

ANÁLISIS PSICOMÉTRICO CONFIRMATORIO DE LA MEDIDA MULTIDIMENSIONAL DEL TEST DE AUTOCONCEPTO FORMA 5 EN ESPAÑOL (AF5), EN ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS DE CHILE

Enrique Riquelme Mella & Paula Riquelme Bravo
Universidad Católica de Temuco, Chile

RESUMO: Este trabalho apresenta o estudo psicométrico do questionário AF5 para medir o auto-conceito. O trabalho inicia-se com uma apresentação das características gerais do instrumento de avaliação, analisando, posteriormente, as suas propriedades psicométricas. A amostra foi constituída por 1206 estudantes universitários da Universidade Católica de Temuco, em Temuco, no Chile. Foi realizada uma análise fatorial confirmatória (CFA) da proposta multidimensional feita por García y Musitu (1999). Igualmente, foram realizados procedimentos de confiabilidade interna (alfa de Cronbach) e estabilidade temporal (teste re-teste). Os resultados obtidos indicaram que a confiabilidade interna e a estabilidade temporal do instrumento são adequadas e que seus itens correspondem satisfatoriamente à estrutura pentafatorial proposta. *Palavras-chave:* Auto-conceito, análise fatorial confirmatória, estudantes universitários.

RESUMEN: Este trabajo presenta un estudio psicométrico por procedimientos confirmatorios del cuestionario AF5 para la medición del Autoconcepto. Se hace una revisión de antecedentes generales sobre los instrumentos de evaluación del autoconcepto, y posteriormente se presentan las características generales del instrumento revisando las propiedades psicométricas de la medida. La muestra correspondió a 1206 estudiantes Universitarios de distintas carreras de la Universidad Católica de Temuco, en Temuco, Chile. Se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) analizando la propuesta multidimensional realizada por García y Musitu (1999). De la misma forma se realizan procedimientos de confiabilidad interna (Alfa de Cronbach) y estabilidad temporal (test re-test). Los resultados indican una adecuada confiabilidad interna del instrumento y estabilidad temporal, los ítems se ajustan adecuadamente a la estructura pentafactorial propuesta. *Palavras-chave:* autoconcepto, análisis factorial confirmatorio, estudiantes universitarios

PSYCHOMETRIC CONFIRMATORY ANALYSIS OF THE MULTIDIMENSIONAL SCALE OF THE TEST OF SELF-CONCEPT FORM 5 IN SPANISH (AF5) IN UNIVERSITY STUDENTS OF CHILE

ABSTRACT: This work presents psychometric study by confirmatory procedures of the AF5 questionnaire for the measurement of the Self-concept; the work begins with a review of general precedents about the instruments of self-concept evaluation, after we

present the general characteristics of the AF5 questionnaire checking the psychometrics properties of this measurement. The sample was composed by 1206 university students of the Universidad Católica de Temuco, Chile. With this sample we assess the psychometric quality of the questionnaire in terms of construct validity and reliability (alfa de Cronbach and test-re test). The results indicate an adequate internal reliability and temporal stability, the items point out an adequate adjust to the proposed penta-factorial structure.

Keywords: self-concept, self-esteem, confirmatory factor analysis, university students

Recebido em 8 de Junho de 2009/ Aceite em 27 de Marco de 2010

El término autoconcepto ha sido ampliamente descrito en el ámbito de la psicología y de la educación, siendo generalmente definido como las percepciones que el individuo tiene de sí mismo (Tomás & Oliver, 2004). A pesar de ser un concepto que acompaña prácticamente toda la historia de la psicología, aún existen muchas confusiones a la hora de definirlo. Así por ejemplo, nos encontramos con que habitualmente es utilizado de manera indistinta con conceptos como autoimagen, estados de ánimo, auto-aceptación o autoestima, (Garaigordobil, Durá, & Pérez, 2005), siendo este último uno de los términos que se presenta más estrechamente asociados al de autoconcepto.

Para algunos autores (Watkins & Dahwan, 1989), la autoestima podría diferenciarse claramente del autoconcepto y correspondería a juicios evaluativos concernientes a cada dimensión del sí mismo. Para otros, las diferencias entre ambos constructos no son nítidas, considerando que la descripción conceptual (autoconcepto) y de evaluación (autoestima) serían parte de un mismo proceso, como aspectos relacionados pero distinguibles (García & Musitu, 1999).

La amplitud de definiciones y las dificultades prácticas asociadas a esto, no han impedido que en las últimas décadas aumentara considerablemente el interés por el estudio del autoconcepto, principalmente debido a su centralidad en el desarrollo de factores protectores de psicopatología (Garaigordobil et al., 2005), o su rol en el ajuste psicosocial (Cava & Musitu, 2000). De la misma forma, se ha investigado su relación con los trastornos alimenticios (Gual et al., 2002) o con la adicción al tabaco (Ferreiras, Guzmán, & Carulla, 1998), entre otros aspectos.

En el ámbito educativo igualmente se ha abordado el autoconcepto. Así por ejemplo, se habla de este al analizar su relación con variables tales como desempeño escolar (García, Gracia, & Lila, 2006; Rodríguez, Cabanach, Valle, Núñez, & González-Pineda, 2004) y ajuste social (Cava, Musitu, & Murgui, 2006; Cerezo, 1997; Olweus, 1998), la inteligencia emocional (Calvet, et al., 2005), y actividades físico-deportivas (Bernal, 2006), entre otras dimensiones relevantes en el área de la educación (Fierro, 1990).

Como plantean Tomás y Oliver (2004), la popularidad de este concepto puede ser atribuida a su consideración como variable “relacionada, explicativa o a explicar en prácticamente todas las áreas de la psicología” (p. 1). Podríamos agregar que dicha consideración es también aplicable a todas las áreas de la educación.

El enorme interés por investigar y evaluar el autoconcepto, ha traído consigo

una serie de instrumentos de distinta naturaleza y características. Muchos de ellos son traducidos desde distintos idiomas, y aplicados sin mediar un análisis interno previo que permita evaluar su adecuación al contexto, o un proceso de adaptación o análisis de la pertinencia teórica del test utilizado. Esta situación acarrea problemas metodológicos, además de las dificultades de validez de contenido que hemos reseñado al comienzo (Tomás & Oliver, 2004).

Entre algunos de los instrumentos más utilizados en idioma español, encontramos el cuestionario multidimensional de Fitts (1965) -Tennessee Self Concept Scale- y la escala multidimensional de Autoconcepto AF5 (García & Musitu, 1999; García, Musitu, & Veiga, 2006). Esta última surge como versión ampliada y actualizada de la versión Autoconcepto Forma A o AFA (Musitu, García, & Gutiérrez, 1991). El cuestionario AF5 está compuesto por 30 afirmaciones, a cada una de ellas se les debe asignar un valor de 1 a 99, según el grado de acuerdo con el contenido de cada frase. Esta forma de respuesta permite dar cuenta del problema de la baja discriminación en las puntuaciones altas, situación común en las pruebas de autoconcepto (Tomás & Oliver, 2004). El AF5 mide 5 dimensiones del constructo: *autoconcepto académico-laboral*, que se refiere a la percepción que el sujeto tiene de la calidad del desempeño de su rol como estudiante y/o como trabajador; *autoconcepto social*, asociado a la percepción de su desempeño en las relaciones sociales; *autoconcepto emocional*, que se refiere a la percepción del sujeto de su estado emocional y de sus respuestas a situaciones específicas; *autoconcepto familiar*, asociado a la percepción que tiene el sujeto de su implicación, participación e integración en el medio familiar; y finalmente, *autoconcepto físico*, asociado a la percepción que tiene el sujeto de su aspecto y de su condición física. Cabe señalar que esta última dimensión no estaba presente en la versión previa del mismo test (Garaigordobil et al., 2005; García & Musitu, 1999).

Diversos autores (Busso, 2003; García & Musitu, 1999), han confirmado la validez de su estructura multidimensional, fundamentalmente a través de estudios exploratorios, por procedimientos confirmatorios, así como a través de análisis de validez discriminante (Bernal, 2006; García et al., 2006; Núñez, 2006).

Con todo, y a pesar de su amplia utilización en contextos de educación superior en Chile, el AF5 aún no cuenta con un estudio psicométrico que incluya indicadores de confiabilidad, así como un análisis de la estructura multidimensional propuesta, por lo que el objetivo del presente artículo es comprobar las propiedades psicométricas del instrumento, estudiando el ajuste de la estructura teórica pentadimensional y oblicua a través de un análisis factorial por procedimientos confirmatorios (AFC).

MÉTODO

Participantes

La población participante en el estudio correspondió a estudiantes universitarios que cursan su primer año. La muestra estuvo compuesta por 1206 estudiantes,

724 mujeres y 482 hombres, correspondientes al 60% y 40% del total, respectivamente. El muestreo es no probabilístico incidental; todos los participantes fueron sujetos que participaron en el Programa de Preparación para el Ingreso a la Vida Universitaria (PIVU) desarrollado por la Universidad Católica de Temuco. La edad promedio de la muestra es de 18 años. Del total de la muestra original, 367 estudiantes respondieron el test en una segunda ocasión (re test).

Análisis

Se realizaron análisis de validez factorial y confiabilidad de la escala, utilizando los programas SPSS V.16, AMOS 6.1 y LISREL 8.8. En primer lugar, para el estudio de la validez factorial del cuestionario, se utilizó un análisis factorial confirmatorio (AFC), partiendo del modelo *a priori* de la estructura propuesta por García y Musitu (1999). A través del AFC se pretendió observar en qué medida el modelo teórico de cinco factores propuesto en el instrumento se ajusta a los datos utilizados.

Luego se realizaron dos procedimientos de análisis: el primero de ellos se llevó a cabo utilizando la estimación de máxima verosimilitud (ML) y la matriz de covarianza entre los ítems para el análisis de datos. Aunque esta estimación supone la normalidad multivariada, es razonablemente robusta a su incumplimiento (Curran, West, & Finch, 1996; García et al., 2006; Hoyle, 1995). Sin embargo, puede generar sesgos que conducirían a encontrar índices de ajuste del modelo que perjudicarían los indicadores reales (Tomás & Oliver, 2004). El segundo análisis utilizó medidas robustas, así como el ajuste previo de los datos.

Primer Análisis: Siguiendo las directrices propuestas por Carretero-Dios y Pérez (2005), se seleccionaron índices de bondad de ajuste que pudiesen responder al objetivo del análisis. Los índices de evaluación seleccionados fueron, el Índice de Bondad de Ajuste (GFI), cuyo valor debe ser mayor o igual a 0,90 para aceptar el modelo; lo mismo sucede con el Índice Ajustado de Bondad de Ajuste (AGFI); el valor de p asociado con el estadístico χ^2 , que prueba el modelo nulo frente al hipotetizado. El no resultar estadísticamente significativo ($p \geq 0,05$) puede interpretarse como indicador de un adecuado ajuste datos-modelo. Sin embargo, se debe tener en cuenta la sensibilidad de esta prueba al tamaño muestral, el que habitualmente tiende a presentar diferencias estadísticamente significativas en muestras grandes (Fujikoshi, 2000; García-Cueto, Álvaro, & Miranda, 1998). De esta forma, se incorporó la diferencia χ^2/gl , ésta se considera un buen indicador si el resultado oscila entre 1,00 y 3,00 ó, de manera más laxa, si resultado de la diferencia es menor o igual a 5,00 (Carmines & McIver, 1981; Jöreskog, 1970). También se incluyeron índices que se basan en la comparación del modelo con uno alternativo (Batista-Foguet, Coenders, & Alonso, 2004; Carretero-Dios & Pérez, 2005). En este caso fueron el Índice de Ajuste Comparativo (CFI), que compara la mejora en el ajuste del modelo en cuestión con un modelo nulo, evaluando el grado de pérdida que se produce en el ajuste al cambiar del modelo propuesto al modelo nulo (Bentler, 1989), para aceptar el modelo propuesto su valor debe ser igual o superior a 0,90; se utilizó además el Índice de Ajuste Incremental (IFI) que indica mejoras en el ajuste del modelo por grados de libertad

en comparación con la línea base del modelo independiente, un valor aceptado debe ser igual o superior a 0,90 (Shumacker & Lomax, 1996). Entre los índices basados en las covarianzas se optó por el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). En este caso, el modelo presentaría un buen ajuste si el valor es menor o igual a 0,05 (Batista-Foguet et al, 2004; Brown, 2006). En consideración a las características de la distribución de la muestra, se incluyó el indicador NNFI (No Normal Fit index, Hu & Bentler, 1999), cuyos valores se consideran adecuados sobre 0,95.

Los procedimientos utilizados coinciden con los realizados por Tomás y Oliver (2004). A su vez, este primer análisis utilizó componentes principales para extracción, rotación Varimax con normalización Kayser y explicación de varianza.

La confiabilidad se ha medido a través del alfa de Cronbach, siendo la medida de confiabilidad más ampliamente utilizada, considerada como la descripción del grado en que cada ítem está asociado con cada uno de los otros ítems, describiendo la coherencia general de la prueba, y particularmente describiendo en qué medida las respuestas altas coinciden con las altas y las bajas con las bajas en todos los ítems (Aron & Aron, 2001). En este análisis se calculó el alfa de las saturaciones factoriales del AFC, la relación ítem-factor. Para estimar la consistencia temporal del instrumento se calculó la correlación de Pearson entre las puntuaciones de cada dimensión en un test-retest con un intervalo de ocho meses.

En un segundo análisis se procedió a repetir los procedimientos realizados con la primera hipótesis, pero con las variables dicotomizadas a partir de la mediana (García et al., 2006). Este procedimiento permitió comparar los efectos de la distribución asimétrica de los ítems y conseguir una distribución simétrica. Para García, Musitu, Riquelme, y Riquelme (2010), “esta nueva escala dicotómica es simétrica porque la amplia métrica original (1-99) permite partir por la mediana formando dos grupos iguales. Es una transformación no lineal que conserva la relación de orden con las puntuaciones directas originales —asegurando que el autoconcepto que representa 1 punto en la nueva escala dicotómica es realmente menor del que representa 2 puntos” (p.9)

En este análisis, el modelo se probó con métodos robustos del LISREL (Byrne, 2006), específicamente con el Diagonally Weithed Lead Square, que calcula el estadístico χ^2 de Satorra-Bentler (Satorra & Bentler, 2001).

RESULTADOS

Análisis preliminar de los ítems

Se procedió a calcular la asimetría y curtosis univariada y multivariada. Como se puede apreciar en la Tabla 1, la mayoría de los valores presenta una marcada asimetría negativa, indicando una alta concentración de respuestas que, a su vez, indican una alta autoestima, en particular en los ítems asociados a la familia (29, 14 y 19).

Cabe señalar que es posible observar resultados similares en la investigación de Tomás y Oliver (2004). La hipótesis de normalidad multivariada igualmente fue rechazada, presentando el coeficiente de Mardia (1970), índices de asimetría y curtosis significativas ($p < 0,0001$).

Tabla 1

Análisis de la distribución univariante de los datos en la muestra de estudiantes

Ítem	<i>M</i>	<i>SD</i>	Asimetría	Curtosis
1 Hago bien los trabajos escolares y/o académicos	80.33	14.24	-0.96	0.54
2 Hago fácilmente amigos	73.75	21.45	-0.90	0.19
3 Tengo miedo de algunas cosas	57.86	27.11	-0.28	-0.90
4 Soy muy criticado en casa	66.30	29.93	-0.72	-0.73
5 Me cuido físicamente	67.88	25.63	-0.69	-0.36
6 Mis profesores me consideran un buen estudiante	73.38	18.93	-0.99	1.22
7 Soy una persona amigable	81.57	17.79	-1.51	2.26
8 Muchas cosas me ponen nervioso	55.36	28.00	-0.16	-1.08
9 Me siento feliz en casa	83.89	20.33	-1.74	2.74
10 Me buscan para realizar actividades deportivas	45.63	34.13	0.17	-1.44
11 Trabajo mucho en clase	72.85	17.96	-1.04	1.32
12 Es difícil para mí hacer amigos	66.66	28.18	-0.69	-0.68
13 Me asusto con facilidad	39.00	28.38	0.48	-0.90
14 Mi familia está decepcionada de mi	89.14	20.65	-2.68	6.60
15 Me considero elegante	50.04	29.62	-0.17	-1.12
16 Mis profesores me estiman	70.67	21.72	-0.90	0.53
17 Soy una persona alegre	82.98	17.85	-1.65	2.97
18 Cuando los mayores me dicen algo me pongo muy nervioso	36.89	28.52	0.50	-0.93
19 Mi familia me ayudaría en cualquier tipo de problema	90.38	17.21	-2.84	8.70
20 Me gusta como soy físicamente	72.90	24.33	-1.13	0.61
21 Soy un buen estudiante	77.45	15.59	-0.95	0.90
22 Me cuesta hablar con desconocidos	51.78	30.83	0.01	-1.34
23 Me pongo nervioso cuando me pregunta el profesor	53.75	29.50	-0.21	-1.11
24 Mis padres me dan confianza	83.84	21.15	-1.77	2.78
25 Soy bueno haciendo deporte	53.95	33.15	-0.18	-1.34
26 Mis superiores me consideran inteligente y trabajador	74.49	17.04	-0.86	0.73
27 Tengo muchos amigos	66.94	25.98	-0.63	-0.56
28 Me siento nervioso	36.04	28.80	0.50	-0.89
29 Me siento querido por mis padres	91.34	16.00	-2.97	9.76
30 Soy una persona atractiva	66.15	23.94	-0.76	0.11

Nota. Los ítems 4, 14, 22 y 24 han sido invertidos.

Estructura Factorial

El análisis confirmatorio inicial muestra que el modelo propuesto no se ajusta adecuadamente a los datos-modelo con un $\chi^2=3039.973$, $df=395$, $p < 0,000$, ratio $\chi^2/gl=7.96$, con un CFI=0,89; GFI=0,85; AGFI=0,82; IFI=0,89. Además, su índice de error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) fue de 0,078. Atendiendo a los índices de modificación entregados por el LISREL, se establecieron tres interacciones de errores estandarizados (en concreto, entre los ítems 15 y 30; 22 y 03; 20 y 30) y se llevó a cabo un nuevo análisis. Los resultados mostraron un mejor ajuste del modelo, con valores de $\chi^2=2348.88$; $\chi^2/gl=6.02$; CFI=0,93; GFI=0,93; AGFI=0,86; IFI=0,93. Además, el índice de error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) fue de 0,065; y el indicador NNFI =0,92.

Todos los valores de los indicadores encuentran en el rango aceptable o cercano al punto de corte para considerar una evaluación adecuada del modelo a los datos.

El segundo análisis se realizó probando el modelo con métodos robustos descritos previamente (Byrne, 2006). Los indicadores de bondad de ajuste fueron: Satorra-Bentler Scaled Chi-Square=1531.73; $\chi^2/gl=3.8$; RMSEA=0,049; NFI=0,96; NNFI=0,97; CFI= 0,97; IFI=0,97; GFI=0,94; AGFI=0,93.

Todos los índices de bondad de ajuste mejoraron considerablemente en este segundo análisis. Dado que, en este segundo análisis los datos se adecuaron al modelo propuesto, no se atendieron a los índices de modificación y por lo tanto, no se establecieron interacciones entre ninguna pareja de errores.

De esta forma, desde el primer análisis realizado, la estructura factorial confirma satisfactoriamente las dimensiones teóricas, los componentes explican el 55% de la varianza total. Los valores de las saturaciones factoriales estandarizadas pueden ser observados en la Tabla 2; en ella se puede apreciar que en la mayoría de los factores los ítems se ajustan adecuadamente, a excepción del ítem 22 (“me cuesta hablar con desconocidos”), el cual debía teóricamente asociarse a la dimensión social, sin embargo en esta muestra el ítem se agrupa a los ítems que componen la dimensión emocional. Estudios previos (Tomás & Oliver, 2004) indicaron una saturación muy pobre del ítem con el factor, lo que señalaría que no existe una adecuada relación con la dimensión.

El resto de los ítems presenta adecuadas saturaciones factoriales, el primer factor asociado a la dimensión laboral/académica presenta saturaciones factoriales que oscilan entre 0,68 y 0,82. El segundo factor emergente, que en este caso corresponde al emocional, presenta saturaciones que oscilan entre los 0,79 y 0,66; sumándose el ítem 22 con una saturación de -0,513. El tercer factor emergente en este caso es el familiar, que presenta saturaciones factoriales altas y positivas con valores entre 0,58 y 0,81. De la misma forma, el factor social presenta valores que oscilan entre 0,65 y 0,84; los ítems del autoconcepto físico presentan valores altos y positivos, a excepción del ítem “me considero elegante” cuya saturación es de 0,50.

Tabla 2

Saturaciones Factoriales de los ítems de las escalas.

Ítem	Factores				
	F1	F2	F3	F4	F5
6. Mis profesores me consideran un buen estudiante	0.82				
21. Soy un buen estudiante	0.78				
26. Mis superiores me consideran inteligente y trabajador	0.74				
11. Trabajo mucho en clase	0.72				
1. Hago bien los trabajos escolares y/o académicos	0.70				
16. Mis profesores me estiman	0.68				
8. Muchas cosas me ponen nervioso		0.79			
23. Me pongo nervioso cuando me pregunta el profesor		0.76			
28. Me siento nervioso		0.73			
13. Me asusto con facilidad		0.68			
18. Cuando los mayores me dicen algo me pongo muy nervioso		0.68			
3. Tengo miedo de algunas cosas		0.66			
22. Me cuesta hablar con desconocidos		-0.51			
29. Me siento querido por mis padres			0.81		
24. Mis padres me dan confianza			0.79		
9. Me siento feliz en casa			0.72		
19. Mi familia me ayudaría en cualquier tipo de problema			0.71		
14. Mi familia está decepcionada de mi			0.64		
4. Soy muy criticado en casa			0.58		
2. Hago fácilmente amigos				0.84	
7. Soy una persona amigable				0.75	
27. Tengo muchos amigos				0.72	
12. Es difícil para mí hacer amigos				0.70	
17. Soy una persona alegre				0.65	
25. Soy bueno haciendo deporte					0.79
10. Me buscan para realizar actividades deportivas					0.78
20. Me gusta como soy físicamente					0.64
5. Me cuido físicamente					0.61
30. Soy una persona atractiva					0.60
15. Me considero elegante					0.50

Nota. Los ítems 4, 14, 22 y 24 han sido invertidos.

En la Tabla 3 es posible observar las correlaciones entre los cinco factores; 4 de 5 factores presentan un indicador estadísticamente significativo ($p < 0,01$ y $p < 0,05$), con correlaciones moderadas y bajas. Al igual que en los resultados presentados por Tomás y Oliver (2005), se presentan correlaciones particularmente bajas entre el factor emocional y el autoconcepto familiar y físico. Cabe destacar que no sucedió lo mismo con el factor social.

Tabla 3

Intercorrelaciones entre los puntajes de las cinco dimensiones del AF5

	1	2	3	4	5
Estudiantes (n =1206)					
1. Laboral	-				
2. Social	.244**	-			
3. Emocional	.059*	-.189**	-		
4. Familiar	.282**	.157**	-.050	-	
5. Físico	.382**	.305**	-.093**	.180**	-

** La correlación es significativa con $p < .01$ * La correlación es significativa con $p < .05$

El análisis de confiabilidad se realizó utilizando el coeficiente alfa de consistencia interna cuyo valor α fue de 0,80 al considerar todos los ítems. Al realizar el análisis de consistencia interna de los factores, es posible apreciar que todos ellos presentan puntajes por sobre 0,75 de esta forma, el primer factor académico/laboral con un coeficiente de 0,86, el segundo factor (social) con un coeficiente alfa de 0,78; el factor emocional presenta un valor alfa de 0,83, el factor familiar un valor del coeficiente alfa de 0,81 y, finalmente el quinto factor, ligado al autoconcepto físico con un coeficiente alfa de 0,76.

Para estimar la consistencia temporal, se aplicó el AF-5 a 367 sujetos de la muestra con un intervalo temporal de ocho meses, y se calculó la correlación de Pearson entre las puntuaciones de cada una de las dimensiones. Éstas oscilan entre los 0,74 y 0,30, obteniendo una puntuación más elevada en el factor Físico, seguido por el emocional, el Académico/laboral, y los factores Social y el Familiar; Todas las correlaciones resultaron estadísticamente significativas. Es importante destacar que, aún con un intervalo relativamente amplio de ocho meses, los puntajes son relativamente altos (ver Tabla 4).

Tabla 4

Correlaciones entre las dimensiones del test AF5 para test y re test

Dimensión	1	2	3	4	5
Estudiantes (n = 367)					
1.-Académico/Laboral	0.46**				
2.- Social		0.30**			
3. Emocional			0.57**		
4. Familiar				0.30**	
5. Físico					0.74**

** La correlación es significativa con $p < .01$

DISCUSIÓN

Durante los últimos años, la investigación sobre elementos intrapersonales asociados a la dinámica enseñanza-aprendizaje ha surgido con especial fuerza, reconociéndose la importancia de factores que tradicionalmente fueron considerados secundarios en educación. Nos referimos a aquellos tales como la metacognición, inteligencia múltiples, y autoconcepto, en el que se integran con especial relevancia para la educación la dimensión emocional y social.

El autoconcepto es utilizado con especial recurrencia, siendo muchas veces evaluado con instrumentos que carecen del adecuado respaldo teórico o se rigen por supuestos poco claros en su estructura o directamente poco realistas, instrumentos en los que habitualmente se desconocen aspectos centrales como la confiabilidad y validez (Batista-Foguet et al, 2004). Muchas veces el error comienza utilizando instrumentos que no cumplen con un adecuado manejo del lenguaje, y el idioma es allí el gran obstáculo. La investigación sobre Autoconcepto en educación y en psicología requiere instrumentos que cumplan con requisitos fundamentales previos a su utilización. En este contexto el Cuestionario de Autoconcepto de García y Musitu (1999) cuenta con un amplio respaldo y con características que en nuestro contexto lo hacen especialmente útil, comenzando por el idioma y continuando por los distintos análisis realizados (Tomás & Oliver, 2004; García et al., 2006).

Es habitual que en las medidas de evaluación del autoconcepto, las distribuciones de los ítems tengan una pronunciada asimetría negativa, como un indicador de un autoconcepto muy alto (García & Musitu, 1999). Esta situación genera, en términos metodológicos, una dificultad en la contrastación de datos con los distintos modelos teóricos propuestos (en consideración al requisito de normalidad uni/multivariante).

En este estudio se han aplicado dos procedimientos, los que sometieron a contrastación el modelo AF5 con los datos recogidos. El primero, utilizando la estimación de máxima verosimilitud (ML), aplicada bajo el supuesto de que es razonablemente robusta al incumplimiento de la normalidad multivariada y asumiendo, además, el sesgo que pudiera producir en la estimación de los índices de ajuste. En el segundo análisis, se procedió a repetir los análisis de la primera hipótesis, pero con las respuestas dicotomizadas, esta vez, utilizando pruebas robustas. Este segundo análisis confirma el efecto negativo que tiene la distribución asimétrica de los ítems en los indicadores de bondad de ajuste.

Como se ha podido apreciar, los resultados de ambos análisis mostraron un ajuste adecuado datos-modelo, y los procedimientos confirmatorios aplicados sobre el modelo pentafactorial del cuestionario permitieron concluir que se puede replicar esta estructura. La integración de pruebas robustas permitió confirmar un ajuste adecuado del modelo propuesto a los datos recogidos, sin intervenir en la estructura interna de los diversos factores. Además, todos los indicadores mejoraron considerablemente en relación al primer análisis.

En esta muestra es importante señalar que el ítem 22 tiende a agruparse en el factor emocional. Con todo, los indicadores alfa de cada factor y del cuestionario completo nos entregan valores que dan cuenta de una alta confiabilidad; de la misma forma, encontramos en el instrumento una adecuada consistencia temporal.

Es posible concluir que el modelo pentadimensional propuesto es una adecuada aproximación a los datos, y una adecuada calidad psicométrica. Así, este estudio se proyecta como un aporte a la investigación educativa y en psicología en Chile, entregando un análisis metodológico en profundidad de uno de los instrumentos que evalúan autoconcepto con mayor utilización en habla hispana.

Las limitaciones de la investigación pueden relacionarse con el tipo de muestra, fundamentalmente al recoger los datos de una muestra por conveniencia, éstos podrían haber estado parcialmente sesgados. Futuras investigaciones debiesen ampliar el rango de edad de los sujetos evaluados, e incluir muestreos aleatorios que permitan una mayor generalización y un menor sesgo. Por ello, es importante replicar esta investigación y nuevamente considerar los indicadores aquí observados.

REFERENCIAS

- Aron, A. & Aron, E. (2001) *Estadística para psicología*. Pearson Educación, Argentina.
- Batista-Foguet, J., Coenders, G., & Alonso, J. (2004) Análisis factorial confirmatorio. Su utilidad en la validación de cuestionarios relacionados con la salud. *Med Clin (Barc)* 122 (Suppl. 1) 21-27.
- Bentler, P. M. (1989). *EQS Structural Equations Program Manual*. Los Angeles: BMDP Statistical Software
- Bernal, I. R. (2006). Influence of the self-esteem in the improvement of the resistance in teenagers. *Revista Internacional de Medicina y Ciencias de la Actividad Física y el Deporte*, 23, 1-3.
- Brown, A. T. (2006). *Confirmatory factor analysis*. New York: The Guilford Press.
- Busso, E. (2003). *Aspectos de la habilidad motriz en la educación física escolar* [Aspects of motor abilities in the school physical education]. Unpublished doctoral dissertation, University of Valencia, Spain.
- Byrne, B. M. (2006). *Structural equation modeling with EQS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). Mahwah, N.J.: Lawrence Erlbaum Associates.
- Calvet, M. L. M., Iparraguirre, C. A., Chocano, A. D., Escobedo, R. M., Fernández, C. P., Acosta, G. D., Arco, C. G. N., Cueva, M. D., & Zamora, J. C. (2005). Emotional intelligence and self-concept on High-School students from metropolitan Lima area. *Revista de Investigación en Psicología*, 8, 41-55.
- Carmines, E.G. & McIver, J.P. (1981). Analyzing models with unobservable variables. En G. Bohrnstedt, & E. Borgatta, (eds.), *Social measurement: Current issues* (p. 65-115). Beverly Hills: Sage
- Carretero-Dios, H. & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.

- Cava, M.J. & Musitu, G. (2000). Perfil de los niños con problemas de integración social en el aula. *Revista de Psicología Social*, 15(3), 319-333.
- Cava, M. J., Musitu, G. & Murgui, S. (2006). Familia y violencia escolar: El rol mediador de la autoestima y la actitud hacia la autoridad institucional. *Psicothema*, 18(3), 367-373.
- Cerezo, F. (1997). *Conductas agresivas en la edad escolar*. Madrid: Pirámide
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1, 16-29.
- Ferreras, C.G., Guzmán G.I.N. & Carullas, L.S. (1998). Factores Psicosociales que intervienen en la adquisición del comportamiento tabáquico. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 30, 49-66.
- Fierro, A. (1990). Autoestima en adolescentes. Estudios sobre su estabilidad y sus determinantes. *Estudios de Psicología*, 45, 85-107.
- Fitts, W. H. (1965). *Manual Tennessee Self Concept Scale*. Nashville, TN: Counselogs Recordings y Tests.
- Fujikoshi, Y. (2000). Transformations with improved chi-squared approximations. *Journal of Multivariate Analysis*, 72, 249-263
- Garaigordobil, M., Durá, A. & Pérez, J. (2005). Síntomas psicopatológicos, problemas de conducta y autoconcepto- autoestima: Un estudio con adolescentes de 14 a 17 años. *Anuario de Psicología Clínica y de la Salud / Annuary of Clinical and Health Psychology*, 1, 53-63.
- García, F. & Musitu, G. (1999). AF5, *Autoconcepto Forma 5*. Madrid, España: TEA.
- García, F., Gracia, E. & Lila, M. (2006, Julio). *What is best for your children? Authoritative and indulgent Spanish families and children outcomes*. Documento presentado en el primer congreso Internacional sobre Interpersonal Acceptance and Rejection, Estambul, Turquía.
- García, F., Musitu, G., Riquelme, E. & Riquelme, P. (2010). Un análisis factorial confirmatorio del cuestionario de Autoconcepto Forma 5 con adultos jóvenes de España y Chile. Manuscrito presentado para su publicación.
- García, F., Musitu, G. & Veiga, F. (2006) Autoconcepto en adultos de España y Portugal. *Psicothema*, 18 (3), 551-556.
- García-Cueto, E., Álvaro, P. & Miranda, R. (1998). Bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psicothema*, 10 (3), 717-724.
- Gual, P., Pérez, M., Martínez, M., Lahortiga, F., Irala, J. & Cervera, S. (2002). Self-esteem, personality and eating disorders: Baseline assessment of a prospective population-based cohort. *International Journal of Eating Disorders*, 31, 261-273.
- Hoyle, R. H. (Ed.). (1995). *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications*. Thousand Oaks, CA: Sage
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Jöreskog, K. G., (1970). A general method for analysis of covariance structures. *Biometrika*, 57, 239-251.57
- Musitu, G; García, F., & Gutiérrez, M. (1991). AFA, *Autoconcepto Forma A*. Madrid, España: TEA.
- Núñez, J. (2006). Validación de la Escala de Motivación Educativa (EME) en Paraguay. *Revista Interamericana de Psicología*, 40(2), 185-192.
- Olweus, D. (1998). *Conductas de acoso y amenaza entre escolares*. Madrid: Morata

- Rodríguez, S., Cabanach, R.G., Valle, A., Núñez, J. C., & González-Pineda, J. A. (2004). Differences in use of self handicapping and defensive pessimism and its relation with achievement goals, self-esteem and self regulation strategies. *Psicothema, 16*, 625-631
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika, 66*, 507-514.
- Shumacker, R., & Lomax, R. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, USA: Erlbaum.
- Tomás, J. M., & Oliver, A. (2004). Análisis psicométrico confirmatorio de una medida multidimensional del autoconcepto en español. *Interamerican Journal of Psychology, 38*, 285-294.
- Watkins, D., & Dhawan, N. (1989). Do we need to distinguish the constructs of self-concepts and self-esteem? *Journal of Social Behavior and Personality, 4*, 555-562.