

# Artículos Originales

---

## Ansiedad dimensional: Un análisis desde la teoría clásica del formulario autodiligenciado de Zung

### Dimensional anxiety: An analysis from the classical theory of the Zung self-rating anxiety scale

Luis C. Orozco V.<sup>1</sup>, Carlos A. Conde C.<sup>2</sup>, Marta I. Dallos A.<sup>2</sup>, Ana M. Baez.<sup>3</sup>,  
Laura I. Rodríguez S.<sup>3</sup>, Nohra A. Torres Y.<sup>3</sup>

#### RESUMEN

**Introducción:** A pesar del uso extendido del formulario de Zung para ansiedad no se encontraron artículos sobre la invarianza de la prueba. **Objetivo:** Establecer la invarianza por género del formulario para ansiedad autodiligenciado de Zung desde la Teoría Clásica. **Métodos:** Muestra no aleatoria de 336 mujeres y 205 hombres estudiantes de varias universidades colombianas que diligenciaron el formulario. El análisis se realizó con análisis confirmatorio de factores. Se investigó la invarianza dimensional, de configuración y métrica. **Resultados:** Se encontró que las invarianzas dimensional y de configuración se cumplen al demostrarse que el constructo es unidimensional en los 2 géneros, seleccionando los modelos con el Criterio de información Bayesiano y que la carga de los ítems es en general alta. No así la invarianza métrica para la cual debieron eliminarse 9 ítems para lograr invarianza en las cargas. **Conclusión:** El formulario de Zung presenta invarianzas dimensional, de configuración y métrica con 11 ítems. *Salud UIS 2011; 43 (2): 159-166*

**Palabras clave:** Formulario autodiligenciado de Zung, invarianza, análisis de factores

<sup>1</sup> Grupo Movimiento Armonía y Vida. Escuela de Fisioterapia. Universidad Industrial de Santander, Bucaramanga, Colombia.

<sup>2</sup> Grupo de Neurociencias y Comportamiento UIS-UPB, Escuela de Medicina Universidad Industrial de Santander, Bucaramanga, Colombia.

<sup>3</sup> Escuela de Enfermería Universidad Industrial de Santander, Bucaramanga, Colombia.

**Correspondencia:** Luis Carlos Orozco Vargas. MD MSc Epidemiología, Profesor Asociado Escuela de Enfermería, Facultad de Salud, Universidad Industrial de Santander, Carrera 32 N. 29-31, Teléfono: 6344000 Ext.:3126, Email: lcorovar@gmail.com

**Recibido:** 3 de junio de 2011 - **Aceptado:** 10 de agosto de 2011

## ABSTRACT

**Introduction:** There is not a published report of the invariance of anxiety Zung test, although is widely used. **Objective:** To establish gender invariance of the Zung self-rating anxiety scale using Classical Test Theory. **Methods:** A non random sample of 336 women and 205 men students from several Colombian universities that answered the scale. Confirmatory factor analysis was performed. Dimensional, configurational and metric invariance were investigated. **Results:** Dimensional and configurational invariance are met because for both genders there is one dimension, using Bayesian Information Criteria as the model selection strategy, and the loadings are generally high. The metric invariance was obtained after deleting 9 items. **Conclusion:** Eleven items of The Zung self-rating anxiety scale show dimensional, configurational and metric invariance. *Salud UIS* 2011; 43 (2): 159-166

**Keywords:** The Zung self-rating scale, invariance, factor analysis

## INTRODUCCIÓN

Aunque aún no es claro que es la ansiedad y aunque la enorme variabilidad en su definición a través de las varias ediciones del Manual Diagnóstico y Estadístico de los Trastornos Mentales DSM<sup>1</sup> hace difícil hablar del tema, su diagnóstico al parecer es muy frecuente en el país<sup>2</sup> y el resto del mundo<sup>3</sup>. En la cuarta edición del libro *Midiendo la Salud*<sup>4</sup>, McDowell presenta en un poco menos de 50 páginas, los diferentes instrumentos para “medir” la ansiedad y presenta la discusión sobre la visión categórica de la psiquiatría y la dimensional de la psicología en este tema. Esta discusión, que no parece resolverse, ha tomado nuevos rumbos en un artículo reciente de Kraemer<sup>5</sup>, quien propone que es probable que aunque ambas aproximaciones sean útiles, el problema fundamental de los diagnósticos de los estados de la mente es que no tienen “patrones de oro” y por lo tanto su evaluación ha estado centrada en la confiabilidad, en el sentido de reproducibilidad, comparación de al menos 2 aplicaciones del diagnóstico categórico o dimensional, en ambos casos con alguno de los coeficientes de correlación intraclase<sup>6</sup>.

Kraemer establece claramente que el diagnóstico categórico, diagnóstico presente o ausente, resulta de utilizar un punto de corte en un diagnóstico dimensional. Es decir que una vez obtenidos los valores de una escala se establece un punto de corte donde el diagnóstico deja de ser dimensional para volverse categórico. En la práctica clínica este fenómeno es inconsciente.

La ventaja de tener diagnósticos dimensionales es el mayor poder  $(1-\beta)$ , cuando se realizan investigaciones con pruebas de hipótesis como en los Ensayos clínicos controlados.

Desde la aparición de la metodología Rasch, y las otras metodologías de respuesta al ítem, ha existido la preocupación de la invarianza de las mediciones y del funcionamiento diferencial de los ítems, tanto para aspectos culturales (diferentes países o idiomas), como

demográficos (género, grupos étnicos).

La Teoría clásica, fundamentalmente el análisis de factores, ha buscado demostrar que estos 2 conceptos se pueden establecer con esta metodología, aunque la historia se remonta muchos años atrás<sup>7</sup> en el trabajo de Cattell por los años 40, solamente en las 2 últimas décadas se ha visto un impulso en su análisis, no sin que existan quejas sobre su poco uso.

Desde esta teoría, la clásica, se ha buscado demostrar la invarianza de los puntajes obtenidos con este análisis en una jerarquía<sup>8</sup>, que se inicia con una invarianza dimensional que implica solamente que el número de factores entre los grupos donde se quiere demostrar este fenómeno es similar. Luego vendría la invarianza de configuración donde se debe responder a la pregunta de: ¿Los factores de los 2 o más grupos comparados poseen los mismos ítems? Se continúa luego con la invarianza métrica en la que se investiga si las cargas de los ítems es similar para los grupos. Aunque también se menciona una invarianza factorial fuerte en la que se establece si las comparaciones de los grupos son significativas, ésta no es de interés en la presente investigación.

En el caso de una prueba como la de Zung el análisis de factores debe utilizar el análisis confirmatorio<sup>9</sup>, porque no es difícil sustentar que la ansiedad es un constructo unidimensional, ya que si esto no fuera así los puntajes obtenidos no deberían sumarse para representar la intensidad de la ansiedad. El problema del análisis de factores ha sido la variabilidad de los resultados que dependen de la población en que se aplique la prueba. Por lo que se ha recomendado que se demuestre la invarianza haciendo análisis de manera separada por la característica de la población que pudiera influir, que en nuestro caso será el género.

El objetivo del presente trabajo fue realizar un análisis desde la teoría clásica, de la escala de autodiligenciamiento de Zung en español<sup>10</sup>, para establecer la invarianza de la prueba.

## MÉTODOS

### Muestra e instrumento

Dentro de una investigación sobre ansiedad, algunos de cuyos resultados ya han sido publicados<sup>11</sup>, se aplicaron varias pruebas a una muestra no aleatoria de estudiantes universitarios. La escala de autodilenciamiento de Zung fue utilizada como prueba de tamizaje. La prueba consta de 20 preguntas (**Ver anexo**), de las cuales 16 son positivas para ansiedad: más nerviosos que lo normal, mi corazón late apresuradamente entre otras y 4 negativas para ansiedad, como: siento que todo marcha bien y que nada malo me puede ocurrir. La escala es calificada de 1 a 4 dependiendo de la frecuencia con que se presenten las características descritas en cada ítem, durante la semana anterior al diligenciamiento.

Para el presente análisis se utilizaron los datos de 541 registros que tenían información sobre género, del total de 676 existentes. La edad de los estudiantes que no informaron género era similar a los que sí informaron: 19 años, y en el puntaje crudo de la prueba obtuvieron un promedio y desviación estándar de 32,7 (5,5) ligeramente inferior de los que sí respondieron cuyos valores fueron 36,2 (8.8).

### Método de análisis

Para el análisis de factores confirmatorio se utilizó Stata 10<sup>12</sup>, de máxima probabilidad (maximum likelihood). Lo adecuado de la muestra se calculó con la estadística de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett. Para la selección del número de factores se calcularon el criterio de información de Akaike (AIC) y el Bayesiano (BIC) de Schwarz, descartando los modelos que fueran casos Heywood. Para establecer la invarianza de los puntajes predichos, estos se calcularon de manera separada para cada género, puntajes estos que fueron comparados con la técnica de los límites de acuerdo de Bland y Altman<sup>13</sup>. Además se calcularon los intervalos de confianza de las cargas utilizando la transformación Z de Fisher<sup>14</sup> y se comparó la carga de los ítems en los factores para los 2 géneros, con la distribución Z de una cola teniendo a 0.05 como nivel de significancia. Se calcularon de nuevo los modelos retirando los ítems que mostraban diferencia entre los 2 sexos hasta encontrar un modelo donde se encontrara que no había diferencia en las cargas de los ítems.

La investigación fue aprobada por el Comité de Ética de la Facultad de Salud, código DIEF 5616.

## RESULTADOS

La muestra estuvo conformada por 336 mujeres y 205 hombres con una edad promedio de 19 años, todos estudiantes universitarios que aceptaron participar voluntariamente. La calificación de Zung presentó un promedio de 36 y valores mínimos y máximo de 20 y 72, en los valores Zeta recomendados por Zung<sup>15</sup> el promedio fue 45, con mínimo y máximo de 25 y 90.

### Análisis de factores confirmatorio

La estadística global de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) para evaluar la adecuación del muestreo fue de 0.91 y para los ítems osciló entre 0,85 y 0,94, el test de esfericidad de Bartlett (IEB) fue de 2607,149 ( $p < 0.000$ ). Al analizar los datos por género se encontró que las 2 estadísticas son 0,88 y 1620,96 ( $p < 0.000$ ) para mujeres y para hombres fueron 0,85 y 1136,52 ( $p < 0.000$ ).

La solución incluyendo ambos géneros produjo 13 factores, pero caso Heywood. Todos los modelos con más de 5 factores eran casos Heywood. Al analizar por separado los hombres y las mujeres se observó también que todas las soluciones de más de 5 factores eran casos Heywood.

En la (**Tabla 1**) se muestran los valores de AIC y BIC, para las soluciones que no son casos Heywood.

Es evidente que utilizando el menor valor de BIC, la solución con un factor es la mejor para hombres y mujeres, mientras que utilizando toda la población la solución sería con 2. La diferencia entre el BIC de uno y dos factores es  $>9,2$  por lo cual se concluye que la evidencia es concluyente<sup>16</sup>.

Si se usara el criterio de Akaike las soluciones son diferentes: 5 para el total y las mujeres y 4 para los hombres.

En la (**Tabla 2**) se presentan las soluciones de un solo factor para los 2 sexos, con sus respectivos intervalos de confianza (IC) del 90%

**Tabla 1.** Valores de AIC<sup>a</sup> y BIC<sup>b</sup> para las soluciones que no son caso Heywood.

Factores	Hombres y Mujeres		Mujeres		Hombres	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
1	587	673	451	<b>527*</b>	421	<b>488*</b>
2	480	<b>648*</b>	402	551	370	500
3	408	653	354	627	329	518
4	362	679	345	679	<b>325*</b>	570
5	<b>341*</b>	728	<b>336*</b>	737	328	627

<sup>a</sup>Criterio de información de Akaike; <sup>b</sup>Criterio de Información bayesiano; \*El menor valor

**Tabla 2.** Cargas de los ítems en los modelos unifactoriales para los 2 sexos.

Ítem	Mujeres	IC 90%		Hombres	IC 90%		Diferencia*
Zung1	0.569	0.502-	0.624	0.465	0.366	0.547	<b>0.104 **</b>
Zung2	0.610	0.547	0.661	0.561	0.472	0.631	0.049
Zung3	0.597	0.533	0.649	0.566	0.477	0.635	0.031
Zung4	0.515	0.443	0.576	0.591	0.505	0.656	-0.076
Zung5	0.424	0.345	0.493	0.562	0.474	0.632	<b>-0.138 **</b>
Zung6	0.519	0.448	0.579	0.496	0.4	0.574	0.023
Zung7	0.488	0.414	0.551	0.545	0.454	0.617	-0.057
Zung8	0.608	0.545	0.659	0.688	0.617	0.74	-0.08
Zung9	0.560	0.492	0.615	0.535	0.442	0.607	0.025
Zung10	0.571	0.504	0.626	0.580	0.493	0.647	-0.009
Zung11	0.482	0.407	0.545	0.490	0.393	0.568	-0.008
Zung12	0.386	0.304	0.457	0.418	0.314	0.504	-0.032
Zung13	0.397	0.316	0.467	0.426	0.323	0.512	-0.029
Zung14	0.464	0.388	0.529	0.444	0.342	0.527	0.02
Zung15	0.520	0.449	0.58	0.402	0.297	0.49	<b>0.118 **</b>
Zung16	0.333	0.248	0.408	0.471	0.372	0.551	<b>-0.138 **</b>
Zung17	0.249	0.161	0.329	0.377	0.271	0.468	<b>-0.128 **</b>
Zung18	0.506	0.433	0.567	0.501	0.405	0.578	0.005
Zung19	0.512	0.439	0.572	0.427	0.324	0.513	0.085
Zung20	0.453	0.376	0.519	0.453	0.352	0.536	0

\*mujer-hombre; \*\* p<0.05

La (**Gráfica 1**) muestra la carga de los factores estimados por los géneros por separado, es aparente que los ítems 1, 5, 15, 16 y 17 muestran una diferencia mayor del 0,1, presentándose cargas mayores para las mujeres en los ítem 1 y 15.

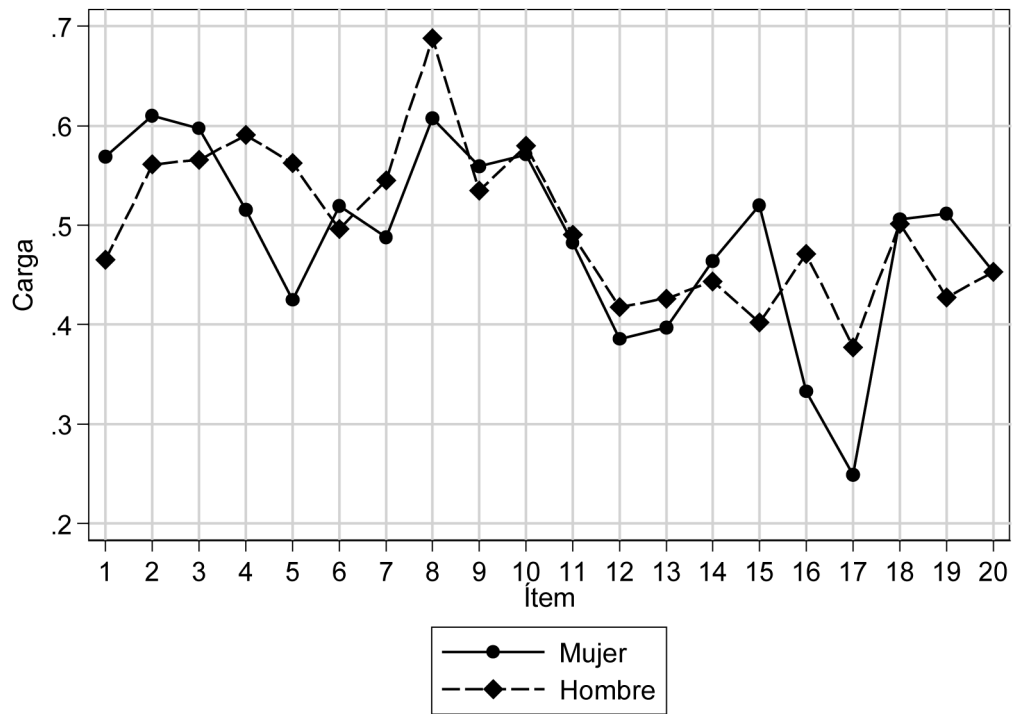
Al observar la (**Gráfica 2**), de los límites de acuerdo entre el puntaje predicho por la solución de un factor con todos los participantes y la predicha para cada género de manera separada es evidente la gran diferencia entre hombres (1) y mujeres (0) y que aunque los promedios

de los puntajes son similares para los 2 géneros, las mujeres se ubican en su mayoría donde la diferencia es positiva.

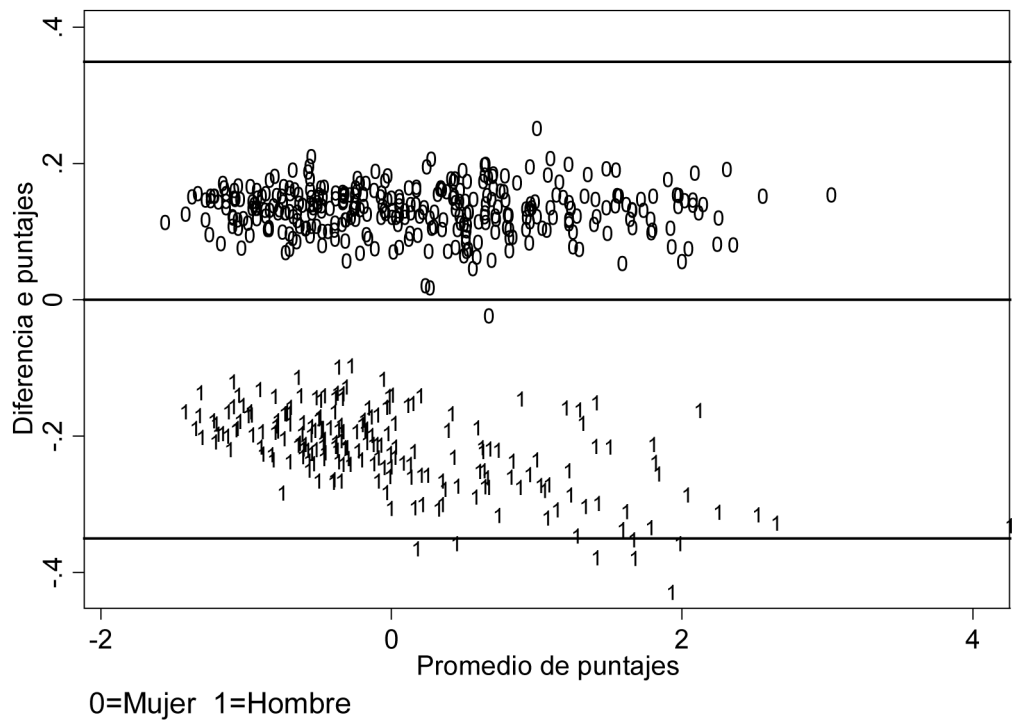
Continuando con el procedimiento de comparar las cargas eliminando los ítems que presentaron una diferencia significativa entre los 2 sexos, se terminó en un modelo que tenía los ítems 2,6,9,10,11,12,13,14,18,19 y 20 cuyas cargas se presentan en la tabla y gráfica 3, con sus respectivos IC 90% y que no mostraron diferencia significativa.

**Tabla 3.** Cargas de los ítems en los sexos con Intervalos de Confianza (IC)de 90%.

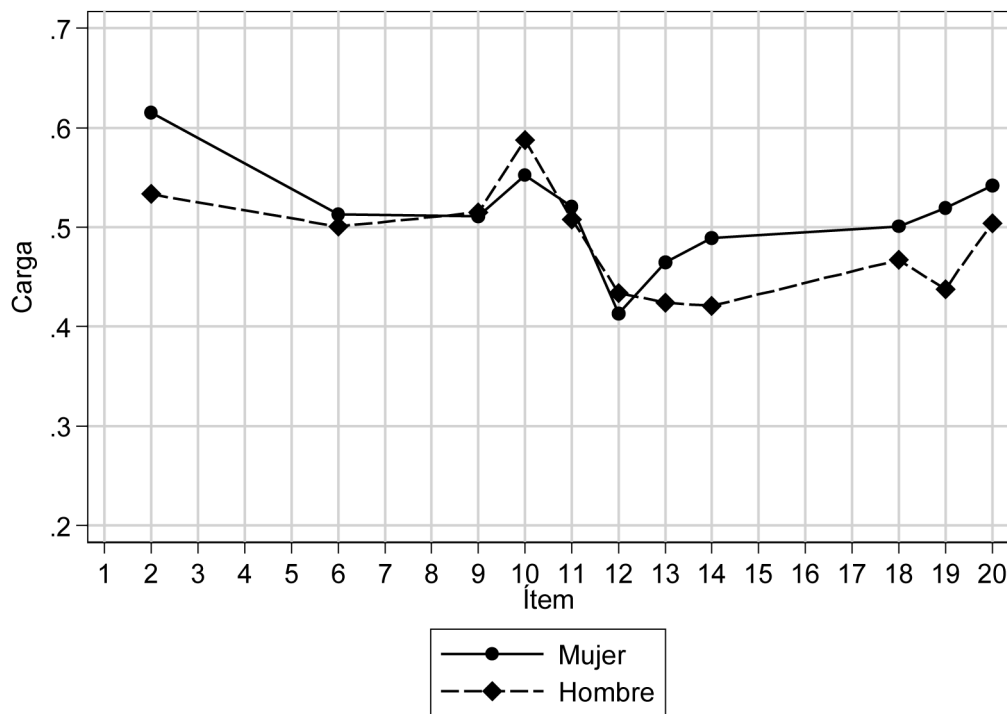
Ítem	Mujeres(IC90%)	Hombre Carga (IC90%)
2	0.615 (0.553-0.666)	0.533 (0.441-0.606)
6	0.513 (0.441-0.573)	0.501 (0.405-0.578)
9	0.511 (0.439-0.572)	0.515 (0.420-0.590)
10	0.552 (0.484-0.609)	0.588 (0.502-0.654)
11	0.520 (0.449-0.580)	0.508 (0.413-0.584)
12	0.413 (0.333-0.482)	0.434 (0.332-0.519)
13	0.464 (0.388-0.529)	0.424 (0.321-0.510)
14	0.489 (0.415-0.552)	0.421 (0.318-0.507)
18	0.501 (0.428-0.563)	0.467 (0.368-0.548)
19	0.519 (0.448-0.579)	0.438 (0.336-0.522)
20	0.542 (0.473-0.600)	0.504 (0.408-0.581)



Gráfica 1. Carga de los 20 ítems por género .



Gráfica 2. Límites de acuerdo de los puntajes.



Gráfica 3. Cargas de los ítems para los sexos

## DISCUSIÓN

Se ha discutido mucho sobre el estudio de la invarianza en la teoría clásica en especial después de la posibilidad de investigarla con la metodología de ecuaciones estructurales<sup>17</sup>.

Antes de esta publicación, solamente 2 artículos han evaluado con análisis de factores la escala de autodiligenciaminto de Zung, uno en inglés<sup>18</sup> y el otro en español<sup>19</sup>.

La aproximación de estos 2 artículos es muy diferente. El primero buscó confirmar una estructura multifactorial del formulario de Zung en 2 poblaciones mixtas de universitarios para observar primero el número de factores en un análisis inicial y luego realizar un análisis de factores de segundo orden con los 4 factores resultantes para obtener una escala unidimensional. La replicabilidad del modelo en las 2 poblaciones fue evaluado por el coeficiente de congruencia citado en Gorsuch<sup>9</sup> y que este autor no recomienda y prefiere otras metodologías. A pesar de lo anterior los autores encuentran unidimensionalidad en el análisis de factores de mayor orden. Este hecho impide comparar nuestros resultados con dicho estudio.

En el presente estudio el coeficiente de congruencia al comparar las cargas de los 2 grupos con la totalidad de los 20 ítems fue 0.989 y para el modelo final con 11 ítems 0.997. Aunque este es mayor que el primero ambos están muy cercanos a 1, que sería el valor ideal. El estudio colombiano, también en estudiantes universitarios, utilizó una traducción ligeramente diferente a la nuestra, pero que parece equivalente y encontró un  $\alpha$  de Cronbach de 0.77 inferior a la del presente estudio que fue de 0.863 e Intervalos de Confianza del 95%, calculados por la metodología de bootstrap, de (0.846-0.879). Las estadísticas de Kaiser-Meyer-Olkin y la prueba de esfericidad de Bartlett también son inferiores a las del presente estudio aunque de todas maneras son adecuadas.

Con los 20 ítems las y los autores del trabajo en mención encontraron una solución de 3 factores y con 10 ítems de 2 factores, lo cual hace imposible comparar los resultados con los del presente trabajo.

A pesar de que en el presente estudio, lo mismo que en los 2 estudios citados anteriormente, la muestra no fue una selección aleatoria los valores totales y los de los sexos por separado muestran lo adecuado del muestreo en las estadísticas de KMO e IEB.

En relación con la invarianza dimensional, que consiste en que el número de factores entre los grupos donde se quiere demostrar este fenómeno es similar, es evidente si tenemos en cuenta el BIC, sin embargo tomando la información dada por el AIC no existiría dicha invarianza.

En general se prefiere el BIC<sup>20-21</sup> debido a que presenta una solución más parsimoniosa de los posibles modelos y por lo tanto sigue la recomendación del principio de la navaja del franciscano Guillermo de la villa de Ockham.<sup>22-23</sup>

Al analizar la invarianza de configuración que debe responder a la pregunta: ¿Los factores de los 2 o más grupos comparados poseen los mismos ítems? Si aceptamos el modelo unifactorial dictado por el BIC, este criterio se cumple. No así la invarianza métrica en la que para lograr que las cargas de los ítems fuera similar en los 2 grupos, mujeres y hombres, debieron descartarse 9 ítems.

Los 11 ítems que no mostraban invarianza por sexo en el presente estudio son (2,6,9,10,11,12,13,14,18,19 y 20) y son diferentes de los del estudio colombiano<sup>13</sup> mencionado en su versión de 10 ítems (1,2,3,4,6,7,8,10,11,15) compartiendo solamente 4 ítems: 2,6,10,11.

Si esta versión con 11 ítems es la mejor para medir ansiedad deberá evaluarse con un análisis Rasch<sup>24</sup>, modelo que permite establecer “metros” y comparar las calificaciones obtenidas en el presente estudio con las “medidas” obtenidas en el modelamiento Rasch, una vez se haya establecido la unidimensionalidad de la escala y se hayan descartado los ítems que presenten un funcionamiento diferencial por sexo.

## CONCLUSIONES

El formulario de Zung presenta invarianzas dimensional y de configuración. Para obtener la invarianza métrica debieron eliminarse 9 ítems quedando el formulario con 11 ítems.

## AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue financiado y respaldado por la Vicerrectoría de Investigaciones y Extensión de la Universidad Industrial de Santander según proyecto código 5616. Los autores expresan su agradecimiento a los estudiantes de la Facultad de Salud que participaron voluntariamente de éste.

## CONFLICTO DE INTERÉS

Este trabajo no presenta ningún conflicto de interés

## REFERENCIAS

1. Westen D, Heim AK, Morrison K, Patterson M, Campbell L. Simplifying diagnosis using a prototype-matching approach: Implications for the next edition of the DSM. En: Beutler LE, Malik M. Editores. Rethinking the DSM. A psychological perspective. American Psychological Association. Washington USA, 2002 p221-250.
2. Ministerio de la Protección Social. República de Colombia. 2003 Estudio Nacional de Salud Mental Colombia. Disponible en : <http://www.minproteccionsocial.gov.co/VBeContent/library/documents/DocNewsNo15133DocumentNo1981.PDF>
3. Eaton WW, Martins SS, Nestadt G, Bienvenu JO, Clarke D, and Alexandre P. The Burden of Mental Disorders *Epidemiol Rev* 2008 ; 30: 1-14.
4. McDowell I. Measuring Health. A guide to rating scales and questionnaires. Oxford University Press, Inc., New York, USA., 2006 p. 273-328.
5. Kraemer HC, Noda A, O'Hara R. Categorical versus dimensional approaches to diagnosis: methodological challenges. *J Psychiatr Res* 2004; 38: 17-25.
6. Fleiss J. L., Cohen J. The equivalence of weighted kappa and the intraclass correlation coefficient as measures of reliability. *Educ Psychol Meas* 1973; 33: 613-619.
7. Millsap RE, Meredith W. Factorial Invariance: Historical Perspectives and New Problems. En *Factor Analysis at 100*. Cudeck R, MacCallum RC. Editores Lawrence Erlbaum Associates, Publishers Mahwah, New Jersey London, 2007. p131-152.
8. Gregorich SE. Do self-report instruments allow meaningful comparisons across diverse population groups? Testing measurement invariance using the confirmatory factor analysis framework. *Med Care* 2006; 44(11) supl(3): s78-s94.
9. Gorsuch R. L. Factor analysis, 2nd Edition. Lawrence Erlbaum Ass., Hillsdale, NJ, USA, 183, p.284-288.
10. Zung, W.W. (1971). A rating instrument for anxiety disorders. *Psychosomatics* 12 (6) 371-379.
11. Conde Cote CA, Orozco Vargas LC, Baéz Rangel AM, Dallos Arenales MI. Aportes fisiológicos a la validez de criterio y constructo del diagnóstico de ansiedad según entrevista psiquiátrica y el State-Trait Anxiety Inventory (STAI) en una muestra de estudiantes universitarios colombianos. *Rev Colomb Psiquiat* 2009; 38(2): 262-278.
12. Stata Statistical Software. Release 10 2007 StataCorp. College Station, TX: USA

13. Bland J. M., Altman D. G. Statistical Methods For Assessing Agreement Between Two Methods Of Clinical Measurement. *Lancet* 1986; i: 307-310.
14. Fisher RA. *Statistical Methods for Research Workers*. 14<sup>th</sup> ed, Hafner Publishing Co. New York USA, 1973.
15. Zung WWK. A rating instrument for anxiety disorders. *Psychosomatics* 1971; 12: 371-379.
16. Millis SR, Malina AC, Bowers DA, Ricker JH. Confirmatory Factor Analysis of the Wechsler Memory Scale-III *J Clin Exp Neuropsychol* 1999; 21: 87-93.
17. Meade AW, Bauer D J. Power and precision in confirmatory factor analytic tests of measurement invariance. *Structural Equation Modeling* 2007; 14: 611-635.
18. Olatunji BO, Deacon BJ, Abramowitz JS, Tolin DF. Dimensionality of somatic complaints: Factor structure and psychometric properties of the Self-Rating Anxiety Scale. *Anxiety Disorders* 2006; 20: 543-561.
19. de la Ossa S, Martínez Y, Herazo E, Campo A. Estudio de la consistencia interna y estructura factorial de tres versiones de la escala de Zung para ansiedad. *Colomb Méd* 2009; 40 (1): 71-77.
20. Rust RT, Simester D, Broderic RJ, Nilikant V. Model selection criteria: An investigation of relative accuracy, posterior probabilities, and combinations of criteria. *Management Science* 1995; 41: 322-333.
21. Murtaugh PA. Performance of several variable-selection methods applied to real ecological data. *Ecol Lett* 2009; 12: 1061-1068.
22. Rodríguez-Fernández JL. Ockham's razor *Endeavour* 1999; 23: 121-125.
23. Nelly KT. Ockham's razor, empirical complexity, and truth-finding efficiency. *Theor Comput Sci* 2007; 383: 270-289.
24. Wright BD, Stone MH. 1979 *Best Test Design*. MESA Press Chicago USA.

## ANEXO

Formulario para autodiligenciamiento de ansiedad de Zung.

---

Z1	Me siento más nervioso de lo normal
Z2	Siento miedo sin razón alguna
Z3	Me inquieto o atemorizo fácilmente
Z4	Siento que me desintegro y rompo en pedazos
Z5	Siento que todo marcha bien y que nada malo puede ocurrir
Z6	Mis brazos y piernas se debilitan y tiemblan
Z7	Me molestan dolores de cabeza, cuello y espalda
Z8	Me siento débil y me canso fácilmente
Z9	Me siento relajado y puedo quedarme tranquilamente sentado con facilidad
Z10	Siento que mi corazón late apresuradamente
Z11	Tengo sensación de vértigo
Z12	Tengo sensación de desmayo o siento como si me fuera a desmayar
Z13	Puedo respirar fácilmente
Z14	Tengo sensación de adormecimiento y hormigueo en los dedos de las manos y de los pies
Z15	Me siento con dolor de estómago o con indigestión
Z16	Tengo que orinar con frecuencia
Z17	Mis manos permanecen secas y calientes
Z18	Mi cara se calienta y siento que me sofoco
Z19	Me duermo fácilmente y reposo muy bien durante el sueño
Z20	Tengo pesadillas

---