lewis Index (TLI)

El TLI fue propuesto por Tucker y Lewis (1983), a decir de Aldas y Uriel (2017) este es un indicador de ajuste comparativo o incremental. El TLI evalúa que tan adecuado es el modelo propuesto. En este sentido, valores se esperan que estén por encima de .95 indican un ajuste satisfactorio.

$$TLI = \frac{\chi_B^2 - \frac{df_B}{df_M}\chi_M^2}{\chi_B^2 - df_B}$$

Comparative Fit Index **(CFI)**

Este índice de bondad de ajuste desarrollado por Jöreskog y Sörbom (1986), explora en qué medida se mantienen fijos los indicadores incrementales; sin embargo, se incorpora una corrección que evita que pueda tomar valores por encima de la unidad, se define de la siguiente manera:

$$CFI = 1 - \frac{\chi_M^2 - gl_M}{\chi_B^2 - gl_B}$$

El CFI es uno de los índices más utilizados por su robustez los valores de referencia para su interpretación, de acuerdo con Hu y Bentler (1999) son: > .90, aceptable; >.95, bueno.

Índices de ajuste de la parsimonia

Root Mean Square Error of Approximation **(RMSEA)**

Este índice de ajuste estaría ubicado dentro de los índices de ajuste de parsimonia. El RMSEA propuesto por Steiger y Lind (como se citó en Aldas & Uriel, 2017) corrige al $\chi 2$ dividiendo por el tamaño muestral y también por los grados de libertad, se define de la siguiente manera:

$$RMSEA = \sqrt{\frac{\chi^2 - \mathrm{gl}}{gl(N-1)}}$$

El RMSEA se puede interpretar como el error de aproximación medio por grado de libertad, su interpretación se da de la siguiente manera: RMSEA< .05 corresponde a un buen ajuste, .05 < RMSEA <.08 ajuste aceptable, RMSEA > .08 ajuste pobre (Batista & Goenders, 2012).

***Weighted Root Mean Square Residual* (WRMR)**

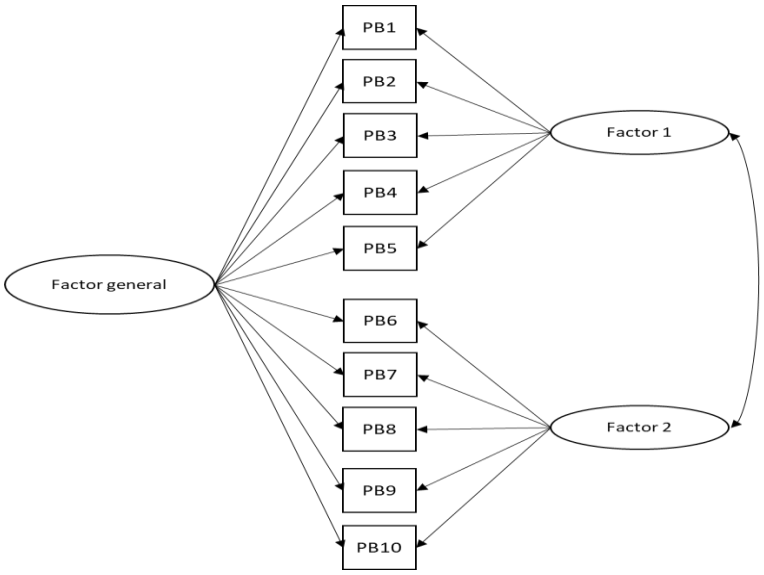
Es un índice que permite la comparación de modelos, el cual de acuerdo con la literatura corresponde a aquella estructura que alcance el índice más cercano a cero (Hair et al., 2010; Kline, 2016).

Modelos bifactor

En su mayoría los instrumentos de medida psicológicos parten de una propuesta teórica de constructos amplios como las dimensiones que lo configuran, muchas veces toda esta información es relevante para fines de clasificación e investigación. Sin embargo, esta propuesta teórica sobre la cual se pretende medir un constructo a partir de sus dimensiones, mediante el AFC usualmente solo se llega a corroborar la existencia de las dimensiones (SEM); sin embargo, ello no respalda directamente la presencia de un factor general de orden superior equivalente al modelo teórico sobre el cual se diseñó el instrumento de medida.

Figura 3

Representación de un Modelo bifactor



En tal caso, se podría decir que se corrobora la existencia de factores específicos, pero no se dota de evidencia empírica el constructo que dio origen a esos factores. Para responder a este efecto se proponen los Modelos Bifactor (Figura 3.), los cuales son viables en la medida que los factores específicos mantengan correlaciones elevadas, lo que daría lugar a la existencia de un Factor General (FG).

De acuerdo con Domínguez-Lara (2017) los Modelos Bifactor (Figura 2) se caracterizan por especificar en su modelado un FG que tiene efecto sobre todos los reactivos y a la vez a los Factores Específicos (FE) (Factor 1 y Factor 2, en la Figura 2). En estos modelos los FE son modelados ortogonalmente, pues se asume que la varianza que comparten se debe a la presencia del FG.

Para establecer que este modelo es adecuado las cargas factoriales del FG deben ser superiores a las de los FE (Reise, 2012). No obstante, esto no es suficiente y también debe valorarse los índices de bondad de ajuste tradicionales, los cuales generalmente suelen arrojar mejores índices de bondad de ajuste. Por ello, se han propuesto índices de ajuste específicos para Modelos Bifactor. Así, Dueber (2017) señala que la estimación de un modelo bifactor requiere de medidas de ajuste específicas, entre ellas se cuenta con:

***Explain Common Variance* (ECV)**

Que reporta la varianza que explica el factor general, se esperan valores por encima de .60 (Bonifay et al., 2015; Stucky et al., 2013).

Omega Hierarchical (ω_H)

Refleja el porcentaje de varianza sistemática en los puntajes totales ponderados por unidad (brutos) que se pueden atribuir a las diferencias individuales en el factor general (ω_H>.80).

Omega jerárquica (ω_{HS})

Es un índice que refleja la proporción de varianza sistemática confiable de una puntuación de subescala después de dividir la variabilidad atribuida al factor general (Reise et al., 2013).

Coeficiente H

El cual representa la correlación entre un factor y un compuesto de ítem ponderado de manera óptima un H>.80 sugieren una variable latente bien definida (Hancock & Muller, 2001).

Factor Determinancy **(FD)**

Explica la dependencia de los ítems sobre un factor general latente, se consideran como adecuadas medidas por encima de .80 (Gorsuch, 1983).

SEM para determinar la invarianza factorial

Otra aplicabilidad de los modelos de ecuaciones estructurales tiene que ver con la validación de modelos confirmatorios multigrupo. En estos casos lo que se hace es comprobar la invarianza de la estructura factorial de una prueba en distintas muestras. Para varios grupos, el modelo factorial se expresa como:

$$x_{j(g)} = v_g + \sum_{m=1}^{M} \Lambda_{jm(g)} F_{m(g)} + E_{j(g)}$$

Donde el subíndice g hace referencia al grupo y v_g es la intersección que permite modelar las medias de los ítems. A nivel de matrices la expresión resulta de la siguiente forma:

$$\text{Fg} \sim MVN\ (\alpha_g, \Phi_g)$$

$$\text{Eg} \sim MNV\ (0, \psi_g)$$

$$\text{Xg} \sim MNV\ (\bar{X}_g, S_g)$$

Donde *MNV()* hace referencia a la distribución multivariada normal; siendo el primero el vector de medias y el siguiente la matriz de varianzas y covarianzas de las variables. Mientas que Φ_g

corresponde a la matriz de varianzas-covarianzas entre los factores comunes, ψ_g es la matriz de varianzas-covarianzas entre factores únicos y S_g es la matriz de varianzas y covarianzas entre los ítems. α_g es el vector de medias de los factores comunes y X_g es el vector de medias de los ítems. Las medias, varianzas y covarianzas de los ítems se traducen a partir de las medias, varianzas y covarianzas de las variables latentes:

$$\bar{X}_g = v_g + \Lambda_g \alpha_g$$

$$Sg = \Lambda_g \Phi_g \Lambda_g + \psi_g$$

Cuando se exploran la invarianza factorial de los instrumentos de medida precisamente se analizan estos parámetros a través de los grupos. Esta propiedad es importante, ya que una vez establecida es posible interpretar de igual forma las puntuaciones de un instrumento en distintos grupos (Byrne, 2008).

a) **Invarianza configuracional.**

   Se propone verificar que la estructura propuesta de los ítems que miden el rasgo sea similar en ambos grupos (Abad et al., 2018). En la presente investigación, se tomó en cuenta el criterio de Wu y Estrabrook (2016) se considera un nivel regular y una parametrización tetha.. De demostrarse este tipo de invarianza ello significa que la estructura básica del constructo responde de forma similar en ambos grupos.

b) **Invarianza métrica de las medidas**

   Inicialmente se establece un modelo donde no se asume la invarianza de los grupos; en segundo lugar, se propone un modelo anidado al primero, en el que se fijan los umbrales y los pesos (cargas factoriales), en este caso si las diferencias en el χ^2 de los modelos no

resultan estadísticamente significativas, se habrá establecido la invarianza métrica. Esto implica que los factores significan lo mismo (Wu & Estrabrook, 2016).

c) Invarianza escalar

Para establecer la invarianza escalar se analiza el grado de ajuste de un modelo$_1$ en el que no existen diferencias entre los interceptos, el cual se anida a un modelo2, que sirve para la detección del funcionamiento diferencial. Para ello se fijan los umbrales, las cargas factoriales y los interceptos. Solo cuando esta propiedad se ha comprobado será posible realizar comparaciones entre las medias de los grupos (Abad et al., 2011).

d) Invarianza estricta

Corresponde al grado más exigente, y se concentra en analizar los cambios en las varianzas especifica. De este modo, al establecer fijos los residuos, es posible aumentar la posibilidad en identificar discrepancias entre los promedios de los grupos. Para establecer la invarianza estricta se fijan los umbrales, cargas, interceptos y residuos, es necesario que los elementos previamente analizados sean estables y que además los residuos sean similares en ambos grupos. En resumen, esta propiedad pone de manifiesto que los residuos son similares en los grupos comparados.

Criterios de interpretación

Para determinar que las variaciones de los índices revisados son significativas se siguen diferentes criterios. Por ejemplo, respecto al $\chi 2$ se espera que los deltas ($\Delta\chi 2$) sean menores a .05. Para los índices comparativos, se consideran cambios menores a .01 en los índices CFI (Byrne, 2008),

también se tienen en consideraron los cambios en el RMSEA (ΔRMSEA) ≤ 0,015, y en el SRMR (ΔSRMR) ≤ 0,030; en líneas generales la literatura especializada coincide en que estos criterios constituyen medidas adecuadas para establecer la invarianza factorial (Chen, 2007).

SEM para determinar la validez convergente y discriminante

Validez interna convergente

Se da cuando los elementos de un mismo factor están correlacionados entre sí, "convergiendo" o "compartiendo" una proporción elevada de la varianza. En cuyo caso, la varianza que no compartan será la varianza residual, no explicada por el factor (Aldas & Uriel, 2017). Existen dos formas de evaluar la validez convergente. La primera es que las cargas factoriales que unen el factor con el reactivo (ítem) sean altas (λ>.70) y significativas, cuyas comunalidades puedan expresar el 50% de la varianza sea explicado por la varianza común con el factor (λ^2>.50) y no con la varianza residual (error). Por su parte, Hair et al. (2014) hacen una propuesta que pretende equilibrar la validez de contenido y convergente, señalan que si la carga se encuentra comprendida en .40 y .70 el reactivo puede mantenerse siempre que a fiabilidad compuesta y la varianza promedio extraída se encuentren por encima de los limites sugeridos.

Este segundo indicador de validez convergente se denomina *Average Variance Extracted* (AVE, por sus siglas en inglés), es un indicador cuya lógica es directa y sencilla de interpretar.

$$AVEi = \frac{\sum_j \lambda_{ij}^2}{\sum_j \lambda_{ij}^2 + \sum_j var\,(\varepsilon_{ij})} = \frac{\sum_j \lambda_{ij}^2}{k}$$

Donde, λ recoge la estimación de las cargas estandarizadas, mientras que *var* (ε_{ij}) es la varianza de los residuos de cada indicador, *k* es el número de indicadores (ítems) del factor, λ^2 es la varianza del indicador *j* explicada por la variable latente *i*; en cuyo caso la AVE es la media de las varianzas de los indicadores que explica el factor que están midiendo. En resumen, se puede entender como la media de la que el factor explica de cada indicador.

Criterio de interpretación

Para considerar que una medida presenta validez interna convergente, es necesario que las medidas del AVE se encuentren alrededor de .50, lo que se interpreta que por lo menos el 50% de la varianza del indicador es explicado por el factor (Fornell & Larcker, 1981; Navarro, Domínguez, & Medrano, 2019).

Validez discriminante

De acuerdo con el criterio de Fornel y Larcker (1981) está también se determina a partir de los valores reportados en el AVE. En este caso, cuando un instrumento de medida presenta más de un factor, se espera que el cuadrado de la correlación entre los factores sea inferior al AVE. Pues si los indicadores del factor 2 son capaces de explicar más de los indicadores del factor 1, tenemos un problema de validez discriminante.

$$AVE_{\text{i}} > p_{ij}^2$$

$$AVE_{\text{j}} > p_{ij}^2$$

Donde AVE_{i} corresponde a la varianza promedio del factor 1, AVE_{j} corresponde a la varianza promedio del factor 2 y p_{ij}^2 es la correlación al cuadrado de los factores 1 y 2.

Criterio de interpretación

Para considerar que una medida presenta validez interna discriminante, es necesario que las medidas del AVE sean superiores al cuadrado de las correlaciones entre los factores (Fornell & Larcker, 1981)

SEM para determinar la validez basada en la relación con otras variables

Los modelos de ecuaciones estructurales permiten evaluar la relación entre variables latentes, en este sentido su aplicabilidad para determinar la validez basada en la relación con otras variables se pone de manifiesto. Su aplicación es relativamente sencilla como un *path analysis* en donde se analizan las relaciones latentes de las variables incluidas en un modelo estructural. En este caso la aplicación e interpretación de los índices de ajuste del SEM es similar a lo descrito hasta el momento. Se propone un modelo estructural sobre el cual analizan las relaciones entre las variables latentes, la significancia del modelo se analiza a partir de la verificación de los índices de bondad de ajuste absoluto, comparativo e incrementales.

SEM para determinar las evidencias de fiabilidad

El coeficiente alfa tiene propiedades no deseables, como su sensibilidad al número de ítems que conforman la escala (Aldas & Uriel, 2017). Así mismo, si no existe correlación entre los términos de error el alfa infraestimara la fiabilidad de la escala (Raykov, 1997). Sin embargo, su principal limitación proviene de que no tiene en cuenta el conjunto del instrumento de medida, pues su cálculo se deriva de la matriz de datos individual y escogiendo las variables de la escala que se analiza. Para resolver esta limitación Fornell y Larcker (1981) proponen el cálculo del *Composite Reliability* o fiabilidad compuesta (CR, por sus siglas en inglés) bajo la siguiente expresión:

$$CR_i = \frac{\left(\sum_i \lambda_{ij}\right)^2}{\left(\sum_i \lambda_{ij}\right)^2 + \sum_i var(\varepsilon_{ij})}$$

Donde λ recoge la estimación de las cargas estandarizadas, mientras que *var* (ε_{ij}) es la varianza residual de cada indicador. Dado que se estima fijando a 1 la varianza del factor, la varianza del término de error se puede calcular como 1 (varianza del factor) menos la varianza que el factor explica del indicador λ^2, esto es:

$$var\left(\varepsilon_{ij}\right) = 1 - \lambda_{ij}^{\ 2}$$

En este sentido el uso del CR permite estimar la fiabilidad a partir de las cargas factoriales estandarizadas, y al considerar el cuadrado de estas cargas se trabaja directamente con la varianza del factor que explica a este indicador. Esto resulta útil cuando se trabaja con modelos con errores correlacionados en donde las cargas pueden estar afectas por la presencia de estos.

Criterios de interpretación

Para su interpretación la lógica del CR es similar a la del coeficiente alfa, se considera que en un planteamiento exploratorio son aceptables valores de CR entre .60 y .70, en etapas avanzadas de investigación entre .70-.90 son considerados adecuados (Nunnally, 2013). No se consideran deseables valores superiores a .90 porque implicaría que todos los indicadores están midiendo exactamente lo mismo de manera redundante (Aldas & Uriel, 2017).

Estimación de modelos SEM con muestras no probabilísticas

De acuerdo con la literatura no existe un consenso respecto a los tamaños de muestras mínimas para la realización de modelos de ecuaciones estructurales (Abad et al., 2011; Kline, 2016; Hair et

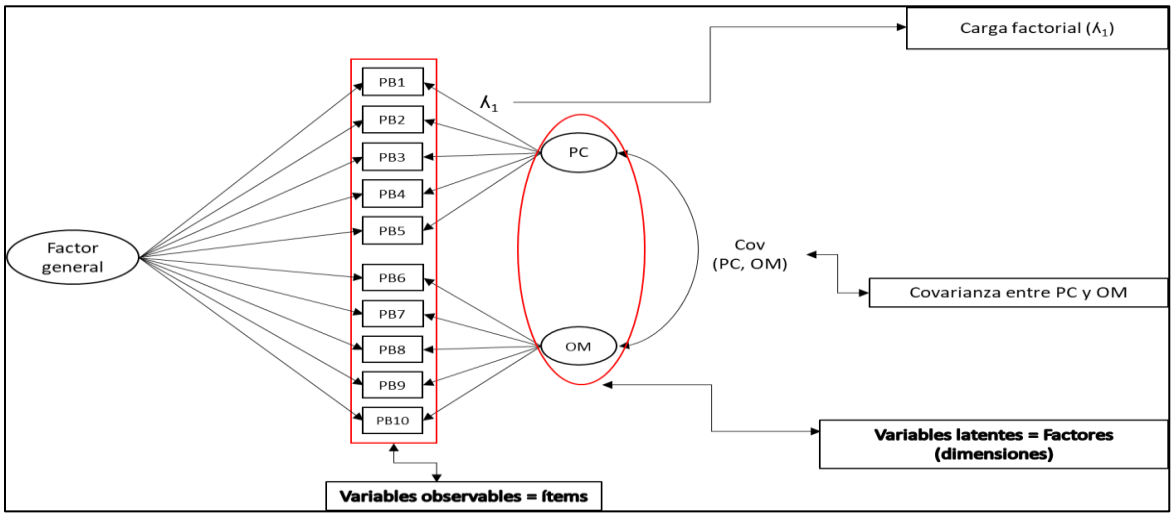
al., 2010). En lo que refiere el tipo de muestreo, y la representatividad de estudios con muestras no probabilísticas también ha sido estudiado a través de simulaciones. Así, Li (2014) demostró que los métodos de estimación robustos como máxima verosimilitud robusta (MLR) y mínimos cuadrados no ponderados con media y varianza ajustada (WLSMV) reducen el error que agrega una muestra no probabilística. Además, de constituirse en métodos más eficientes para datos ordinales y muestras pequeñas (Xia & Yang, 2018).

Modelos de Ecuaciones Estructurales Aplicados a la validación de una medida

Los modelos bifactor constituyen un caso particular de los modelos de ecuaciones estructurales; sin bien su uso frecuente es para validar un modelo de medida; se puede apreciar como al identificar un factor general este a su vez replica relaciones con un modelo estructural proveniente de los modelos de medida específicos de cada uno de los factores específicos previamente delimitados. De acuerdo con Brown (2015) puede ser utilizado para evaluar la importancia del dominio específico del factor general (ver Figura 4).

Figura 4

Modelo de medida y estructura de un modelo bifactor



Phubbing

De acuerdo con Haigh (2012) la palabra *phubbing* surgió cuando se fue incluida en una actualización del Diccionario *Macquarie*, el equipo de actualización creó la palabra *phubbing* a partir de la fusión de las palabras *phone* (teléfono) y *snubbing* (desaire) para esta adicción al teléfono inteligente, que podría considerarse la perturbación de la época.

Para Karadag et al. (2015) el *phubbing* es una perturbación que se encuentra en la intersección de muchas adicciones, la cual es motivada por la amplia gama de dispositivos móviles inteligentes. De acuerdo con Davey (2017) el término *Phubbing* se ha definido como una forma de comunicación en la que una persona se desaíra a otra en un entorno social, al concentrarse en su teléfono en lugar de sostener una conversación.

De acuerdo con Karadag et al. (2015) el *Phubbing* se puede describir como un individuo mirando su teléfono móvil durante una conversación con otras personas, tratando con el teléfono móvil y escapando de la comunicación interpersonal. Existen dos dimensiones:

- *Perturbación de la comunicación* (PC), la cual consiste en utilizar de manera inadecuada el celular sobre todo en situaciones donde se espera que se priorice la interacción social directa.
- *Obsesión por el móvil* (OM), la que consiste en una necesidad desmedida de querer utilizar el celular aun cuando su uso es innecesario.

Phubbing y su relación con otras variables

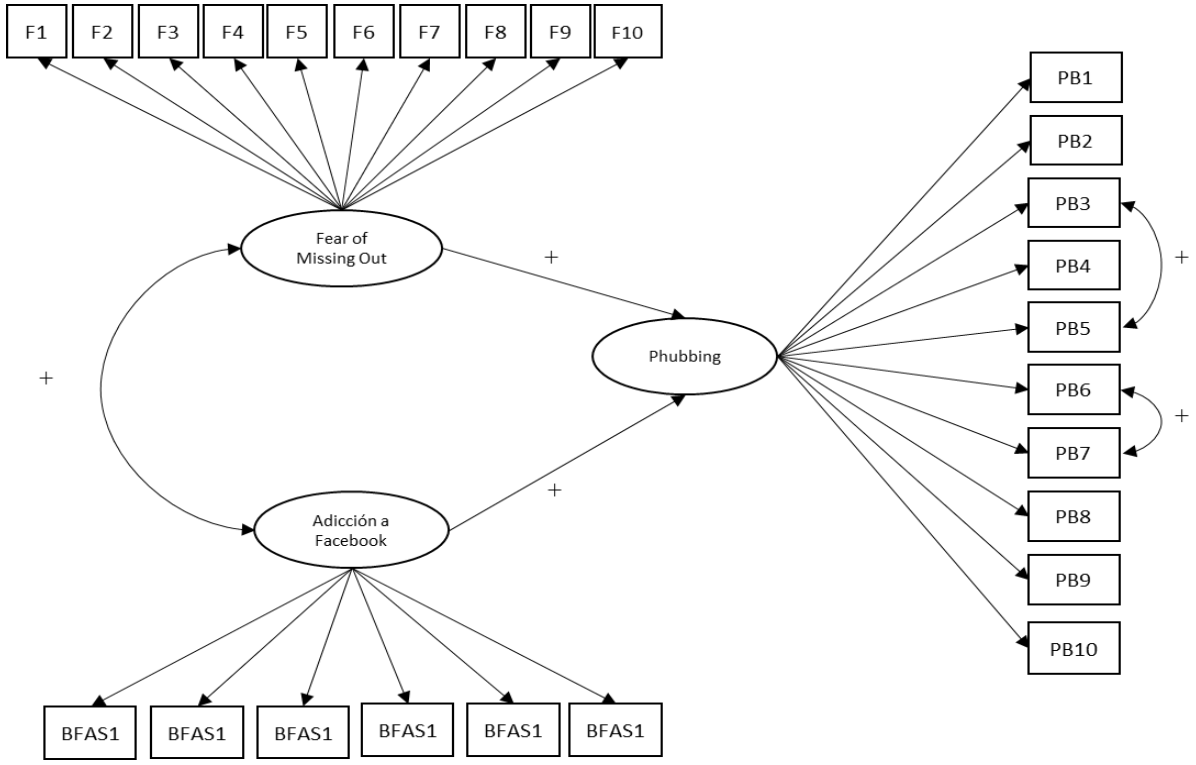
En un estudio desarrollado por T'ng et al. (2018) identificaron que la emocionalidad negativa, mentalidad abierta y la adicción al internet son determinantes significativos del comportamiento de Phubbing. No encontraron diferencias entre varones y mujeres. En esta línea, Karadağ et al. (2015) expresaron una justificación del *phubbing* a partir de la adicción al *smartphone*, a los mensajes de texto, a las redes sociales, al Internet y a los juegos en línea. Por su parte, Chotpitayasunondh y Douglas (2016b) revelaron relaciones moderadas entre el *phubbing* y la adicción a los teléfonos inteligentes, la adicción a Internet y el miedo a perderse (*fear of missing out).* Así, Roberts y David (2016) encontraron que el *Phubbing* afecta las relaciones de pareja, señalan que existe relación negativa entre el *Phubbing* y la satisfacción de la relación. En tanto Klein (2014) señala que el Phubbing puede afectar las habilidades de comunicación y la interacción social en espacios privados y públicos.

En otra investigación se identificó que el Phubbing se relaciona positivamente con los sentimientos de celos en la pareja y que esta inversamente relacionado con la cohesión de la pareja (Krasnova, Abramova, Notter, & Baumann, 2016). En la misma línea, otros estudios han demostrado que el *Phubbing* en general disminuye la calidad de las conversaciones en la pareja, amigos y familiares (Przybylski & Weinstein, 2012; Vanden Abeele, Hendrickson, Pollman, & Ling, 2019). A nivel nacional, Correa-Rojas et al. (2020) identificaron que el *Phubbing* se relaciona positivamente con el FoMO. En otro estudio, Correa-Rojas et al. (2021) identificó que el FoMO, Adicción a las redes Sociales y los Sentimientos de Soledad son determinantes del *Phubbing*.

A partir de la literatura consultada en el presente estudio se plantea la posible relación entre el FoMO, Sentimientos de Soledad y Adicción al Facebook como predictores del Phubbing, el modelo de medida se expone a continuación (ver *Figura 5*).

Figura 5

Modelo explicativo del Phubbing



Mediante la revisión de este modelo SEM es posible verificar las relaciones latentes que existen entre los constructos *phubbing*, adicción a Facebook y FoMO, los cuales según la literatura consultada deberían reportar efectos directos sobre la varianza del *phubbing*

CAPITULO III

3. HIPÓTESIS Y VARIABLES

3.1.1. Hipótesis general

La Escala de *Phubbing* presenta adecuadas evidencias de validez y fiabilidad en universitarios limeños.

3.1 Hipótesis especificas

H_1: La Escala de *Phubbing* presenta adecuadas evidencias de validez basada en la estructura interna.

H_2: La Escala de *Phubbing* presenta invarianza factorial configuracional, métrica, escalar y residual, según sexo y tipo de gestión.

H_3: La Escala de *Phubbing* presenta adecuadas evidencias de validez basada en la relación con otras variables.

H_4: La Escala de *Phubbing* presenta adecuadas evidencias de fiabilidad basada en la consistencia interna.

3.2. Variables

Para la presente investigación se considera al *Phubbing* como una variable atributiva, este tipo de variables según Kerlinger y Lee (2002) son aquellas que constituyen características y rasgos propios de los participantes en el estudio.

3.2.1. Operacionalización de variables

3.2.1.1. Variable atributiva 1: *Phubbing*

Definición conceptual

El *phubbing* consiste en desairar a otra persona, al concentrarse en el propio teléfono celular, en lugar de sostener una interacción con la persona que está presente (Davey, 2017).

Definición operacional

Se define por el puntaje obtenido en la Escala de Phubbing (Blanca & Bendayan, 2018), cuya estructura es bidimensional: i) Perturbación de la comunicación y ii) Obsesión por el móvil

3.2.1.2. Variable atributiva 2: *Fear of Missing Out*

Definición conceptual

Se refiere a los temores y preocupaciones que percibe la persona al experimentar que está perdiéndose experiencias que su entorno social si experimenta (Santana-Vega et., 2019).

Definición operacional

Se define por el puntaje obtenido en la Escala de *Fear of Missing Out* (Przybylski et al., 2013)

3.2.1.3 Variable atributiva 3: Adicción al *Facebook*

Definición conceptual

Es una forma particular de adicción al internet, caracterizada por la pérdida del control e inhibición social física por preferir conectarse a esta red social (Andreassen et al., 2012)

Definición operacional

Se define por el puntaje obtenido en la Escala de Adicción al Facebook (Andreassen et al., 2012) cuya estructura es unidimensional (Tabla 4)

Tabla 4

Operacionalización de las variables de estudio

Conceptualización	Dimensiones	Indicadores	Ítems	Fuente	Instrumento
PB, consiste en desairar a otra persona, al concentrarse en el propio teléfono celular, en lugar de sostener una interacción con la persona que esta presente (Davey, 2017)	Perturbación de la comunicación	Puntaje obtenido en la Escala de *Phubbing*	Ítems 1-5 Ordinal	Unidad de análisis	Escala de *Phubbing*
	Obsesión por el móvil	Puntaje obtenido en la Escala de *Phubbing*	ítems 6-10 Ordinal	Unidad de análisis	Escala de *Phubbing*
FoMo, se refiere a los temores y preocupaciones que percibe la persona al experimentar que está perdiéndose experiencias que su entorno social (Santana-Vega, Gómez, & Feliciano-García, 2019)	Unidimensional	Puntaje obtenido en la Escala *Fear of Missing out*	ítems 1-10 Ordinal	Unidad de análisis	Escala *Fear of Missing out*
AF, se caracteriza por la pérdida del control e inhibición social física por preferir conectarse a esta red social (Andreassen et al., 2012)	Unidimensional	Puntaje obtenido en la Escala de Adicción al Facebook	ítems 1-10 Ordinal	Unidad de análisis	Escala de Adicción al *Facebook*

Nota. PB: *Phubbing*, FOMO*: Fear of Missing out*; AF: Adicción al *Facebook*

CAPITULO IV

4. METODO

4.1 Tipo y Diseño de investigación

La presente investigación es de tipo empírica con metodología cuantitativa, porque se incluyen datos originales obtenidos a través de la administración del cuestionario y los análisis se encuentran enmarcados dentro de la lógica epistemológica de tradición objetivista (León & Montero, 2007). Asimismo, esta investigación se enmarca en un diseño instrumental, pues se analizan las evidencias de validez y fiabilidad de un instrumento de medida psicológico (Ato, López, & Benavente, 2010); asimismo, se toman en consideración los estándares de validación sugeridos por la AERA, APA y NCME (2018).

4.2 Unidad de análisis

Un estudiante universitario con edad entre los 16 y 37 años, que se encuentra matriculado en una universidad de Lima Metropolitana.

4.3 Población de estudio

La población está conformada por estudiantes universitarios peruanos, tanto de universidades públicas como privadas, de ambos sexos, cuyas edades oscilan entre los 16 y 28 años, que cursan estudios universitarios (ver Tabla 5). En la Tabla 5, se exponen la totalidad de universitarios a nivel nacional, esta información corresponde a las universidades licenciadas.

Tabla 5

Población de universidades licenciadas

Universidades	f	%
1	233	0.06%
2	24769	6.07%
3	1731	0.42%
4	7437	1.82%
5	1941	0.48%
6	2797	0.68%
7	3512	0.86%
8	50	0.01%
9	1056	0.26%
10	4707	1.15%
11	21619	5.29%
12	5577	1.32%
13	3762	0.92%
14	1380	0.34%
15	1516	0.37%
16	1804	0.44%
17	1906	0.96%
18	11944	2.92%
19	23718	5.81%
20	56947	13.95%
21	2679	0.66%
22	7243	1.77%
23	66240	16.22%
24	17665	4.33%
25	142	0.03%
26	19945	4.88%
27	12528	3.07%
28	18618	4.56%
29	43238	10.59%
30	5148	1.26%
31	10387	2.54%
32	4361	1.07%
33	14451	3.54%
34	5298	1.30%
Total	408349	100%

4.4 Tamaño de muestra

Existen distintos criterios para establecer el tamaño de la muestra en estudios instrumentales (Morales, 2012; Nunnally, 1978); no obstante, muchos de estos procedimientos han sido ampliamente criticados por carecer de respaldo empírico que sustente su aplicabilidad (Martínez, 2013; Muñiz, 2018; Uriel & Aldas, 2005); por esta razón, en este estudio se han seguido las sugerencias de Lloret-Segura et al. (2014) quienes refieren que el tamaño de muestra debe estimarse a partir de las comunalidades y la cantidad de reactivos por factor. Por ello, se ha tomado como referencia el estudio de Blanca y Bendayan (2018) quienes en un estudio realizado en universitarios españoles reportaron comunalidades inferiores a .70, con cinco ítems por factor, con lo que se recomienda una muestra mayor a 300. Por ello, en función de los criterios consultados la muestra estuvo conformada por 619 universitarios limeños.

4.5 Selección de la muestra

En este sentido, para la presente investigación se ha recogido una muestra de 619 universitarios limeños, este tamaño de muestra cumple con los criterios de Lloret-Segura et al. (2014) y de Hair et al. (2010). Asimismo, de acuerdo con Li (2014) la estimación a través de un método robusto permite encontrar soluciones adecuadas con muestras relativamente pequeñas. En tal sentido, para alcanzar el tamaño de muestra requerido se empleó una técnica de muestreo no probabilístico de tipo intencional (Bisquerra, 2016), debido a que se ha optado por realizar un estudio en estudiantes universitarios de siete carreras profesionales y procedentes de cuatro universidades de Lima Metropolitana.

Características sociodemográficas de la muestra

La muestra está conformada por 619 estudiantes universitarios, en su mayoría procedentes de universidades privadas 54.6%, entre varones (45.9%) y mujeres (54.1%), con un rango de edad de 21 años, siendo el promedio global igual 20.88 ($M_{varones}$=20.77; $DE_{varones}$=2.75 y $M_{mujeres}$=20.97; $DE_{mujeres}$ =3.39), las carreras predominantes son psicología (34.6%), educación (20.5%) y administración (10.3%), en su mayoría son estudiantes del quinto ciclo (20.7%) (ver Tabla 6).

Tabla 6

Características de la muestra

Sexo	Min	Max	M	DE
Varones	17,00	33,00	20,77	2,75
Mujeres	16,00	37,00	20,97	3,39

	Varones		Mujeres		
	n	%	n	%	Total
Tipo de gestión					
Privada	109	32,25%	229	67,75%	338
Publica	175	62,28%	106	37,72%	281
Carrera de estudio					
Educación	21	16,54%	106	83,46%	127
Administración	29	45,31%	35	54,69%	64
Contabilidad	13	27,66%	34	72,34%	47
Tecnología	14	50,00%	14	50,00%	28
Medicina	22	38,60%	35	61,40%	57
Ingeniería	46	56,10%	36	43,90%	82
Psicología	139	64,95%	75	35,05%	214
Ciclo académico					
Primer ciclo	13	92,86%	1	7,14%	14
Segundo ciclo	1	20,00%	4	80,00%	5
Tercer ciclo	54	45,38%	65	54,62%	119
Cuarto ciclo	40	41,67%	56	58,33%	96
Quinto ciclo	53	41,41%	75	58,59%	128
Sexto ciclo	26	29,55%	62	70,45%	88
séptimo ciclo	49	92,45%	4	7,55%	53
Octavo ciclo	30	68,18%	14	31,82%	44
Noveno ciclo	7	17,95%	32	82,05%	39
Decimo ciclo	11	33,33%	22	66,67%	33

4.6 Técnicas de recolección de datos

La técnica de recolección de datos empleada será la encuesta, la cual según Bernal (2010), es un conjunto de preguntas que se realizan con el objetivo de obtener información sobre un tema en específico de las personas.

Instrumento 1: Escala de *Phubbing*

Diseñada por Karadağ et al. (2015) está compuesta por 10 ítems (ver Apéndice C) con escalamiento de respuesta tipo Likert con opciones que van de 1 (*nunca*) a 5 (*siempre*). Cuenta con evidencias basada en la estructura interna, para lo cual se realizó un análisis factorial exploratorio con rotación *oblimin*, de lo cual se desprenden dos factores denominados: Perturbación de la comunicación (PC) (ítems del 1 al 5) y Obsesión por el móvil (OM) (ítems del 6 al 10). En cuanto a su consistencia interna, se reportan valores satisfactorios. Se utilizó la adaptación de Blanca y Bendayan (2018) que presenta estructura bifactorial coherente con la versión original de Karadag et al. (2015). La fiabilidad de la medida fue adecuada y validez en relación con otras variables, se obtuvo mediante regresión jerárquica (la cual es una técnica de regresión que toma en cuenta la estructura jerárquica de los datos), donde se encontraron correlaciones directas con la adicción al Internet, al Facebook y *Fear of Missing Out* (FoMO).

Instrumento 2: *Fear of Missing Out Scale* (FoMOs)

Diseñada por Przybylski et al. (2013), como una medida unidimensional compuesta por 10 ítems, mide el temor a perderse experiencias gratificantes que sus pares si disfrutan, su calificación está en escala Likert (1=*nada cierto*, 2=*ligeramente cierto*, 3=*moderadamente cierto*, 4=*muy cierto*, 5=*extremadamente cierto*) (ver Apéndice D). Para el presente trabajo se utilizó la validación

desarrollada por Correa-Rojas 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

Instrumento 3: *Bergen Facebook Addiction Scale* (BFAS)

Elaborada por Andreassen et al. (2012) es una medida unifactorial compuesta por seis enunciados directos, en escala Likert (1= *muy raramente*, 2= *raramente*, 3= *a veces*, 4= *a menudo*, 5= *muy a menudo*), para calcular la puntuación se debe realizar la suma de todos los ítems (ver Apéndice F). En lo que refiere a su estructura interna unifactorial y análisis por consistencia interna superior a .80. Asimismo, se ha reportado que presenta adecuadas propiedades psicométricas para su uso en estudiantes universitarios (Vallejos-Flores et al., 2018).

4.7 Procedimientos

Coordinaciones previas

Se llevaron a cabo reuniones de coordinación con las autoridades de la universidad, con el objetivo de proporcionar información detallada del estudio y lograr la participación del mayor número de estudiantes posibles.

Permiso para el uso del instrumento

De acuerdo con la International Test Comission (ITC) autores como Muñiz, Hernández y Ponsoda (2015) señalan que es recomendable solicitar los permisos respectivos a los autores o investigadores que han diseñado, adaptado o validado el instrumento se pretende utilizar en la investigación. Por tal motivo, este fue solicitado a R. Bendayan (comunicación personal, 29 de noviembre, 2018) quien concedió lo solicitado (ver apéndice A)

Presentación a los encuestados

La presentación fue la siguiente: “Buenos días, mi nombre es Jossue Correa, actualmente vengo realizando una investigación con el fin de determinar las evidencias psicométricas de una Escala de Phubbing, por lo que solicito su colaboración, a continuación, se le entregaran unos documentos el primero es un consentimiento informado, léalo detenidamente y si desea participar en la investigación lo firma. Usted tiene en sus manos tres cuestionarios, lea cada enunciado y marque una de las alternativas de respuesta, recuerde que no hay respuestas buenas, ni malas, lo que nos interesa es conocer su opinión”.

Aplicación del Consentimiento y asentimiento Informado

Asimismo, siguiendo con las sugerencias de Chávez et al. (2014), se administró un consentimiento informado a los participantes, en el cual se mencionó al investigador responsable, la finalidad del estudio y un número telefónico en caso quieran hacer alguna consulta adicional (Ver apéndice B).

Condiciones de la aplicación

Para asegurar la calidad de los resultados se han considerado las indicaciones de AERA, APA y NCME (2018) en donde se menciona que las condiciones de la evaluación deben garantizar un ambiente limpio, ventilado, iluminado y que los participantes se encuentren informados sobre los procedimientos que se realizaran. En tal sentido, los instrumentos fueron administrados en forma colectiva y considerando un tiempo máximo de evaluación de 30 minutos.

Instrucciones para la aplicación del protocolo de investigación

Las instrucciones fueron dadas de acuerdo con lo dictado por el autor. En el caso del instrumento se les solicitó que lean correctamente las indicaciones el cuestionario el cual estuvo dividido en dos partes. Las mediciones se realizaron en los meses de junio y julio del 2018 y se realizaron de manera presencial, en las instalaciones de cada una de las universidades en espacios previamente coordinados con secretaria académica y con el docente de curso de cada una de las instituciones.

Protocolo de investigación

Cada protocolo de investigación contenía por un consentimiento informado, una Escala de *Phubbing*, una Escala de *Fear of Missing Out*, una Escala de Adicción al *Facebook.*

Análisis y procesamiento de los 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, 2018), finalmente para el calcularon de los índices de ajuste del modelo bifactor se empleó *The Bifactor Indices Calculator* (Dueber, 2017).

Inicialmente se procedió a realizar la exploración de la base de datos, como primer paso se verificó la presencia de datos ausentes. identificándose que estos no superaban el 2% en cuatro de los diez reactivos, se aplicó una imputación de datos faltantes con el método de regresión donde cada valor ausente se ajusta a un modelo de regresión con las restantes variables como predictoras, lo valores calculados por este modelo reemplazan a los ausentes (Coenders & Batista-Foget, 2005).

Luego se verificó la funcionalidad de las categorías de respuesta, analizándose la frecuencia absoluta de las opciones de respuestas, se consideraron problemáticas o ineficientes aquellas inferiores a 10, según el criterio de Linacre (2002). Este es el tamaño mínimo recomendado para

garantizar la adecuación de las estimaciones psicométricas en cada opción de respuesta (Wind & Engelhard, 2012).

Posteriormente 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 estos valores no superen el 5% de la muestra (Meade, 2012).

A continuación, se repasaron las medidas de tendencia central, dispersión y deformación de los ítems que componen la escala. En este sentido, el contraste de los índices de asimetría y curtosis aportaran acerca de la distribución de los ítems tomando como criterio los valores ± 1.5 sugeridos por la literatura como valores marginales de normalidad univariada (Pérez & Medrano, 2010; Lloret-Segura et al., 2014)

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) método de extracción *Weighted Least Square Mean and Variance Adjusted* (WLSMV) ya que este método estima un modelo a partir de una matriz de correlación policórica, y siendo más eficiente para datos ordinales (Dominguez-Lara, 2014; Verdamm Oort, & Sprangers, 2016).

En un inicio, se evaluó un modelo unidimensional en el que se agruparon los 10 reactivos en un solo factor. Posteriormente, se analizó un el modelo bidimensional propuesto por Karadag et al. (2015) y luego este modelo fue re-especificado añadiendo el efecto de errores correlacionados de acuerdo con los sugerido por los Índices de Modificación (IM) cuando estos superan valores por encima de .50 (Hair et al., 2010).

Para verificar la pertinencia del modelo original y re-especificado se analizaron los índices de ajuste incremental, absoluto y parsimonia (Abad et al., 2011; Hair et al., 2010; Uriel & Aldas, 2005; Veliz, 2016). En cuanto al ajuste absoluto, se expone la razón chi cuadrado entre los grados de libertad ($\chi 2/gl$) con valores esperados por debajo de 5 (Aldas & Uriel, 2017), el *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) y *Standarized Root Mean Square Residual* (SRMR) (Bentler & Bonnet, 1980) con valores sugeridos menores a .80; también, el *Comparative Fit Index* (CFI) de Jöreskog y Sörbom (1986) para el ajuste incremental y *Tucker-Lewis Índex* (TLI) para la parsimonia (Kline, 2016) ambos con valores esperados por encima de .95.

Se probaron dos modelos bifactor uno sin errores correlacionados y otro con errores correlacionados. Para su respectiva interpretación se incluyeron coeficientes específicos sugeridos por la literatura (Domínguez-Lara & Rodiguez, 2017), entre los índices que se incluyen están el *Explain Common Variance* (ECV) que reporta la varianza que explica el factor general, se esperan valores por encima de .60 (Bonifay et al., 2015; Dueber, 2017; Stucky et al., 2013). Además, el coeficiente Omega Hierarchical (ω_H) que refleja el porcentaje de varianza sistemática en los puntajes totales ponderados por unidad (brutos) que se pueden atribuir a las diferencias individuales en el factor general (ω_H>.80). La subescala omega jerárquica, (ω_{HS}), es un índice que refleja la proporción de varianza sistemática confiable de una puntuación de subescala después de dividir la variabilidad atribuida al factor general (Reise et al., 2013). Se reportó el coeficiente H el cual representa la correlación entre un factor y un compuesto de ítem ponderado de manera óptima un H>.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).

Luego, con los valores de las cargas factoriales se procedió a calcular la varianza promedio extraída (*Average Variance Extracted* [AVE]) tomándose como criterio de interpretación a valores alrededor del .50 como satisfactorios (Fornell & Larcker, 1981).

Finalmente, las evidencias de fiabilidad se evaluaron a través del coeficiente omega categórico (ω) y 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. Finalmente, se incluyó el cálculo de la fiabilidad compuesta (*Compositive Reliability* [CR]), este coeficiente es pertinente para medidas congenéricas (Zumbo et al., 2007).

CAPITULO V

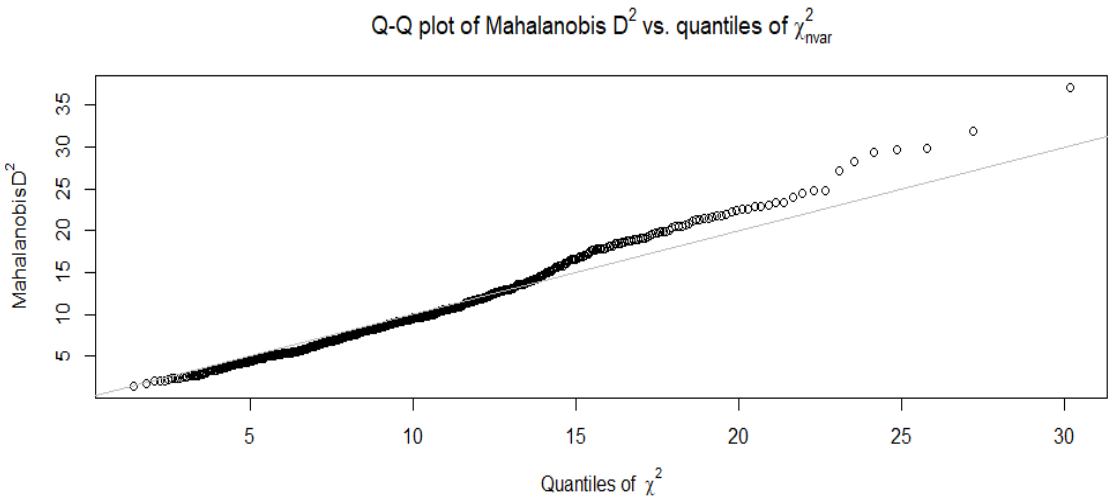
5. RESULTADOS

5.1 Análisis exploratorio

Antes de evaluar un modelo SEM fue necesario constatar la idoneidad del conjunto de datos a tratarse. Es por ello, que se verificó la presencia de *outliers* y patrones 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, 2012).

Figura 6

Análisis de la normalidad multivariada

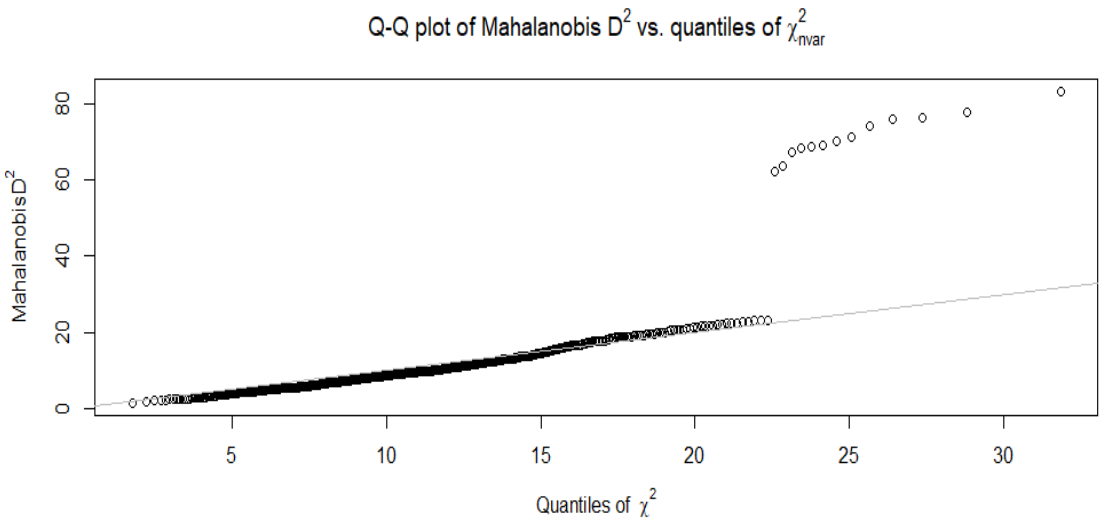


Asimismo, se revisó las Funciones de patrón de respuesta, la cual calcula la longitud más larga (y opcionalmente, promedio) de respuestas idénticas consecutivas dadas (Johnson, 2005). Respecto a la D^2 se identificaron que solo 13 de 606 elementos incumplía la normalidad multivariada, lo que corresponde al 2.14% de los datos (χ^2=23.21). También se identificó que estos 13 participantes mostraron patrones de respuesta (*longstring*). Al identificar estas características de los reactivos lo

que se espera es reducir el efecto de los ítems que presentan Esfuerzo Insuficiente de Respuesta (EIR).

Figura 7

Análisis de la normalidad multivariada y longstring



5.2 Funcionalidad de alternativas de respuesta y medidas descriptivas.

En la Tabla 7, se exponen las frecuencias absolutas de las alternativas 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 pone de manifiesto como los reactivos 6 (*M*=4.31) y 7 (*M*=3.68) presentan medias superiores, mientras los ítems 3 (*M*=1.99) y 8 (*M*=2.31), obtienen los menores promedios. En lo referente a la dispersión, se observa que el ítem 7 (*DE*=1.24) y 8 (*DE*=1.19) presentan mayor variabilidad

univariada. En cuanto a las medidas de forma los coeficientes de asimetría fluctúan entre -1.14 y 0.79, mientras que los coeficientes de curtosis oscilan entre -0.54 y 1.07, estos valores sugieren la presencia de normalidad univariada en los reactivos.

Tabla 7

Estadísticos descriptivos y distribucionales

	1	2	3	4	5	Min	Max	M	DE	g1	g2
PB1	41	145	299	111	23	1	5	2,89	0,90	-0,01	0,03
PB2	81	277	195	54	12	1	5	2,42	0,89	0,48	0,15
PB3	233	214	124	39	9	1	5	1,99	0,98	0,79	0,03
PB4	98	208	228	72	13	1	5	2,51	0,96	0,20	-0,36
PB5	155	202	167	69	26	1	5	2,37	1,10	0,50	-0,44
PB6	4	15	80	209	311	1	5	4,31	0,83	-1,14	1,07
PB7	46	64	135	172	202	1	5	3,68	1,24	-0,65	-0,54
PB8	196	170	158	56	39	1	5	2,31	1,19	0,62	-0,45
PB9	102	201	206	81	29	1	5	2,57	1,06	0,32	-0,41
PB10	159	203	168	70	19	1	5	2,33	1,07	0,46	-0,49

Nota. 1: Nunca. 2: Casi nunca. 3: A veces. 4: Casi siempre. 5: Siempre. Min: Puntaje mínimo. Max: Puntaje máximo. M: Promedio. DE: Desviación estándar. g_1: Coeficiente de asimetría. g_2: Coeficiente de curtosis.

5.3. Evidencias de validez basada en la estructura interna

Para determinar la validez estructural de la Escala de Phubbing se analizó inicialmente un modelo unidimensional, el cual muestra cargas factoriales por encima de .40 para todos sus reactivos y un AVE > .40; sin embargo, los índices de ajuste resultaron insatisfactorios (ver Tabla 8). Luego se revisó un modelo bidimensional, según la propuesta de Karadag et al. (2015), la cual fue corroborada por Blanca y Bendayan (2018) en una muestra española. 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. A pesar de ello, sus índices de ajuste resultan inadecuados. El repaso de los índices de modificación (IM) denotan la existencia de errores correlacionados. Por este motivo, se revisó un modelo re-especificado del modelo bidimensional

original en donde se incluyen dos errores correlacionados entre los ítems 3 (*Otras personas se quejan sobre mi uso del teléfono móvil*) y 5 (*A mi pareja o 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*) , los mismos que fueron identificados a partir de los índices modificados (IM>50), valor que sugiere la presencia de varianza común irrelevante al constructo que se mide. Con esas especificaciones se obtuvo un modelo con índices de ajuste aceptables, pero se observa un decrecimiento significativo en las saturaciones del segundo factor. A pesar de ello, el factor PC obtuvo un AVE igual a .50 y el factor OM obtiene un AVE igual a .401.

Tabla 8

Modelos SEM de la Escala de Phubbing en universitarios

	Modelo unidimensional			Modelo Bidimensional sin errores correlacionados				Modelo bidimensional con errores correlacionados			
	F	λ^2	e	F_1	F_2	λ^2	e	F_1	F_2	λ^2	e
PB1	.777	.604	.396	.805		.648	.352	.817		.667	.333
PB2	.757	.574	.426	.794		.630	.370	.805		.648	.352
PB3	.672	.452	.548	.710		.504	.496	.642		.413	.587
PB4	.623	.388	.612	.650		.422	.578	.658		.433	.567
PB5	.630	.397	.603	.662		.438	.562	.588		.346	.654
PB6	.441	.195	.805		.504	.254	.746		.447	.200	.800
PB7	.467	.218	.782		.543	.294	.706		.498	.248	.752
PB8	.681	.464	.536		.780	.608	.392		.783	.613	.387
PB9	.654	.428	.572		.747	.558	.442		.751	.564	.436
PB10	.541	.293	.707		.611	.374	.626		.615	.378	.622
AVE	.401			.529	.418			.501	.401		
FC	.866			.848	.777			.832	.762		

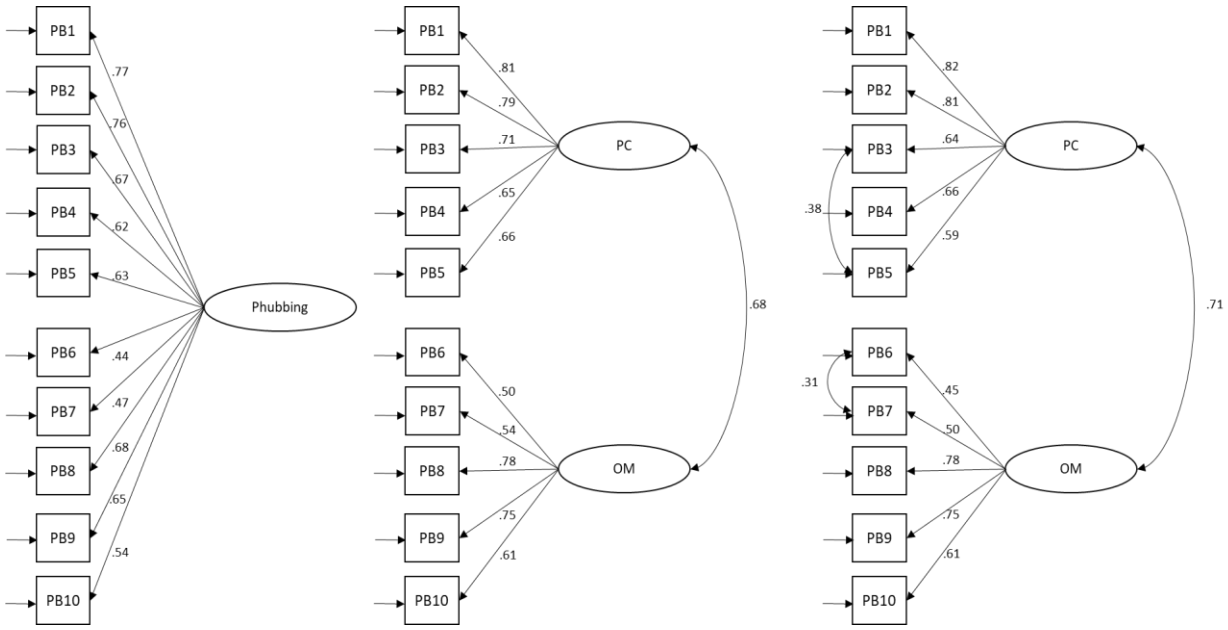
Nota. λ: Carga factorial. $\lambda 2$: Comunalidad. e: Varianza específica. El modelo con errores correlacionados incluye la covarianza entre los ítems 3 ~ ~ 5 y 6 ~ ~ 7.

En la Figura 8, se pueden apreciar los tres modelos probados inicialmente, en donde el primer modelo responde a un factor latente denominado *Phubbing,* en el segundo modelo se revisa el modelo teórico original con sus dimensiones PC y OM. Finalmente, en el tercer modelo se revisa

la estructura original, pero se incluyen los errores correlacionados (los cuales se pueden interpretar como la presencia de varianza irrelevante del constructo, es decir que el ítem contiene elementos que no miden lo que se pretende medir), se puede apreciar que los dos modelos bidimensionales muestran una covarianza moderada entre los dos factores. Esta situación sugiere que ambos pueden responder a un modelo en donde la varianza que comparten es explicada por un factor general y donde la PC y OM serian factores específicos.

Figura 8

Modelos de la Escala de Phubbing en universitarios



Nota. Los ítems fueron enumerados de acuerdo con como aparecen en la escala y los coeficientes del modelo son significativos (p<.01)

En la Tabla 9, 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.

Tabla 9

Índices de bondad de ajuste

	SB-χ2(gl)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	WRMR
Modelo unidimensional	539.69(35)	.86	.82	.15 [.14-.16]	0.09	2.05
Modelo bidimensional 1	254.25(34)	.94	.92	.10 [.09-.11]	0.06	1.39
Modelo bidimensional 2	136.91(32)	.97	.96	.07 [.06-.09]	0.042	0.98

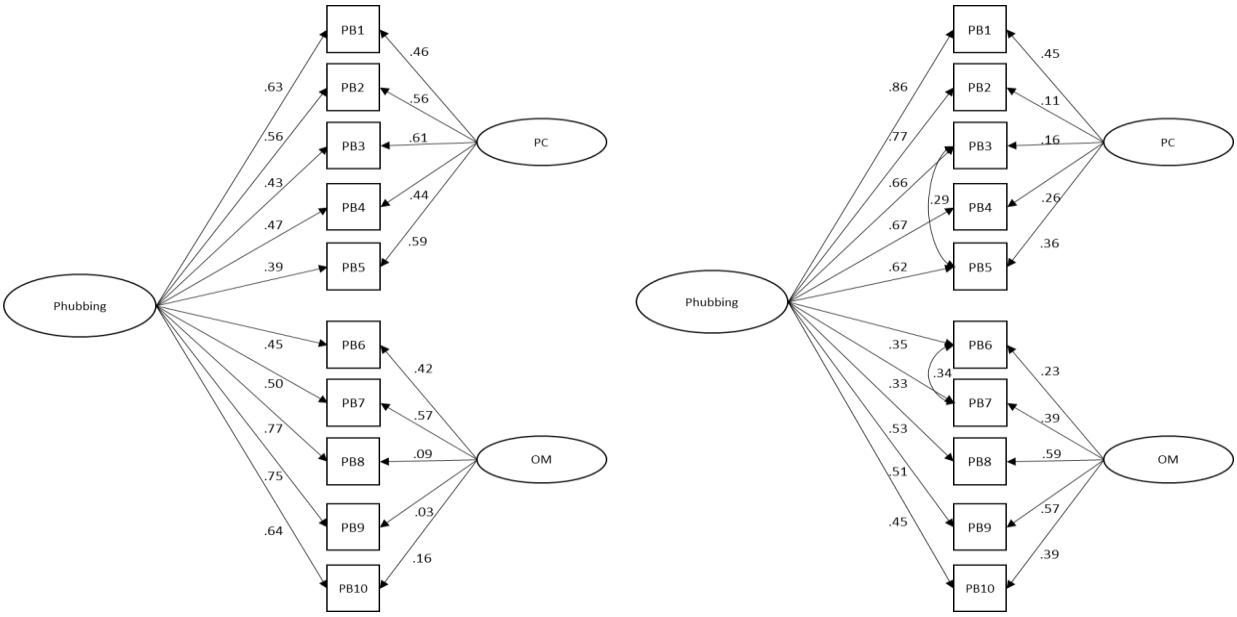
Modelo bifactor para la Escala de *Phubbing*

Una vez identificada la estructura bidimensional de la Escala de *Phubbing*, se consideró conveniente proponer un modelo bifactor dado que los factores mostraban correlaciones altas (>.65).

En la Figura 9, se presentan los dos modelos bifactor, en el primero no se consideraron los errores correlacionados, con ello se obtuvieron índices de ajuste tradicionales (ver Tabla 11) resultaron inadecuados (CFI=.95; TLI=.92; RMSEA = 11[.09-.12]). Adicionalmente se reportan los índices específicos para modelos bifactor (ECV= .63; H= .85; FD=.90; ω_H=.70; ω_r=.78) son parcialmente satisfactorios. Por su parte, el segundo modelo bifactor en el cual se consideran errores correlacionados (3~~5; 6~~7) alcanzó índices de bondad de ajuste adecuados (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 (ECV= .71; H= .89; FD=.91; ω_H=.74; ω_r=.84).

Figura 9

Modelos bifactor de la Escala Phubbing



Nota. Los ítems fueron enumerados de acuerdo con como aparecen en la escala y los coeficientes del modelo son significativos (p<.01)

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 1. 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.

Tabla 10

Índices de bondad de ajuste de modelos bifactor

	SB-χ2(gl)	CFI	TLI	RMSEA [IC 90%]	SRMR	WRMR	ECV	H	ω_H	ω_r	FD
Modelo Bifactor 1	197.029(25)	.95	.92	.11 [.09-.12]	0.04	1.10	.63	.85	.70	.78	.90
Modelo Bifactor 2	55.310(23)	.99	.98	.05 [.03-.06]	0.03	0.55	.71	.89	.74	.84	.91

Validez interna convergente

En la Tabla 11, se presentan las evidencias de validez interna convergente para ambos modelos bifactor, estos resultados fueron calculados a partir de las cargas factoriales de los modelos indicados. Los resultados dan cuenta que el segundo modelo mejora levemente su validez interna, pero lo que resulta interesante es apreciar como los AVE de los factores específicos decrecen significativamente debido a que se ha ajustado la varianza entre los elementos correlacionados, lo que disminuye la varianza irrelevante del constructo.

Tabla 11

Índices de validez interna convergente para los modelos bifactor de la Escala de Phubbing

Modelo	$\sum\lambda$	$\sum\lambda^2$	$\sum e$	n	AVE	FC
Modelo sin errores correlacionados						
FG	5,590	3,286	6,714	10	.329	.823
FE1	2,480	1,268	3,732	5	.254	.622
FE2	3,110	2,018	2,983	5	.404	.764
Modelo con errores correlacionados						
FG	5,750	3,576	6,424	10	.358	.837
FE1	1,340	.437	4,563	5	.087	.282
FE2	2,170	1,030	3,970	5	.206	.543

Nota. FG: Factor General; FE1: Factor especifico 1 (PC); FE 2: Factor especifico 2 (OM)

5.4. Invarianza factorial de la Escala de Phubbing

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. En la Tabla 12, se observa que las ΔCFI son inferiores a .01, lo mismo que ΔRMSEA los cuales están por debajo de .05, estos valores permiten indicar que se ha logrado establecer la invarianza configuracional, métrica y escalar (Byrne, 2008).

Tabla 12

Invarianza de la Escala de Phubbing según sexo

Invarianza	$\chi^2_{(gl)}$	Δgl	CFI	ΔCFI	RMSEA	ΔRMSEA	ΔSRMR
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

* con Threshold fijados según el método de Wu y Estrabook (2016).

Las cargas factoriales correspondientes a la estructura interna de la escala de *Phubbing,* según sexo se pueden apreciar en las Figuras 1. 11 y 12.

Figura 10

Invarianza configuracional de la Escala de Phubbing, según sexo

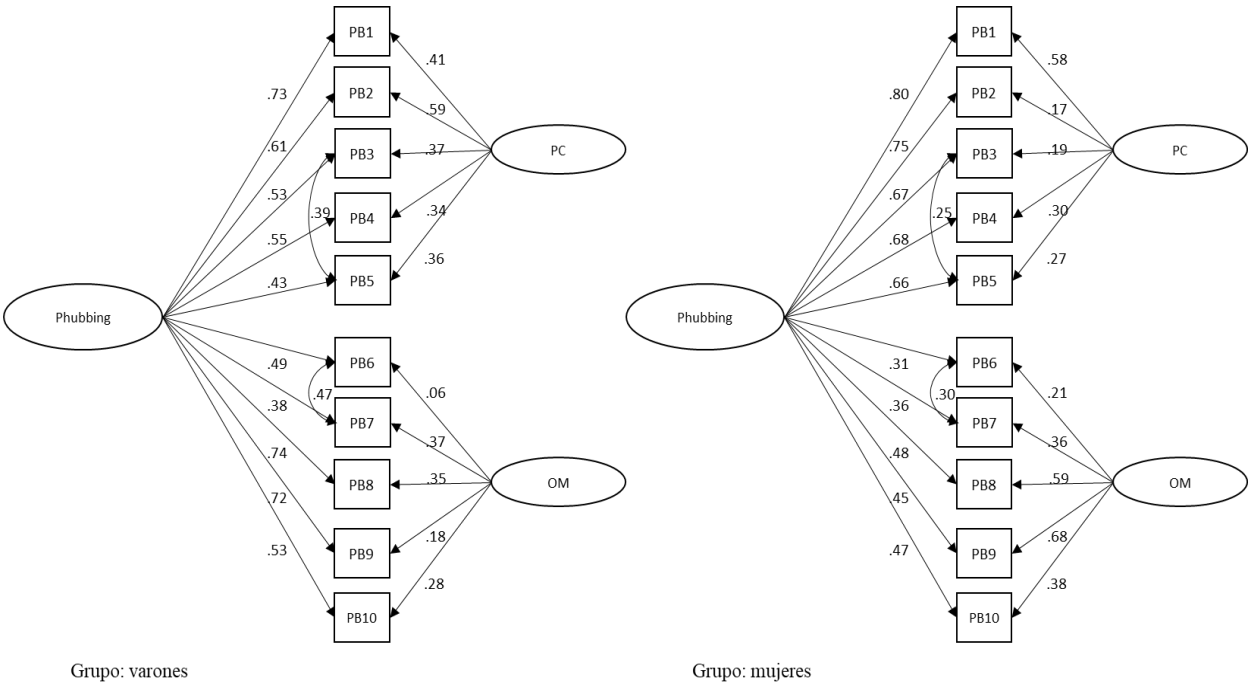
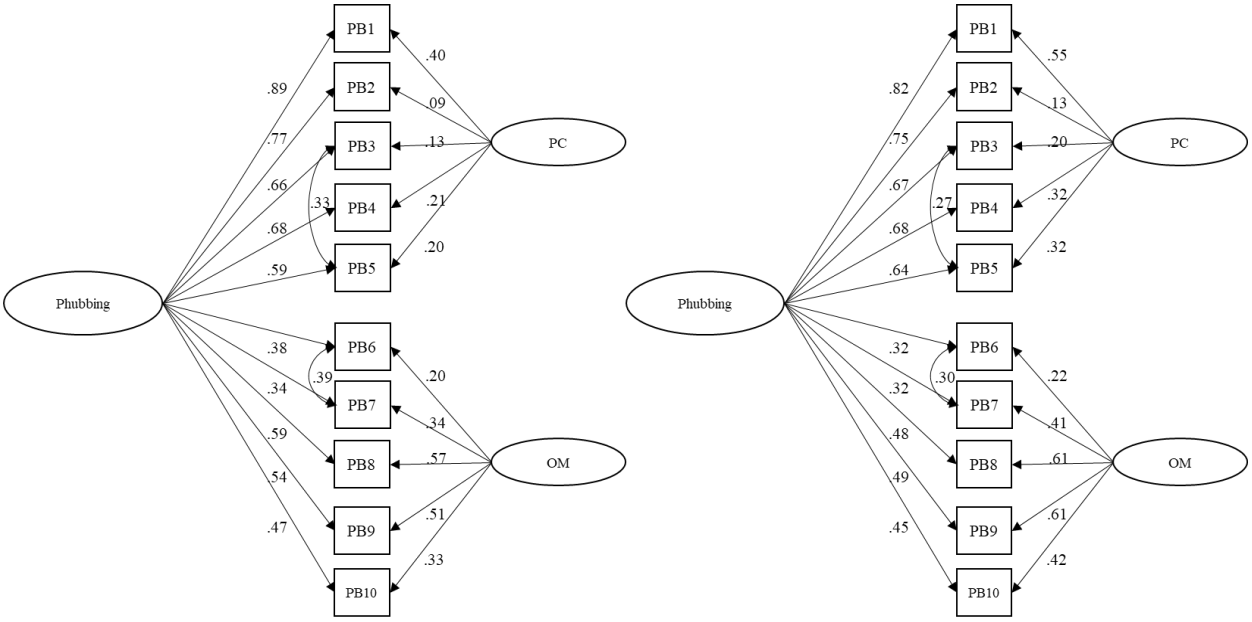


Figura 11

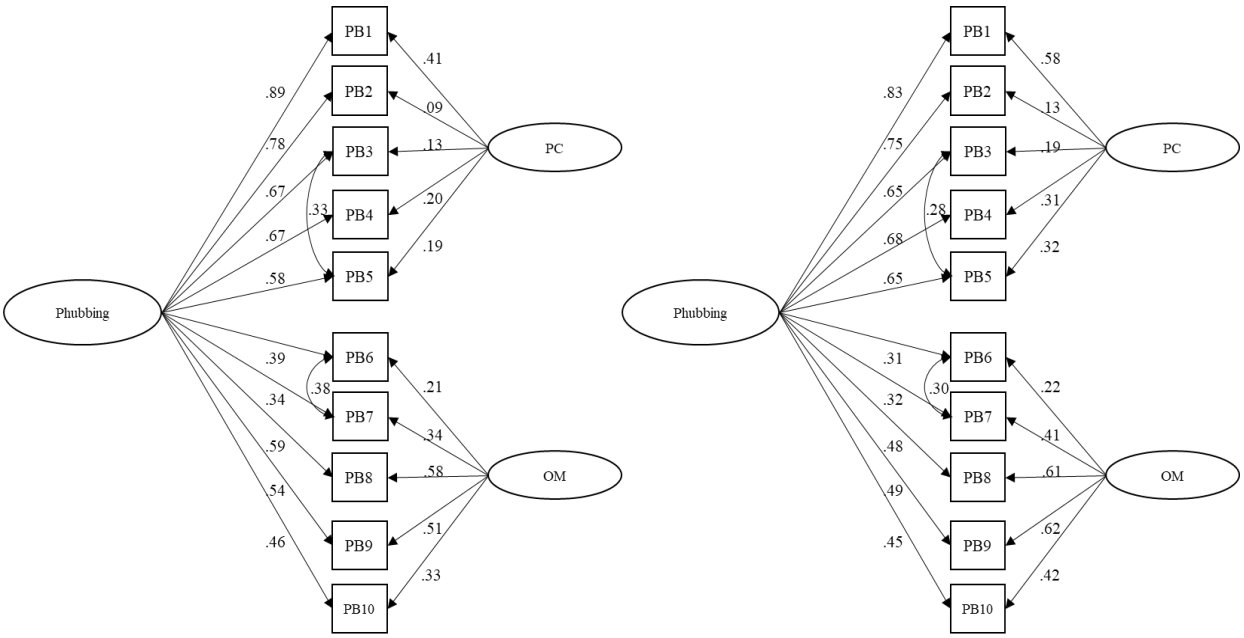
Invarianza métrica de la Escala de Phubbing, según sexo



Grupo: varones Grupo: mujeres

Figura 12

Invarianza escalar de la Escala Phubbing, según sexo



Grupo: varones Grupo: mujeres

Invarianza de la medida según tipo de gestión de la universidad

En la Tabla 13, se presentan los resultados del análisis de la invarianza de la Escala de Phubbing del modelo bifactor con errores correlacionados. Los cambios encontrados en ΔCFI y ΔRMSEA muestran variaciones muy pequeñas (<.01). Con estos datos es posible poner de manifiesto la invarianza de la medida a nivel configuracional, métrica, escalar y residual.

Tabla 13

Invarianza de la Escala de Phubbing, según gestión de la universidad

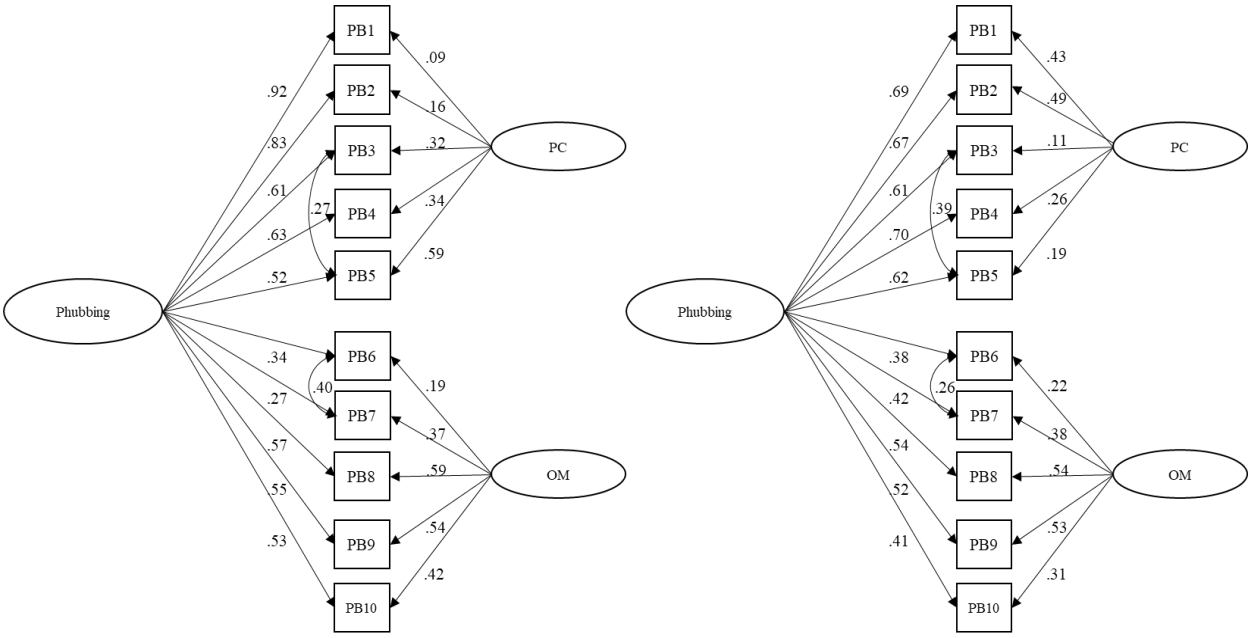
Invarianza	$\chi^2_{(gl)}$	Δgl	CFI	ΔCFI	RMSEA	ΔRMSEA	ΔSRMR
Configuracional*	$81.093_{(46)}$	-	.986	-	.050		
Threshold	$125.233_{(66)}$	20	.985	-0.006	.054	0.004	
Métrica	$170.137_{(83)}$	17	.978	0.007	.058	0.004	0.000
Escalar	$160.206_{(93)}$	10	.983	-0.005	.048	-0.010	0.012
Estricta (residual)	$174.122_{(103)}$	10	.982	-0.001	.047	-0.001	0.004

* con Threshold fijados según el método de Wu y Estrabook (2016).

En las Figuras 13, 14, 15 y 16, se exponen las cargas factoriales correspondientes a cada grupo de acuerdo con el tipo de invarianza factorial que se analizó. Se puede apreciar como los pesos encontrados en los diferentes procesos resultaron bastante similares, lo que corrobora la estructura bifactorial de la Escala de *Phubbing* en universitarios peruanos.

Figura 13

Invarianza configuracional de la Escala de Phubbing, según tipo de gestión

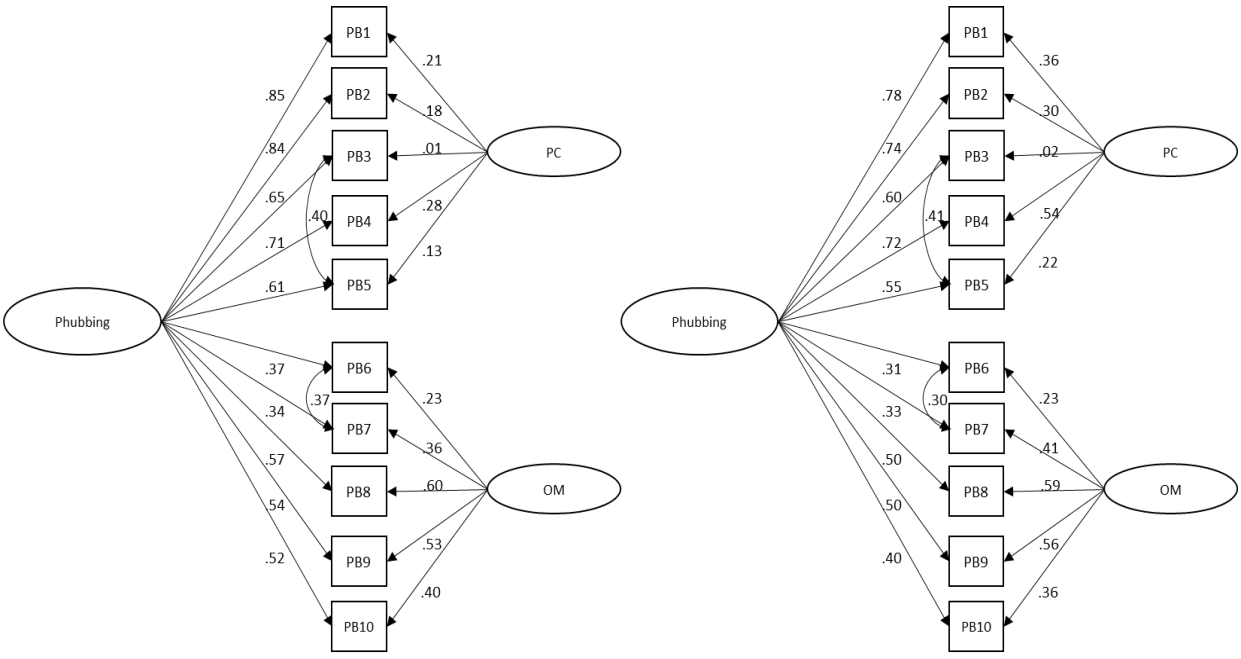


Grupo: universidad pública

Grupo: universidad privada

Figura 14

Invarianza métrica de la Escala de Phubbing, según tipo de gestión

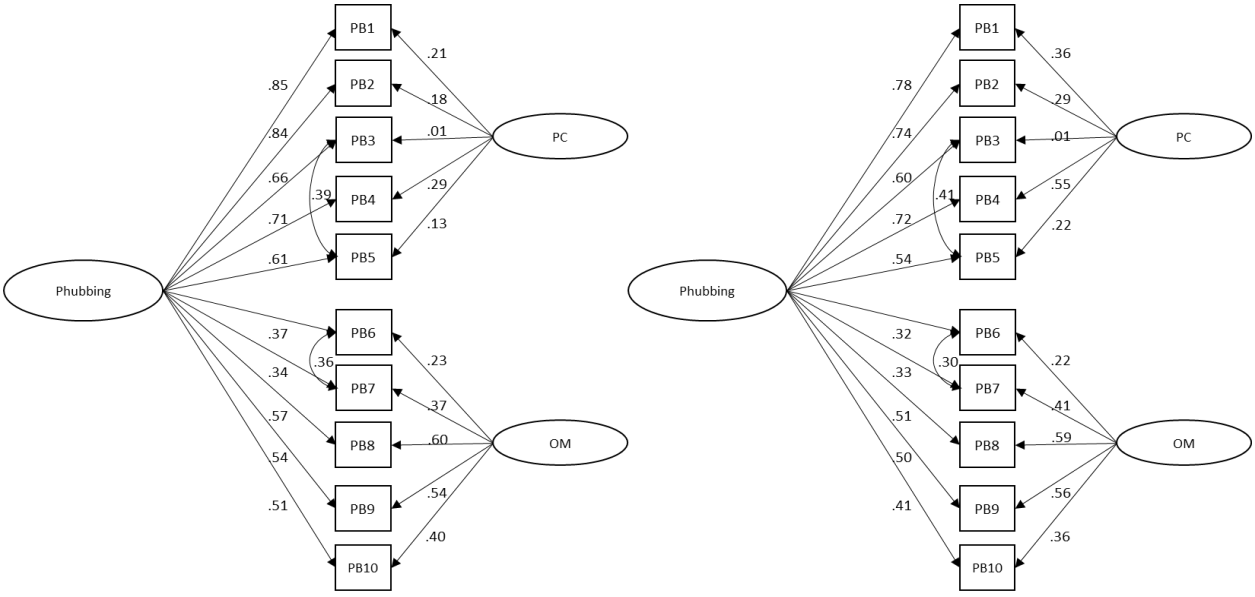


Grupo: universidad pública

Grupo: universidad privada

Figura 15

Invarianza escalar de la Escala de Phubbing, según tipo de gestión

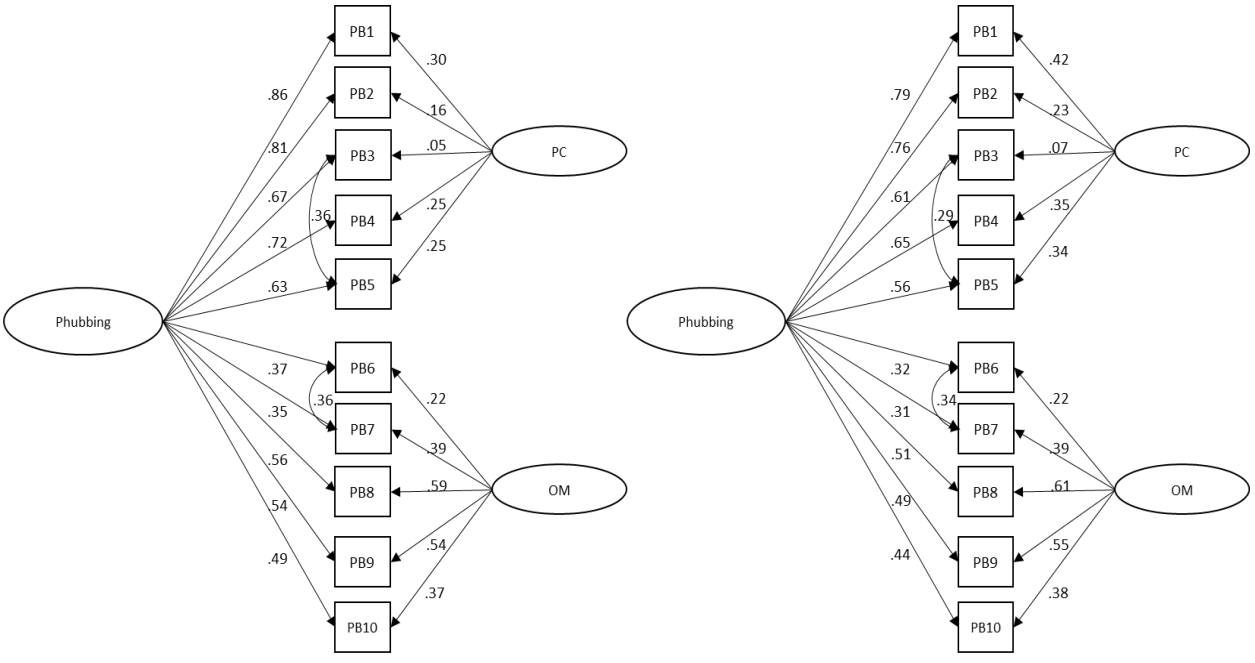


Grupo: universidad pública

Grupo: universidad privada

Figura 16

Invarianza estricta de la Escala de Phubbing, según tipo de gestión



Grupo: universidad pública

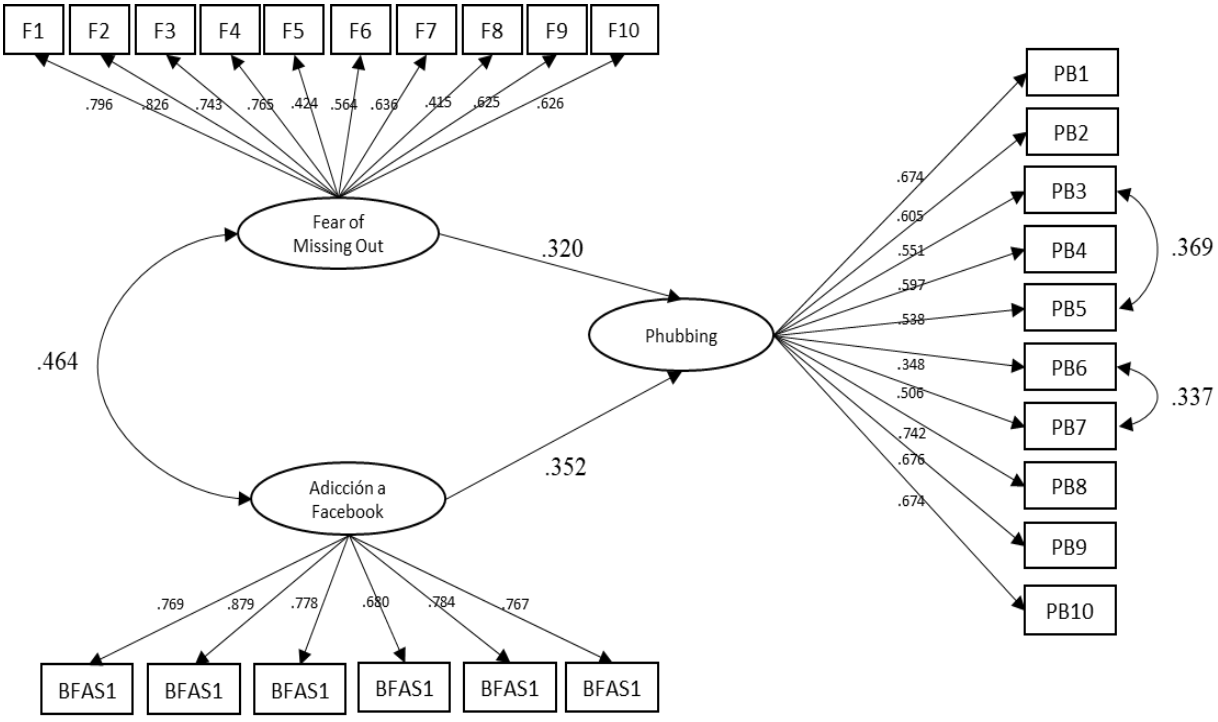
Grupo: universidad privada

5.5 Evidencias de validez basada en la relación con otras variables

Para determinar las evidencias de validez concurrente de la Escala de Phubbing, se propuso un modelo SEM de variables latentes en donde se propone que el FoMO y la Adicción a Facebook se tienen efectos directos sobre el Phubbing. El modelo SEM se trabajó mediante el método de DWLS, debido a la naturaleza ordinal de las variables (ver Figura 17). Los índices de ajuste del modelo resultan satisfactorios $\chi 2$=1122.371; g.l. = 294; p <.001; CFI = .952; TLI = .947; RMSEA = 0.084[0.076-0.089]; SRMR = 0.080. Estos valores dan cuenta de la pertinencia del modelo propuesto, demostrándose que las relaciones establecidas son positivas y se encuentran en un nivel moderado.

Figura 17

Fear of Missing Out (FoMO) y Adicción al Facebook y su relación con el Phubbing



Nota. El path análisis muestra asociación entre Phubbing y FoMO y Facebook. Los coeficientes presentados son coeficientes de regresión lineal estandarizados

** $p < .001$

5.6 Evidencias de fiabilidad de la Escala de Phubbing

La consistencia interna de la Escala se Phubbing se evaluó mediante el coeficiente omega categórico con sus respectivos intervalos de confianza, debido a que el coeficiente omega a diferencia del coeficiente alfa resulta más eficiente cuando se analizan datos categóricos. Asimismo, se reporta el coeficiente de Fiabilidad Compuesta (FC) debido a que este considera el efecto de los errores correlacionados, ya que se deriva de las cargas factoriales producidas en el modelo bifactor.

Tabla 14

Consistencia interna de la Escala de Phubbing

Factor	α	FC	ω[IC95%]	se	Ar_{i-t}	$\Delta_{\omega-\alpha}$
Phubbing	.823	.837	.871 [.844-.890]	.011	.329	0.048
PC	.797	.622	.831 [.799-.858]	.015	.451	0.034
OM	.719	.764	.758 [.716-.791]	.018	.340	0.039

Nota. PC: Perturbación de la Comunicación. OM: Obsesión por el Móvil. FC: Coeficiente de Fiabilidad Compuesta. Ar_{i-t}: Promedio de las correlaciones interitem

CAPITULO V

6. DISCUSIÓN

El Phubbing es una alteración comportamental que consiste en ignorar a otros por preferir utilizar el celular (smartphone), por sus implicancias en la vida de las personas puede ser considerado el fenómeno de la época. En tal sentido, el instrumento más utilizado para medir este constructo es la Escala de Phubbing la cual fue desarrollada por Karadag et al. (2015) y luego fue traducido al español por Blanca y Bendayan (2018) para ser adaptado en una muestra de adultos españoles. Ha sido utilizado en diversos estudios para medir el *phubbing* y se ha demostrado que presenta solidas evidencias de validez y fiabilidad en otros contextos (Blanca & Bendayan, 2018; Resett & Gonzales-Caino, 2020; Zanami et al., 2020).

En tal sentido, el propósito principal del presente estudio fue analizar las evidencias de validez y fiabilidad de la versión española de la Escala de *Phubbing* en una muestra de universitarios peruanos a través de la aplicación de una técnica estadística multivariada denominada Modelo de Ecuaciones Estructurales (SEM). Los resultados muestran que la Escala de Phubbing es una medida bidimensional compuesta por dos factores específicos y un factor general, la cual presenta evidencias de validez y fiabilidad. Estos hallazgos no son directamente comparables con otras investigaciones pues en otros estudios no se han verificado la presencia de un factor general que explique la varianza compartida entre los factores PC y OM (Blanca & Bendayan, 2018; Karadag et al., 2015; Resett & Gonzales-Caino, 2020; Zanami et al., 2020; Vicente, 2020).

En relación con el primer objetivo específico el cual explora las evidencias de validez basada en la estructura interna de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y

Bendayan (2018) en universitarios limeños. Los resultados indican que este instrumento presenta dos factores definidos los cuales resultan coherentes con la versión original (Karadag et al., 2015), así como con otros estudios realizados en España (Blanca & Bendayan, 2018) e Iran (Zanami et al., 2020); sin embargo, se identificó que el modelo bidimensional presenta errores correlacionados entre los ítems 3 y 5; 6 y 7, estos errores se presentan como consecuencia de redundancia en los reactivos o que posiblemente estos comparten una varianza especifica diferente al constructo que se pretende medir (Aldas & Uriel, 2017; Hair et al., 2010; Muñiz, 2018). Estos resultados difieren de lo reportado por Resett y Gonzales-Caino (2020) quienes encontraron que la medida presentó una estructura de tres factores en población argentina.

Adicionalmente, se encontró que los estos estudios de validación de la Escala de *Phubbing* reportan correlaciones altas entre los factores específicos, situación que según la literatura sugiere la presencia de un factor general que explique esta varianza común (Bonifay et al., 2015; Stucky et al., 2013). Con base en ello, se estudiaron dos modelos bifactor, resultando con mejores índices el modelo bifactor con errores correlacionados entre los ítems.

Para determinar la pertinencia del modelo bifactor se analizaron índices específicos los cuales resultaron satisfactorios para el modelo con errores correlacionados (Domínguez-Lara & Rodriguez, 2017). Fue necesario reportar índices de ajuste específicos ya que, de acuerdo con la literatura, el modelo bifactor en sí mismo siempre obtiene índices más altos que otros modelos generales (Dueber, 2017).

Las implicancias de estos hallazgos a nivel teórico tienen que ver con que a partir de la evidencia empírica presentada se confirma la multidimensionalidad del *Phubbing* y de la existencia de dos factores latentes que permiten su medición. A nivel práctico, la implicancia de los hallazgos sugiere que este instrumento de medida puede aplicarse en universitarios limeños, considerando

las dimensiones PC y OM; asimismo, se puede realizar cálculos considerando un puntaje total ya que el modelo bifactor ha resultado satisfactorio (Coenders & Batista-Foget, 2005; Dueber, 2017).

Los instrumentos de medida son utilizados por los profesionales de psicología para diferentes fines, entre ellas tenemos: a) la práctica profesional, y b) la práctica investigativa (Medrano & Pérez, 2019). De acuerdo con Muñiz (2018) para que un instrumento pueda ser utilizado en la práctica profesional debe contar con suficiente evidencia empírica acerca de su validez y fiabilidad. En el caso del uso de los instrumentos de medida en investigación estos criterios pueden flexibilizarse, aunque es común utilizar instrumentos para realizar estudios comparativos sin antes haber verificado que la medida sea estable (Martínez, 2005).

Al respecto el segundo objetivo específico de la presente investigación se enmarca en el establecimiento de la invarianza factorial configuracional, métrica, escalar y residual de la Escala de *Phubbing* en una muestra universitarios limeños. Los resultados muestran que esta medida presenta invarianza configuracional y métrica, según sexo; mientras que para el tipo de gestión de la universidad se logró establecer además la invarianza estricta.

Estos resultados difieren parcialmente con lo reportado en el estudio de Blachnio et al. (2021), en donde si se pudieron establecer los cuatro tipos de invarianza, según el sexo. Además de reportar que la medida no lograba presentar invarianza residual según país de procedencia. Estas impresiones son atribuibles a malas traducciones, problemas en la aplicación y a la poca motivación de los encuestados. No obstante, la Escala de *Phubbing* se presenta como una medida solvente en su estructura.

Al verificar que la Escala de *Phubbing* presenta invarianza configuracional, métrica y escalar por sexo y tipo de gestión universitaria, se entiende que se trata de una medida que sostiene su estructura interna en los grupos comparados y en el que cada uno de los elementos que compone la escala reporta una estimación del constructo que se pretende medir (Putnick & Bornstein, 2016).

De igual manera, al verificar la invarianza escalar, ello implica la posibilidad de realizar comparaciones entre estos grupos (Lee, 2018). Finalmente, solo fue posible demostrar la invarianza estricta (residual) según el tipo de gestión, lo cual sugiere que la varianza específica y error es similar en ambos grupos (Elosua, 2005), aspecto que no fue posible verificar según sexo.

En tal sentido, mediante la aplicación de los modelos de ecuaciones estructurales no solo fue posible identificar la estructura interna de la medida, sino que además es posible establecer la relación entre variables latentes (Kline, 2016). Así, en relación con el objetivo que determina las evidencias de validez basada en la relación con otras variables. Se encontró que el *phubbing* se relaciona positivamente con el FoMO y la Adicción a Facebook. Estos resultados coinciden con otros estudios en donde también se establece la relación entre estas variables en adultos jóvenes (Blanca & Bendayan, 2018; Correa-Rojas et al., 2022a; Chotpitayasunondh & Douglas, 2018b; Karadag et al., 2015).

Finalmente, para dar respuesta al último objetivo del estudio el cual consistió en determinar las evidencias de fiabilidad basada en la consistencia interna de la Escala de *Phubbing* en universitarios limeños. Los resultados muestran que la Escala de Phubbing presento un coeficiente omega con valores adecuados para su factor general y para sus factores específicos (>.70). Estos resultados son similares con estudios realizados en diferentes contextos (Blanca & Bendayan, 2018; Resett & Gonzales-Caino, 2020; Zanami et al., 2020) en los que también se encontró que las puntuaciones de la medida resultaron consistentes. No obstante, es necesario mencionar que los valores de fiabilidad reportados mediante el coeficiente alfa tienen a subestimar a la consistencia de las puntuaciones del instrumento, tanto a nivel global como en cada uno de sus factores.

Estos hallazgos dotan de evidencia empírica a la propuesta teórica de Karadag et al. (2015) acerca de la multidimensionalidad del *phubbing*. Las implicancias prácticas de estos resultados tienen que ver con las próximas investigaciones a desarrollarse. Ya que se sabe, que el *Phubbing*

es una alteración del comportamiento que se encuentra asociada a otros fenómenos tecnológicos, los cuales tienen efectos negativos sobre la vida de las personas (Davey, 2017; Chotpitayasunondh & Douglas, 2018a; Klein, 2014; Krasnova et al., 2016). Ello invita a establecer nuevas líneas de investigación que proporcionen información acerca de estas temáticas en el contexto peruano

Otro aspecto para tener en cuenta tiene que ver con la solvencia de la estructura interna demostrada por la escala de *phubbing* (Karadag et al., 2015) respecto a otras medidas propuestas para medir los comportamientos de *phubbing* (Cumpa, 2017; Kocak, 2021; Ríos-Ariza et al., 2021; Sánchez, 2017), en las cuales solo se han realizado análisis factoriales exploratorios de sus estructuras internas.

Entre las principales limitaciones de la investigación, se entiende que los resultados no pueden ser generalizables teniendo un alcance únicamente a la particularidad de la muestra seleccionada. Sin embargo, cabe mencionar que la literatura científica ha demostrado la aplicabilidad de los modelos SEM en muestras no probabilísticas mediante estudios de simulación y para ello se han propuesto métodos de estimación robustos (Li, 2014). Otra limitación importante puede estar asociada con la deseabilidad social de las respuestas de los participantes, pues si bien las condiciones de aplicación fueron las adecuadas, al tratarse de una valoración personal esta situación siempre constituye una posibilidad.

7. CONCLUSIÓN

- La Escala de *Phubbing* es una medida coherente parsimoniosa e interpretable que presenta adecuadas evidencias de validez y fiabilidad en universitarios limeños
- La Escala de *Phubbing* es una medida compuesta por un factor general y dos factores específicos, esta estructura es coherente con la teoría subyacente de la cual se desprende (Karadag et al., 2015)
- La Escala de *Phubbing* es una medida que presenta invarianza factorial por sexo y por tipo de gestión de la universidad de procedencia, lo que indica que las mediciones no se alteran por estas condiciones.
- La Escala de *Phubbing* presenta evidencias de validez convergente pues el promedio de las cargas factoriales por dimensión son superiores a las correlaciones al cuadrado de dichos factores.
- La Escala de *Phubbing* es una medida que presenta consistencia interna, lo que indica que sus puntuaciones discriminan adecuadamente el constructo y que presenta estabilidad.

8. RECOMENDACIONES

- Es necesario realizar un estudio con una muestra más amplia que considere otras carreras profesionales y más universidades de Lima Metropolitana.
- Es necesario proponer modelos explicativos para estos fenómenos tecnológicos y para las adicciones comportamentales, para así poder comprender mejor estas nuevas afecciones.
- Es necesario establecer la invarianza por edad, considerando diferentes grupos tales como adolescentes y adultos.
- Es recomendable analizar la validez estructural de la Escala de Phubbing mediante otros modelos más complejos como por ejemplo la teoría de respuesta al ítem.
- Es necesario conocer la estabilidad temporal de las puntuaciones de la Escala de Phubbing, para ello se requiere realizar una fiabilidad a través del método test – retest.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Abad, F., Olea, J., Ponsoda, V., & García, C. (2011). *Medición en ciencias sociales y de la salud.* Editorial Síntesis.

Andreassen, C., Billieux, J., Griffiths, M., & Kuss, D., Demetrovics, Z., Mazzoni, E., & Pallesen Stale. (2017). Adicción a internet, redes sociales y videojuegos. *Revista de Toxicomanias, 81(1).* https://dialnet.unirioja.es/metricas/documentos/ARTREV/6390833

AERA, APA, & NCME. (2018). *Estándares para las evaluaciones educativas y psicológicas*. Washington, DC: Autor.

Ancalle, A., & Huamani, J. (2018). La influencia de las normas sociales y las relaciones interpersonales en la práctica del *phubbing* de las estudiantes de 4to y 5to del nivel secundario de la institución educativa de señoritas Arequipa-2017 (Universidad Nacional de San Agustín de Arequipa). https://doi.org/10.1590/s1809-98232013000400007

Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2010). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología Introducción Un marco conceptual para la investigación. *Anales de Psicología*, *3*, 1038–1059. https://www.redalyc.org/pdf/167/16728244043.pdf

Aldas, J., & Uriel, E. (2017). *Análisis multivariante aplicado* con R (2ª ed.). Paraninfo S.A.

Batista, J., & Coenders, G. (2012). *Modelos de ecuaciones estructurales.* Editorial la Muralla.

Bentler, P. M., y Bonett, D. G. (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

Barrios-Borjas, D. A., Bejar-Ramos, V. A., & Cauchos-Mora, V. S. (2017). Uso excesivo de Smartphones/teléfonos celulares: Phubbing y Nomofobia. *Revista Chilena de Neuro-Psiquiatria*, *55*(3), 205–206. https://doi.org/10.4067/s0717-92272017000300205

Bisquerra, R. (2019). *Metodología de la investigación educativa*. La Muralla.

Błachnio, A., Przepiórka, A., Gorbaniuk, O., Bendayan, R., McNeill, M., Angeluci, A., Abreu, A.M., Ben-Ezra, M., Benvenuti, M., Blanca, M.J., Brkljacic, T., Babić, N.Č., Gorbaniuk, J., Holdoš, J., Ivanova, A., Karadağ, E., Malik, S., Mazzoni, E., Milanovic, A., Musil, B., Pantic, I., Rando, B., Seidman, G., D'Souza, L., Vanden Abeele, M.M.P., Wołończiej, M., Wu, A.M.S. & Yu, S. (2021), Measurement invariance of the Phubbing Scale across 20 countries. *International Journal in Psychology, 56*(1), 885-894. https://doi.org/10.1002/ijop.12790

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

Brand, M., Stodt, B., Oberst, U., Chamarro, A., & Wegmann, E. (2016). Negative consequences from heavy social networking in adolescents: The mediating role of fear of missing out. *Journal of Adolescence*, *55*(2017), 51–60. https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2016.12.008

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research* (2ed.). Guilford.

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

Calleja, N., Mason, T. A., & Gómez Pérez, O. (2022). Escala de Bienestar Subjetivo, versión corta (EBS-8): Revalidación, invarianza de medición y teoría de respuesta al ítem. *Acta Colombiana De Psicología*, *25*(1), 203–217. https://doi.org/10.14718/ACP.2022.25.1.13

Caycho-Rodríguez T., Ventura-León J., Azabache-Alvarado, K., Reyes-Bossio, M., & Cabrera-Orosco, I. (2020). Validez e invariancia factorial del Índice de Bienestar General (WHO-5 WBI) en universitarios peruanos. *Revista Ciencias De La Salud*, *18*(3). https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.9797

Campos, R. (2018). *Conociendo el phubbing*. https://www.inei.gob.pe/media/MenuRecursivo/publicaciones_digitales/Est/Lib0426/Libro.pdf

Capilla, E., & Cubo, S. (2017). Phubbing . Wing Network Connected and Disconnected From Reality . an Analysis in Relation To Psychological Well-Being . *Revista de Medios y Educación*, *núm. 5.* 173–186. www.redalyc.org/articulo.oa?id=36849882012

Castañeda-Bernal, R. G., Correa-Rojas, J., & Malvaceda-Espinoza, E. L. (2021). Invarianza factorial del Reactive/Proactive Aggression Questionnaire (RPQ) en adolescentes limeños institucionalizados y no institucionalizados. *Revista Evaluar*, *21*(3), 35–48. https://doi.org/10.35670/1667-4545.v21.n3.36297

CEPAL. (2018). La nueva revolución digital La nueva revolución digital. *Naciones Unidas*.

Correa-Rojas, J., Grimaldo-Muchotrigo, M., & Del Rosario-Gontaruk, S. (2020) Propiedades psicometricas 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

Correa-Rojas, J., Grimaldo-Muchotrigo, M., & Malvaceda Espinoza, E. (2022a). FoMO, Adicción a Facebook y Soledad como Determinantes del Phubbing en Universitarios Limeños. *Psykhe*, *31*(2). https://doi.org/10.7764/psykhe.2020.22579

Coenders, G., Batista-Foguet, J. M., & Saris, W. (2002). *Temas avanzados en modelos de ecuaciones estructurales.* Editorial la Muralla

Chávez, G., Cruz, H. S., & Grimaldo, M. (2014). El consentimiento informado en las publicaciones latinoamericanas de psicología. *Avances En Psicologia Latinoamericana*, *32*(2), 165–179. https://doi.org/10.12804/apl32.2.2014.12

Chotpitayasunondh, V., & Douglas, K. M. (2018a). Measuring phone snubbing behavior: Development and validation of the Generic Scale of Phubbing (GSP) and the Generic Scale of Being Phubbed (GSBP). *Computers in Human Behavior*, *88*(1), 5–17. https://doi.org/10.1016/j.chb.2018.06.020

Chotpitayasunondh, V., & Douglas, K. M. (2018b). The effects of "phubbing" on social interaction. *Journal of Applied Social Psychology*, *48*(6), 304–316. https://doi.org/10.1111/jasp.12506

Cizmeci, E. (2017). Disconnected , Though Satisfied : Pphubbing Behavior and Relationship Satisfactionİ Leİşi Msİ Z , Ama Mutlu : Teknolojİ Yle Me Ş Gul Olup Partnerleİ Lgİ Lenmeme. *The Turkish Online Journal of Design, Art and Communication*, *7*(2), 364–375.

Cumpa, L. (2017). *Diseño de la escala de Phubbing en estudiantes universitarios de 18 a 24 años de Lima Norte, 2017* (Tesis de licenciatura, Universidad Cesar Vallejo). http://repositorio.ucv.edu.pe/bitstream/handle/UCV/11290/Cumpa_PLR.pdf?sequence=4&isAllowed=y

Davey, S. (2017). *Predictors and consequences of "Phubbing" among adolescents and youth in India: An impact evaluation study Sanjeev*. 173–180. https://doi.org/10.4103/jfcm.JFCM

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

Escurra Mayaute, M., & Salas Blas, E. (2014). Construcción y Validación Del Cuestionario De Adicción a Redes Sociales (Ars) Construction and Validation of the Questionnairy of Social Networking Addiction (Sna). *Liberabit*, *20*(1), 1729–4827. http://www.scielo.org.pe/pdf/liber/v20n1/a07v20n1.pdf

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.

González-Rivera, J. A., Segura Abreu, L., & Urbistondo-Rodríguez, V. (2018). Phubbing en las Relaciones Románticas: Uso del Celular, Satisfacción en la Pareja, Bienestar Psicológico y Salud Mental. *Interacciones. Revista de Avances En Psicología*, *4*(2), 81–91. https://doi.org/10.24016/2018.v4n2.117

Grimaldo Muchotrigo, M. P., Correa-Rojas, J., Jara Sánchez, D., Cirilo Acero, I. B., & Aguirre Morales, M. T. (2020). Propiedades psicométricas de la Escala de Calidad de vida de Olson y Barnes en estudiantes limeños (ECVOB). *Health and Addictions/Salud Y Drogas*, *20*(2), 145–156. https://doi.org/10.21134/haaj.v20i2.545

Grimaldo, M., Correa-Rojas, J., & Calderón-De la Cruz, G. (2021). Evidencias psicométricas de la Escala de Autoeficacia General (EAG) en universitarios peruanos. *Ansiedad y Estrés, 27*(3), 132-139. https://doi.org/10.5093/anyes2021a18

Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W., (2010). *Analisis multivariante* (2a ed.). Pearson Prentice Hall. https://doi.org/10.1016/j.jmva.2009.12.014

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*. 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

Klein, V. (2014). Gemeinsam einsam: Phänomen Phubbing: Untersuchungen zur unangebrachten Smartphone-Nutzung im privaten und öffentlichen Miteinander. *Information-Wissenschaft Und Praxis*, *65*(6), 335–340. https://doi.org/10.1515/iwp-2014-0052

Krasnova, H., Abramova, O., Notter, I., & Baumann, A. (2016). Why phubbing is toxic for your relationship: Understanding the role of smartphone jealousy among "Generation Y" users. *24th European Conference on Information Systems, ECIS 2016*.

Koçak, Ö.E. (2021). Being phubbed in the workplace: A new scale and implications for daily work engagement. *Curr Psychol, 4.* 6212–6226. https://doi.org/10.1007/s12144-021-01635-5

Kuss, D. J., Harkin, L., Kanjo, E., & Billieux, J. (2018). Problematic smartphone use: Investigating contemporary experiences using a convergent design. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *15*(1). https://doi.org/10.3390/ijerph15010142

Lascurain Wais, P. C., Lavandera Liria, M. C., & Manzanares Medina, E. L. (2017). Propiedades psicométricas de la escala de actitudes sobre el amor (LAS) en universitarios peruanos. *Acta Colombiana De Psicología*, *20*(2), 270–281. https://doi.org/10.14718/ACP.2017.20.2.13

León, O., & Montero, I. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, *7*(3), 847–862.

Lee, S. T. (2018). Testing for measurement invariance: Does your measure mean the same thing for different participants? *APS Observer*, *31*(8), 32–33.

Leung, D. Y. P., & Leung, A. Y. M. (2010). Factor structure and gender invariance of the Chinese General Self-Efficacy Scale among soon-to-be-aged adults. *Journal of Advanced Nursing, 67*(6), 1383–1392. https://dx.doi.org/10.1111/j.1365-2648.2010.05529.x

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

Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems : una guía práctica , revisada y actualizada Introducción Determinación de la adecuación del Análisis. *Anales De Psicología*, *30*(3), 1151–1169. https://doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361

Méndez Martínez, Carolina, & Rondón Sepúlveda, Martín Alonso (2012). Introducción al análisis factorial exploratorio. *Revista Colombiana de Psiquiatría, 41*(1),197-207. https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=80624093014

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

Muñiz, J., Hernández, A., & Ponsoda, V. (2015). Nuevas directrices sobre el uso de los test. *Papeles Del Psicólogo*, *36*(3), 161–173. http://www.redalyc.org/pdf/778/77842122001.pdf

Nunnally, J. (2013). *Teoría psicométrica*. Editorial Trillas.

Peceros, M. (2018). Peru suyupi telefonia movil nisqa qullqichakuy ch ´ uymapaymanta economic analysis of mobile telephony in Perú. *Revista de La Facultad de Derecho y Ciencias Políticas*, *1*. 263–278.

Putnick, D. L., & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, *41*, 71-90. https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004s

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

Raykov, T., & Marcoulides, G. A. (2011). *Introduction to psychometric theory.* Routledge.

Rodríguez Puentes, A. P., & Fernández Parra, A. (2014). Relación entre el tiempo de uso de las redes sociales en internet y la salud mental en adolescentes colombianos. *Acta Colombiana de Psicología*, *17*(1), 131–140. https://doi.org/10.14718/acp.2014.17.1.13

Ruiz, M., Pardo, A., & San Martín, R. (2010). Modelos de ecuaciones estructurales. *Papeles Del Psicólogo*, *4*(2), 34–45. https://doi.org/10.2307/3514607

Ríos Ariza, J. M., Matas-Terrón, A., Rumiche Chávarry, R. d. P., & Chunga Chinguel, G. R. (2021). Scale for Measuring Phubbing in Peruvian University Students: Adaptation, Validation and Results of Its Application. *Journal of New Approaches in Educational Research, 10*(2), https://doi.org/175-189. 10.7821/naer.2021.7.606

Resett, S., & González-Caino, P. C. (2020). Propiedades psicométricas de una Escala de Phubbing en una muestra argentina. *Revista Evaluar, 20*(2), 69-84. Recuperado de https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar

Sánchez, Y. (2017). *El phubbing y las relaciones interpersonales en los estudiantes de secundaria de la institución educativa "San Alberto Magno" de Moniquirá, Boyacá, Colombia – 2017*. (Tesis de licenciatura, Universidad Privada Norbert)

Santana-Vega, L. E., Gómez, A. M., & Feliciano-García, L. A. (2019). Uso problemático del móvil, fobia a sentirse excluido y comunicación familiar de los adolescentes. *Comunicar: Revista Científica Iberoamericana de Comunicación y Educación, 59*(1), 39-47. https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=6868303

T'ng, S. T., Ho, K. H., & Low, S. K. (2018). Are you "phubbing" me? The Determinants of Phubbing Behavior and Assessment of Measurement Invariance across Sex Differences. *International and Multidisciplinary Journal of Social Sciences*, *7*(2), 159. https://doi.org/10.17583/rimcis.2018.3318

Téllez, E. (2017). Families and Technologies. What about the Phubbing in Mexico? *Horyzonty Wychowania*, *16*, 59–69. https://doi.org/10.17399/HW.2017.163704

Tonacci, A., Billeci, L., Sansone, F., Masci, A., Pala, A. P., Domenici, C., & Conte, R. (2019). An Innovative, Unobtrusive Approach to Investigate Smartphone Interaction in Nonaddicted Subjects Based on Wearable Sensors: A Pilot Study. *Medicina*, *55*(2), 37. https://doi.org/10.3390/medicina55020037

Uriel, E. & Aldas, J. (2005). *Análisis Multivariado Aplicado* (5ª ed.). THOMSON

Van Rooij, A. J., Lo Coco, G., De Marez, L., Franchina, V., & Abeele, M. Vanden. (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). https://doi.org/10.3390/ijerph15102319

Vanden Abeele, M. P., Hendrickson, A., Pollman, M. H., & Ling, R. (2019). Phubbing behavior in conversations and its relation to perceived conversation intimacy and distraction: An exploratory observation study. *Computers in Human Behavior*. https://doi.org/10.1016/j.chb.2019.06.004

Vicente, M. (2020). Phubbing en estudiantes de administración de dos universidades publicas de Lima y Cañete, 2019 [Tesis de Licenciatura, Universidad Nacional Federico Villarreal]. Repositorio Institucional UNFV. http://repositorio.unfv.edu.pe/handle/UNFV/3986

Villafuerte-Garzón, C. M., & Vera-Perea, M. (2018). Phubbing y género en un sector académico en Quito: Uso, abuso e interferencia de la tecnología. *Convergencia Revista de Ciencias Sociales*, *79*(1). https://doi.org/10.29101/crcs.v0i79.9156

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.* 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, 25*(6), 1361-1383. https://doi.org/10.1007/s11136-015-1195-0

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

Xia, Y., & Yang, Y. (2018). *RMSEA, CFI, and TLI* in structural equation modeling with ordered categorical data: The story they tell depends on the estimation methods. *Behavior Research Methods*. http://dx.doi.org/10.3758/s13428-018-1055-2

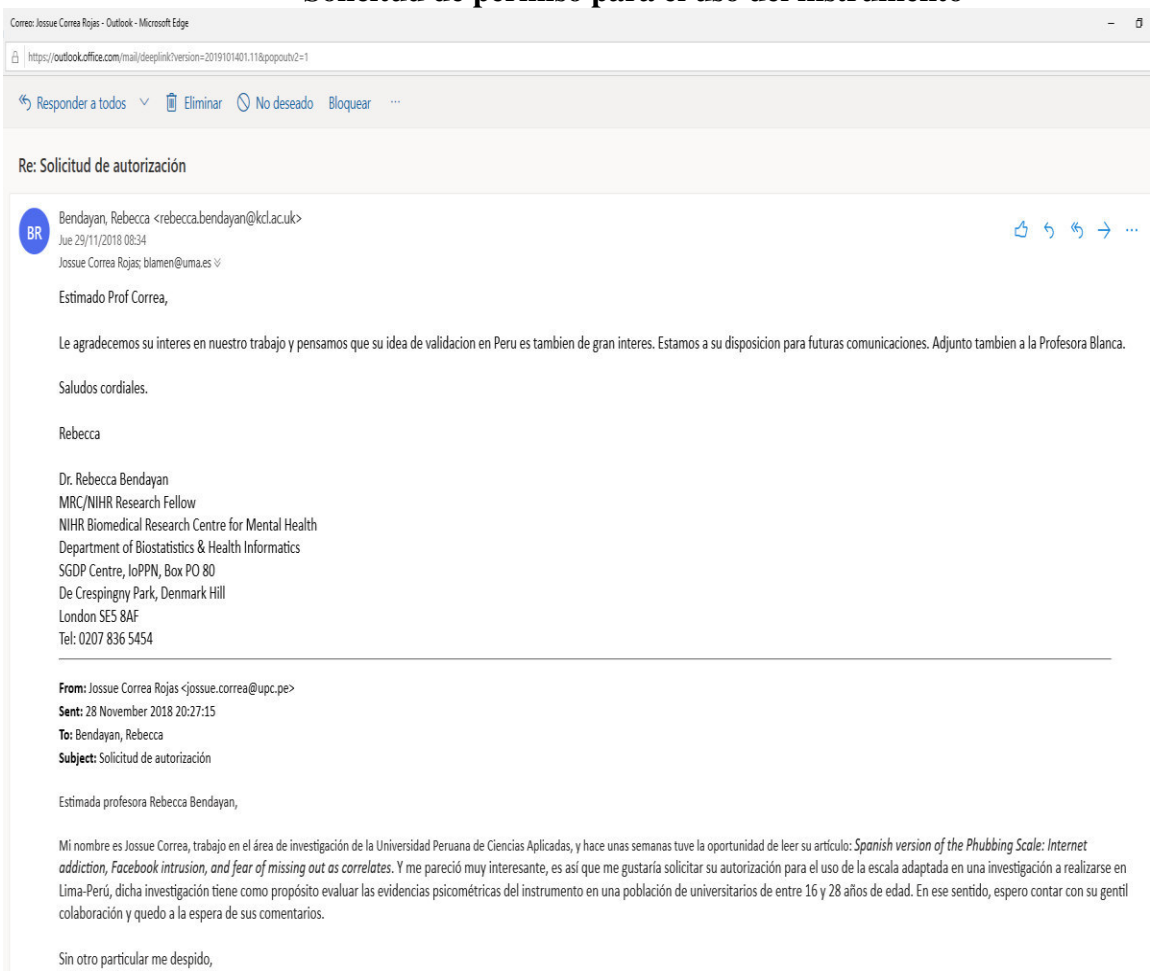
Zamani F, Talepasand S, Taghinezhad A. (2020). Psychometric Properties of the Phubbing Scale among Iranian Students. *Health Educ Health Promot., 8* (1). 25-30

Zamorano, V. G., Peinado, A. B., Benito, P. J., Calderón, F. J., Javier, F., & Montero, C. (2013). Enfermo por el celular. *Arch Med Deporte*, *30*(4), 135–144. http://oa.upm.es/26446/4/INVE_MEM_2013_163504.pdf

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.

Apéndice A

Solicitud de permiso para el uso del instrumento



Correo: Jossue Correa Rojas - Outlook - Microsoft Edge

https://outlook.office.com/mail/deeplink?version=2019101401.11&popoutv2=1

Responder a todos | Eliminar | No deseado | Bloquear | ···

Re: Solicitud de autorización

BR

Bendayan, Rebecca <rebecca.bendayan@kcl.ac.uk>
Jue 29/11/2018 08:34
Jossue Correa Rojas; blamen@uma.es

Estimado Prof Correa,

Le agradecemos su interes en nuestro trabajo y pensamos que su idea de validacion en Peru es tambien de gran interes. Estamos a su disposicion para futuras comunicaciones. Adjunto tambien a la Profesora Blanca.

Saludos cordiales.

Rebecca

Dr. Rebecca Bendayan
MRC/NIHR Research Fellow
NIHR Biomedical Research Centre for Mental Health
Department of Biostatistics & Health Informatics
SGDP Centre, IoPPN, Box PO 80
De Crespigny Park, Denmark Hill
London SE5 8AF
Tel: 0207 836 5454

From: Jossue Correa Rojas <jossue.correa@upc.pe>
Sent: 28 November 2018 20:27:15
To: Bendayan, Rebecca
Subject: Solicitud de autorización

Estimada profesora Rebecca Bendayan,

Mi nombre es Jossue Correa, trabajo en el área de investigación de la Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas, y hace unas semanas tuve la oportunidad de leer su artículo: *Spanish version of the Phubbing Scale: Internet addiction, Facebook intrusion, and fear of missing out as correlates*. Y me pareció muy interesante, es así que me gustaría solicitar su autorización para el uso de la escala adaptada en una investigación a realizarse en Lima-Perú, dicha investigación tiene como propósito evaluar las evidencias psicométricas del instrumento en una población de universitarios de entre 16 y 28 años de edad. En ese sentido, espero contar con su gentil colaboración y quedo a la espera de sus comentarios.

Sin otro particular me despido,

Apéndice B

Consentimiento Informado

El presente estudio es dirigido por Jossue David Correa Rojas con DNI 41633478, esta investigación tiene como propósito emplear el análisis de modelos de ecuaciones estructurales (SEM) para determinar las evidencias psicométricas de un instrumento de medida psicológico que explora el *Phubbing*, que consiste en el menosprecio por la interacción social directa por la interferencia del *Smartphone* (celular). Al colaborar en esta investigación, usted tendrá que responder cuatro escalas las cuales le tomaran un tiempo aproximado de 25 minutos:

- Escala de Phubbing (Blanca & Bendayan, 2018)
- Escala de Fear of Missing Out (Przybylski et al., 2013)
- Escala de soledad de Gierveld
- Escala de Adicción al Facebook (Andreassen et al., 2012).

La información que se obtenga será confidencial y anónima. Entiéndase confidencial al hecho que solo el investigador principal tendrá acceso a los datos que usted proporcione. Además, será anónima porque en ningún momento se revelaran sus nombres o cualquier otra información que lo pueda identificar.

Asimismo, se le informa que el presente estudio no contiene procedimientos invasivos que pudieran atentar contra su integridad física o psicológica. Además, es fundamental que usted considere que su participación en este estudio es completamente libre y voluntaria, y que tiene derecho a negarse a participar o a suspender su participación cuando así lo desee. Si tuviera alguna otra duda o comentario puede comunicarse con el investigador principal al siguiente teléfono celular 999330003.

¿Acepta participar en este estudio?

(a) Si tengo interés en participar en este estudio.

(b) No tengo interés en participar en este estudio.

Si aceptó participar, por favor lea el siguiente enunciado y firme en el espacio correspondiente:

"Yo _____ con DNI _____ confirmo que he leído esta hoja de consentimiento informado, que he escuchado y entendido la explicación brindada por la investigadora. Se me ha dado la oportunidad de aclarar mis dudas acerca de la investigación y las mismas han sido aclaradas a mi satisfacción. Asimismo, he recibido una copia del presente documento. Consiento participar libre y voluntariamente en este estudio conforme a lo previamente explicado"

Fecha: ……/……/…….

_____	_____
Firma del/a participante	Firma del investigador

Apéndice C

Escala de Phubbing

Nombres y apellidos:
Edad:
Sexo:
Universidad:
Carrera:
Ciclo:

N°	Descripción	Nunca	Casi nunca	A veces	Casi siempre	Siempre
1	Estoy pendiente de mi celular cuando estoy en compañía de otras personas					
2	Estoy ocupado/a con mi celular cuando estoy con mis amigos/as					
3	Otras personas se quejan sobre mi uso del teléfono móvil					
4	Estoy ocupado/a con mi celular cuando estoy con mis familiares					
5	A mi pareja o mis familiares les molesta que esté ocupado/a con el celular					
6	Mi celular está siempre a mi alcance					
7	Lo primero que hago al despertarme es mirar mis mensajes en mi celular					
8	Me siento vacío/a sin mi celular					
9	Cada día aumenta mi uso del celular					
10	El tiempo que dedico a actividades sociales se reduce por el tiempo que uso el celular					

Apéndice D

Escala de Fear of Missing Out (FoMo)

N°	Descripción	Nunca	Casi nunca	A veces	Casi siempre	Siempre
1	Temo que otros tengan experiencias más gratificantes que yo.					
2	Me temo que mis amigos tienen experiencias más gratificantes que yo.					
3	Me preocupo cuando descubro que mis amigos se divierten sin mí.					
4	Me pongo ansioso cuando no sé qué hacen mis amigos.					
5	Es importante que entienda a mis amigos "en bromas".					
6	A veces, me pregunto si paso demasiado tiempo manteniéndome al día con lo que está sucediendo.					
7	Me molesta cuando pierdo la oportunidad de reunirme con amigos.					
8	Cuando me lo paso bien, es importante para mí compartir los detalles en línea (por ejemplo, actualizar estado).					
9	Cuando me pierdo una reunión planificada, me molesta.					
10	Cuando me voy de vacaciones, sigo vigilando lo que hacen mis amigos.					

Apéndice E

Bergen Facebook Addiction Scale (BFAS)

¿Con qué frecuencia durante el último año?

		Muy raramente	Raramente	A veces	A menudo	Muy a menudo
1	¿Pasó mucho tiempo pensando en Facebook o en el uso planificado de Facebook?					
2	¿Sintió la necesidad de usar Facebook cada vez más?					
3	¿Usó Facebook para olvidarse de problemas personales?					
4	¿Intentó reducir el uso de Facebook sin éxito?					
5	¿Se inquieta o le preocupa si le prohíben usar Facebook?					
6	¿Usó tanto Facebook que tuvo un impacto negativo en su trabajo / estudios?					

Apéndice F

Matriz de consistencia

Problema General	**Objetivo General**	**Hipótesis General**	**Variables**
¿Cuáles son las evidencias de validez y fiabilidad de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeños?	Analizar las evidencias de validez y fiabilidad de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeños.	La versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) presenta adecuadas evidencias de validez y fiabilidad en universitarios limeños.	- *Phubbing* - *Fear of Missing Out* - Adicción al *Facebook* - Soledad
Problemas Específicos	**Objetivo Específicos**	**Hipótesis Específicas**	
¿Cuáles son las evidencias de validez basada en la estructura interna de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeños?	Determinar las evidencias de validez basada en la estructura interna de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeños.	La versión española de la Escala de Phubbing de Blanca y Bendayan (2018) presenta adecuadas evidencias de validez basada en la estructura interna.	
¿Cuáles son las evidencias de validez basada en la relación con otras variables de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeños?	Determinar las evidencias de validez basada en la relación con otras variables de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeños.	La versión española de la Escala de Phubbing de Blanca y Bendayan (2018) presenta adecuadas evidencias de validez basada en la relación con otras variables.	
¿Cuáles son las evidencias de fiabilidad basada en la consistencia interna de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeño?	Determinar las evidencias de fiabilidad basada en la consistencia interna de la versión española de la Escala de *Phubbing* de Blanca y Bendayan (2018) en universitarios limeño.	La versión española de la Escala de Phubbing de Blanca y Bendayan (2018) presenta adecuadas evidencias de fiabilidad basada en la consistencia interna.	

DISEÑO METODOLOGICO				
Método	**Tipo Diseño**	**Muestreo**	**Ámbito**	**Instrumentos**
Cuantitativo	Empírica Instrumental	No probabilístico, por conveniencia	Entornos tecnológicos	Escala de *Phubbing* Escala de *Fear of Missing Out* Escala de Soledad Escala de Adicción al *Facebook* Escala de Vulnerabilidad Online