

Invarianza factorial de modelo hexadimensional de autoconcepto en estudiantes universitarios chilenos

Alex Véliz Burgos¹⁵, Pedro Apodaca Urquijo¹⁶

Universidad Católica de Temuco, Chile

Universidad del País Vasco, España

Resumen

Se probó la invarianza factorial de un modelo hexadimensional del autoconcepto, utilizando el Test AF5 en 691 universitarios chilenos. Se estableció la invarianza configural imponiendo la misma estructura factorial para hombres y mujeres.

El siguiente proceso fue imponer que los pesos factoriales estimados sean idénticos, constituyendo una prueba de invarianza métrica. Se añadió que, varianzas y covarianzas de los factores tengan valores idénticos al estimarlos. Posteriormente, asignar igualdad de las varianzas de error en dos niveles: igualdad de varianzas de error de ítems que conforman la dimensión autoconcepto académico e igualdad de varianzas de error para ítems de la Escala Autoconcepto.

Los resultados evidencian que los ítems del factor autoconcepto académico no son invariantes según género lo que implicaría funcionamiento diferencial.

Palabras clave: autoconcepto, autoconcepto académico, invarianza factorial.

¹⁵ Universidad Católica de Temuco, Chile. Correo-e: aveliz@uct.cl

¹⁶ Universidad del País Vasco, España. Correo-e: pedro.apodaca@ehu.es

Factorial invariante of a hexadimensional model of the self concept in Chilean university students

Abstract

Factorial invariance was tested in a hexadimensional model of the self concept, using the AF5 Test in 691 Chilean university students. Configural invariance was established applying imposing the same factor structure for men and women.

It is assumed imposed that the estimated factor weight would be identical, constituting a metric invariance analysis. Furthermore, the factor variances and covariances have identical values when estimated. Subsequently the equality of the error variance on two levels: Equality of the error variance of the items which compose the academic self concept dimension and equality of error variance for the items on the Self Concept Scale.

The results show that the items of the factor academic self concept are not invariants according to gender which would imply differential functioning.

Keywords: self-concept, academic self concept, factorial invariance.

Introducción

Existe consenso en definir el autoconcepto como la percepción y valoración coherente que una persona hace de sí misma en tres dimensiones básicas; cognitiva, afectiva y comportamental (Burns, 1990). También hay coincidencia para considerar que el autoconcepto se construye a través de las experiencias y de las relaciones con el entorno social (L'écuyer, 1985; Ballester, March y Orte, 2006).

Harter (1990) lo define como las percepciones que tiene el individuo sobre sí mismo; Amezcua y Pichardo (2000) lo conside-

ran como la imagen que cada sujeto tiene de su persona, reflejando sus experiencias y los modos en que estas experiencias se interpretan. No obstante, el modelo que ha recibido más apoyo empírico para su estudio es el jerárquico propuesto por Shavelson, Hubner y Stanton (1976), mismo que ha sido replicado en los estudios realizados por Marsh (1990); Marsh y Craven (2006); Marsh, Craven y Debus (1991); Moritz, Read, Clark, Callahan y Albaugh (2009).

En términos generales, los autores del modelo jerárquico del autoconcepto, postulan un componente de autoconcepto único y global en su parte superior y un segundo

nivel inferior dividido en autoconcepto académico y no académico. Este enfoque permite establecer relaciones entre las distintas dimensiones y otras variables como: valores, rendimiento académico, habilidades sociales, adaptación académica/laboral/social, autoeficacia, bienestar psicológico, bienestar social. Al tratarse de un constructo multidimensional incluye aspectos como la relación alumno-escuela, la aceptación social, el atractivo físico, las habilidades sociales y físicas (Marsh y Craven, 2002; Marsh, 1993; García, Musitu y Veiga, 2006).

De acuerdo a Simões (1997), el autoconcepto escolar es definido como el universo de representaciones que el estudiante tiene de sus habilidades, de sus realizaciones escolares, las evaluaciones que él hace de esas mismas capacidades y realizaciones. Las vivencias de este proceso son percibidas de forma positiva o negativa. Fernandes, Bartholomeu, Dos Santos, Marín, Boulhoca y Fernandes, 2005, señalan que

“Mientras el estudiante es solicitado para ejecutar las tareas propuestas y se siente capaz y habilitado para eso, desarrolla el sentido de realización y construye una visión más positiva de

sí mismo, lo que influencia su motivación y sus actitudes en relación al estudio” (p. 17).

De esta manera, además de poder contar con instrumentos para la medición del autoconcepto que permitan predecir y/o mejorar el éxito escolar, es necesario generar modelos que presenten la misma estructura factorial para hombres y mujeres que no impliquen funcionamiento diferencial.

El autoconcepto y su relación con el género de los individuos

Los resultados de las investigaciones que han analizado las diferencias de género en el autoconcepto y autoestima, muestran resultados divergentes. La mayor parte de las investigaciones encuentran diferencias significativas en la autoestima y observan menores puntuaciones en las mujeres (Garaigordobil y Durá, 2006). Sin embargo, otros estudios no han hallado diferencias significativas en el autoconcepto global de adolescentes hombres y mujeres (Garaigordobil, Cruz y Pérez, 2003). Es importante señalar que normalmente los individuos experimentan descensos en la valoración de su autoconcepto a finales de la infancia y durante la adolescencia temprana (8 a 13

años) y posteriormente un aumento (Harter, 2006).

Estos cambios evolutivos han sido atribuidos a la mayor capacidad para evaluar de manera realista sus habilidades en comparación a los períodos anteriores y para evaluar a las otras personas y a los cambios emocionales, cognitivos y físicos que se producen a lo largo de este periodo; en éstos, existen diferencias de género. En un estudio longitudinal realizado por Fraine, Van Damme y Onghena (2007) respecto a las diferencias entre los géneros en adolescentes, revelaron que el autoconcepto de las adolescentes era más bajo que el de los adolescentes, mientras los resultados obtenidos por Harter (2006), Kling, Hyde, Duchas y Buswell, (1999), muestran que las mujeres reportan inferiores niveles de autoconcepto que los hombres a partir de finales de la infancia y hasta finales de la adolescencia.

Otras investigaciones respecto al autoconcepto han sugerido diferencias de género en dominios específicos (Marsh, 1989; Boersma y Chapman, 1985), obteniendo resultados que señalan que los niños muestran consistentemente un autoconcepto superior que las niñas en matemáti-

cas, física, logro, habilidades y apariencia física, mientras que las niñas muestran puntuaciones más altas de autoconcepto en las facetas verbal, social, satisfacción escolar, honestidad, confiabilidad y en la relación con personas del mismo sexo (Harter, 1982; Marsh, 1989). Marsh y Shavelson (1985) y Marsh (1986) encontraron que el autoconcepto matemático y el verbal prácticamente no estaban correlacionados entre sí, sin embargo, existe evidencia de las diferencias de género en los niveles medios del autoconcepto académico, donde los niños tienden a tener mayor autoconcepto en matemáticas y las niñas tienden a tener mayor autoconcepto verbal (Marsh, 1986).

Amezcuca y Pichardo (2000) realizaron una investigación en la que examinaron las diferencias de género en el autoconcepto de adolescentes, encontrando que los varones presentaron un autoconcepto global más positivo y las mujeres destacaron en la dimensión familiar, no encontrándose diferencias en la dimensión académica de ambos grupos. Hattie (1992) y Marsh, (1990) señalan que los logros académicos, la persistencia, los cursos de selección y las aspiraciones de educación a largo plazo están relacionados sistemáticamente con el au-

toconcepto académico, pero no se asocian con el autoconcepto no académico (autoconcepto social y físico) y con la autoestima global.

Algunas investigaciones encuentran diferencias entre el género de los participantes, observando en las mujeres peor autoconcepto global, pero mejor autoconcepto social y familiar (Amezcuá y Pichardo, 2000). Sin embargo, otros trabajos no han encontrado diferencias significativas ni en el autoconcepto (Garaigordobil, Cruz y Pérez, 2003) ni en la autoestima (Lameiras y Rodríguez, 2003; Garaigordobil, Durá y Pérez, 2005). Una de las explicaciones que se puede dar a estos resultados contradictorios son los alcances de los análisis estadísticos realizados, situación que abordará este estudio.

El autoconcepto en el ámbito académico

En el contexto académico, el desempeño del estudiante en las actividades propuestas de la escuela es interpretado como un preanuncio de las capacidades y de su potencial productivo. Diversos estudios han encontrado una asociación significativa entre el autoconcepto académico y el ren-

dimiento académico general, rendimiento académico en lenguaje y en matemáticas. El autoconcepto también se relaciona indirectamente con logro a través de influencia como predictor del valor que un estudiante le da a un tema de interés en la selección de un curso, la elección de una carrera y, en última instancia, a la productividad en la vida adulta (Muldoon y Reilly, 2003; Tenenbaum y Leaper, 2003; Moritz, Read, Clark, Callahan y Albaugh, 2009).

Fernandes *et al.* (2005) encontraron en su estudio con niños y niñas brasileños que el autoconcepto personal y el autoconcepto social, fue alto en los niños y las niñas que mostraron mayor autoconcepto escolar, resultados consistentes con numerosos estudios en la materia (Guay, Marsh y Boivini, 2003; Ahmed y Bruinsma, 2006). Además, los estudiantes que realizaron una evaluación positiva de sí mismos en lo académico, son los más motivados en las tareas académicas. Este resultado es congruente con estudios que exploraron la relación entre autoconcepto académico y motivación académica (Harter, 1982; Ahmed y Bruinsma, 2006), concluyendo que existe una importante relación entre autoconcepto académico y rendimiento académico. Así, mientras un estudiante se

siente con mayor capacidad y habilidad, más elevado será su logro.

Al respecto, observamos que una de las implicaciones de estos hallazgos se relaciona al hecho de que las mujeres posean medias más altas en sus autoconceptos positivos, así como en los estilos de afrontamiento seguros de las alumnas universitarias, en lo que respecta a sus capacidades para sentirse seguras y controlar sus relaciones en el contexto escolar (Ballester, March y Orte, 2006).

Lo anteriormente planteado hace necesario verificar cuan invariante es la escala de Autoconcepto *AF5* de García y Musitu (1999) en todas las dimensiones o en alguna en particular, respecto al género, de manera que se pueda establecer si se requieren normas de interpretación diferenciadas para hombres y mujeres.

Objetivos del estudio

Analizar la Invarianza factorial del modelo dimensional de la escala de Autoconcepto *AF5* de García y Musitu (1999) entre hombres y mujeres universitarios chilenos.

Metodología

Diseño

El diseño del estudio es de tipo instrumental (Montero y León, 2005), dado que se pretende la adaptación y el estudio de las propiedades psicométricas de la escala de Autoconcepto *AF5* de García y Musitu (1999) en un contexto distinto al de su creación. Este tipo de diseño presenta validez externa de situación o validez ecológica (Bronfenbrenner, 1977) puesto que la aplicación de los instrumentos se ha realizado de la manera menos intrusiva posible, considerando la ubicación y composición habitual de los grupos.

Participantes

Con relación a las características generales de la muestra, estuvo constituida por 691 estudiantes de la Universidad Católica de Temuco, Chile. Respecto al género, las mujeres representaron un 62.1%, y los hombres un 37.9% de la muestra con un rango de edad entre los 17 y 30 años; media de 21.4 y desviación estándar de 2.6. En el caso de los hombres, la media corresponde a 22.3 años ($dt = 2.8$) y en las mujeres la media es de 21.7 años ($dt = 2.9$).

Instrumento

El instrumento analizado es la escala de Autoconcepto AF5 de García y Musitu (1999), diseñada y estandarizada en España para medir el autoconcepto de la población general; consta de 30 ítems, formulados para distintos niveles etarios. Para el presente estudio se utilizó un formato tipo Likert de cinco opciones de respuesta, donde 1= total desacuerdo y 5 = total acuerdo. Posee cinco subescalas o dimensiones, compuestas por seis ítems:

- a) Autoconcepto académico/laboral; se refiere a la percepción que el sujeto tiene de la calidad del desempeño de su rol como estudiante/profesional.
- b) Autoconcepto social; se refiere a la percepción que tiene el sujeto de su desempeño en las relaciones sociales.
- c) Autoconcepto emocional; hace referencia a la percepción del sujeto de su estado emocional y de sus respuestas a situaciones específicas.
- d) Autoconcepto familiar; se refiere a la percepción que tiene el sujeto de

su implicación, participación e integración en el medio familiar.

- e) Autoconcepto físico; este factor hace referencia a la percepción que tiene el sujeto de su aspecto físico y de su condición física.

Análisis de datos

Se realizó un análisis factorial confirmatorio del modelo pentadimensional de García y Musitu (1999), lográndose unos niveles de bondad de ajuste insuficientes para considerar este modelo adecuado desde el punto de vista empírico. Por lo tanto se exploraron otros modelos dimensionales alternativos y se procedió a la comparación de los niveles de ajuste obtenidos con cada uno de ellos. Se probaron los modelos unidimensional, bidimensional, bidimensional con factor general de segundo orden, pentadimensional con factor general de segundo orden y un quinto modelo hexadimensional propuesto por el investigador.

El modelo hexadimensional resulta ser significativamente superior en su ajuste a los modelos probados. La diferencia más importante entre este modelo y el pentadimensional es que el primero subdivide en dos el factor de autoconcepto físico

conformando dos nuevas dimensiones: capacidad física y apariencia física.

En el análisis de la validez de constructo se probó la estabilidad del modelo entre hombres y mujeres. Para ello se realizó el análisis de Invarianza factorial siguiendo un esquema secuencial y jerárquico.

Resultados

Comparación entre modelos

La comparación entre diversos modelos nos permite analizar si el modelo hexadimensional propuesto es, en términos relativos, aceptable; es decir, establecer en qué medida su ajuste es superior a otros modelos alternativos.

En la Tabla 1 se observa que los modelos pentadimensional y hexadimensional son los que presentan mejores índices de ajuste. Se aprecia además que el modelo hexadimensional (M_{6t}) tiene coeficientes de ajuste apreciablemente mejores que el modelo pentadimensional (M_5). Se realizó un contraste de hipótesis para verificar que estas diferencias en el ajuste son estadísticamente significativas. Para ello se utilizó el coeficiente *Chi*-cuadrado dado que, cuando los modelos son anidados, las diferencias en este estadístico se distribuyen según *Chi*-cuadrado para grados de libertad equivalente a la diferencia de los grados de libertad de los modelos que se comparan.

Tabla 1. Modelos dimensionales alternativos en Universitarios Chilenos: Índices de Ajuste.

Modelo	χ^2 (gl)	RMSEA (rango inferior - rango superior)	CFI	NNFI	SRMR
M_1	3537.51 (324)	.14 (.14-.14)	.68	.65	.11
M_2	2907.13 (323)	.12 (.12-.13)	.74	.72	.10
$M_{2,2}$	2908.75 (323)	.12 (.12-.13)	.74	.72	.10
M_5	1488.81 (314)	.074 (.071-.078)	.88	.87	.069
$M_{5,2}$	1556.15(323)	.080 (.076-.083)	.88	.87	.097
M_{6t}	1098.43 (309)	.061 (.058-.065)	.92	.91	.067

Nota: M_1 – Modelo unidimensional; M_2 – Modelo bidimensional de primer orden; $M_{2,2}$ – Modelo bidimensional de segundo orden; M_5 – Modelo pentadimensional de García y Musitu; $M_{5,2}$ – Modelo pentadimen-

sional con factor general de segundo orden; Mt – Modelo hexadimensional; χ^2 = ji cuadrado; $RMSEA$ = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; $NNFI$ = Non-Normed Fit Index; $SRMR$ = Standardized Root Mean Square Residual.

Se observa que las diferencias en el ajuste entre el modelo M_{6t} (hexadimensional) y los modelos M_1 , M_2 , $M_{2,2}$ y $M_{5,2}$ son estadísticamente significativas incluso para niveles de error de .001. En relación a la comparación entre los modelos principales de este estudio (M_{6t} y M_5), puede afirmarse que sus diferencias en el ajuste son también estadísticamente significativas para el mismo nivel de probabilidad de error ($p = .001$). Estas diferencias son favorables al modelo hexadimensional por lo que puede afirmarse que la distinción entre los dos aspectos del autoconcepto físico se ha mostrado conceptualmente consistente y empíricamente sostenible. Esta superioridad en el ajuste se demuestra tanto en su comparación con el modelo pentadimensional de

primer orden (M_5) como con el modelo pentadimensional de segundo orden (M_{52}).

Complementariamente se utilizaron otros criterios para analizar la solvencia o relevancia de las diferencias en el ajuste entre modelos alternativos. Siguiendo las recomendaciones de Cheung y Rensvold (2002), se recogen en la Tabla 2 los cambios o incrementos en el coeficiente de ajuste CFI . Según estos autores incrementos en el ajuste en el CFI iguales o superiores a .01 implicarían cambios sustanciales o equivalentes a una diferencia estadísticamente significativas. Estos incrementos deben ponderarse por el diferencial en grados de libertad de los modelos en comparación.

Tabla 2. Test jerárquico para diferencias entre modelos anidados.

Modelo	delta χ^2	delta g/l	p	delta CFI
$M_1 - M_{6t}$	2439.08	15	< .001*	.24
$M_2 - M_{6t}$	1808.70	14	< .001*	.18
$M_{2,2} - M_{6t}$	1000.32	14	< .001*	.18
$M_5 - M_{6t}$	390.38	5	< .001*	.04
$M_{5,2} - M_{6t}$	457.72	14	< .001*	.04

Nota. M_1 – Modelo unidimensional; M_2 – Modelo bidimensional de primer orden; $M_{2,2}$ – Modelo bidimensional de segundo orden; M_5 – Modelo pentadimensional de García y Musitu; $M_{5,2}$ – Modelo pentadimensional con factor general de segundo orden; M_{6t} – Modelo hexadimensional.

(*) Diferencias estadísticamente significativas.

Siguiendo este segundo criterio de comparación encontramos igualmente que el modelo hexadimensional resultaría superior al resto de modelos incluyendo el modelo pentadimensional de García y Musitu (1999), mostrando un ajuste significativamente superior a los otros, incluso superior al planteado por los autores de la escala. Sin embargo, el ajuste logrado puede considerarse insuficiente puesto que los coeficientes alcanzados no son enteramente satisfactorios al acercarse pero no alcanzar los niveles habitualmente considerados como aceptables.

Mejora del modelo hexadimensional mediante el control estadístico de artefactos de medida

Una vez comparados los ajustes de los diferentes modelos alternativos, se procedió a realizar algunas especificaciones adicionales que podrían mejorar el ajuste del modelo hexadimensional eliminando algunos elementos de perturbación o ruido en la medida del autoconcepto mediante el AF5.

De esta forma se realizó un análisis exhaustivo tanto del contenido literal de los ítems como de los significados y componentes emocionales que éstos pudieran evocar y que fueran ajenos al constructo de autoconcepto, objeto de medida. Complementariamente se observaron los Índices de modificación y coeficientes de cambio esperado que el programa LISREL proporciona para aquellos parámetros cuyo valor esté fijado a un valor concreto (en general a 0). De la conjunción de ambos criterios, conceptual/teórico y empírico, se observó la conveniencia de liberar la interrelación entre los errores de los siguientes pares de ítems dado que dicha covariación reflejaría ruido o artefacto de medida:

- Ítems *af* 9 (me siento feliz en casa) y *af* 17 (soy una persona alegre); el primero de ellos pertenece al factor familiar y el segundo al factor social.
- Ítems *af* 22 (me cuesta hablar con personas que apenas conozco) y *af* 23 (me pongo nervioso cuando me

pregunta el profesor); el primero de estos ítems pertenece al factor social y el segundo al factor emocional.

- Ítems *af 5* (me cuido físicamente) y *af 20* (me gusta cómo soy físicamente); ambos ítems pertenecían originalmente al mismo factor de autoconcepto físico contemplado por García y Musitu (1999) en su modelo pentadimensional. Sin embargo, en el modelo hexadimensional que defiende este estudio, ambos ítems pertenecen a dos factores diferentes: capacidad física y apariencia física. Al revisar la escala se puede observar que estos ítems utilizan la misma palabra en la afirmación aunque en sentidos.

Al liberar la covarianza de errores entre los ítems *af 5-af 20*, *af 9-af 17* y *af 22-af 23*, el

ajuste del modelo mejora sensiblemente.

En la Tabla 3 se puede apreciar que al incorporar las mejoras al modelo hexadimensional liberando las covarianzas de errores de los ítems *af 9* y *af 17*, *af 5* y *af 23* y *af 5* y *af 20*, el modelo mejora en sus indicadores de ajuste. El *RMSEA* alcanza un valor de 0.60 límites de buen ajuste, los valores *CFI* y *NNFI* aumentan en una centésima cada uno acercándose a 0.95 y finalmente *SRMR* toma un valor de 0.65 ligeramente por encima del valor adecuado. De acuerdo a Hu y Bentler (1999) un valor *RMSEA* inferior a 0.060 es considerado signo de un buen ajuste, valores *CFI* y *NNFI* superiores a 0.95, indican adecuado ajuste del modelo y valores *SRMR* inferiores a 0.05, los valores resultantes darían cuenta que el modelo en su conjunto presenta un ajuste aceptable.

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste para el modelo hexadimensional con mejoras en Universitarios Chilenos.

χ^2 (gl)	<i>RMSEA</i> (90%, rango bajo-rango alto)	<i>CFI</i>	<i>NNFI</i>	<i>SRMR</i>
1024.28 (306)	.060 (.056-.064)	.93	.92	.065

Invarianza factorial por género del modelo hexadimensional

De acuerdo a Elosua (2005) la comparación entre los resultados obtenidos con un test o escala en contextos o grupos diferentes es una práctica que desde una perspectiva psicométrica sólo es admisible si se justifica empíricamente la equivalencia formal y sustantiva de la prueba o escala utilizada. No tendría sentido comparar puntuaciones ni resultados de personas pertenecientes a dos grupos culturales en un constructo que no tuviera la misma representación (significado) en las dos culturas.

Se debe por lo tanto asegurar que las dimensiones, las puntuaciones y los resultados son invariantes de un grupo a otro. La invarianza de medida se define con relación a un grupo o forma de un test, de tal modo que el significado formal y sustantivo de la medición es independiente respecto a ellos (Elosua, 2005). Para ello, se intentó probar que el modelo hexadimensional propuesto es invariante de acuerdo al género de los participantes del estudio lo que indicaría que en hombres y mujeres la escala estudiada y las dimensiones propuestas son similares para ambos sexos.

De esta manera, se realizaron pruebas de invarianza factorial de forma secuencial y jerárquica. En primer lugar se estableció la

Invarianza configural (M_c) consistente en analizar el nivel de ajuste alcanzado imponiendo únicamente la misma estructura factorial. Este nivel de ajuste nos indicaría hasta qué punto el modelo dimensional, en su configuración, es estable o invariante en ambos grupos, asimismo, jugará el papel de línea base del ajuste. A continuación se procedió a imponer nuevas restricciones al modelo. En segundo lugar, se impuso que los pesos factoriales estimados sean idénticos para hombres y mujeres constituyendo una prueba de la Invarianza métrica o factorial (M_{c+m}). En tercer lugar, a las restricciones anteriores se añadió que las varianzas y covarianzas de los factores tengan valores idénticos en su estimación para hombres y mujeres (M_{c+m+f}). En cuarto lugar se atribuyó la igualdad de las varianzas de error para analizar la fiabilidad o invarianza de los ítems. Este último nivel de prueba tiene dos niveles. Primero, la igualdad de las varianzas de error únicamente de los ítems que conforman la subescala o dimensión de Autoconcepto académico ($M_{c+m+f+e-F.Acad.}$). Esto es así debido a que los pesos factoriales y los errores de los ítems de esta dimensión habían mostrado apreciables diferencias entre hombres y mujeres lo cual apunta a un posible funcionamiento diferencial. Finalmente, se procedió

a imponer la igualdad de varianzas de error para todos los ítems de la escala de Auto-concepto ($M_{c+m+f+e}$).

En la Tabla 4 se presentan los niveles de ajuste alcanzados para cada uno de esos modelos anidados.

Tabla 4. Prueba de Invarianza Factorial de la Escala AF5 en Universitarios Chilenos.

Modelo	χ^2 (gl)	RMSEA	CFI	χ^2 hombres	χ^2 mujeres	SRMR	SRMR
						hombres	mujeres
M_c	1434,20 (618)	0,062	0,92	640,97 (44,69%)	793,23 (55,31%)	0,080	0,068
M_{c+m}	1451,93 (639)	0,061	0,92	651,91 (44,90%)	800,02 (55,10%)	0,081	0,069
M_{c+m+f}	1471,37 (660)	0,060	0,92	664,59 (45,17%)	806,78 (54,83%)	0,084	0,072
$M_{c+m+f+e}$ <i>F.Acad</i>	1490,13 (666)	0,061	0,92	674,89 (45,29%)	815,23 (54,71%)	0,085	0,071
$M_{c+m+f+e}$	1501,45 (687)	0,059	0,92	682,01 (45,42%)	819,44 (54,58%)	0,084	0,071

Nota: M_c Invarianza configural o estructural; M_{c+m} Invarianza configural y métrica (pesos factoriales); M_{c+m+f} Invarianza configural, métrica y Varianzas/Covarianzas latentes; $M_{c+m+f+e-F.Acad}$: Invarianza configural, métrica, Varianzas y Covarianzas latentes y Errores ítems Factor académico; $M_{c+m+f+e}$ Invarianza configural, métrica, Varianzas/Covarianzas latentes y Errores ítems; CFI = Comparative Fit Index; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation.

En la Tabla 5 se puede apreciar que los diferentes niveles de restricciones no implican diferencias estadísticamente significativas en el ajuste salvo en el caso de la restricción a ser iguales de las varianzas de error de los ítems del factor de autoconcepto académico ($M_{c+m+f+e-F.Acad}$). En los análisis que se presentan a continuación los

ítems del factor de autoconcepto académico muestran un comportamiento diferencial entre los grupos de hombres y mujeres. Los resultados encontrados evidencian que estos ítems no son invariantes según género lo que implicaría sesgo o funcionamiento diferencial.

Tabla 5. Test jerárquico de invarianza entre hombres y mujeres.

Modelos	χ^2	delta <i>gl</i>	<i>P</i>	delta <i>CI</i>
$M_{c+m} - M_c$	17,73	21	> .05	0,00
$M_{c+m+f} - M_{c+m}$	19,44	21	> .05	0,00
$M_{c+m+f+e-F.Acad.} - M_{c+m+f}$	18,76	6	< .05*	0,00
$M_{c+m+f+e} - M_{c+m+f+e-F.Acad.}$	11,32	21	> .05	0,00

Este resultado puede ser relevante al constatar que la dimensión de autoconcepto académico presenta sesgo de género en la muestra de estudiantes universitarios chilenos. Se apunta la necesidad de una reelaboración de esta subescala con el fin de incluir reactivos que garanticen la comparabilidad de los resultados entre hombres y mujeres. Sin embargo, para el resto de elementos del modelo como serían los errores en el resto de factores o subescalas, las varianzas de los factores o las interrelaciones entre los mismos, podemos afirmar la invarianza o estabilidad del modelo entre hombres y mujeres.

Conclusiones

Los análisis de invarianza por género han mostrado la presencia de funcionamiento diferencial en los ítems que conforman la subescala de autoconcepto académico.

Cuando se efectúan restricciones respecto a los pesos factoriales, la interrelación entre los factores, las varianzas de los factores y los errores, esto último únicamente para los ítems de la subescala académica, aparecen diferencias estadísticamente significativas en el ajuste con respecto a la solución donde no se efectúan restricciones respecto a ninguno de los errores. Esto quiere decir que los errores de esos ítems, y por lo tanto los pesos factoriales que los explican, son diferentes para hombres y para mujeres.

En definitiva, las puntuaciones en estos ítems así como en el conjunto de la dimensión, presentan funcionamiento diferencial o sesgo según género. Por lo tanto, en su configuración actual esta subescala no funciona correctamente en estudiantes universitarios chilenos. Se requiere probar estos análisis en un grupo etario más am-

plio para probar si el modelo hexadimensional sigue presentado un mejor ajuste que el modelo original además de variable para hombres y mujeres en la subescala académica. De lo contrario se requeriría una reelaboración de esta escala con el fin de incluir reactivos que garanticen la comparabilidad de los resultados entre hombres y mujeres.

Referencias

- Ahmed, W. y Bruinsma, M. (2006). A structural model of self-concept, autonomous motivation and academic performance in cross-cultural perspective. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology, 10*(4), pp. 551-576.
- Amezcuca, J, y Pichardo, M. (2000). Diferencias de género en autoconcepto en sujetos adolescentes. *Anales de Psicología, 16*(2), pp. 207-214.
- Ballester, L., March, M., y Orte, C. (2006). Autoconcepto, estilos de afrontamiento y conducta del alumnado universitario. *Revista de Ciencias Sociales, 27*. www.apostadigital.com/revistav3/hemeroteca/brage.pdf
- Boersma, F. J. y Chapman, J. W. (1985). *Manual of the student's perception of ability scale*. Edmonton, Canadá: University of Alberta.
- Bronfenbrenner, U. (1977). Toward an experimental ecology of human development. *American Psychologist, 32*, pp. 513-530.
- Burns, R. (1990). *El autoconcepto. Teoría, medición, desarrollo y comportamiento*. Bilbao: Ediciones Egea.
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*, pp. 233-255.
- Elosua, P. (2005). Evaluación progresiva de la invarianza factorial entre las versiones original y adaptada de una escala de autoconcepto. *Psicothema, 17*(2), pp. 356-362.
- Fernandes, F., Bartholomeu, D., Dos Santos, A., Marín, F., Boulhoça, A. y Fernandes, A. (2005). Funcionamiento diferencial de items para avaliar a agressividade de universitários. *Psicologia: Reflexão e Crítica, 21*(3), pp. 476, 481.

- Fraine, B., Van Damme, J. y Onghena, P. (2007). A longitudinal analysis of gender differences in academic self-concept and language achievement: A multivariate multilevel latent growth approach. *Contemporary Educational Psychology*, 32, pp. 132-150.
- Garaigordobil, M, y Durá, A. (2006). Relaciones del autoconcepto y la autoestima con la sociabilidad, estabilidad emocional y responsabilidad en adolescentes de 14 a 17 años. *Revista Análisis y Modificación de Conducta*, 32, pp. 37-64.
- Garaigordobil, M., Cruz, S., y Pérez, J. I. (2003). Análisis correlacional y predictivo del autoconcepto con otros factores conductuales, cognitivos y emocionales de la personalidad durante la adolescencia. *Estudios de Psicología*, 24(1), pp. 113-134.
- Garaigordobil, M., Durá, A., y Pérez, J. I. (2005). Psychopathological symptoms, behavioural problems, and self-concept/self-esteem: A study of adolescents aged 14 to 17 years old. *Annuary of Clinical and Health Psychology*, 1, pp. 53-63.
- García, F., Musitu, G., Veiga, F. (2006). Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18(3), pp. 551- 556.
- García, F., y Musitu, G. (1999). Autoconcepto Forma 5, AF5. Publicaciones de Psicología Aplicada. Madrid: TEA.
- Guay, F., Marsh, H., y Boivini, M. (2003). Academic self-concept and academic achievement: developmental perspectives on their causal ordering. *Journal of Educational Psychology*, 95(1), pp. 124-136.
- Harter, S. (1982). The perceived competence scale for children. *Child Development*, 53(1), pp. 87-97.
- Harter, S. (1990). Identity and self-development. In S. Feldman and G. Elliott (Eds.). *At the threshold: The developing adolescent* (pp. 352-387). Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Harter, S. (2006). Developmental and individual perspectives on selfesteem. En D. K. Mroczek y T. D. Little (Eds.), *Handbook of personality* (pp. 311-336). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

- Hattie, J. A. (1992). *Self-concept*. Hillsdale NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis. Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, pp. 1-55.
- Kling, K. C., Hyde, J. S., Showers, C. J., y Buswell, B. N. (1999). Gender differences in self-esteem: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125, pp. 470-500.
- L'écuyer, R. (1985) *El concepto de sí mismo*. Barcelona. Oikos-Tau. (Original: Le concept de soi. Paris: Universitaires de France). Versión Castellana de Ferrer.
- Lameiras, M., y Rodríguez, Y. (2003). Evaluación del sexismo ambivalente en estudiantes gallegos/as. *Acción Psicológica*, 2, 131-136
- Marsh, H. y Craven, R. (2002). *The pivotal role of frames of reference in academic self-concept formation: the big fish little pond effect self-concept enhancement and learning facilitation (SELF)*. Research Centre, Sydney: University of Western Sydney.
- Marsh, H. W. (1986). Global self-esteem: Its relation to specific facets of self-concept and their importance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), pp. 1224-1236.
- Marsh, H. W. (1989). Age and sex effects in multiple dimensions of self-concept: Preadolescence to Early Adulthood. *Journal of Educational Psychology*, 81, pp. 417-430.
- Marsh, H. W. (1990). *Self-description Questionnaire-II*. San Antonio, USA: The Psychological Corporation.
- Marsh, H. W. (1993). The multidimensional structure of academic self-concept: Invariance over gender and age. *American Educational Research Journal*, 30, pp. 841-860
- Marsh, H. W., Craven, R. G. y Debus, R. (1991). Self-concepts of young children aged 5 to 8: Their measurement and multidimensional structure. *Journal of Educational Psychology*, 83, pp. 377-392.
- Marsh, H. W., y Shavelson, R. J. (1985). Self-concept: its multifaceted, hierarchical structure. *Journal of Educational psychologist*, 20, pp. 107-123.

- Marsh, H. y Craven, R. (2006). Reciprocal effects of self-concept and performance from a multidimensional perspective. Beyond seductive pleasure and unidimensional perspectives. *Perspectives on Psychological Science*, 1(2), pp. 133-163.
- Montero, I. y León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), pp. 115-127.
- Moritz, K., Read, M., Clark, R., Callahan, C. y Albaugh, S. (2009). Grade and Gender Differences in Gifted Students Self-Concepts. *Journal for the Education of the Gifted*, 32(3), pp. 340-367.
- Muldoon, O. y Reilly, J. (2003) Career choice in nursing students: gendered constructs as psychological barriers. *J Adv Nurs*, 43(1), pp. 93-100.
- Shavelson, R. J., Hubner, J., y Stanton, J. (1976). Self-concept: Validation of construct interpretations. *Review of Educational Research*, 46, pp. 407-411.
- Simões, M. F. (1997). Autoconceito e desenvolvimento pessoal em contexto escolar. *Revista Portuguesa de Pedagogia*, 3, pp. 195-210.
- Tenenbaum, H. R., y Leaper, C. (2003). Parent child conversations about science: The socialization of gender inequities? *Developmental Psychology*, 39, pp. 34-47.