

Universidad de San Martín de Porres, Lima, Perú.

Sobre el uso del coeficiente alfa en escalas multidimensionales: un reanálisis a Peña-Rodríguez, *et al*

On the use of coefficient alpha in multidimensional scales: a reanalysis Pena-Rodriguez, *et al*

Sergio Alexis Domínguez Lara

Psicólogo y Magíster en Psicología Clínica y de la Salud. Docente Investigador del Instituto de Investigación de Psicología. sdominguezmpcs@gmail.com

Estimado Editor:

Desde la publicación inicial del coeficiente α como estimador de la confiabilidad de los puntajes,¹ su uso se ha extendido a través de diversas disciplinas, pero con el paso del tiempo algunos de sus supuestos básicos han sido pasados por alto por los investigadores, trayendo como consecuencia resultados sesgados o interpretaciones inadecuadas. La interpretación de dicho coeficiente es sencilla: refleja el porcentaje de la varianza observada atribuida a la varianza verdadera;² siendo el resto la varianza del error, es decir, variación de los puntajes por causas no conocidas.

Uno de los supuestos básicos del coeficiente α indica que los elementos analizados sean tau-equivalentes, es decir, que las cargas factoriales son estadísticamente iguales.³ Además, la medida que se desea analizar debe ser unidimensional, es decir, que los ítems correspondan a uno y solo a un factor común;⁴ por tanto, el coeficiente α no puede usarse en medidas multidimensionales.

Recientemente, Peña-Rodríguez *et al*,⁵ en el artículo titulado "Actitudes hacia la asignatura de Estadística en estudiantes de la Facultad de Ciencias Médicas "General Calixto García", publicado en el Volumen XIV, Número 6 de la *Revista Habanera de Ciencias Médicas*, analizaron el *Survey of Attitudes toward Statistics* (SATS) en universitarios cubanos, pero calcularon un α sin brindar evidencia de la unidimensionalidad del instrumento. Por ello, la presente carta se enfoca en el reanálisis del coeficiente α para cada factor hallado. Además, observando la variabilidad de las magnitudes de las cargas factoriales al interior de cada factor, es poco probable

que se haya cumplido el supuesto de tau-equivalencia, y ante ello los coeficiente α hallados hayan infraestimado el valor verdadero de la confiabilidad de los puntajes.⁶

Dado que no se reportan las varianzas de los ítems y del puntaje total para aplicar la fórmula clásica del coeficiente α , existe una aproximación desde el modelo del factor común⁷ a través de la siguiente expresión matemática:

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \left[\frac{n(\bar{\lambda})^2 - \bar{\lambda}^2}{n(\bar{\lambda})^2 + (u^2)} \right]$$

Donde n es el número de ítems, λ es la media aritmética de las cargas factoriales; λ^2 es la media aritmética de los cuadrados de las n cargas factoriales; y u^2 es la media aritmética de las unidades de los n ítems.

Entonces, el análisis se realizó considerando los pesos factoriales presentados en el manuscrito, calculándose los coeficientes de forma independiente para cada factor con un módulo especializado.⁸ A modo de complemento, debido a que el coeficiente α no es un estadístico estático y está influido por el error muestral,⁹ se calcularon los intervalos de confianza (IC) para cada factor.¹⁰

Con respecto a los hallazgos (Tabla), solo los dos primeros factores presentan magnitudes dentro de lo considerado como aceptable ($\alpha > .70^{11}$), y sus intervalos de confianza confirmaron aquello; aunque dos de sus factores (*Dificultad*, y *Conocimientos*) presentan magnitudes bajas, incluso para su uso a nivel de investigación.¹¹

Tabla. Confiabilidad por factor en el SATS

Factor	α	IC95% α
Valoración	.813	.745 - .864
Afectiva	.789	.715 - .846
Dificultad	.622	.504 - .717
Conocimientos	.616	.496 - .713

En vista de los argumentos presentados, y conociendo que una baja confiabilidad de los puntajes afecta los resultados de los análisis estadísticos realizados,^{12,13} las conclusiones derivadas a partir del análisis de los puntajes de los dos últimos factores (*Dificultad*, y *Conocimientos*) deben ser revisadas, ya que pudieron sobredimensionarse considerando el error de medición que presenta cada uno de ellos.

Cabe mencionar que es posible se hayan sobre-extraído factores, teniendo en cuenta el tamaño de la varianza explicada por el tercer y cuarto factor; pero al no existir los datos suficientes en el manuscrito para realizar un reanálisis que permita concluir

aquello, se asume que los cuatro factores son necesarios para representar el constructo *Actitudes hacia la estadística*.

Finalmente, se concluye que es necesario garantizar un uso adecuado del coeficiente α , teniendo en consideración las condiciones en las cuales funciona de forma adecuada, y así evitar interpretaciones inadecuadas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*. 1951; 16; 297-334.
2. Lord FM, Novick R. *Statistical theories of mental tests scores*. Reading: Addison-Wesley; 1968.
3. Graham JM. Congeneric and essentially tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them. *Educ Psychol Meas*. 2006;66(6): 930- 944.
4. Meyer JP. *Reliability*. New York: Oxford University Press; 2010.
5. Peña-Rodríguez A, Suárez-Martínez R, Sanjuán-Gómez G, Rabell-Piera O, Gómez-Martínez M, Morales-Velázquez IC. Actitudes hacia la asignatura de Estadística en estudiantes de la Facultad de Ciencias Médicas "General Calixto García". *Rev Habanera de Ciencias Médicas*. 2015; 14(6). [Citado 03 Enero 2016]. Disponible en: <http://www.revhabanera.sld.cu/index.php/rhab/article/view/977/908>
6. Dunn TJ, Baguley T, Brunsden V. From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *Br J Psychol*. 2014; 105(3):399-412.
7. McDonald RP. *Factor analysis and related methods*. Hillsdale NJ: Erlbaum; 1985.
8. Domínguez S. Propuesta para el cálculo del Alfa Ordinal y Theta de Armor. *Rev Invest Psicol*. 2012; 15(1): 213-217.
9. Ledesma R. Alpha CI: un programa de cálculo de intervalos de confianza para el coeficiente alfa de Cronbach. *Psico-USF*. 2004; 9(1): 31-37.
10. Domínguez S, Merino C. ¿Por qué es importante reportar los intervalos de confianza del coeficiente alfa de Cronbach? *Rev Latino Cien Social Niñez Juventud*. 2015; 13(2): 1326-1328.
11. Merino C, Navarro J, García W. Revisión de la consistencia interna del Inventario de Inteligencia Emocional de Bar-On, EQ-I: YV. *Revista Peruana de Psicología y Trabajo Social*. 2014; 3(1):141-154.
12. Zimmerman DW, Zumbo BD. Resolving the issue of how reliability is related to statistical power: adhering to mathematical definitions. *J Mod Appl Stat Methods*. 2015; 14(2): 9-26.

13.Furr RM. Scale construction and psychometrics for social and personality psychology. California: SAGE; 2011.

Recibido: 3 de enero de 2016.

Aprobado: 16 de Febrero de 2016.