Análisis paralelo y MBI-SS: ¿Cuantos factores?

Sr. Editor.

Hace poco se ha logrado validar el *Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey* (MBI-HSS)1 en profesionales de salud de Cali2, un importante paso para usar el instrumento con soporte empírico local respecto a la confiabilidad de sus puntajes y la estructura interna. Sin embargo, dos aspectos se este análisis pueden considerarse debilidades metodológicas. Primero, que el coeficiente alfa de Cronbach fue calculado para el grupo total de ítems, y esto es absolutamente inapropiado porque: a) los autores no demuestran el respaldo empírico para efectuarlo (por ejemplo, un análisis factorial jerárquico), b) la literatura indica que los factores del MBI-HSS generalmente son independientes, característica también señalada por Córdova et al.2 y los mismos autores del MBI-HSS1, y c) los autores no reportan las correlaciones inter-factoriales, con las cuales se podría haber obtenido una apreciación al menos heurística del grado de varianza común entre los factores.

En segundo lugar, los autores obtienen siete factores en su análisis factorial exploratorio; este gran número de factores parece provenir de la aplicación de un método de retención de factores que hoy es consensualmente inexacto y poco recomendado3, 4, y que específicamente se le conoce como la *regla de Kaiser*, *regla de Guttman* o *simplemente K1*4. El problema que identifica a este método es la sobre-estimación del número de factores para retener3, 4, situación que claramente ocurrió en los resultados de Córdova et al.2, reportados en su Tabla 2.

Un método más preciso, que ha ganado el consenso científico sobre las buenas prácticas en la retención del número de factores, es el llamado *análisis paralelo*3, 4. Este procedimiento se basa en el trabajo de Horn4, que consiste en el crear aleatoriamente el mismo número de variables que los ítems que analizan (en el caso del MBI-HSS, 22 ítems), correlacionarlas y extraer autovalores contra los cuales comparar los autovalores derivados de los datos empíricos bajo análisis. Este procedimiento se aplicó a los autovalores reportados en la Tabla 2 de Córdova et al.2, mediante el programa *Monte Carlo PCA*5 (100 replicaciones). Nuestros resultados se muestran en la Tabla 1.

-------------------------

Tabla 1

-------------------------

El número apropiado de factores para retener se consigue comparando uno a uno cada autovalor, deteniéndose en el autovalor empírico que es menor al autovalor aleatorio; conceptualmente, esto señala que los autovalores significativos deben ser mayores que aquellos generados aleatoriamente. En la Tabla 1, el número de autovalores para retener es 3, el cual es exactamente el número de factores subyacente el MBI-HSS. Validando este resultado con un análisis conceptual de estos tres factores, se llegaría a la conclusión que la estructura factorial del MBI-HSS es replicable en la muestra estudiada. Comparado con el primer resultado de los autores (7 factores), la diferencia metodológica es clara.

Finalmente, señalamos que el uso del análisis paralelo debe ser la práctica recomendada para tomar decisiones más precisas sobre el número de factores para retener.

Referencias

1. Maslach C, Jackson, S. Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey (MBI-HSS). *En:* Maslach C, Jackson, S. Leiter M (eds.). *Maslach Burnout Inventory Manual.* Mountain View: Consulting Pschologists Press; 1996.

2. Córdoba L, Tamayo J, González M, Martinez M, Rosales A, Barbato S. Adaptation and validation of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey in Cali, Colombia. *Colomb Med*. 2011; *42*(3): 286-293.

3. Hayton JC, Allen DG, Scarpello V. Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organ Res Meth*. 2004; 7(2): 191-205.

4. Dinno A. Exploring the sensitivity of Horn’s parallel analysis to the distributional form of random data. *Multivariate Behav Res*. 2009; 44(3): 362–88.

5. Watkins, M. W. (2000). *Monte Carlo PCA for Parallel Analysis* [computer software]. State College, PA: Ed & Psych Associates.

Table 1

Autovalores de Córdova et al. (2011) y generados aleatoriamente (100 replicaciones)

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Nro de autovalor | Córdoba et al. | Aleatorio |
| 1 | 4.17 | 1.51 |
| 2 | 2.06 | 1.42 |
| 3 | 1.45 | 1.35 |
| 4 | 1.23 | 1.29 |
| 5 | 1.15 | 1.25 |
| 6 | 1.07 | 1.20 |
| 7 | 1.05 | 1.16 |
| 8 | - | 1.11 |
| 9 | - | 1.07 |
| 10 | - | 1.03 |
| 11 | - | 1.00 |
| 12 | - | 0.96 |
| 13 | - | 0.93 |
| 14 | - | 0.89 |
| 15 | - | 0.85 |
| 16 | - | 0.82 |
| 17 | - | 0.79 |
| 18 | - | 0.75 |
| 19 | - | 0.72 |
| 20 | - | 0.68 |
| 21 | - | 0.64 |
| 22 | - | 0.59 |