

METODOLOGÍA

Estructura factorial de la adaptación española de la Escala de Identificación Grupal de Tarrant

María Jesús Cava¹, Sofía Buelga¹, Juan Herrero² y Gonzalo Musitu³

¹ Universidad de Valencia, ² Universidad de Oviedo y ³ Universidad Pablo de Olavide

En este estudio se analiza la estructura factorial de la versión española de la Escala de Identificación Grupal de Tarrant. Esta escala está fundamentada en la Teoría de la Identidad Social y mide aspectos cognitivos, evaluativos y afectivos de la identificación grupal. Aunque esta escala ha sido considerada unidimensional al utilizarla con adolescentes, está basada en escalas de identificación grupal previas consideradas multidimensionales. Mediante análisis confirmatorios se contrastaron varios modelos factoriales en dos muestras independientes de adolescentes españoles (N= 1.795) y mexicanos (N= 1.494). En ambas muestras el modelo de tres factores (autocategorización, valoración grupal y compromiso grupal) es el que obtuvo mejores índices de ajuste. Los resultados son compatibles con la hipótesis de una estructura multidimensional de la identificación grupal.

Factor structure of the Spanish adaptation of Tarrant's Group Identification Scale. In this study, the factor structure of the Spanish version of Tarrant's Group Identification Scale is analyzed. This scale is based on the social identity theory and measures cognitive, evaluative, and affective aspects of group identification. Although this scale has been considered unidimensionally with adolescents, it is based on previous group identification scales considered multidimensionally. From confirmatory analysis, some factor models were tested in two independent samples of adolescents: Spanish (N= 1,795) and Mexican (N= 1,494). The three-factor model (self-categorization, group evaluation, and commitment to the group) produced the best fit in both samples. Results are compatible with the multidimensional structure hypothesis of group identification.

Gran parte de los comportamientos, y también de los sentimientos y pensamientos, de las personas se relacionan con su pertenencia a distintos grupos, desde la familia al grupo de amigos, el grupo de trabajo, o categorías sociales más amplias como el género, la etnia o la nacionalidad. En las últimas décadas han sido numerosos los trabajos que, partiendo de los planteamientos teóricos de la Teoría de la Identidad Social, han analizado aspectos como el prejuicio (Brown, 1995), el conflicto intergrupal (Ashmore, Jussim y Wilder, 2001), los estereotipos (Oakes, Haslam y Turner, 1994), la influencia social (Turner, 1991) o los contextos organizacionales (Hogg y Terry, 2000). No obstante, y como señalan Scandroglio, López y San José (2008), esta amplitud de temáticas ha dado también lugar a cierta confusión conceptual y ambigüedad metodológica.

La *identidad social* es definida por Tajfel como «el conocimiento que tiene un individuo de pertenecer a determinados grupos sociales junto con la significación emocional y de valor que tiene para él/ella dicha pertenencia» (1981: 255). Posteriormente, Turner incorporó el concepto de *identificación social o grupal* (Turner, 1982). La identificación pasa así a convertirse en un concepto central, el cual, por sí mismo, permite determinar la existencia de un grupo. En las últimas décadas, se observa una cierta utilización indistinta de ambos conceptos, lo que ha dado lugar a una mayor confusión en este ámbito de investigación (Cameron, 2004; Ellemers, Spears y Doosje, 1997; Henry, Arrow y Carini, 1999). Sobre esta cuestión, Henry, Arrow y Carini (1999) plantean la existencia de tres diferencias entre ambos conceptos. En primer lugar, la identificación grupal suele hacer referencia a grupos interactivos en los que la persona participa activamente, mientras que la literatura sobre identidad social se centra en el grupo que la persona tiene «en mente» haciendo referencia, esencialmente, a categorías sociales. En segundo lugar, la identificación grupal se relaciona más con procesos intragrupal, mientras que la identidad social lo hace con procesos intergrupales. Por último, una tercera diferencia

es relativa a cómo se consideran ambas variables. Así, mientras en la concepción tradicional la identidad social era considerada como dicotómica: uno era o no era miembro de una categoría social (Turner, 1982), el término de identificación grupal es frecuentemente conceptualizado y medido como variable continua (Hinkle, Taylor, Fox-Cardamone y Crook, 1989; Tarrant, 2002).

La identificación grupal, probablemente por las características antes reseñadas, ha sido objeto de mayor atención, sobre todo en estudios centrados en grupos interactivos, desarrollándose así diferentes instrumentos de medida (Ellemers, Kortekaas y Ouwerkerk, 1999; Henry et al., 1999; Tarrant, 2002). No obstante, quedan todavía cuestiones importantes por resolver en relación con su medición. Así, por ejemplo, Cameron (2004) destaca que, a pesar de la indudable relevancia que este constructo tiene para la teoría e investigación sobre procesos grupales y relaciones intergrupales, su dimensionalidad es un aspecto no resuelto. En esta misma línea, Scandroglio et al. lamentan que un concepto tan potencialmente relevante «continúe estando sometido a un importante grado de ambigüedad, a formulaciones carentes de justificación o a operativizaciones en exceso escuetas» (2008: 84). Por una parte, es todavía relativamente frecuente encontrar investigaciones en las que se utiliza una sola pregunta o ítem para valorar la identificación grupal; y, por otra, encontramos planteamientos tanto unidimensionales como multidimensionales en las escalas con varios ítems (Brown, Condor, Mathews, Wade y Williams, 1986; Duffy y Nesdale, 2009; Ellemers et al., 1999; Henry et al., 1999).

Entre las propuestas multidimensionales, una de las primeras fue la de Hinkle, Taylor, Fox-Cardamone y Crook (1989), quienes teniendo en cuenta tanto la importancia de los aspectos de percepción de pertenencia al grupo como de valoración de dicha pertenencia presentes en las primeras formulaciones de Tajfel, desarrollaron una escala para medir tres aspectos de la identificación grupal: el cognitivo, el evaluativo y el afectivo. Entre los modelos multidimensionales más citados destaca el de Henry et al. (1999), quienes plantean tres fuentes de la identificación: la *cognitiva*, derivada de la autocategorización o percepción de pertenencia al grupo; la *afectiva*, relativa a la atracción interpersonal hacia el resto de integrantes; y la *conductual*, centrada en la interdependencia entre los miembros del grupo.

También Ellemers, Kortekaas y Ouwerkerk (1999) plantean un modelo tridimensional. Estos autores consideran esencial distinguir la consciencia cognitiva de la pertenencia al grupo (*autocategorización*) del grado en que uno se siente emocionalmente implicado con el grupo (*compromiso afectivo*), puesto que dependiendo de dicho compromiso las respuestas de los integrantes son diferentes. En segundo lugar, cabría distinguir entre el grado en que las personas se sienten emocionalmente vinculadas con su grupo (*compromiso afectivo*) y la connotación de valor que conceden a dicha pertenencia (*autoestima grupal*). Aunque ambos aspectos parecen estar relacionados, esto no implica que necesariamente vayan siempre unidos. Puede existir un fuerte vínculo emocional hacia un determinado grupo y ser al mismo tiempo consciente de las características negativas del grupo.

Aunque actualmente parece mayoritaria la consideración multidimensional de la identificación grupal; no existe, sin embargo, un acuerdo unánime sobre esta cuestión, probablemente porque los datos no han apoyado siempre esta perspectiva (Cameron y Lalonde, 2001; Kiesner, Cadinu, Poulin y Bucci, 2002). De hecho, en investigaciones con escalas basadas en la de Brown et al. (1986), los análisis factoriales no siempre han confirmado la exis-

tencia de diferentes dimensiones; lo que ha supuesto que esta escala sea utilizada con frecuencia de forma unidimensional. Así, por ejemplo, en un ámbito en el que actualmente existe un renovado interés por analizar los procesos de identificación grupal desde la perspectiva de la Teoría de la Identidad Social, como es el caso de los grupos de iguales durante la adolescencia, encontramos una utilización unidimensional de esta escala (Tarrant, 2002; Tarrant, North y Hargreaves, 2004; Tarrant, MacKenzie y Hewitt, 2006). En este ámbito de investigación, y con la finalidad de analizar la influencia que los procesos de identificación grupal tienen en los adolescentes, Tarrant (2002) ha desarrollado una escala configurada por 13 ítems. Esta escala incluye los 10 ítems de la de Brown et al. (1986) y 3 ítems de la escala de Hinkle et al. (1989). En sus trabajos, Tarrant analiza el modo en que una mayor identificación del adolescente con su grupo de amigos se relaciona con la percepción grupal (Tarrant, 2002), las atribuciones causales (Tarrant, North y Hargreaves, 2004) y el autoconcepto y desarrollo evolutivo del adolescente (Tarrant, MacKenzie y Hewitt, 2006).

Ciertamente, en las investigaciones sobre ajuste psicosocial en la adolescencia la Teoría de la Identidad Social aplicada al análisis de la influencia del grupo de iguales en la adolescencia está adquiriendo cada vez mayor fuerza (Duffy y Nesdale, 2009; Kiesner et al., 2002). Sin embargo, en este ámbito no todos los instrumentos utilizados han sido adecuadamente estudiados y contrastados. Además, no existe en español ninguna escala que tenga como finalidad evaluar la identificación grupal en grupos naturales constituidos por adolescentes. La disponibilidad de un instrumento adecuado para medir esta importante variable psicosocial contribuiría a enriquecer de forma significativa las investigaciones sobre identidad social en países de lengua española. Ante esta carencia, y dada su relevancia, el objetivo de esta investigación es analizar la estructura factorial de la versión española de la Escala de Identificación Grupal de Tarrant (2002).

Método

Participantes

Para este estudio se han utilizado dos muestras independientes. Una primera muestra incluye a adolescentes escolarizados españoles ($N=1.795$) de ambos sexos (52% varones, 48% mujeres) entre 11 y 18 años ($M=14,20$, $DT=1,68$). Estos adolescentes proceden de 9 centros educativos, públicos y concertados, de la comunidad autónoma de Andalucía, distribuidos en 1º, 2º, 3º y 4º de Secundaria; y 1º y 2º de Bachiller. Una segunda muestra incluye adolescentes escolarizados ($N=1.494$) en 6 centros educativos, públicos y concertados, del Estado de Sinaloa (México), de ambos sexos (55% mujeres), entre 12 y 19 años ($M=14,82$ años, $DT=1,75$) y distribuidos en los cursos de 1º, 2º y 3º de Secundaria; y 1º, 2º y 3º de Preparatoria (estos últimos cursos son equivalentes a 4º de Secundaria y 1º y 2º de Bachiller en España).

Instrumentos

La escala de Identificación Grupal de Tarrant (2002) consta de 13 ítems que evalúan distintos aspectos relativos a la identificación con el grupo (por ejemplo, «*Me siento parte de este grupo*», «*No me siento libre en este grupo*»). A estos ítems, adaptados de las escalas previas de Brown et al. (1986) y Hinkle et al. (1989), se responde mediante una escala de 11 puntos (0= completamente

en desacuerdo, y 10= completamente de acuerdo). La consistencia interna (alfa de Cronbach) para la escala total es de ,87 (Tarrant, 2002). En el proceso de traducción y adaptación al español de esta escala se siguieron las directrices internacionales (Balluerka, Gorostiaga, Alonso-Arbiol y Haranburu, 2007).

Procedimiento

En primer lugar, se envió una carta a los centros educativos seleccionados (en ambas muestras) explicando el proyecto de investigación. Posteriormente se contactó telefónicamente con la dirección de los centros y se concertó una entrevista en la que se explicó el proyecto, y se entregaron los consentimientos informados para los padres junto con una carta explicativa de la investigación. Tras la obtención de los permisos correspondientes se realizó un seminario informativo con el profesorado. La aplicación del instrumento se llevó a cabo por investigadores expertos y entrenados en las aulas habituales y durante un período regular de clase. Se informó en todo momento a los adolescentes que su participación era voluntaria y anónima.

Análisis de datos

Primeramente, se realizó un análisis factorial exploratorio con la muestra mexicana utilizando el SPSS (versión 17), y se calculó la fiabilidad de los factores. Posteriormente, se realizaron análisis confirmatorios utilizando el EQS 6.1, y procediendo del siguiente modo: 1) se contrastó en la muestra española si la estructura factorial obtenida previamente representaba razonablemente los datos (validación cruzada); 2) se replicó esta estructura factorial en una

muestra independiente (México); 3) a través de análisis multigrupo y análisis de estructuras de covarianza que incluyen también la media (Latent Mean Structures) se estimó la invarianza factorial de la estructura encontrada para la muestra española (por país y por género). Todos los resultados del ajuste de los modelos se basan en la solución robusta debido a la desviación de la normalidad observada en los datos. Esta solución robusta aplica una corrección a la desviación de la multinormalidad de los datos para estimar un χ^2 ajustado (S-B χ^2), errores típicos robustos e índices de ajuste robustos.

Resultados

Análisis factorial exploratorio y fiabilidad

Los resultados de la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin (0,87) y de la prueba de Barlett ($\chi^2= 5239,14$, $gl= 78$, $p<,001$) realizados con los datos de la muestra mexicana fueron satisfactorios, indicando la idoneidad de realizar un análisis factorial. Debido a la probable correlación entre los factores, se realizó un análisis de componentes principales con rotación oblimin que mostró la presencia de tres factores que explicaban el 55,42% de varianza (tabla 1). Analizando el contenido de los ítems que se distribuyen en cada uno de estos tres factores se aprecia una estructura coherente desde el punto de vista teórico. El primer factor, al que denominamos *Autocategorización*, incluye ítems relativos a la percepción que la persona tiene de sí misma como miembro del grupo y explica un 31,62% de varianza. El segundo factor, *Valoración grupal*, integra ítems que reflejan la valoración y estima que la persona tiene hacia el grupo y explica un 15,88% de varianza. El tercero, *Compromiso*

Tabla 1
Análisis factorial exploratorio para la muestra mexicana y análisis factorial confirmatorio para la muestra española¹

	Análisis factorial exploratorio			Análisis factorial confirmatorio: solución estandarizada		
	F1 Autocategori- zación	F2 Valoración	F3 Compromiso	F1 Autocategori- zación	F2 Valoración	F3 Compromiso
1. Este grupo es importante para mí	,73	-,05	,04	,70		
2. Me siento parte de este grupo	,68	-,09	-,11	,67		
3. Hablo mal de este grupo	-,05	,78	-,04		,57	
4. Se burlan de mí cuando digo que soy parte de este grupo	,03	,72	,01		,45	
5. No me siento libre en este grupo	,05	,08	,60			,28
6. Trato de ocultar que pertenezco a este grupo	,04	,71	,09		,44	
7. Me avergüenzo de pertenecer a este grupo	-,07	,76	,01		,64	
8. Me siento muy unido a este grupo	,76	-,01	-,01	,80		
9. Me siento identificado/a con este grupo	,77	,13	-,09	,52		
10. Estoy contento/a de pertenecer a este grupo	,79	,01	-,04	,83		
11. Me veo como una parte importante de este grupo	,68	-,01	-,01	,60		
12. Me siento incómodo/a con las personas de este grupo	-,10	,27	,55			,78
13. No me identifico con algunas personas de este grupo	-,03	-,12	,87			,46
Covarianzas y correlaciones entre factores						
F1						
F2	-0.63 (0.09)	-		-,57		
F3	-0.53 (0.09)	0.64 (0.11)	-	-,41	,75	

¹ Todos los coeficientes del análisis confirmatorio son significativos ($p<,001$)

grupal (7,92% de varianza), incluye ítems que reflejan el grado en que la persona se siente libre, cómoda y comprometida con su grupo. Los índices de consistencia interna (α de Cronbach) de estos tres factores fueron, respectivamente, ,83 ,75 y ,63.

Análisis confirmatorios

Teniendo en cuenta los factores obtenidos se realizaron los análisis confirmatorios. Para ello, se analizaron en primer lugar dos modelos factoriales para los 13 ítems de la escala con la muestra española. Un primer modelo de un solo factor proporcionó un pobre ajuste [S-B $\chi^2= 482,50$, $gl= 65$, $p<.001$, CFI= 0,74, RMSEA= 0,07 (0,06-0,07)], sugiriendo que una estructura unidimensional de la identificación grupal no representaba adecuadamente los datos. Este ajuste no mejoró al imponer una estructura de tres factores no correlacionados [S-B $\chi^2= 454,79$, $gl= 65$, $p<.001$, CFI= 0,79, RMSEA= 0,06 (0,06-0,07)]. Finalmente, se estimó un modelo que permitía la correlación entre los tres factores [S-B $\chi^2= 150,65$, $gl= 62$, $p<.001$, CFI= 0,96, RMSEA= 0,03 (0,03-0,04)] y que mostró un ajuste adecuado. Este modelo final encontrado para la muestra española fue estimado posteriormente en la muestra de adolescentes mexicanos [S-B $\chi^2= 163,18$, $gl= 62$, $p<.001$, CFI= 0,96, RMSEA= 0,03 (0,03-0,04)] mostrando un ajuste similar. Los resultados para la muestra española se presentan en la tabla 1.

Conviene resaltar que los factores de Valoración grupal y Compromiso son negativos, a mayor puntuación peor valoración del grupo y menor compromiso. Se observa también una elevada correlación entre factores. Específicamente, hay una elevada relación entre la existencia de elementos valorativos negativos y ausencia de compromiso con el grupo ($r= ,75$). La relación entre los componentes cognitivo y valorativo, si bien estadísticamente significativa, parece algo menor ($r= -,57$), al igual que la relación entre valoraciones y compromiso ($r= -,41$).

Análisis multigrupo

A continuación se evaluó la invarianza factorial del cuestionario. Para ello, se hipotetizó que el número de factores, las saturaciones de los ítems y las correlaciones entre los factores eran invariantes en las dos muestras de España y México.

También se hipotetizó que éstas eran equivalentes entre los chicos y chicas de cada una de las muestras. Estas hipótesis se evaluaron mediante análisis multigrupo, que permite establecer igualdades adicionales en dos o más grupos y obtener la probabilidad de que esas igualdades existan en la población. Se evaluaron tres modelos multigrupo para realizar las siguientes comparaciones: España-México, chicos-chicas en España y chicos-chicas en México.

Para la evaluación de los modelos multigrupo se estimaron diferentes modelos anidados y se compararon a través del test de la diferencia en χ^2 . Los modelos anidados fueron los siguientes: a) un primer modelo multigrupo que no impone ninguna igualdad entre las saturaciones y las correlaciones entre los factores (modelo sin restricciones); y b) un segundo modelo que impone la igualdad entre todas las saturaciones y las correlaciones entre los factores (modelo con restricciones) en los grupos. La diferencia en χ^2 de estos dos modelos se distribuye también como χ^2 con grados de libertad igual a la diferencia entre los grados de libertad de ambos modelos. Si se acepta la hipótesis nula (que los modelos son equivalentes estadísticamente) ello significa que el modelo con mayor número de grados de libertad (el modelo más restringido) es el mejor. Finalmente, si es el caso, se liberan aquellas restricciones (igualdades entre grupos) que en el modelo más restringido llevan a una pérdida de ajuste y se analizan esos parámetros individualmente para cada grupo. Un resumen de los índices de ajuste multigrupo y el test de la diferencia en χ^2 se presenta en la tabla 2.

Con respecto a la comparación simultánea de la estructura factorial entre la muestra española y mexicana, se observa que no se puede mantener la igualdad entre los modelos sin ninguna restricción (Modelo a) y con todas las restricciones (Modelo b) ($\Delta\chi^2= 80,98$, $\Delta gl= 13$, $p<.001$) por lo que es necesario re-estimar el modelo liberando aquellas igualdades que llevan a una falta de ajuste. Estas restricciones estadísticamente significativas se identifican en EQS a partir del multiplicador de Lagrange. En el caso de la comparación España-México, dos correlaciones entre los factores son distintas en los grupos y, por tanto, habría que liberar esas igualdades (correlación entre Factor 1 y Factor 2 - r_{12} ; y correlación

Tabla 2
Modelo general para España y México

Modelo	S-B χ^2	gl	p	CFI robusto	RMSEA robusto
Invarianza factorial España-México					
(a) Modelo sin restricciones	313,07	124	<.001		
(b) Modelo con restricciones	399,33	137	<.001	0,96	0,03 (0,03-0,04)
Modelo b - Modelo a ¹	80,98	13	<.001	0,94	0,03 (0,03-0,04)
(c) Modelo con 2 restricciones liberadas	323,99	135	<.001		
Modelo c - Modelo a	15,70	11	0,15	0,96	0,03 (0,03-0,04)
Invarianza factorial España (chicos y chicas)					
(a) Modelo sin restricciones	235,18	124	<.001		
(b) Modelo con restricciones	296,48	137	<.001	0,93	0,03 (0,03-0,04)
Modelo b - Modelo a	48,98	13	<.001	0,90	0,04 (0,03-0,04)
(c) Modelo con 2 restricciones liberadas	244,84	135	<.001		
Modelo c - Modelo a	13,13	11	0,28	0,93	0,03 (0,03-0,04)
Invarianza factorial México (chicos y chicas)					
(a) Modelo sin restricciones	242,49	124	<.001		
(b) Modelo con restricciones	257,17	137	<.001	0,96	0,04 (0,03-0,04)
Modelo b - Modelo a	14,03	13	0,38		

¹ Las comparaciones de modelos basadas en el χ^2 de Satorra-Bentler se realizan siguiendo el procedimiento descrito en Crawford y Henry (2003)

entre Factor 2 y Factor 3 $-r_{23}$). Este nuevo Modelo (c) es estadísticamente equivalente al Modelo (a) ($\Delta\chi^2= 7,47$, $\Delta gl= 10$, $p= 0,68$) y, por tanto, se puede mantener que las igualdades en las saturaciones son idénticas para España y México. Las correlaciones diferentes para la muestra mexicana fueron $r_{12}= -.40$ ($p<.001$), $r_{23}= .70$ ($p<.001$). Si bien todas las correlaciones son estadísticamente significativas, las magnitudes son diferentes.

En cuanto a las comparaciones en función del género, en la muestra española se observa que hay que liberar dos restricciones para que el modelo sin restricciones (Modelo a) y el modelo con restricciones (Modelo b) sean estadísticamente equivalentes: Modelo c ($\Delta\chi^2= 13,13$, $\Delta gl= 11$, $p= 0,68$). Estas restricciones se refieren a dos correlaciones entre los factores, en chicos ($r_{12}= -.45$, $p<.001$; $r_{23}= .75$, $p<.001$) y chicas ($r_{12}= -.42$, $p<.001$; $r_{23}= .40$, $p<.001$). En el caso de la muestra mexicana, el modelo sin restricciones (Modelo a) y el modelo con restricciones (Modelo b) son estadísticamente equivalentes ($\Delta\chi^2= 14,03$, $\Delta gl= 13$, $p= 0,38$), por lo que se puede mantener que la estructura factorial es idéntica para chicos y chicas, incluidas las correlaciones entre los factores.

Discusión

En este estudio se planteó como objetivo analizar la estructura factorial de la escala de Identificación Grupal de Tarrant (2002) en su adaptación al español. Esta escala, fundamentada en la Teoría de la Identidad Social, se ha utilizado de forma unidimensional en investigaciones con grupos de iguales durante la adolescencia. No obstante, teniendo en cuenta que para su elaboración se tomaron ítems de dos escalas previas de identificación grupal (Brown et al., 1986; Hinkle et al., 1989) consideradas multidimensionales, así como la existencia de planteamientos teóricos que asumen su multidimensionalidad (por ejemplo, Ellemers et al., 1999), se consideró conveniente analizar su estructura factorial. Los resultados obtenidos en este estudio muestran una estructura tridimensional de la escala. Estos resultados son coincidentes con los obtenidos por Hinkle et al. (1989) y Ellemers et al. (1999), y difieren de la consideración unidimensional planteada por Tarrant (2002; Tarrant et al., 2004). Esta estructura tridimensional ha sido, además, confirmada en dos muestras independientes, y tanto en chicos como en chicas. Los análisis multigrupo realizados han mostrado que la estructura factorial es similar en los distintos grupos analizados. En ambas muestras se confirma la existencia de tres factores que se corresponderían con los aspectos cognitivos, evaluativos y afectivos de la identificación grupal. De hecho, existe gran similitud entre los factores obtenidos y los que fueron propuestos por Ellemers et al. (1999): Autocategorización, Autoestima grupal y Compromiso con el grupo.

En la adaptación española, la escala de Tarrant (2002) permite evaluar tres dimensiones de la identificación grupal en adolescentes. Una primera dimensión sería la relativa a la *Autocategorización* que la persona hace de sí misma como miembro del grupo. Una segunda dimensión haría referencia a la evaluación y *Valoración* que realiza del grupo al que pertenece; y una tercera dimensión mediría el grado de *Compromiso* hacia el grupo que tiene la persona. El análisis específico de estas tres dimensiones puede ser especialmente útil en estudios con adolescentes, donde cada vez es mayor el interés por analizar la relación entre los procesos

de identificación grupal y el ajuste psicosocial (Duffy y Nesdale, 2009; Kiesner et al., 2002). Sin embargo, y aunque es creciente el interés por estos procesos, en la mayoría de las investigaciones realizadas sobre identificación grupal en adolescentes no se diferencia entre factores cognitivos y afectivos. Esta carencia resulta especialmente llamativa si tenemos en cuenta que los factores de tipo evaluativo y afectivo son los que parecen explicar mejor el comportamiento de los miembros del grupo (Cameron, 2004; Ellemers et al., 1999). Por la importancia de estos factores para la investigación, una medida de tipo multidimensional, como la descrita en este estudio, parece más conveniente que una medida unidimensional, y también que otras mediciones que han llegado a limitarse a un solo ítem. En los estudios sobre identificación grupal en la adolescencia las medidas de tipo multidimensional permiten conocer no solo el grado en que el adolescente se percibe como miembro del grupo, sino también cuál es su valoración del grupo y su grado de compromiso con él.

Por otra parte, la adaptación realizada de esta escala permite suplir una importante falta de instrumentos en español que permitan medir la identificación grupal, partiendo en su elaboración de los planteamientos teóricos de la Teoría de la Identidad Social. La identificación grupal es un concepto central en esta teoría, pero es también un concepto respecto del cual es necesario todavía avanzar en el desarrollo de instrumentos de medición adecuados (Scandroglio et al., 2008). En este sentido, en futuras investigaciones sería interesante analizar la estructura factorial y propiedades psicométricas de esta escala en otro tipo de grupos diferentes de los grupos de iguales en la adolescencia, y en grupos concretos de adolescentes cuyas normas grupales impliquen comportamientos de riesgo. También, sería conveniente profundizar en el análisis de su validez convergente y discriminante. No obstante, y a pesar de estas limitaciones, los resultados encontrados sobre la escala analizada han mostrado evidencias de validez favorables. Esta escala permite el análisis de las diferentes dimensiones de la identificación grupal en adolescentes, y también puede contribuir considerablemente al desarrollo de nuevas investigaciones sobre identidad social en lengua española. La Teoría de la Identidad Social constituye uno de los marcos teóricos más importantes dentro de la Psicología social y ha dado lugar a investigaciones en ámbitos muy diversos, por lo que son muchos los contextos en los que puede tener utilidad la escala multidimensional analizada en esta investigación.

En futuros trabajos podría analizarse, por ejemplo, la relación entre las distintas dimensiones de la identificación grupal y otras variables grupales con mayor presencia en la investigación sobre grupos, como son la reputación social o el estatus sociométrico. Estas otras medidas están más centradas en el modo en que la persona es percibida por los demás integrantes del grupo. La identificación grupal, por su parte, podría complementar esta perspectiva al centrarse en mayor medida en la percepción que la persona tiene del grupo del que forma parte.

Agradecimientos

Este artículo ha sido elaborado en el marco del proyecto de investigación PSI2008-01535/PSIC «Violencia escolar, victimización y reputación social en la adolescencia», subvencionado por el Ministerio de Ciencia e Innovación de España.

Referencias

- Ashmore, R.D., Jussim, L., y Wilder, D. (Eds.) (2001). *Social identity, intergroup conflict and conflict resolution. Rutgers series on self and social identity; vol. 3*. New York: Oxford University Press.
- Balluerka, N., Gorostiaga, A., Alonso-Arbiol, I., y Haranburu, M. (2007). La adaptación de instrumentos de medida de unas culturas a otras: una perspectiva práctica. *Psicothema*, 19, 124-133.
- Brown, R. (1995). *Prejudice in Social Psychology*. Oxford: Blackwell.
- Brown, R., Condor, S., Mathews, A., Wade, G., y Williams, J. (1986). Explaining intergroup differentiation in an industrial organization. *Journal of Occupational Psychology*, 59, 273-286.
- Cameron, J.E. (2004). A three-factor model of social identity. *Self and Identity*, 3, 239-262.
- Cameron, J.E., y Lalonde, R.N. (2001). Social identification and gender-related ideology in women and men. *British Journal of Social Psychology*, 40, 59-77.
- Crawford, J.R., y Henry, J.D. (2003). The Depression Anxiety Stress Scales: Normative data and latent structure in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 42, 111-131.
- Duffy, A.L., y Nesdale, D. (2009). Peer groups, social identity and children's bullying behavior. *Social Development*, 18(1), 121-139.
- Ellemers, N., Kortekaas, P., y Ouwerkerk, J.W. (1999). Self-categorization, commitment to the group and self-esteem as related but distinct aspects of social identity. *European Journal of Social Psychology*, 29, 371-389.
- Ellemers, N., Spears, R., y Doosje, B. (1997). Sticking together or falling apart: Group identification as a psychological determinant of group commitment versus individual mobility. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 123-140.
- Henry, K.B., Arrow, H., y Carini, B. (1999). A tripartite model of group identification. Theory and Measurement. *Small Group Research*, 30(5), 558-581.
- Hinkle, S., Taylor, L.A., Fox-Cardamone, D.L., y Crook, K.F. (1989). Intragroup identification and intergroup differentiation: A multicomponent approach. *British Journal of Social Psychology*, 28, 305-317.
- Hogg, M., y Terry, D. (2000). Social identity and self-categorization processes in organization contexts. *Academy of Management Review*, 25, 121-140.
- Kiesner, J., Cadinu, M., Poulin, F., y Bucci, M. (2002). Group identification in early adolescence: Its relation with peer adjustment and its moderator effects on peer influence. *Child Development*, 73(1), 196-208.
- Oakes, P.J., Haslam, S.A., y Turner, J.C. (1994). *Stereotyping and social reality*. Oxford: Blackwell.
- Scandroglio, B., López, J.S., y San José, M.C. (2008). La Teoría de la Identidad Social: una síntesis crítica de sus fundamentos, evidencia y controversias. *Psicothema*, 20(1), 80-89.
- Spears, R., Doosje, B., y Ellemers, N. (1997). Self-stereotyping in the face of threats to group status and distinctiveness: The role of group identification. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 23, 538-553.
- Tajfel, H. (1981). *Human groups and social categories*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tarrant, M. (2002). Adolescent peer groups and social identity. *Social Development*, 11(1), 110-123.
- Tarrant, M., MacKenzie, L., y Hewitt, L.A. (2006). Friendship group identification, multidimensional self-concept, and experience of development tasks in adolescence. *Journal of Adolescence*, 29, 627-640.
- Tarrant, M., North, A.C., y Hargreaves, D.J. (2004). Adolescents' intergroup attributions: A comparison of two social identities. *Journal of Youth and Adolescence*, 33(3), 177-185.
- Turner, J.C. (1982). Towards a cognitive redefinition of the social group. En H. Tajfel (Ed.), *Social identity and intergroup relations* (pp. 15-40). Cambridge: Cambridge University Press.
- Turner, J.C. (1991). *Social influence*. Buckingham: Open University Press.