



Liberabit. Revista de Psicología

ISSN: 1729-4827

liberabit@psicologia.usmp.edu.pe

Universidad de San Martín de Porres

Perú

Escurra Mayaute, Miguel; Salas Blas, Edwin
CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DEL CUESTIONARIO DE ADICCIÓN A REDES SOCIALES (ARS)
Liberabit. Revista de Psicología, vol. 20, núm. 1, 2014, pp. 73-91
Universidad de San Martín de Porres
Lima, Perú

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=68631260007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

CONSTRUCCIÓN Y VALIDACIÓN DEL CUESTIONARIO DE ADICCIÓN A REDES SOCIALES (ARS)

CONSTRUCTION AND VALIDATION OF THE QUESTIONNAIRE OF SOCIAL NETWORKING ADDICTION (SNA)

Miguel Escurra Mayaute* y Edwin Salas Blas**
Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Perú.
Universidad de San Martín de Porres, Perú.

Recibido: 06 de febrero de 2014

Aceptado: 20 de febrero de 2014

RESUMEN

El propósito del presente estudio fue diseñar, construir y validar el cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS) mediante la aplicación del modelo de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI) para ítems politómicos de respuesta graduada. Inicialmente los ítems se diseñaron de acuerdo a los indicadores del DSM-IV para adicción a sustancias, adaptándolos al constructo estudiado, los cuales fueron evaluados en su validez de contenido sobre la base del criterio de jueces. La versión inicial de 31 ítems se aplicó a 380 estudiantes de diferentes universidades de la ciudad de Lima. Se analizó la estructura latente de los ítems aplicando el análisis factorial exploratorio a la matriz de correlaciones policóricas entre ítems. Los resultados indicaron que existen tres dimensiones que se analizaron de forma independiente. La estimación de los parámetros de los modelos se realizó con el método de máxima verosimilitud marginal. A partir de los resultados se excluyeron de la escala ocho ítems por presentar un comportamiento inadecuado. Los parámetros de localización se ubican en niveles medios y altos de la escala. Los parámetros de discriminación adoptaron valores moderados y altos. Las funciones de información de los ítems evidenciaron que las dimensiones son más precisas para discriminar a los individuos con niveles medios y altos del rasgo evaluado. Los resultados revelaron que la escala y sus componentes presentaron adecuadas propiedades psicométricas de validez y confiabilidad.

Palabras clave: Adicción a redes sociales, modelo de respuesta graduada, modelo de Samejima, teoría de respuesta al ítem.

ABSTRACT

The purpose of this study was to design, construct, and validate The Social Network Addiction Questionnaire (SNA) by applying the Item Response Theory (ITR) for polyatomic graded response items. At first, items were designed according to the DSM-IV criteria for substance addiction and adapted to the construct under study that was evaluated in its content validity by the judges' criterion. The initial version of 31 items was applied to 380 college students from different universities in the city of Lima. The latent structure of the items was analyzed using an exploratory factor analysis on the polychoric correlation matrix between all items. Results showed a factor structure of three dimensions that were analyzed independently. Parameter estimation of the models was conducted using the marginal maximum likelihood method. Based on the results, eight items were excluded due to its low item-total correlation. The localization parameters were between medium and high levels of the scale. The discrimination parameters adopted moderate and high values. The items information functions showed that the dimensions are more precise to discriminate individuals with medium and high levels of the evaluated trait. Results also showed adequate psychometric properties of validity and reliability of the scale and its components.

Key words: Network addiction, graded response model, Samejima's model, item response theory

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

Introducción

Hoy las grandes urbes son conscientes de un nuevo problema de salud mental que cada vez es más frecuente entre la población. Las dependencias psicológicas o adicciones sin sustancias (a las tecnologías, al teléfono móvil, a los juegos de azar, a los videojuegos, a Internet, a la comida, al sexo, a las compras, etc.) se han convertido en problemas que afectan las relaciones sociales e interpersonales, familiares, afectivas; el trabajo, el rendimiento en la escuela, etc.

Se puede observar que niños, adolescentes, jóvenes y adultos desarrollan comportamientos adictivos a las redes sociales; están permanentemente alertas a lo que sucede en estos entornos virtuales, verifican el ordenador o el Smartphone a toda hora, participan en «conversaciones» virtuales y contestan mensajes incluso en circunstancias inapropiadas (manejando un vehículo, en una cena, en clases o en una reunión de trabajo o de amigos, desde una celebración religiosa, etc.) o, por dedicarse «patológicamente» a estas actividades suelen descuidar las relaciones interpersonales presenciales (familiares, amigos, pareja, etc.), se sienten ansiosos o irritables; pueden permanecer durante largos períodos de tiempo sin comer o privándose del sueño.

Las nuevas tecnologías de la información, específicamente los aparatos portátiles y las redes sociales, se han desarrollado muy rápidamente en los últimos años, brindando posibilidades de aplicación de gran utilidad para nuestras vidas en todos los niveles, siendo –desde esa perspectiva– su efecto benéfico y positivo. Sin embargo, su uso persistente y descontrolado también entraña riesgos, puede generar problemas entre los usuarios y esto no depende de la tecnología en sí misma, sino de cómo ella se utiliza, de las personas que la usan y de los motivos por los que lo utilizan. Diríamos que existe una situación paradójica: los móviles y las redes han mejorado las posibilidades de comunicación humana (rapidez de la comunicación, el problema de las distancias se ha eliminado y se ha reducido el costo), pero están atentando contra las comunicaciones cara a cara entre las personas. Este problema ha trascendido a nivel mundial y es materia de preocupación de expertos de la salud, de empresarios, intelectuales, académicos, gobernantes, etc. (<http://www.eluniversal.com.mx/notas/740651.html>).

Las adicciones psicológicas se caracterizan porque son comportamientos repetitivos que resultan placenteros en un primer momento, pero una vez que se instalan como hábitos, generan estados de necesidad que no pueden ser controlados y se asocian con altos niveles de ansiedad. Para reducir esta ansiedad las personas desarrollan el comportamiento adictivo; este se produce ya no tanto por la búsqueda de gratificación (placer), sino para reducir el nivel de ansiedad que les produce el hecho de no ejecutarlo (por evitación), en este círculo vicioso es que se desarrollan las adicciones (Madrid, 2000). Estos dos mecanismos psicológicos (placer-repetición / displacer-evitación) nos permite entender que este fenómeno puede ser definido como una adicción en toda regla. Siendo la única diferencia, del resto de adicciones, la presencia o ausencia de las sustancias.

Inicialmente, el presente estudio estuvo encaminado a realizar una descripción de la adicción a redes sociales entre jóvenes universitarios limeños, pero, en la exploración de la literatura pertinente, además de constatar que la mayor parte de la información se refería al uso de nuevas tecnologías, Internet, el juego patológico, video juegos, entre otros, nos encontramos con dificultades para encontrar un instrumento con las características que deseábamos: Alineado con los criterios del DSM-IV para el caso del diagnóstico de la adicción a sustancias; que esté adaptado para jóvenes universitarios limeños, y, que tenga confiabilidad y validez psicométrica.

Cruzado, Muñoz-Rivas y Navarro (2001) revisaron las investigaciones sobre el trastorno de adicción a Internet y recomiendan desarrollar estudios con poblaciones normales y que se incluyan variables relacionadas con el uso patológico de este recurso. También observan dificultades metodológicas, algunas de ellas relacionadas con los instrumentos y la determinación precisa del objeto de estudio. La adicción a redes sociales si bien es relativamente nueva, se ha diseminado muy rápidamente, sobre todo, en los sectores más jóvenes y se convierte rápidamente en algo «adictivo». Estar presente o no en las redes se convierte ahora en una cuestión de existencia o no existencia.

Existen muchos trabajos desarrollados en el área, alrededor de todo el mundo, los primeros trabajos y gran

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

parte de los mismos desarrollados en el tema de adicciones a Internet (Cruzado, Matos & Kendall, 2006; Cruzado et al., 2001; Echeburúa & Corral, 1994; Echeburúa, Amor & Cenea, 1998; Goldberg, 1995; Herrera, Pacheco, Palomar & Zavala, 2010; Navarro & Rueda, 2007; Young & Rogers, 1998), entre muchos otros.

En cuanto a la adicción a redes sociales y a tecnologías, existen trabajos que nos interesan y que guardan mayor relación con nuestros propósitos, como los de Chóliz y Villanueva (2011); Chóliz, Villanueva y Chóliz (2009); Echeburúa y Corral (2010); Marco y Chóliz (2012); Villanueva, Marco y Chóliz (2012a); Villanueva, Marco y Chóliz (2012b). Chóliz y sus colaboradores, han aportado no solamente instrumentos para medir las adicciones a redes, sino que están trabajando en la intervención del problema.

En el Perú, Astonitas (2005) da cuenta de un instrumento que construyó a partir de los indicadores del DSM-IV para estudiar la adicción a Internet. Lo mismo hacen Lam-Figueroa et al. (2011) quienes validaron un instrumento más breve. Vilca y Gonzáles (2011), por su parte, construyeron el Cuestionario de riesgo de Adicción a las Redes Sociales (CrARS).

El Modelo de Respuesta Graduada de Samejima (MRG)

El modelo fue desarrollado en 1969 por Samejima (Abad, Ponsoda & Revuelta, 2006; Embretson & Reise, 2000; Ostini & Nering, 2010, 2006; Van der Linden & Hambleton, 1997) para el análisis de ítems politómicos que tenían más de dos categorías ordenadas. Es adecuado para desarrollar escalas Likert que asignan puntuaciones a los enunciados formulados, de manera que una valoración más elevada corresponde a un nivel de actitud más alta. De acuerdo al modelo el puntaje que asigna el sujeto a un enunciado depende de dos aspectos (Samejima, 1969, 1972, 1996, 1997):

- a) El nivel de rasgo θ , que corresponde a la puntuación del sujeto en una dimensión latente, la que se mantiene constante en los ítems y en la cual el constructo explica la covariación de los ítems de la escala.
- b) Otras variables del sujeto no relacionadas con el nivel del rasgo que varían de ítem a ítem y que por ello no contribuyen a la covariación de los ítems. Como no

tienen relación con el nivel de rasgo θ , son el término de error que se asume es aleatorio.

El modelo presenta las siguientes propiedades (Abad, Ponsoda & Revuelta, 2006; De Boeck & Wilson, 2003; Embretson & Reise, 2000; Ostini & Nering, 2006, 2010; Samejima, 1969, 1972, 1996; Van der Linden & Hambleton, 1997).

1. Es un modelo de diferencias, pues la probabilidad de obtener una determinada puntuación se obtiene como la diferencia entre dos funciones.
2. Es aditivo, si dos alternativas se unen, la probabilidad de esta última es igual a la suma de las probabilidades de las alternativas anteriores.
3. No presenta estadísticos suficientes, la puntuación del sujeto en el test no es un estadístico suficiente para calcular el parámetro de localización o dificultad 'b', como en los modelos de Rasch.

En su forma general el MRG, asume que para responder a un ítem es necesario completar varias etapas. Estas se completan de forma secuencial, de manera que para completar la etapa $ix+1$ es necesario haber completado previamente las ix etapas anteriores. Si asumimos que P_{ix}^* es la probabilidad de completar ix o más etapas, entonces:

$P_0^* = 1$, todos los sujetos que responden a un ítem pueden completar al menos 0 etapas.

$P_{m+1}^* = 0$, donde m es el número máximo de etapas, ningún sujeto puede completar más de la etapa máxima.

La función P_{ix}^* se utiliza para obtener las probabilidades reales de la puntuación ix , es la probabilidad de completar correctamente las ix etapas y ni uno más, es decir:

$$P_{ix}(\theta) = P_{ix}^*(\theta) - P_{ix+1}^*(\theta)$$

El modelo presenta varios casos particulares dependiendo de la forma que se asuma la función P_{ix}^* . Por ejemplo en el caso homogéneo, la función P tiene la misma forma para todas las alternativas (o posibles puntuaciones) del ítem. Samejima (1969, 1972, 1996, 1997) propone el siguiente modelo logístico:

$$P_{ix}^*(\theta) = \frac{\exp(\text{Dai}(\theta - b_{ix}))}{1 + \exp(\text{Dai}(\theta - b_{ix}))}$$

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

$P_{ix}^*(\theta)$ es la probabilidad que un examinado elija de forma aleatoria una respuesta X y tenga una proficiencia de θ puntuando x por encima del ítem i , denominándola como la función de respuesta de categoría acumulativa (FRCA). La función de respuesta de la categoría del puntaje del MRG, se expresa como:

$$P_{ix}(\theta) = \frac{\exp(-D_{ai}(\theta - b_{ix+1})) - \exp(-D_{ai}(\theta - b_{ix}))}{(1 + \exp(-D_{ai}(\theta - b_{ix}))) (1 + \exp(-D_{ai}(\theta - b_{ix+1})))}$$

La interpretación de los parámetros de los ítems del MRG se debe realizar sobre dicha función FRCA. En el modelo de respuesta graduada, el valor del parámetro de localización 'b' para cada categoría de respuesta indica la probabilidad de que un sujeto elegido al azar, cuyo nivel de habilidad θ , es igual al valor de parámetro b , obtenga un nivel de x o más alto, es el 50% sobre la FRCA.

En el campo de la construcción de pruebas con los modelos de la Teoría de la Respuesta al Ítem con ítems politómicos, existen diferentes alternativas, como es el caso del Modelo de Crédito Parcial de Masters o el Modelo de Crédito Parcial Generalizado (Aguado, Rubio, Hontangas & Hernández, 2005; López, 1995; Van der Linden & Hambleton, 1997).

Para el desarrollo del estudio se decidió aplicar el modelo de Respuesta Graduada de Samejima (MRG), debido a que se tomaron en cuenta las siguientes consideraciones:

- Es adecuado para ítems politómicos graduados con diferentes parámetros de discriminación 'a', frente a otros modelos que consideran que el parámetro 'a' debe ser igual para todos, como el caso del modelo de crédito parcial (Boomsma, Van Duijn & Snijders, 2001).
- El MRG es el más recomendado y utilizado cuando se trabajan las escalas tipo Likert (Ostini & Nering, 2006, 2010).
- El modelo presenta un mejor ajuste de los ítems que otros modelos (Ostini & Nering, 2006, 2010; Van der Linden & Hambleton, 1997).

En términos prácticos el modelo ha sido utilizado en el proceso de construcción y evaluación de diferentes tipos de instrumentos de personalidad como escalas de

autoreporte, inventarios de depresión y escalas de actitudes, tal como lo reportan: Abad, Ponsoda y Revuelta (2006); Attorresi, Abal, Galibert, Lozzia y Aguerri (2011); Bernstein, Rush, Thomas, Woo y Trivedi (2006); Cooke y Michie (1997); Ecurra y Delgado (2008); Fraley, Waller y Brennan (2000); Lira, González, Medina y Vega (2009); Marco, González-Romá y Gómez (2000); Robie, Zickar y Schmit (2001); Vahedi (2010).

El estudio tiene como objetivo desarrollar y validar un cuestionario para evaluar la adicción a las redes sociales de acuerdo al Modelo de Respuesta Graduada de Samejima.

Método

Participantes

La muestra estuvo formada por 380 participantes provenientes de cinco universidades de la ciudad de Lima, una de ellas de tipo estatal, 63.7% mujeres y 36.3% varones. Las edades fluctuaron entre 16 y 42 de edad, conformando de 16 a 20 el 62.6%; de 21 a 25 años, 29.7%, y de 26 a 42, 7.6% años. La media total fue 20.73 años ($DE = 3.80$). La distribución por carreras indica que el grupo mayor fue el de psicología y ciencias humanas (50.0%); seguido por administración, turismo y negocios (23.2%); ingeniería (20.5%), y Arquitectura (6.3%).

Instrumento

En la construcción del *Cuestionario de Adicción a Redes Sociales (ARS)*, se partió del DSM-IV-TR (American Psychiatric Association - APA, 2008); instrumento de diagnóstico que no reconoce las adicciones psicológicas como trastornos; sin embargo la mayoría de autores que tratan este tipo de adicciones toma como referencia los indicadores de la adicción a sustancias. El primer paso que se dio fue sustituir este concepto de «sustancia» por el de «redes sociales», en este paso intervinieron además de los autores tres psicólogos expertos en psicología clínica, educativa y psicometría, que colaboraron en los aspectos de redacción, comprensión, claridad en las definiciones y coherencia de los criterios de partida.

Con los criterios identificados y arbitrados, se construyó el Cuestionario ARS, para ello se recogieron las experiencias de instrumentos que medían adicciones a internet y a redes sociales y se redactaron los ítems tomando en cuenta todos

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

los criterios diagnósticos, de acuerdo a las reglas de construcción de ítems para cuestionarios de tipo Likert (DeVellis, 2012; Fishman & Galguera, 2003; Furr, 2011; Schepers, 2009). Este conjunto de criterios ya definidos con los ítems que lo evaluaban, fueron revisados por jueces evaluadores expertos, quienes aportaron sus observaciones, se rehízo el cuestionario varias veces hasta que se cumplió con las exigencias que deseábamos. Para la valoración de los ítems se optó por aplicar el sistema de calificación de 5 puntos (de 0 a 4) tomando en cuenta la frecuencia desde «nunca» hasta «siempre» (Hernández, Muñiz & García, 2000).

Una vez concluida la evaluación por criterio de expertos, se realizó una aplicación piloto en una muestra de 48 alumnos universitarios. Se les pidió indicar para cada ítem si era o no claramente comprensible; de igual forma, podían preguntar directamente por cualquiera de ellos. Con esta aplicación se dejaron de lado algunos ítems, se corrigió la redacción de 3 ítems y se concluyó la etapa de elaboración de la encuesta preliminar. Cabe mencionar que se acordó no denominarlo cuestionario de «adicción a redes», para evitar que las personas evaluadas puedan sesgar sus respuestas en función al nombre del instrumento. Luego se aplicó el instrumento a una muestra mayor con el fin de establecer la estructura factorial y el análisis psicométrico de los ítems con el modelo de Samejima.

Los datos fueron recopilados entre estudiantes de cinco universidades con la colaboración de docentes que facilitaron esta tarea; a ellos se les pidió que insistieran en que la participación de cada estudiante debía ser voluntaria, es decir, tenían libertad de no responder si así lo preferían. Se aplicó una encuesta demográfica a los alumnos antes del cuestionario ARS que permitió conocer si usaban o no las redes sociales. Del total de las encuestas solo se encontró 5 casos en los que respondieron que no usaban redes sociales.

Análisis de los datos

El análisis estadístico se realizó de acuerdo a las siguientes etapas:

En primer lugar se realizó el análisis de la distribución de cada uno de los ítems con el fin de identificar si existían distorsiones en los datos que pudieron influir en los

resultados, para ello se analizaron la asimetría y curtosis (Hair, Black, Babin & Anderson, 2009) y como criterio de decisión se estableció que los valores entre ± 2 sean incluidos (George & Mallery, 2013; Pardo, Ruiz & San Martín, 2009). Adicionalmente se realizó el análisis de la multicolinealidad entre los ítems (Kline, 2011), con la finalidad de estimar la existencia de variables redundantes (correlaciones inter-ítem mayores de .95).

En segundo lugar, como sugieren Byrne (2010), Tabachnick y Fidell (2007) y Thompson (2008) se aplicó el análisis factorial exploratorio con el fin de identificar la estructura subyacente en los ítems. Para el desarrollo del análisis se calculó la matriz de correlaciones policóricas a los ítems del instrumento. En la matriz resultante se analizó si los datos eran factorizables, y para ello, se examinó la determinante de la matriz, el coeficiente de Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970; Thompson, 2008) que permite comparar si las correlaciones entre las variables son lo suficientemente altas como para indicar la presencia de factores comunes; su magnitud fluctúa entre 0 y 1, y los valores mayores a 0.80 indican que las correlaciones entre los pares de variables pueden ser explicadas por otras variables (Kaiser, 1974; Worthington & Whitaker, 2006). Además se aplicó la prueba de esfericidad de Bartlett (Bartlett, 1950, 1951; Gorsuch, 1973; Yanai & Ichikawa, 2007) la cual permite contrastar la hipótesis nula de que la matriz de correlaciones es igual a la matriz identidad y por ende las correlaciones entre las variables son 0. Para determinar el número de factores a ser retenidos, se aplicó el método del análisis paralelo basado en el análisis factorial de rango mínimo o PA-MRFA (Timmerman & Lorenzo-Seva, 2011) debido a que es el procedimiento más preciso para establecer la estimación de la dimensionalidad de las variables. La extracción de factores fue realizado con el método de factorización de los ejes principales, el cual se recomienda aplicar cuando las variables no tienen distribuciones normales (Costello & Osborne, 2005; Thompson, 2008; Yanai & Ichikawa, 2007). Con el objetivo de interpretar los resultados se aplicó el método de rotación oblicua que se caracteriza por identificar factores correlacionados, como es el caso de la rotación Promax (Dien, 2010; Hendrickson & White, 1964; Tabachnick & Fidell, 2007) estableciendo para el parámetro de oblicuidad (K) el valor de cuatro (Thompson, 2008). Para identificar la pertenencia de un ítem en un determinado factor se estableció como criterio que la carga factorial sea igual o

* mescorra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

mayor de 0.40 (Hogarty, Hines, Kromrey, Ferron & Mumford, 2005). Como se aplicó el método de rotación oblicua, las correlaciones entre factores, se analizaron con la significación estadística y la magnitud del efecto, de manera que para evaluarlos e interpretarlos, se utilizaron los criterios de Cohen (1988) de manera que se clasificaron como efecto: pequeño ($r \geq .10$, $r^2 \geq .01$), medio ($r \geq .30$, $r^2 \geq .09$) y grande ($r \geq .50$, $r^2 \geq .25$).

En tercer lugar, se analizó la confiabilidad por consistencia interna de cada uno de los factores a través del coeficiente alfa (Cronbach, 1951), además se calcularon los respectivos intervalos de confianza al 95%, aplicando el procedimiento de Fisher (Romano, Kromrey & Hibbard, 2008; Romano, Kromrey, Owens & Scott, 2011), por ser el que ha demostrado tener la mejor cobertura y menor sesgo.

En cuarto lugar, se procedió a verificar la estructura multidimensional aplicando el análisis factorial confirmatorio, aplicando a los datos la estructura obtenida inicialmente. De acuerdo con Blunch (2008), Hancock y Mueller (2006) y Brown (2006) para evaluar el ajuste del modelo, se aplicaron un conjunto de índices de bondad de ajuste, incluyendo los tipos descriptivo, absoluto, de parsimonia y comparativo, realizándose la valoración global del conjunto de índices, más que centrarse en uno solo de ellos. Se aplicaron los siguientes indicadores de bondad de ajuste: (1) χ^2 ; (2) χ^2 dividido entre los grados de libertad, los cocientes < 2.0 indican excelente ajuste; a menor índice mejor ajuste (Bollen, 1989); (3) CFI, índice comparativo de ajuste; (4) GFI, índice de bondad de ajuste; (5) RMR, raíz del residuo cuadrático promedio; (6) (RMSEA); raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación y (7) AIC, criterio de información de Akaike. Se considera un ajuste aceptable si los valores de GFI se acercan a 0.90 (Bentler, 1992), $RMR < 0.08$ (Hu & Bentler, 1999) y $RMSEA < 0.06$ (Hu & Bentler, 1999). El AIC es un indicador relativo; en ausencia de otros criterios definitorios, el mejor modelo es el que posea un AIC más bajo (Hancock & Mueller, 2006).

En quinto lugar, una vez corroborada la multidimensionalidad del instrumento se procedió a la aplicación de manera independiente en cada uno de los factores del MRG de Samejima. Para ello, se aplicaron los programas Multilog y Parscale (Du Toit, 2003), de manera que la estimación de los parámetros de los modelos se realizó

con el método de máxima verosimilitud marginal. En cada agrupación de ítems se identificó el valor de la carga del primer factor con el fin de establecer si existe un factor dominante (Hambleton, Swaminathan & Rogers, 1991). Acto seguido se valió la capacidad de discriminación de los ítems por medio de las correlaciones ítem test corregidas, las cuales deben ser superiores a .20 ($p < .05$) tal como lo propone Kline (1986). Además, se calcularon los valores de la discriminación de los ítems y se estimaron los parámetros a_i , b_1 , b_2 y b_3 (Baker, 1985), reportándose sus errores respectivos (Ee). Con la finalidad de evaluar la bondad de ajuste al MRG de Samejima, se analizó la invarianza de los parámetros a través del chi-cuadrado (χ^2), lo cual permite apreciar que los ítems presentan resultados que no son estadísticamente significativos ($p > .05$). Finalmente, se calculó la confiabilidad marginal con el fin de establecer si los puntajes obtenidos eran confiables.

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

En primer lugar se realizó el análisis descriptivo de los ítems, para ello se examinó la media, desviación estándar, asimetría y curtosis de cada uno de ellos (ver Tabla 1). Luego de aplicar los criterios establecidos, se procedió a descartar los ítems: 8, 9, 21, 23, 25, 27 y 30, pues presentaron valores que no se incluían entre el intervalo de ± 2 , lo cual indicaba que su inclusión produciría distorsiones en la construcción del instrumento.

El análisis de la multicolinealidad entre los ítems, permitió notar que las correlaciones inter-ítem fueron en todos los casos menores de $r = .90$, por lo que no fue necesario eliminar más ítems.

Análisis Factorial Exploratorio

Los análisis previos a la aplicación del AFE indicaron que la matriz de la determinante fue de .0000002, la prueba de adecuación muestral KMO obtuvo un valor de .95, el cual puede ser considerado como muy alto (Kaiser, 1970, 1974), adicionalmente la prueba de esfericidad de Bartlett también presentó un resultado adecuado para el cuestionario, $\chi^2(276) = 4313.8$, $p < .001$; estos hallazgos indicaron que fue apropiada la aplicación del análisis factorial en los datos de la muestra. El análisis paralelo

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

Tabla 1*Media, desviación estándar, asimetría y curtosis de los ítems (N = 380)*

Ítem	Media	DE	Asimetría	Curtosis
Ítem 1	1.85	1.03	0.14	-0.40
Ítem 2	1.39	0.94	0.42	-0.16
Ítem 3	0.87	0.91	0.98	0.66
Ítem 4	1.11	1.27	0.94	-0.26
Ítem 5	0.77	0.94	1.13	0.65
Ítem 6	0.77	0.96	1.25	0.97
Ítem 7	0.87	1.04	1.16	0.74
Ítem 8	0.26	0.69	3.33	11.93
Ítem 9	0.46	0.80	1.88	3.29
Ítem 10	1.53	1.06	0.22	-0.60
Ítem 11	1.69	1.16	0.40	-0.53
Ítem 12	1.85	1.16	0.10	-0.78
Ítem 13	0.88	1.00	1.28	1.51
Ítem 14	1.47	1.25	0.49	-0.73
Ítem 15	1.59	1.21	0.21	-1.00
Ítem 16	1.16	1.09	0.72	-0.17
Ítem 17	0.65	0.88	1.40	1.56
Ítem 18	1.22	1.12	0.67	-0.28
Ítem 19	1.74	1.23	0.24	-0.84
Ítem 20	1.68	1.35	0.25	-1.13
Ítem 21	1.15	1.04	2.65	-4.27
Ítem 22	0.64	0.92	1.47	1.70
Ítem 23	0.51	0.94	2.12	4.14
Ítem 24	0.94	1.00	0.88	0.23
Ítem 25	0.46	0.86	2.30	5.49
Ítem 26	1.23	1.22	0.69	-0.47
Ítem 27	0.49	0.92	2.17	4.39
Ítem 28	0.77	1.02	1.28	0.98
Ítem 29	0.93	1.09	1.07	0.43
Ítem 30	0.56	0.90	1.79	3.08
Ítem 31	0.91	1.09	1.21	0.88

basado en el método de análisis factorial de rango mínimo o PA-MRFA, permitió establecer en los datos había una estructura multidimensional de tres factores latentes.

Desarrollo de Factores

En la Tabla 2 se presentan los resultados del análisis factorial exploratorio, se aprecia que la comunalidad, que corresponde a la proporción de varianza explicada por los

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

Tabla 2*Análisis Factorial exploratorio con rotación Promax de la encuesta (N = 380)*

Ítem	F1	F2	F3	h^2
1			.56	.67
2	.54			.87
3	.71			.70
4			.67	.75
5	.68			.62
6	.77			.88
7	.68			.88
10			.49	.53
11			.78	.73
12			.81	.81
13		.39		.74
14		.83		.66
15	.51			.61
16		.73		.62
17	.50			.80
18			.50	.79
19			.73	.76
20			.75	.77
22	.62			.81
24		.61		.67
26			.65	.78
28	.56			.76
29	.40			.95
31		.62		.84
% de Varianza	46.59	6.25	4.65	57.49
Matriz de correlaciones				
F1	1.00			
F2	.59 *** (.35)	1.00		
F3	.65 *** (.42)	.55 *** (.30)	1.00	
Alfa de Cronbach	.91	.88	.92	.95
IC Alfa de Cronbach	.90 - .92	.86 - .90	.91 - .93	.94 - .96

*** $p < .001$; debajo de cada correlación se incluyó entre paréntesis a r^2 como medida de la magnitud del efecto.

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

factores comunes en los ítems fue superior a .60. Asimismo, los hallazgos indican que los tres factores obtenidos explican en conjunto el 57.49% de la varianza total en total, la revisión de las cargas factoriales de los ítems con el factor que los explica, fueron altas, lo cual corrobora la simplicidad de la solución factorial obtenida.

El primer factor está conformado por 10 ítems que permiten explicar la mayor cantidad de varianza total (46.59%). Los ítems que conforman este factor corresponden conceptualmente al compromiso mental con las redes sociales, pensar constantemente y fantasear con ellas, la ansiedad y la preocupación causada por la falta de acceso a las redes. Este factor ha sido denominado «obsesión por las redes sociales».

El segundo factor (6.25%), incluyó 6 ítems, que corresponden a la preocupación por la falta de control o interrupción en el uso de las redes sociales; con el consiguiente descuido de las tareas y los estudios. El factor ha sido denominado «falta de control personal en el uso de las redes sociales».

El tercer factor explicó el 4.65% y estuvo constituido por 8 ítems, los cuales se refieren a las dificultades para controlar el uso las redes sociales, indicando el exceso en el tiempo uso, indicando el hecho de no poder controlarse cuando usa las redes sociales y no ser capaz de disminuir la cantidad de uso de las redes. Ha sido denominado «uso excesivo de las redes sociales».

Adicionalmente, se pudo apreciar que los tres factores correlacionaron de forma estadística significativa y presentaron magnitudes del efecto que pueden considerarse como pequeñas ($r \geq .50$, $r^2 \geq .25$), es necesario mencionar

que para Cohen (1988) este resultado es usual en el campo de la psicología.

Análisis de la Confiabilidad

Los hallazgos de la confiabilidad incluidos en la Tabla 2 indican que se alcanzaron coeficientes alfa de Cronbach elevados, los cuales fluctuaron entre .88 en el factor 2 y .92 en el factor 3. Además, el nivel de consistencia interna puede considerarse alto, pues todos superan la magnitud de .85 (DeVellis, 2012), además los intervalos de confianza indican que la estimación de la confiabilidad de los puntajes en la muestra total presenta valores elevados.

Análisis Factorial confirmatorio

El análisis factorial confirmatorio se utilizó para corroborar la consistencia de los factores previamente identificados, para ello se compararon tres modelos: de 3 factores independientes, de tres actores relacionados y el modelo independiente los resultados presentados en la Tabla 3, indican que el modelo que, mejor se adecua a los criterios presentados corresponde al de tres factores relacionados ($\chi^2(238) = 35.23$; $p < .05$; $\chi^2/gl = 1.48$; GFI = .92; RMR = .06; RMSEA = .04; AIC = 477.28).

Análisis Psicométrico con el modelo de Samejima

Para el estudio del MRG de Samejima, se tomó en cuenta que cada ítem se caracteriza por tener un parámetro de discriminación (a_i) y cuatro parámetros de localización de las categorías de respuesta (b_{ik}), es decir, uno menos que el número de alternativas de respuesta. El análisis del factor 1, incluido en la Tabla 4, permite notar que existe un factor dominante, pues la carga factorial del primer factor de los ítems, son superiores a .70. El análisis de las correlaciones

Tabla 3

Análisis Factorial confirmatorio de la escala de actitud hacia las redes sociales (N = 380)

Modelo	χ^2	gl	χ^2/gl	GFI	RMR	RMSEA	AIC
3 factores independientes	562.66	249	2.26	.87	.09	.06	664.67
3 factores relacionados	353.27	238	1.48	.92	.06	.04	477.28
Modelo independiente	757.19	276	2.74	.83	.49	.07	805.19

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

ítem test corregida, presentan valores superiores a .40 ($p < .05$) con lo cual se supera el criterio propuesto por Kline (1986).

Los resultados de la estimación de los parámetros de los ítems, permiten observar que fueron realizados en 10 iteraciones, por lo que no se aprecia problema alguno de convergencia. La revisión de la discriminación de los ítems (a_i), indica que se obtienen niveles altos. Los parámetros b_1 , b_2 y b_3 , que representan el nivel de rasgo para el cual el ítem ofrece la discriminación, indican que se cubre casi todo el continuo del nivel del rasgo evaluado y además se aprecia que los errores de estimación de los parámetros a_i , b_1 , b_2 y b_3 (Ee) alcanzan valores menores de .15. El análisis de la invarianza de los parámetros indica que los ítems presentan resultados que no son estadísticamente significativos

($p > .05$), por lo que junto con los resultados previamente alcanzados se puede concluir que el factor 1, presenta una adecuada bondad de ajuste al modelo de respuesta graduada de Samejima. Adicionalmente la revisión de la confiabilidad marginal permite corroborar que los puntajes del factor 1 obtienen un valor de .91, por lo que se concluye que los puntajes son confiables.

En relación al análisis de las curvas características de los ítems (CCI), que incluye a la medición conjunta de los puntajes del ítem y el nivel de habilidad que exhiben los sujetos, se puede notar que el rango evaluado incluye desde los niveles logit bajos (-1.85) como en el ítem 3, hasta niveles logit altos (3.52) como en el ítem 3, este hallazgo indica que el factor 1 del ARS mide de forma consistente el constructo evaluado.

Tabla 4

Estimación de los parámetros de los ítems del factor 1, «Obsesión por las redes sociales» del ARS

Ítem	r_{itc}	a_i (Ee)	b_1 (Ee)	b_2 (Ee)	b_3 (Ee)	b_4 (Ee)	χ^2
2	.62*	1.63 (.09)	-1.44 (.06)	-0.63 (.05)	0.96 (.06)	2.42 (.09)	9.70
3	.64*	1.38 (.07)	-1.85 (.09)	0.25 (.08)	1.84 (.04)	3.52 (.09)	8.78
5	.70*	1.79 (.10)	-0.27 (.08)	0.57 (.06)	1.26 (.05)	1.99 (.10)	10.78
6	.76*	1.43 (.05)	-1.38 (.07)	-0.15 (.08)	1.35 (.08)	2.93 (.07)	5.41
7	.79*	1.31 (.08)	-1.71 (.09)	-0.23 (.04)	1.16 (.07)	2.08 (.07)	12.78
15	.43*	2.01 (.08)	-1.46 (.04)	-0.42 (.09)	0.62 (.10)	1.76 (.10)	10.63
17	.70*	1.00 (.10)	-1.45 (.09)	-0.08 (.06)	1.26 (.10)	3.23 (.06)	7.12
22	.67*	2.25 (.10)	-0.64 (.09)	0.32 (.08)	1.34 (.10)	2.18 (.10)	7.00
28	.67*	2.47 (.11)	-1.18 (.10)	-0.25 (.08)	0.71 (.09)	1.51 (.13)	7.94
29	.69*	1.92 (.12)	-0.93 (.11)	-0.17 (.09)	0.62 (.10)	1.49 (.14)	9.36
Total							89.52
Confiabilidad marginal = .91							

r_{itc} = Correlación poliserial, Ee = Error estándar, gl por ítem = 40, gl total = 400, * $p < .05$

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

LIBERABIT: Lima (Perú) 20(1): 73-91, 2014

ISSN: 1729-4827 (Impresa)

ISSN: 2233-7666 (Digital)

La revisión de la función de información de los ítems, permite establecer la precisión que presentan las mediciones realizadas con el instrumento evaluado, se puede apreciar que las mediciones más estables se obtienen en el caso que la habilidad del sujeto fluctúe entre -0.87 y 3.13 logit, de manera que si la habilidad presenta valores diferentes de los indicados, el resultado alcanzado es más impreciso y contiene más error, especialmente en el extremo inferior.

El análisis del factor 2 (ver Tabla 5), indica que los ítems presentan una estructura latente unidimensional, pues las cargas factoriales del primer factor de los ítems, presentan valores superiores a .70, además se aprecia que las correlaciones ítem test corregidas, presentan valores superiores a .40 ($p < .05$).

La estimación de los parámetros de los ítems, indica que fueron realizados en 10 iteraciones, por lo que no produjo problema alguno de convergencia. La revisión de los ítems, permite notar que presentan altos niveles de discriminación. Los parámetros b_1 , b_2 y b_3 , que representan el nivel de rasgo para el cual el ítem es discriminativo, indican que se cubre casi todo el continuo del nivel del rasgo

evaluado y además se aprecia que los errores de estimación de los parámetros a , b_1 , b_2 y b_3 (Ee) alcanzan valores menores de .15. El análisis de la invarianza de los parámetros, permite apreciar que los ítems presentan resultados que no son estadísticamente significativos ($p > .05$), por lo que junto con los resultados previamente alcanzados se puede concluir que el factor 2 presenta una adecuada bondad de ajuste al modelo de respuesta graduada de Samejima. La revisión de la confiabilidad marginal permite corroborar que los puntajes del factor 2 son confiables, pues obtienen un valor de .89. La revisión de las curvas características de los ítems (CCI), indica que el rango evaluado incluye desde los niveles logit bajos (-1.11) como en el ítem 14, hasta niveles logit muy altos (3.81) como en el ítem 4, lo cual indica que se mide de forma adecuada el constructo evaluado.

El análisis de la función de información de los ítems, permite establecer que las mediciones más estables se obtienen en el caso que la habilidad del sujeto fluctúe entre -0.87 y 2.13 logit, de manera que los valores diferentes de los establecidos, permite indicar que el resultado alcanzado es más impreciso y contiene más error, especialmente en el extremo inferior.

Tabla 5

Estimación de parámetros de los ítems del factor 2, «Falta de control personal en el uso de las redes sociales» del ARS

Ítem	r_{itc}	a_1 (Ee)	b_1 (Ee)	b_2 (Ee)	b_3 (Ee)	b_4 (Ee)	χ^2
4	.41*	1.37 (.12)	-0.54 (.11)	1.09 (.08)	2.37 (.14)	3.81 (.14)	4.97
13	.66*	1.95 (.15)	-0.39 (.09)	0.83 (.12)	1.82 (.14)	2.21 (.13)	5.51
14	.51*	1.19 (.14)	-1.11 (.08)	0.11 (.14)	1.31 (.13)	2.24 (.14)	20.74
16	.54*	1.50 (.15)	-0.74 (.13)	0.48 (.12)	1.64 (.14)	2.66 (.14)	15.88
24	.58*	2.19 (.15)	0.01 (.08)	1.09 (.13)	1.89 (.14)	2.98 (.15)	4.66
31	.70*	2.06 (.13)	-0.25 (.09)	0.72 (.11)	1.60 (.13)	2.43 (.14)	3.73
Total							55.49
Confiabilidad marginal = .89							

r_{itc} = Correlación poliserial, Ee = Error estándar, gl por ítem = 40, gl total = 240, * $p < .05$

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

El análisis del factor 3, presentado en la Tabla 6, permite apreciar la unidimensionalidad de los ítems evaluados. La capacidad de discriminación de los ítems desde la teoría clásica de los tests, obtenida por medio de las correlaciones ítem test corregidas, alcanzan valores superiores a .55 ($p < .05$). Las estimaciones de los parámetros de los ítems, indican que los resultados fueron convergentes en 10 iteraciones. Los ítems en términos de discriminación, presentaron valores altos. Los parámetros b_1 , b_2 y b_3 , que representan el nivel de rasgo en el cual se da la discriminación, indican que se cubre casi todo el continuo del nivel del rasgo evaluado y también se encuentra que los errores de estimación de los parámetros a_1 , b_1 , b_2 y b_3 (Ee) alcanzan valores menores de .15

El análisis de la invarianza de los parámetros, indica que se obtienen valores chi-cuadrados (χ^2), que no son estadísticamente significativos ($p > .05$), por lo que junto

con los resultados previamente alcanzados se puede concluir que el factor 3 presenta una adecuada bondad de ajuste al MRG de Samejima. Adicionalmente la confiabilidad marginal permite establecer que los puntajes del factor 3 son confiables, pues se alcanza un valor de .92. Con respecto al análisis de las curvas características de los ítems (CCI) permite identificar el rango evaluado; incluye desde los niveles logit bajos (-1.31) como en el ítem 12, hasta niveles logit altos (3.58) como en el ítem 26.

El análisis de la función de información de los ítems, indica que las mediciones más estables se pueden obtener en el caso que la habilidad del sujeto fluctúe entre -1.87 y 2.13 logit, de manera que los valores diferentes a los establecidos, corresponden a resultados más impreciso pues contienen un mayor error, especialmente en los valores extremos.

Tabla 6

Estimación de parámetros de los ítems del factor 3, «Uso excesivo de las redes sociales» del ARS

Ítem	r_{itc}	a_1 (Ee)	b_1 (Ee)	b_2 (Ee)	b_3 (Ee)	b_4 (Ee)	χ^2
1	.66*	1.97 (.15)	-0.05 (.09)	1.10 (.13)	2.02 (.15)	3.39 (.14)	5.04
10	.59*	2.75 (.13)	-0.01 (.07)	1.03 (.09)	1.74 (.14)	2.75 (.14)	7.25
11	.57*	2.83 (.14)	-0.10 (.07)	0.80 (.09)	1.68 (.14)	2.32 (.14)	13.23
12	.72*	1.85 (.14)	-1.31 (.14)	2.17 (.14)	2.65 (.13)	3.34 (.12)	4.30
18	.74*	2.80 (.13)	-0.06 (.06)	1.10 (.10)	1.87 (.12)	2.60 (.10)	5.97
19	.75*	2.85 (.13)	-0.20 (.10)	0.90 (.08)	1.79 (.11)	2.50 (.12)	10.36
20	.67*	1.90 (.14)	1.25 (.14)	2.07 (.13)	2.75 (.10)	3.02 (.13)	8.06
26	.64*	2.04 (.12)	0.58 (.09)	1.55 (.14)	2.40 (.13)	3.58 (.11)	6.59
Total							60.79
Confiabilidad marginal = .92							

r_{itc} = Correlación poliseriál, Ee = Error estándar, gl por ítem = 40, gl total = 320, * $p < .05$

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

Discusión

El objetivo principal del presente estudio fue elaborar un cuestionario de adicción a las redes sociales para estudiantes universitarios. Los resultados del cuestionario de la Adicción a las Redes Sociales (ARS), efectuados inicialmente bajo el contexto de la teoría clásica de los tests, realizados a nivel de análisis de ítems y la confiabilidad por consistencia interna de cada una de las escalas, ha permitido observar que las correlaciones ítem-test corregidas superaron el criterio propuesto por Kline (1986) y los coeficientes de confiabilidad de alfa de Cronbach, obtuvieron valores que pueden ser clasificados como adecuados (Ve Vellis, 2012) estos hallazgos concuerdan con las recomendaciones propuestas por Aiken (1996); Brown (1993); Furr y Bacharach (2008); Martínez (1996); Muñiz (1994); Muñiz (1996, 1997), entre otros.

En el análisis de la validez, realizado inicialmente bajo la modalidad de evidencia de validez de contenido, los resultados indicaron que los jueces coincidieron al realizar sus evaluaciones respecto al contenido del instrumento; el instrumento además fue analizado en sus evidencias de validez de constructo y confiabilidad por consistencia interna, alcanzándose resultados que corroboran que se cumple con los requerimientos psicométricos básicos de la teoría clásica de los tests en este tipo de instrumentos, tal y como lo proponen Delgado, Ecurra y Torres (2006); Furr y Bacharach (2008); Muñiz (1997).

Respecto al análisis del cuestionario de Adicción a las Redes Sociales (ARS) a través de la teoría de la respuesta al ítem con el MRG de Samejima, se obtuvieron resultados consistentes en las tres dimensiones de acuerdo a los requerimientos del modelo (Embretson & Reise, 2000; Ostini & Nering, 2006, 2010).

Los resultados de los análisis estadísticos permiten identificar que los ítems de los factores establecidos cubren de manera adecuada el espectro del constructo que se evalúa, este es un resultado que refleja la posibilidad de obtener valoraciones que cumplan un rango amplio de las actividades que definen a los constructos analizados, de acuerdo a lo propuesto por De Ayala (2009); Embretson y Reise (2000); Furr y Bacharach (2008); Van Der Linden y Hambleton, (1997).

En relación a los análisis de las funciones de información los hallazgos son positivos, pues también el rango de los valores con puntajes precisos presenta una amplitud adecuada tal como lo indican De Ayala (2009); Hambleton et al. (1991); Muñiz (1996, 1997), pero el rango de los puntajes con mayores errores e imprecisiones se presenta en los valores de los extremos inferiores y superiores.

Los resultados relacionados con la calibración de cada uno de los factores revela que los errores estimados se presentan en todos los casos; lo cual indicaría que los sujetos utilizan diferentes patrones de respuesta frente a los ítems que conforman los instrumentos. Con ello, se establece la existencia de la medición de varios constructos de menor nivel de manera simultánea, o también, de la existencia de cierta condicionalidad en los ítems evaluados, tal como sugieren los hallazgos de Embretson y Reise (2000) y Van Der Linden y Hambleton (1997). Esto puede deberse a la redundancia de la temática evaluada que sería oportuno revisar en estudios posteriores.

Respecto a la multidimensionalidad del constructo evaluado, a través del análisis factorial exploratorio, se pudo corroborar que en la adicción a las redes sociales existen –en nuestro contexto– tres variables latentes que son medidas de forma independiente y por lo tanto, el instrumento en cada caso se comporta de acuerdo al MRG de Samejima.

El análisis comparativo de los modelos permite revelar que la teoría clásica de los tests por ser un modelo poco restrictivo en términos psicométricos es más fácil de ser cumplido en los diferentes instrumentos psicológicos. Mientras que la exigencia de la teoría de la respuesta al ítem a través del modelo de Samejima, requiere el cumplimiento de sus supuestos, lo cual es más difícil de ser obtenido por los instrumentos psicológicos, pero aquellos que pueden cumplirlos, permiten obtener mediciones de una mayor calidad tal como reportan los estudios desarrollados por Adedoyin, Nenty y Chilisa (2008); De Ayala (2009); Jackson, Draugalis, Slack, Zachny y D'Agostino (2002); Prieto y Delgado (2003); Prieto, Alonso y Lamarca (2003), entre otros.

De los hallazgos reportados se deriva la necesidad de realizar estudios que permitan adaptar las pruebas psicológicas que usan de forma profesional los psicólogos de nuestro medio, haciendo uso de metodologías

* mescorra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

psicométricas sustentadas en la teoría de la respuesta al ítem como la del MRG de Samejima, entre otras, de manera que sea factible realizar mediciones más precisas y de calidad de los constructos psicológicos.

Conclusiones

1. El cuestionario de Adicción a las Redes Sociales en general y por factores aporta evidencias de confiabilidad por consistencia interna.
2. El cuestionario de Adicción a las Redes Sociales, está conformado por 3 factores o dimensiones latentes: A) Obsesión por las redes sociales. B) Falta de control personal en el uso de las redes sociales. C) Uso excesivo de las redes sociales.
3. El instrumento aporta evidencias de validez de constructo, bajo el modelo de la teoría clásica de los tests a través del análisis factorial confirmatorio.
4. Los factores cumplen con los supuestos teóricos del MRG de Samejima.

Recomendaciones

Sobre la base de los resultados, la discusión y las conclusiones se proponen las siguientes recomendaciones: Desarrollar nuevas investigaciones con el cuestionario ARS con el fin de establecer su capacidad para realizar diagnósticos clínicos. Además, realizar investigaciones similares, considerando otras muestras, con el objetivo de establecer la generalidad de los resultados encontrados.

Aplicar los modelos de la teoría de la respuesta al ítem, como procedimiento metodológico con la finalidad de evaluar los instrumentos psicológicos utilizados en nuestro medio, tanto para pruebas de ejecución máxima o rendimiento, como para pruebas de ejecución típica, o que midan rasgos psicológicos.

Referencias

- Abad, F. J., Ponsoda, V. & Revuelta, J. (2006). *Modelos politómicos de respuesta al ítem*. Madrid: La Muralla S. A.
- Adedoyin, O. O., Nenty, H. J. & Chilisa, B. (2008). Investigating The Invariance of Item Difficulty Parameter Estimates Based on CTT and IRT. *Educational Research and Review*, 3(2), 83-93.
- Aguado, D., Rubio, V. J., Hontangas, P. M. & Hernández, J. M. (2005). Propiedades psicométricas de un test adaptativo informatizado para la medición del ajuste emocional. *Psicothema*, 17(3), 485-491.
- Aiken, L. (1996). *Test psicológicos y evaluación*. México: Prentice Hall.
- American Psychiatric Association (2008). *DSM - IV. Manual diagnóstico y estadístico de los tratamientos mentales*. Barcelona: Masson.
- Attorresi, H. F., Abal, F. J. P., Galibert, M. S., Lozzia, G. S. & Aguerri, M. E. (2011). *Interdisciplinaria*, 28(2), 231-244.
- Astonitis, L. M. (2005). Personalidad, hábitos de consumo y riesgo de adicción al Internet en estudiantes universitarios. *Revista de Psicología de la PUCP*, Vol. XXIII, 1.
- Baker, F. (1985). *The Basics of item Response Theory*. RIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, University of Maryland, College Park, MD.
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3, 77-85.
- Bartlett, M. S. (1951). A further note on tests of significance. *British Journal of Psychology*, 4, 1-2.
- Bentler, P. M. (1992). On the fit of models to covariances and methodology to the Bulletin. *Psychological Bulletin*, 11(2), 400-404.
- Bernstein, I. H., Rush, A. J., Thomas, C. J., Woo, A. & Trivedi, M. H. (2006). Item Response Analysis of the inventory of Depressive Symptomatology. *Neuropsychiatry Dis. Treat.* December, 2(4), 557-564.
- Blunch, N. J. (2008). *Introduction to Structural Equation, Modelling Using SPSS and AMOS*. London: SAGE Publications Ltd.
- Boomsma, A., Van Duijn, M. A. J. & Snijders, T. A. B. (2001). *Essays on item response theory*. New York: Springer-Verlag.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. New York,: Routledge, Taylor & Francis Group.
- Chóliz, M. & Villanueva, V. (2011). Ellas, ellos y su móvil: uso, abuso (¿y dependencia?) del teléfono móvil en la adolescencia. *Revista española de drogodependencias*, 1, 74-88.

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

- Chóliz, M., Villanueva, V. & Chóliz, M. C. (2009). Evaluación de la adicción al móvil en la adolescencia. *Revista española de drogodependencias*, 2, 165-183.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NY: Lawrence Earlbaum Associates.
- Cooke, D. J. & Michie, C. (1997). An item response theory analysis of the hare psychopathy checklist-revise. *Psychological Assessment*, 9(3), 3-14.
- Costello, A. B. & Osborne, J. W. (2005). Best Practices in Exploratory Factor Analysis: Four Recommendations for Getting the Most from Your Analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation* 10(7). Recuperado de <http://pareonline.net/genpare.asp?wh=0&abt=10>
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 1951(16), 297-334.
- Cruzado, J. A., Muñoz-Rivas, M. & Navarro, M. E. (2001). Adicción a Internet: de la hipotética entidad diagnóstica a la realidad clínica. *Psicopatología Clínica, Legal y Forense*, 1(2), 93-102.
- Cruzado, L., Matos, L. & Kendall, R. (2006). Adicción a Internet: perfil clínico y epidemiológico de pacientes hospitalizados en un instituto nacional de salud mental. *Rev Med Hered*, 17, 96-205.
- De Ayala, R. J. (2009). *The Theory and practice of Item Response Theory*. New York: The Guilford Press.
- De Boeck, P. & Wilson, M. (2003). *Exploratory item response models*. New York: Springer-Verlag.
- Delgado, A. E., Escurra, L. M. & Torres, W. (2006). *La Medición en Psicología y Educación: Teoría y Aplicaciones*. Perú: Editorial HOZLO S.R.L.
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale Development, Theory and Applications*. Los Angeles: SAGE
- Dien, J. (2010). Evaluating two-step PCA of ERP data with Geomin, Infomax, Oblimin, Promax, and Varimax rotations. *Psychophysiology*, 47(1), 170-183.
- Du Toit, M. (2003). *IRT from SSI*. Lincolnwood: Scientific Software International.
- Echeburúa, E. & Corral, P. (2010). Adicción a las nuevas tecnologías y a las redes sociales en jóvenes: un nuevo reto. *Adicciones*, 22(2), 91-96.
- Echeburúa, E. & Corral, P. (1994). Adicciones psicológicas: más allá de la metáfora. *Clínica y Salud*, 5, 251-258.
- Echeburúa, E., Amor, P. & Cenea, R. (1998). Adicción a Internet: ¿una nueva adicción psicológica? *Monografías de psiquiatría*, 2, 38-44.
- Embretson, S. & Reise, S. S. (2000). *Item response theory for psychologists*. New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Escurra, L. M. & Delgado, A. E. (2008). Construcción de una escala de disposición hacia el pensamiento crítico en alumnos universitarios de la ciudad de Lima. *Teoría e investigación en Psicología*, 18(1), 41-72.
- Fishman, J. A. & Galguera, T. (2003). *Introduction to test construction in the social and behavioral sciences*. Lanham: Rowman And Littlefield Publishers, Inc.
- Fraley, R. Ch., Waller, N. G. & Brennan, K. A. (2000). An Item Response Theory Analysis of Self-Report Measures of Adult Attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*. 78(2), 350-365.
- Furr, M. (2011). *Scale construction and Psychometrics for social and personality Psychology*. Los Angeles: SAGE Publications.
- Furr, M. & Bacharach, V. (2008). *Psychometrics and Introduction*. Los Angeles: SAGE Publications.
- George, D. & Mallery, M. (2013). *SPSS for Windows Step by Step: A Simple Guide and Reference 21.0*. (13th Edition). Boston, MA: Allyn & Bacon/Prentice Hall.
- Goldberg, I. (1995). *Internet Addiction disorder. Diagnostic criteria*. Recuperado de <http://www.iucf.indiana.edu/brown/hyplan/addict.html>
- Gorsuch, R. L. (1973). Using Bartlett's Significance Test to Determine the Number of Factors to Extract. *Educational and Psychological Measurement*, 33, 361-364.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis*. (7th edition). Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H. & Rogers, H. J. (1991). *Fundamentals of item response theory*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Hancock, G. R. & Mueller, R. D. (2006). *Structural Equation Modeling, A Second Course*. Greenwich, Connecticut: IAP.
- Hendrickson, A. E. & White, P. O. (1964). Promax: a quick method for rotation to oblique simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*, 17, 65-70.
- Hernández, A., Muñiz, J. & García, E. (2000). Comportamiento del modelo de respuesta graduada en función del número de categorías de la escala. *Psicothema*, 12(2), 288-291.
- Herrera, M. F., Pacheco, M. P., Palomar, P. & Zavala, D. (2010). La adicción a Facebook relacionada con la baja autoestima, la depresión y la falta de habilidades sociales. *Psicología Iberoamericana*, 18(1), 6-18.
- Hogarty, K., Hines, C., Kromrey, J., Ferron, J. & Mumford, K. (2005). The quality of factor solutions in exploratory factor analysis: The influence of sample size, communality, and overdetermination. *Educational and Psychological Measurement*, 65, 202-226.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-15.
- Jackson, T. R., Draugalis, L. R., Slack, M. K., Zachry, W. M. & D'Agostino, J. (2002). Validation of authentic Performance

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

- assessment: A process suited for Rasch Modeling. *American Journal of Pharmaceutical Education*, 66, 233-243
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation Little Jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-415.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-36.
- Kline, P. (1986). *A Handbook of Test construction: Introduction to psychometric design*. London: Methuen.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling*. (3rd edition). New York: Guilford.
- Lam-Figueroa, N. et al. (2011). Adicción a Internet: Desarrollo y validación de un instrumento en escolares adolescentes de Lima. *Revista Peruana de Medicina Experimental y Salud Pública*, 28(3), 462-469.
- Lira, J., González, F., Medina, S. E. & Vega, C. Z. (2009). Análisis psicométrico del inventario situacional para consumidores de tabaco. *Revista Diversitas - Perspectivas en Psicología*, 5(1), 65-76.
- López, J. A. (1995). *Teoría de la respuesta al ítem: fundamentos*. Barcelona: PPU S. A.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, J. P. (2013). *Manual del Programa Factor v. 9.2*. Departamento de Psicología. Universitat Rovira i Virgili. PDF. Recuperado de <http://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/index.html>
- Madrid, R. I. (2000). *La adicción a Internet*. *Psicología Online*. Recuperado de <http://www.psicología-online.com/colaboradores/nacho/ainternet.htm>
- Marco, C. & Chóliz, M. (2012). Relación entre impulsividad y dependencia de Internet y teléfono móvil en adolescentes y jóvenes. En I. Montero, María José de Dios, B. Sierra & J. A. Huertas (coord.). *La investigación en motivación y emoción* (pp. 188-199). Recurso electrónico: Contribuciones de jóvenes investigadores en formación.
- Marco, T., González-Romá, V. & Gómez Benito, J. (2000). Teoría de respuesta al ítem y análisis factorial confirmatorio: dos métodos para analizar la equivalencia psicométrica en la traducción de cuestionarios. *Psicothema*, 12(2), 540-544.
- Martínez, M. (1996). *Psicometría teoría de los test psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- Muniz, J. (1994). *Teoría clásica de los test*. Madrid: Pirámide.
- Muniz, J. (1996). *Psicometría*. Madrid: Universitas S.A.
- Muniz, J. (1997). *Introducción a la teoría de respuesta a los ítems*. Madrid: Pirámide.
- Navarro, A. A. & Rueda G. E. (2007). Adicción a Internet: Revisión crítica de la literatura. *Revista Colombiana de Psiquiatría* XXXVI, 004, Asociación Colombiana de Psiquiatría, Bogotá, 691-700. Recuperado de <http://redalyc.uaemex.mx>
- Ostini, R. & Nering, M. L. (2006). *Polytomous item response theory models*. London: Sage pub.
- Ostini, R. & Nering, M. L. (2010). *Handbook of Polytomous item response theory models*. London: Taylor & Francis Group.
- Pardo, A., Ruiz, M. A. & San Martín, R. (2009). *Análisis de datos I en ciencias sociales y de la salud*. Madrid: Editorial Síntesis S. A.
- Prieto, G. & Delgado, A. (2003). Análisis de un test mediante el modelo de Rasch. *Psicothema*, 15(1), 94-100. Recuperado de <http://www.psicothema.com/pdf/1029.pdf>
- Prieto, L., Alonso, J. & Lamarca, R. (2003). Classical test theory versus Rasch analysis for quality of life questionnaire reduction. *Health and Quality of Life Outcomes*, 1(27). Recuperado de <http://www.hqlo.com/content/pdf/1477-7525-1-27.pdf>
- Robie, C., Zickar, M. J. & Schmit, M. J. (2001). Measurement equivalence between applicant and incumbent groups: an IRT analysis of personality scales. *Human Performance*, 14, 187-207.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D. & Hibbard, S. (2008 vahedi). *Confidence interval methods for coefficient alpha: A Monte Carlo study of methods proposed in the literature*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, New York.
- Romano, J. L., Kromrey, J. D., Owens, C. M. & Scott, H. M. (2011). Confidence interval methods for coefficient alpha on the basis of discrete, ordinal response items: Which one, if any, is the best?. *The Journal of Experimental Education*, 79(4), 382-403.
- Samejima, F. (1969). Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores. *Psychometric Monograph*, 17. Richmond, VA: Psychometric Society. Recuperado de <http://www.psychometrika.org/journal/online/MN17.pdf>
- Samejima, F. (1972). A General Model for Free-Response Data. *Psychometric Monograph*, 18. Richmond, VA: Psychometric Society. Recuperado de <http://www.psychometrika.org/journal/online/MN18.pdf>
- Samejima, F. (1996). Evaluation of mathematical models for ordered polychotomous response. *Behaviormetrika*, 23(1), 17-35.
- Samejima, F. (1997). Graded response model. In Van Der Linden, W. J. & Hambleton (Eds.). *Handbook of modern item response theory*. New York: Springer Verlag.
- Schepers, J. (2009). *Test Construction: Theory and practice. A course for beginners*. Saarbrücken: VDM, Verlag Dr. Muller.
- Tabachnick, B. G. & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Boston: Pearson/Allyn & Bacon.
- Timmerman, M. E. & Lorenzo-Seva, U. (2011). Dimensionality Assessment of Ordered Polytomous Items with Parallel Analysis. *Psychological Methods*, 16, 209-220.
- Thompson, B. (2008). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis, Understanding concepts and applications*. Washington DC: American Psychological Association.

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

- Vahedi, S. (2010). World Health Organization Quality of life Scale (WHOQOL-BREF): analyses of their item response theory properties based on the graded responses model. *Iranian Journal of Psychiatry*, 5(4), 140 - 153
- Van der Linden, W. J. & Hambleton, R. K. (1997). *Handbook of modern item response theory*. New York: Springer-Verlag.
- Vilca, L.W. & Gonzales, G. (2011). *Construcción del Cuestionario de riesgo de Adicción a las Redes Sociales (CrARS)*. Lima: Dirección General de Investigación, Universidad Peruana Unión. I Congreso Nacional de Investigación.
- Villanueva, V., Marco, C. & Chóliz, M. (2012a). Factores de personalidad implicados en la adicción al teléfono móvil. En I. Montero, M. J. de Dios, B. Sierra & J. A. Huertas (coord.). *La investigación en motivación y emoción* (pp. 200-217). Recurso electrónico: Contribuciones de jóvenes investigadores en formación.
- Villanueva V., Marco C. & Chóliz M. (2012b). Programa de prevención del abuso y la dependencia del teléfono móvil en población adolescente. En I. Montero, M. J. de Dios, B. Sierra & J. A. Huertas (coord.). *La investigación en motivación y emoción* (pp. 218-240). Recurso electrónico: Contribuciones de jóvenes investigadores en formación.
- Worthington, R. & Whittaker, T. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *Counseling Psychologist*, 34, 806-838. doi: 10.1177/0011000006288127
- Yanai, H. & Ichikawa, M. (2007). Factor Analysis. En C. R. Rao & S. Sinharay (editors). *Handbook of Statistics 26*, Psychometric. Amsterdam: Elsevier.
- Young, K. S. & Rogers, R. C. (1998). The relationship between depression and internet addiction. *CyberPsychology and Behavior*, 1, 25-28

* Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú

** Instituto de Investigación de la Escuela Profesional de Psicología. Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

LIBERABIT: Lima (Perú) 20(1): 73-91, 2014

ANEXO 1

VERSIÓN FINAL DEL ARS CUESTIONARIO SOBRE USO DE REDES SOCIALES

Esta es una encuesta en la que Ud. participa voluntariamente, por lo que le agradecemos encarecidamente que sea absolutamente sincero(a) en sus respuestas. Antes de responder al cuestionario le pedimos que nos proporcione los siguientes datos:

Universidad en la que estudia:

Carrera o Facultad: Ciclo/ Nivel :.....

¿Utiliza redes sociales?:..... si respondió SÍ, indique cuál o cuáles:

.....

Si respondió NO, entregue el formato al encuestador

¿Dónde se conecta a las redes sociales? (puede marcar más de una respuesta)

En mi casa	()	En mi trabajo	()
En las cabinas de internet	()	En las computadoras de la universidad	()
A través del celular	()		

¿Con qué frecuencia se conecta a las redes sociales?

Todo el tiempo me encuentro conectado	()	Una o dos veces por día	()
Entre siete a 12 veces al día	()	Dos o tres veces por semana	()
Entre tres a Seis veces por día	()	Una vez por semana	()

De todas las personas que conoce a través de la red, ¿cuántos conoce personalmente?

10 % o Menos	()	Entre 11 y 30 %	()	Entre el 31 y 50 %	()
Entre el 51 y 70 %	()	Más del 70 %	()		

¿Sus cuentas en la red contienen sus datos verdaderos (nombre, edad, género, dirección, etc.)?

SI () NO ()

¿Qué es lo que más le gusta de las redes sociales?:

.....
.....

* mescurra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com

LIBERABIT: Lima (Perú) 20(1): 73-91, 2014

ISSN: 1729-4827 (Impresa)

ISSN: 2233-7666 (Digital)

ARS

A continuación se presentan 24 ítems referidos al uso de las redes sociales, por favor conteste a todos ellos con sinceridad, no existe respuestas adecuadas, buenas, inadecuadas o malas. Marque un aspa (X) en el espacio que corresponda a lo que Ud. siente, piensa o hace:

Siempre **S** Rara vez **RV**

Casi siempre **CS** Nunca **N**

Algunas veces **AV**

N° ITEM	DESCRIPCIÓN	RESPUESTAS				
		S	CS	AV	RV	N
1.	Siento gran necesidad de permanecer conectado(a) a las redes sociales.					
2.	Necesito cada vez más tiempo para atender mis asuntos relacionados con las redes sociales.					
3.	El tiempo que antes destinaba para estar conectado(a) a las redes sociales ya no me satisface, necesito más.					
4.	Apenas despierto ya estoy conectándome a las redes sociales.					
5.	No sé qué hacer cuando quedo desconectado(a) de las redes sociales.					
6.	Me pongo de malhumor si no puedo conectarme a las redes sociales.					
7.	Me siento ansioso(a) cuando no puedo conectarme a las redes sociales.					
8.	Entrar y usar las redes sociales me produce alivio, me relaja.					
9.	Cuando entro a las redes sociales pierdo el sentido del tiempo.					
10.	Generalmente permanezco más tiempo en las redes sociales, del que inicialmente había destinado.					
11.	Pienso en lo que puede estar pasando en las redes sociales.					
12.	Pienso en que debo controlar mi actividad de conectarme a las redes sociales.					
13.	Puedo desconectarme de las redes sociales por varios días.					
14.	Me propongo sin éxito, controlar mis hábitos de uso prolongado e intenso de las redes sociales.					
15.	Aun cuando desarrollo otras actividades, no dejo de pensar en lo que sucede en las redes sociales.					
16.	Invierto mucho tiempo del día conectándome y desconectándome de las redes sociales.					
17.	Permanezco mucho tiempo conectado(a) a las redes sociales.					
18.	Estoy atento(a) a las alertas que me envían desde las redes sociales a mi teléfono o a la computadora.					
19.	Descuido a mis amigos o familiares por estar conectado(a) a las redes sociales.					
20.	Descuido las tareas y los estudios por estar conectado(a) a las redes sociales.					
21.	Aun cuando estoy en clase, me conecto con disimulo a las redes sociales.					
22.	Mi pareja, o amigos, o familiares; me han llamado la atención por mi dedicación y el tiempo que destino a las cosas de las redes sociales.					
23.	Cuando estoy en clase sin conectar con las redes sociales, me siento aburrido(a).					
24.	Creo que es un problema la intensidad y la frecuencia con la que entro y uso la red social.					

* mescorra@peru.com

** esalasb@usmp.pe

e.salasb@hotmail.com