ESCALA DE AMENAZA GRUPAL INTERNALIZADA POR INMIGRANTES LATINOAMERICANOS EN ESPAÑA: EVIDENCIAS INICIALES DE FIABILIDAD Y VALIDEZ

José Berríos-Riquelme, Dolores Frias-Navarro, Marcos Pascual-Soler y Laura Badenes-Ribera

RESUMEN

Dentro del contexto de la crisis socioeconómica que afecta a España se desarrolla una escala para medir la amenaza grupal internalizada por inmigrantes latinoamericanos. El constructo se entiende como la auto-estigmatización que tienen los inmigrantes desde el enfoque de la amenaza grupal. El objetivo del estudio es entregar las evidencias iniciales de fiabilidad y validez del instrumento con una muestra de 508 inmigrantes latinoamericanos que viven en España (edad media de 36,47 años, DT= 11,40; 63,2% mujeres), analizando su estructura factorial, su consistencia interna y su validez de constructo. Los resultados arrojan un buen ajuste del modelo unifactorial, siendo consistentes con la propuesta teórica de la amenaza grupal internalizada como un factor general. Se discuten las pruebas de validez establecidas, así como las implicaciones teóricas y prácticas de la escala para su uso con población inmigrante. Finalmente se establecen sugerencias para futuras investigaciones.

Introducción

Durante la década de 1990 España vivenció mejoras políticas, sociales y económicas que la transformaron en un destino atractivo para inmigrantes. El incremento de la población extranjera en el país entre 2000 y 2011 fue de 923.879 a 5.751.587 inmigrantes, un aumento del 600% (INE, 2016). Durante ese período, los principales actores de la movilidad humana en España fueron los inmigrantes latinoamericanos, quienes alcanzaron a ser el 37,1% de la población extranjera en el país (Arroyo *et al*., 2012). Estas cifras llevaron a que, en la primera década del siglo XXI, España se convirtiera en el país europeo con la tasa de inmigración más alta del conglomerado latinoamericano, sobrepasada solamente, a nivel mundial, por EEUU como sociedad receptora de personas de esta procedencia (Leal, 2014).

La literatura señala que los inmigrantes latinoamericanos son mejor evaluados por los españoles respecto a otros conglomerados de extranjeros, tales como marroquís o europeos del este (Navas *et al*., 2012). Esto puede encontrar explicación por el pasado histórico que conecta a la región latinoamericana con España, el cual entrega algunas características comunes que facilitarían su inserción social y laboral. Pese a lo anterior, la alta densidad demográfica de este conglomerado se ha puesto en tela de juicio desde que estalló la actual crisis social y económica que afecta a España desde el año 2008. Esta situación se explica porque en épocas de crisis se exacerba la percepción de que los inmigrantes constituyen una amenaza para los recursos escasos y para la homogeneidad cultural nacional (Cea, 2016).

Las principales variables implicadas en la activación de la percepción de amenaza hacia los inmigrantes y el desarrollo de actitudes estigmatizantes hacia este grupo, es el tamaño de la población extranjera y la competencia de recursos que se origina por el contexto económico de un país (Stephan *et al*., 2009; Checa y Arjona, 2013; Cea, 2016). Esta percepción de amenaza se configura porque el grupo nacional ve que su posición social se encuentra en peligro por la llegada de población foránea (Jackson, 1993). Esta situación se evidencia en España porque su contexto socioeconómico ha mermado el nivel y calidad de vida de los españoles e inmigrantes, quienes deben competir por los empleos y recursos sociales en una sociedad que lleva casi una década en crisis.

La literatura expone que la percepción de amenaza se estructura desde dos componentes (Stephan y Renfro, 2002; Stephan *et al*., 2009). El primero se denomina real y está determinado por un sentimiento de competencia ante recursos escasos como el trabajo y también por la percepción de que el grupo mayoritario pierda su poder, los recursos y el bienestar en general. El segundo se presenta desde una arista simbólica, donde la amenaza se configura por percibir un peligro en las diferencias grupales en cuanto a valores y costumbres, ya que éstas pondrían en peligro la religión, las creencias imperantes en el sistema, la ideología, la moralidad y la visión del mundo. Ambos tipos de amenaza se concretizan en actitudes negativas y discriminatorias que están

PALABRAS CLAVE / Amenaza Grupal Internalizada / España / Fiabilidad / Inmigrantes latinoamericanos / Validez /

Recibido: 15/12/2017. Modificado: 14/05/2018. Aceptado: 15/05/2018.

José Berríos-Riquelme. Trabajador Social y Doctor en Movilidad Humana. Académico, Universidad de Tarapacá (UTA), Chile. Dirección: Departamento de Ciencias Sociales, Universidad de Tarapacá. Avenida Luis Emilio Recabarren Nº 2477, Iquique-Chile. e-mail: jberrios@uta.cl

Dolores Frias-Navarro. Psicóloga y Doctora en Psicología. Profesora, Universidad de Valencia, España.

Marcos Pascual-Soler. Psicólogo y Doctor en Psicología. Profesor, Escuela de Marketing y Negocios (ESIC), Valencia, España.

Laura Badenes-Ribera. Psicóloga y Doctora en Investigación en Psicología. Profesora Universidad de Valencia, España

INTERNALIZED GROUP THREAT IN LATIN AMERICAN IMMIGRANTS IN SPAIN: INITIAL EVIDENCE OF RELIABILITY AND VALIDITY

José Berríos-Riquelme, Dolores Frias-Navarro, Marcos Pascual-Soler and Laura Badenes-Ribera

SUMMARY

A scale was developed to measure the internalized group threat by LatinAmerican immigrants in the socioeconomic crisis that affects Spain. This construct is understood as the self-stigmatization that immigrants have from the group threat perspective. The aim of the study is to provide initial evidence of reliability and validity of the instrument with a sample of 508 LatinAmerican immigrants living in Spain (average age 36,47 years, SD= 40, 63,2% women), analyzing its factorial structure, its internal consistency and construct validity. The results show a good adjustment of the unifactorial model, being consistent with the theoretical proposal of the internalized group threat as a general factor. The established validity tests are discussed, as well as the theoretical and practical implications for use of this scale with immigrant populations. Finally, suggestions for future research are indicated.

ESCALA DE AMENAZA GRUPAL INTERNALIZADA POR INMIGRANTES LATINOAMERICANOS EN ESPAÑA: EVIDENCIAS INICIALES DE FIABILIDAD Y VALIDEZ

José Berríos-Riquelme, Dolores Frias-Navarro, Marcos Pascual-Soler e Laura Badenes-Ribera

RESUMO

Dentro do contexto da crise socioeconômica que afeta a Espanha, desenvolve-se uma escala para medir a ameaça grupal internalizada por imigrantes latino-americanos. A construção é entendida como a autoestigmatização que os imigrantes têm desde o enfoque da ameaça grupal. O objetivo do estudo é fornecer as evidências iniciais de confiabilidade e validade do instrumento com uma amostra de 508 imigrantes latino-americanos que moram na Espanha (idade média de 36,47 anos, DT=11,40; 63,2% são mulheres), analisando a sua estrutura fatorial, a sua consistência interna e a sua validade de constructo. Os resultados mostraram um bom ajuste do modelo unifatorial, sendo consistentes com a proposta teórica da ameaça grupal internalizada como um fator geral. Discutem-se os testes de validade estabelecidos, bem como as implicações teóricas e práticas da escala para seu uso com a população migrante. Finalmente estabelecem-se sugestões para futuras pesquisas.

presentes en las relaciones intergrupales entre nacionales e inmigrantes.

Los estudios que se han realizado en España sobre la percepción de amenaza hacia los inmigrantes dan cuenta de que ésta es una situación real y que no solamente está determinada por el contexto socioeconómico y el tamaño del exogrupo. Los otros factores que están implicados en la percepción de amenaza en España son los medios de comunicación y los partidos políticos, quienes utilizan a los inmigrantes como chivo expiatorio para señalar que roban el trabajo y que amenazan la identidad española (Checa y Arjona, 2013; Cea, 2016). Como señalan Sidanius y Pratto (1999), lo que hacen estos actores sociales es construir a los inmigrantes como un otro diferente para mantener las desigualdades y así evitar que este exogrupo amenace al conglomerado nacional. Los medios de comunicación se encargan de reforzar los estereotipos negativos de la población inmigrante, utilizando términos como invasión o avalancha para presentar su llegada de forma sensacionalista y enfocándola como una amenaza para la identidad local y los recursos de los nacionales (Albert *et al.*, 2010). Los partidos políticos incitan el sentimiento de amenaza hacia los inmigrantes por medio de sus discursos, señalándolos como extraños que se apoderan del trabajo de la población nacional y que cambian la identidad cultural imperante (Checa y Arjona, 2013). Estos factores, sumados a la crisis social y económica que vive España, lleva a que los españoles expresen prejuicios que existían con anterioridad hacia el conglomerado inmigrante, pero ahora se observarían con mayor naturalidad al estar amparados en la percepción de amenaza (Berríos, 2017). Por ejemplo, Navas *et al.* (2012) encontraron que la amenaza percibida por los españoles genera actitudes negativas hacia los inmigrantes sin importar su región de procedencia. El estudio realizado por López-Rodríguez *et al.* (2014), entrega evidencia que la percepción de amenaza es una variable que predice cuáles son los conglomerados de inmigrantes que son vistos como menos adaptados en la sociedad española. También se comprobó que la percepción de amenaza incide en las preferencias de los nacionales sobre el tipo de aculturación que deberían tener los inmigrantes (López-Rodríguez *et al.*, 2014). Por estos motivos y de acuerdo con Cea (2016), la percepción de amenaza exogrupal es válida para explicar las actitudes negativas hacia los inmigrantes en España.

La percepción de amenaza legitima el estigma social de los exogrupos, lo que contribuye a sostener y justificar las actitudes prejuiciosas y discriminatorias hacia el grupo por el que se siente amenaza (Sidanius y Pratto, 1999; Stephan *et al*, 2002). En este sentido, Stangor y Crandall (2000) señalan que cuando se percibe que una persona o grupo es amenazante, se inicia un proceso de perpetuación de la estigmatización hacia el grupo por el que se siente peligro. De esta forma, la percepción de amenaza genera un entendimiento consensuado sobre las características devaluadas del grupo estigmatizado. Este saber compartido sobre las características devaluadas se denomina estigma público y está conformado por las reacciones actitudinales (cognitivas, afectivas y conductuales) hacia las personas que se estigmatizan, afectando directamente en las interacciones de estas personas con múltiples sistemas e instituciones de la sociedad (Jones y Corrigan, 2014).

El estigma público se desarrolla en el diario y es sostenido por las personas que rodean y tratan cotidianamente con las personas estigmatizadas (Rao *et al.*, 2016). Esta realidad propi-

cia un contexto donde las interacciones entre nacionales e inmigrantes está determinada porque el estigma público derivará en estereotipos, prejuicio y discriminación. Las actitudes negativas que emanan del grupo mayoritario comienzan a ser representadas por el grupo estigmatizado en sus experiencias personales, comenzando a adoptar y a internalizar como verdadero el estigma que la sociedad asocia con ellos debido a su membresía grupal (Devine, 1989; Major y Schmader, 1998). Estas representaciones sociales que se atribuyen a los grupos estigmatizados y de las que son conscientes las víctimas de las actitudes negativas, pueden ser estudiadas mediante la internalización que estas personas hacen de su condición estigmatizada (Hamilton y Troiler, 1986). La internalización que una persona hace del estigma público y la autodiscriminación que sigue se conoce como autoestigma o estigma internalizado (Jones y Corrigan, 2014). El estigma internalizado se entiende como la auto-estigmatización que experimenta una persona por haber internalizado su estado devaluado (Steward *et al.*, 2008) y se presenta cuando la persona estigmatizada tiene conocimiento del estigma público y se auto-aplica los estereotipos que la sociedad le otorga por su membresía grupal (Sheehan *et al.*, 2017). Así, mientras la aprehensión de ser expuesto a la estigmatización se da por el estigma público, la internalización de las creencias asociadas a la condición estigmatizada de la persona se conoce como autoestigma. Mientras que el estigma público enmarca la conformación de los estereotipos en la sociedad, el autoestigma aclara cómo estas creencias son internalizadas por estas personas estigmatizadas (Rusch *et al.*, 2005).

El estudio de esta internalización de actitudes negativas busca evaluar el grado en que una persona espera ser estigmatizada por otras y en concordancia con el presente caso, se realiza desde el punto de vista de la amenaza grupal. Aunque se podría especular que esta variable busca medir la realidad ambigua en donde está inserta la persona, Oyserman y Harrison (1998) exponen que la forma en que las personas organizan su experiencia dependerá del lugar que ocupan los conceptos en la sociedad y la forma en que son representados. De esta forma, el autoestigma está determinado como el conocimiento de los estereotipos públicos, estar de acuerdo con éstos y aplicarlos a uno mismo. De acuerdo con Berríos (2017), este argumento de cómo se internaliza el estigma explica por qué los inmigrantes acomodan en su estructura mental las creencias que existen con respecto a su grupo y las aplican en sus relaciones intergrupales cotidianas.

Existe evidencia de que los estereotipos negativos que se le asocian al conglomerado latinoamericano son ampliamente conocidos en España, donde además, este grupo de inmigrantes está consciente de ellos (Enesco *et al.*, 2005). En el caso de los inmigrantes, internalizan que los españoles los perciben como una amenaza por competir por recursos limitados y porque los ven como un peligro para la estructura cultural de la sociedad (Berríos, 2017). Estudios realizados en España han demostrado que los inmigrantes tienen consciencia de las actitudes negativas existentes hacia su conglomerado por parte de los españoles (Agudelo-Suárez *et al.*, 2009; Gil-González *et al.*, 2013). Lo anterior concuerda con Stephan *et al.* (2009), quienes afirman que los grupos minoritarios son altamente susceptibles a percibir las creencias de amenaza que se configuran en contra de su identidad social. En este aspecto, cuando se pregunta a los inmigrantes sobre las causas que determinarían las actitudes negativas de los españoles hacia ellos, una de las respuestas habituales las relaciona con el contexto social y laboral de España (Agudelo-Suárez *et al.*, 2009).

Hasta hace poco no había una medida que permitiese estudiar la internalización que realiza la población inmigrante del sentimiento de amenaza que de ellos tiene la población nacional. Este instrumento fue desarrollado por Berríos (2017) y se denomina la Escala de Amenaza Grupal Internalizada (EAGI). Su propósito es evaluar la amenaza que los inmigrantes internalizan y así estudiar su relación e impacto con otras variables psicosociales que están presentes en la vida de las personas en situación de movilidad humana. Este constructo se define como el auto estigma que poseen los inmigrantes desde la perspectiva de la amenaza grupal y consta de una dimensión general que evalúa tanto la amenaza real como simbólica. Desde la amenaza real se expone que el grupo mayoritario percibe que el exogrupo inmigrante es una competencia directa ante los recursos escasos como el empleo, la educación o la seguridad social, mientras que desde la amenaza simbólica se plantea que los inmigrantes poseen una cultura distinta que les impedirá convivir de acuerdo a las normas, valores y creencias de la sociedad receptora.

En el estudio de Berríos (2017) y mediante un modelo de ecuaciones estructurales de tres modelos rivales, se puso a prueba la estructura factorial de la escala de amenaza grupal internalizada con el componente real y el simbólico: el primer modelo era unifactorial y señalaba que la amenaza grupal internalizada es un factor, el segundo modelo fue bifactorial con la amenaza real y simbólica como dos factores correlacionados, y el tercer modelo con estos dos factores no correlacionados. Tanto el primer modelo como el segundo presentaron buenos ajustes de bondad; sin embargo, la alta correlación de los componentes del modelo bifactorial (r=0,74) y un patrón de correlaciones similar entre las variables de validez convergente, fue interpretado como indicio de que se estaba midiendo la misma dimensión. Con esta evidencia se optó por el modelo unifactorial, que evalúa de forma general el constructo de amenaza grupal internalizada compartida entre todos los ítems que reflejan el contenido de una dimensión general.

Con la estructura factorial de la escala de amenaza grupal internalizada clara, ahora es pertinente demostrar su utilidad en el estudio con inmigrantes latinoamericanos en España. El presente estudio tiene como objetivo entregar pruebas iniciales de fiabilidad y validez de la escala de amenaza grupal internalizada, analizando su estructura factorial, su consistencia interna y su validez de constructo en relación con otras variables psicosociales.

Método

El estudio tiene una metodología no experimental tipo encuesta de corte transversal y con alcance descriptivo. El muestreo, de carácter no probabilístico, se realizó en distintas asociaciones de inmigrantes en la ciudad de Valencia, España. Al no tener acceso a un marco muestral definido, se optó por establecer tres criterios de inclusión que guiaran el proceso de muestreo y que mantuvieran la muestra lo más homogénea posible: ser inmigrante de cualquier nacionalidad latinoamericana, vivir en España hace más de un año y ser mayor de 18 años. Previa explicación de los objetivos del estudio y la forma en que serían tratados los datos, a través de un consentimiento verbal los participantes aceptaban su inclusión de forma voluntaria y anónima. El estudio se desarrolló conforme a los principios de la Declaración de Helsinki para la investigación en seres humanos (WMA, 2013). El cuestionario fue autoadministrado, demorando de 25 a 35 minutos en ser completado.

El tamaño de la muestra se planificó para una población infinita sobre los 100.000 casos y con un nivel de confianza del 95%, dando como resultado que el número mínimo de la muestra debía ser el de 377 participantes (Pascual-Soler, 2011). El presente estudio abarcó 569 participantes. Al verificar que

los instrumentos tuvieran toda la información solicitada, la muestra final pasó a estar conformada por 508 inmigrantes latinoamericanos mayores de 18 años que llevan más de un año viviendo en España, 321 mujeres (63,2%) y 187 varones (36,8%). La edad media es de 36,47 años (DT= 11,40). Los principales países de procedencia de los participantes son Colombia (157 personas; 30,9%), Ecuador (139; 27,4%) y Bolivia (99; 19,5%), siendo un 22,2% de otros países latinoamericanos.

Instrumentos y variables

El instrumento se dividió en cuatro secciones. En la primera parte se preguntó sobre datos sociodemográficos para describir las principales características de la muestra. En la segunda parte del instrumento se utilizó la escala de amenaza grupal internalizada. En la tercera parte del instrumento se pregunta por el contacto que los inmigrantes establecen con la población española, y en cuarto lugar se evaluaron las emociones que los inmigrantes latinoamericanos sienten que los españoles expresan hacia ellos.

Escala de Amenaza Grupal Internalizada. Esta escala busca medir el grado de amenaza grupal internalizada por inmigrantes latinoamericanos. Con los 10 ítems que aparecen en la tabla II (EAGI 1 al 10) y empleando un formato de respuesta tipo Likert de seis puntos, se pide a los participantes que expresen su grado de acuerdo o desacuerdo con el enunciado. Las opciones de respuesta van desde 'totalmente en desacuerdo' (1), hasta 'totalmente de acuerdo' (6). La puntuación que puede obtener una persona va de 10 a 60. A mayor puntaje obtenido, mayor será la amenaza grupal internalizada por la persona inmigrante. La consistencia interna de la escala es buena al obtener un valor de alfa de Cronbach de 0,85 (95% IC 0,83 a 0,87), destacando que este valor de consistencia interna es igual al de omega de McDonald.

Contacto. Para medir el grado de contacto que sostienen los inmigrantes con los españoles se formularon dos preguntas: i) dentro de tus amistades más íntimas ¿hay alguna persona española? y ii) ¿has compartido con alguna persona española alguna actividad recreativa que no se relacione con su trabajo o estudio? Las opciones de respuesta eran 'No' (1) y 'Sí' (2) para la primera pregunta, y 'Nunca' (1), 'Algunas Veces' (2) y 'Siempre' (3) para la segunda. Al sumar la puntuación de los ítems se puede clasificar a los sujetos en función del grado de contacto establecido con la población española, con valor mínimo es 2 y máximo de 5.

Escala de Emociones Percibidas. Se estudiaron 12 emociones separadas en dos subescalas de 6 ítems, una de emociones positivas y otra de emociones negativas. Tanto para las emociones positivas como negativas las opciones de respuesta estaban en una escala tipo Likert, siendo las puntuaciones desde 'Nada' (1) hasta 'Mucho' (5). A mayor puntuación obtenida en cada dimensión, mayor es el grado de emoción percibida. Las emociones negativas que se midieron fueron el rechazo, el odio, la desconfianza, el desprecio, el miedo y la inseguridad. La consistencia interna de esta escala es buena según el valor alfa de Cronbach de 0,88 (95% IC 0,86 a 0,90), siendo el valor de consistencia interna igual al del omega de McDonald. Las emociones positivas fueron la admiración, la felicidad, la simpatía, la comprensión, la solidaridad y la alegría. La consistencia interna de la escala es buena, con alfa de Cronbach de 0,85 (95% IC 0,82 a 0,87), similar al valor de consistencia interna del omega de McDonald.

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

Para estudiar la estructura factorial del instrumento se hipotetizó el modelo unifactorial propuesto por Berríos (2017). Después de comprobar el no cumplimiento del supuesto de normalidad multivariada, se decidió estimar la estructura de covarianzas mediante el procedimiento de máxima verosimilitud robusto (RML; Ullman y Bentler, 2004) con el software EQS 6,2 (Multivariate Software, 2012). Para comparar el ajuste del modelo analizado se prestó atención a los resultados obtenidos en la prueba de chi-cuadrado (Satorra-Bentler. 1994) y a los siguientes índices: *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA; Steiger, 1990), *Comparative Fit Index* (CFI; Bentler, 1990), *Normed Fit Index* (NFI; Bentler y Bonett, 1980) y *Non-Normed Fit Index* (NNFI; Bentler y Bonett, 1980). Para valorizar los índices CFI, NFI y NNFI se consideró que un buen ajuste se presentaría cuando los valores obtenidos fuesen ≥0,95 (Hu y Bentler, 1999). En el caso de la raíz media cuadrática del error de aproximación (RMSEA), los valores ≤0,08 indican un buen ajuste del modelo evaluado (Marsh *et al.*, 2004; Fan y Sivo, 2005). Los resultados de esta prueba se detallan en la Tabla I. En función de los resultados obtenidos y considerando los valores estipulados para evaluar la estructura factorial de la escala, el modelo unifactorial propuesto posee un buen ajuste estadístico (García *et al.*, 2013; Martínez *et al.*, 2017).

Consistencia interna de la escala

Para analizar la consistencia interna se utilizó el alfa de Cronbach y su intervalo de confianza (Cronbach, 1951). Los resultados señalan un valor bueno para esta prueba, de 0,85 (95% IC 0,83 a 0,87), destacando que este valor de consistencia interna es igual al de omega de McDonald (Trizano-Hermosilla y Alvarado, 2016). A la vez, se realiza una evaluación de los 10 ítems para comprobar cómo funciona la escala si al eliminar alguno de éstos mejoraría o no la calidad del instrumento, y se analizan las correlaciones ítem-total corregido (sin el ítem). Al eliminar algún ítem de la escala el valor más bajo que se obtendría sería de 0,83 y el más alto mantendría el valor en 0,85 (Tabla II). Los resultados con omega de McDonald son prácticamente iguales. Por su parte, las correlaciones del ítem con la puntuación total corregido (sin el ítem) son altas (r>0,50).

Posteriormente se realizó un análisis descriptivo de los 10 ítems de la escala siguiendo las recomendaciones de Kline (2011) para asegurar la normalidad univariada, situando los puntos de corte en 3,0 y 8,0 para la asimetría y la curtosis respectivamente. En lo que respecta a los estadísticos descriptivos de los ítems de la escala, los valores absolutos de asimetría y curtosis de las puntuaciones se encuentran dentro de la amplitud aceptable de la distribución normal de la escala (asimetría: -0,51 a 0,12; curtosis -1,07 a -0,53). Por lo tanto, no se realizaron ajustes en las puntuaciones.

Validez de constructo: convergencia de la escala

Para evaluar la validez de constructo de la amenaza grupal internalizada se utilizaron correlaciones bivariadas con el coeficiente de Pearson entre las puntuaciones de la escala EAGI y las variables psicosociales incluidas en este estudio: el contacto con la población española, emociones positivas percibidas y emociones negativas percibidas. Los resultados del análisis de correlación de

TABLA I
ÍNDICES DE BONDAD DEL AJUSTE DE LA ESCALA EAGI

S_B X^2	gl	CFI	NFI	NNFI	RMSEA	RMSEA - IC 90%
71,328	35	0,970	0,943	0,961	0,045	0,030-0,060

TABLA II
ANÁLISIS DE CONSISTENCIA INTERNA DE LA ESCALA DE AMENAZA GRUPAL INTERNALIZADA

	Escala de Amenaza Grupal Internalizada*	Correlación ítem Factor (sin el ítem)	Alfa de Cronbach si se elimina el ítem
EAGI1	A los españoles no les gusta encontrarse con inmigrantes latinoamericanos en sitios públicos como hospitales, plazas, escuelas, centros comerciales, entre otros.	0,65	0,84
EAGI2	Gran parte de los españoles piensan que los inmigrantes latinoamericanos ocupamos sus puestos de trabajo.	0,70	0,83
EAGI3	En España se piensa que los inmigrantes latinoamericanos hemos conseguido mayores logros económicos de los que nos merecemos.	0,67	0,83
EAGI4	En este país la gente cree que los inmigrantes latinoamericanos tenemos valores distintos y peores que los españoles para convivir en la sociedad.	0,65	0,84
EAGI5	Los españoles piensan que la mayoría de los inmigrantes latinoamericanos que reciben algún tipo de ayuda social o económica, por parte del Estado Español, podrían vivir sin ella si se esforzaran más.	0,74	0,83
EAGI6	Los españoles creen que los inmigrantes latinoamericanos estamos presionando demasiado para que se nos acepte culturalmente en España.	0,60	0,84
EAGI7	Los españoles piensan que los inmigrantes latinoamericanos somos honestos, pero aun así desconfían de nosotros.	0,67	0,83
EAGI8	Los españoles opinan que los inmigrantes latinoamericanos hablamos y nos expresamos peor que ellos.	0,65	0,84
EAGI9	Los españoles piensan que a los hijos de los inmigrantes latinoamericanos no se les enseña habilidades y valores adecuados para alcanzar el éxito en España.	0,67	0,84
EAGI10	Los españoles piensan que sus creencias y prácticas religiosas son mejores que la de los inmigrantes latinoamericanos.	0,52	0,85

*Alfa de Cronbach= 0,85 (95% IC= 0,83 a 0,87).

Pearson señalan que los valores son estadísticamente significativos para todas las variables y están en la dirección esperada (Tabla III). Cuanto más alta es la puntuación en amenaza grupal internalizada, mayor es la puntuación en emociones negativas. Por el contrario, cuando el nivel de amenaza grupal internalizada es alto, tanto las emociones positivas como el nivel de contacto obtienen puntuaciones menores. Además, la magnitud de las relaciones entre las variables oscila entre efectos pequeños (valores de correlación ~0,10) y efectos medianos (valores de correlación ~0,30) (Bort *et al.*, 2006), siendo la magnitud de la relación mayor cuando se trata de las puntuaciones de la escala EAGI y las emociones negativas percibidas.

El análisis de las diferencias entre los dos sexos respecto a las puntuaciones en la escala de amenaza grupal internalizada (EAGI) señala que las mujeres obtuvieron una puntuación media más alta (M= 36,55; DT=9,84; n=321) que los hombres (M= 35,40; DT=9,84; n=187). Sin embargo, la diferencia entre las medias no es estadísticamente significativa, siendo el tamaño del efecto pequeño en términos de diferencia estandarizada de medias ($F_{(1, 506)}$=1,63; p=0,205; d= 0,0,17; IC 95% -0,064 a 0,30). Se comprobó el supuesto de homogeneidad de las varianzas de los grupos con la prueba de Levene, no detectándose diferencias estadísticamente significativas ($F_{Levene\ (1, 506)}$=0,122, p=0,727). Los datos se han examinado también con el factor Bayes, comparando su ajuste bajo el modelo de la hipótesis nula y la hipótesis alternativa. El factor Bayes estimado (BF_{01})= 4,480; nula/alternativa) sugiere que los datos fueron 4,48:1 a favor de la hipótesis nula; es decir, 4,48 veces más probable que ocurran bajo el modelo de la hipótesis nula que la alternativa. Por lo tanto, los datos son más probables bajo el modelo de la hipótesis nula que la alternativa, pues tomando la inversa se comprueba que los datos son solamente 0,22 veces más probables de ocurrir bajo el modelo de la hipótesis alternativa (factor Bayes (BF_{10})=0,223; alternativa/nula).

Discusión

El propósito de la presente investigación fue entregar las pruebas iniciales de fiabilidad y validez de la escala de amenaza grupal internalizada, constructo que se entiende como el autoestigma que poseen los inmigrantes desde la perspectiva de la amenaza grupal. La hipótesis inicial fue que se encontraría un modelo unifactorial con buenas medidas psicométricas. Para evaluar las propiedades de la escala se comenzó con un análisis factorial confirmatorio; posterior a eso se realizó un análisis de consistencia interna de los ítems y finalmente se analizó su validez convergente.

Entre los principales resultados del estudio destaca la comprobación de la estructura unifactorial de la escala y las evidencias de validez convergente,

TABLA III
MATRIZ DE CORRELACIONES Y SU INTERVALO DE CONFIANZA AL 95%

	Amenaza grupal internalizada	Emociones negativas	Emociones positivas
Emociones negativas	0,323* (0,243 a 0,399)		
Emociones positivas	-0,207* (-0,289 a -,122)	-0,450* (-0,517 a -0,377)	
Contacto	-0,139* (-0,224 a -,052)	-0,203* (-0,286 a 0,117)	0,348*(0,268 a 0,423)

*p<0,01.

demostrando que este constructo correlaciona en la dirección esperada y de forma estadísticamente significativa con medidas afectivas y el nivel de contacto con el grupo de los nacionales. Estos resultados concuerdan con la teoría del contacto y con hallazgos en investigaciones realizadas con población mayoritaria, en las que la inclusión de esta variable correlaciona de forma inversa con las medidas negativas y de forma directa con las medidas positivas (Carmona-Halty *et al.*, 2018, Pettigrew y Tropp, 2006). Estos hallazgos son importantes de destacar, dado que aumentar el nivel de contacto y que a la vez éste sea positivo, mejoraría las relaciones intergrupales y disminuiría los niveles de amenaza grupal internalizada. Los resultados de la presente investigación muestran que la escala EAGI es una medida válida y fiable. Además, no se detectan diferencias estadísticamente significativas entre los hombres y las mujeres. A la vez, la consistencia de los hallazgos presenta coherencia con la propuesta teórica de la amenaza grupal internalizada, dando soporte empírico a la conceptualización de este constructo desde la perspectiva de la víctima. Con estos antecedentes de las pruebas estadísticas ejecutadas y los resultados obtenidos, se establece que el presente estudio cumple con los requisitos de validez interna, de constructo y de conclusión estadística (Frias-Navarro, 2011).

Un aspecto a destacar de la estructura unifactorial con componentes reales y simbólicos es que complementa la visión de la amenaza grupal desde el grupo mayoritario, donde de forma similar se ha encontrado que las dimensiones de la amenaza tendrían un factor común (Stephan *et al.*, 1998). También existe evidencia de este tipo a nivel de meta-análisis, donde se señala que los componentes de la amenaza están altamente relacionados (Riek *et al.*, 2006). Esta idea de que en el contexto migratorio las dimensiones reales y simbólicas de las actitudes negativas se han amalgamado en un componente general, también abarca a otras medidas criticadas por la unifactorialidad de su expresión. Uno de los casos más conocidos es la Escala de Prejuicio Sutil y Manifiesto de Pettigrew y Meertens (1995). La principal crítica a esta propuesta se debe a que la evidencia empírica da soporte a que se trata de un instrumento que mide el prejuicio hacia los inmigrantes de una forma general y no desde una perspectiva bidimensional real y simbólica (Gattino *et al.*, 2008; Arancibia-Martini *et al.*, 2016). Esta reflexión radica en que el desarrollo de la amenaza grupal internalizada en un principio también partió de un modelo teórico fundamentado en la existencia de dos constructos relacionados, pero independientes: la amenaza real y la amenaza simbólica. Esto lleva a pensar que los inmigrantes pueden percibir e internalizar las actitudes negativas clásicas (reales) y modernas (simbólicas), donde el llamado 'prejuicio moderno' ya se fusionó con la estructura y formas de expresión clásica de actitudes negativas hacia los inmigrantes.

Los primeros resultados con la escala EAGI demuestran una estructura factorial clara, una alta consistencia interna y una adecuada validez de constructo. Aunque estos resultados establecen las primeras pruebas de fiabilidad y validez, es necesario continuar el trabajo y establecer la validez externa del instrumento. A la vez, es necesario indagar sobre el impacto que tiene la amenaza grupal internalizada en la vida y en las relaciones sociales de los inmigrantes, complementando otros trabajos que han abarcado el estigma y la necesidad de intervención en el contexto de crisis española (Bravo y Santos-González, 2017). En futuros estudios se deberá incluir variables psicosociales inherentes a la vida de las personas en situación de movilidad humana y que puedan aportar evidencia sobre la utilidad metodológica de la escala. Algunos constructos que clasificarían para estos fines podrían ser: la identidad étnica, la autoestima, la salud mental y el arraigo, entre otros. Se espera que la escala sea utilizada en contextos similares que tengan una alta población inmigrante latinoamericana, tales como Chile, Argentina o EEUU, cambiando el término 'España' o 'español' en la redacción de los ítems según corresponda al país de aplicación.

Estas pruebas iniciales de fiabilidad y validez permiten expandir la perspectiva de la construcción teórica de la amenaza grupal desde la perspectiva de la víctima y ampliar la comprensión de este fenómeno en la calidad de las relaciones intergrupales. Se espera que a corto plazo esta escala sea utilizada en procesos de intervención social enfocados en grupos minoritarios en los que el trabajo se centre en medidas de afrontamiento que reduzcan su auto estigmatización. A largo plazo será deseable que esta información sirva para la elaboración de políticas públicas acordes a la realidad que está viviendo la población inmigrante.

Finalmente, destaca la necesidad de seguir explorando la estructura factorial de la escala en otros países con una alta presencia de inmigración latinoamericana y que a la par, tengan un contexto socioeconómico similar al del presente estudio.

REFERENCIAS

Agudelo-Suárez A, Gil-González D, Ronda-Pérez E, Porthé V, Paramio-Pérez G, García AM, Garí A (2009) Discrimination, work and health in immigrant populations in Spain. *Soc. Sci. Med. 68*: 1866-1874.

Albert MC, Espinar E, Hernández MI (2010) Los inmigrantes como amenaza. Procesos migratorios en la televisión española. *Convergencia 17*(53): 49-68.

Arancibia-Martini H, Ruiz MA, Blanco A, Cárdenas M (2016) New evidence of construct validity problems for Pettigrew and Meertens' (1995) Blatant and Subtle Prejudice Scale. *Psychol. Rep. 118*: 544-564.

Arroyo A, Bermúdez S, Romero JM, Hernández JA, Planelles J (2012) *Una Aproximación Demográfica a la Población Extranjera en España*. Ministerio de Empleo y Seguridad Social. Madrid, España. 375 pp.

Bentler PM (1990) Comparative fit indexes in structural models. *Psychol. Bull. 107*: 238-246.

Bentler PM, Bonett DG (1980) Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychol. Bull. 88*: 588-606.

Berríos J (2017) *Construcción de una Escala de Prejuicio Percibido por Inmigrantes Latinoamericanos en España*. Universidad de Valencia. España. 237 pp.

Bort HMI, Llobell JP, Navarro MDF (2006) Interpretation mistakes in statistical methods: Their importance and some recommendations. *Psicothema 18*: 848-856.

Bravo A, Santos-González I (2017). Asylum-seeking children in Spain: Needs and intervention models. *Psychosoc. Intervent. 26*: 55-62.

Carmona-Halty M, Navas M, Rojas-Paz P (2018) Percepción de amenaza exogrupal, contacto intergrupal y prejuicio afectivo hacia colectivos migrantes latinoamericanos en Chile. *Interciencia 43*: 23-27.

Cea D'Ancona M (2016) Immigration as a threat: Explaining the changing pattern of xenophobia in Spain. *J Int. Migr. Integr. 17*: 569-591.

Checa JC, Arjona A (2013) Los inmigrantes vistos por los españoles. Entre la amenaza y la competencia (1997-2007). *Rev. Estud. Soc. 28*(47): 118-132.

Cronbach LJ (1951) Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika 16*: 297-334.

Devine PG (1989) Setereotypes and prejudice: Their automatic and controlled components. *J. Personal. Soc. Psychol. 56*: 5-18.

Enesco I, Navarro A, Paradela I, Guerrero S (2005) Stereotypes and beliefs about different ethnic groups in Spain. A study with Spanish and Latin American children living in Madrid. *J. Appl. Devel. Psychol. 26*: 638-659.

Fan X, Sivo SA (2005) Sensitivity of fit indexes to misspecified structural or measurement model components: Rationale of two-index strategy revisited. *Struct. Equat. Model. 12*: 343-367.

García F, Gracia E, Zeleznova A (2013) Validation of the English versión of the Five-Factor Self-

Concept Quiestionnaire. *Psicothema 25*: 549-555.

Gattino S, Miglietta A, Testa S (2008) Dimensionality in Pettigrew and Meertens' blatant subtle prejudice scale. TPM *15*: 135-151.

Gil-González D, Vives-Cases C, Borrell C, Agudelo-Suárez AA, Álvarez-Dardet C (2013) Social determinants of self-perceived discrimination in Spain. *Publ. Health 127*: 223-230.

Hamilton DL, Trollier TK (1986) Stereotypes and stereotyping: an overview of the cognitive approach. En Dovidio JF, Gaertner SL (Eds.) *Prejudice, Discrimination and Racism*. Academic Press. Orlando, FL, EEUU. pp. 127-163.

Hu LT, Bentler PM (1999) Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Struct. Equat. Model. 6*: 1-55.

INE (2016). *Avance de la Estadística del Padrón Continuo a 1 de enero de 2016*. Instituto Nacional de Estadística. Madrtid, España. http://www.ine.es/prensa/np966.pdf

Jackson J (1993) Realistic group conflict theory: A review and evaluation of the theoretical and empirical literature. *Psychol. Rec. 43:* 395-414.

Jones N, Corrigan PW (2014) Understanding stigma. En Corrigan PW (Ed.) *The Stigma of Disease and Disability: Understanding Causes and Overcoming Injustices*. American Psychological Association. Washington DC, EEUU. pp. 9-34.

Kline R (2011) *Principles and Practice of Structural Equations Modelling*. Guilford. Londres, RU. 534 pp.

Leal D (2014) Bienestar, capital social y migración internacional. El caso de la España latinoamericana y andina. *Migraciones 36*: 369-401.

López-Rodríguez L, Zagefka H, Navas M, Cuadrado I (2014) Explaining majority members' acculturation preferences for minority members: A mediation model. *Int. J. Intercult. Relat. 38*: 36-46.

López-Rodríguez L, Navas M, Cuadrado I, Coutant D, Worchel S (2014) The majority's perceptions about adaptation to the host society of different immigrant groups: The distinct role of warmth and threat. *Int. J. Intercult. Relat. 40:* 34-48.

Major B, Schmader T (1998) Coping with stigma through psychological disengagement. En Swim J, Stangor C (Eds.) *Prejudice: The Target's Perspective*. Academic Press. New York, EEUU. pp. 219-241.

Marsh HW, Hau KT, Wen Z (2004) In search of golden rules: Comment on hipothesis-testing aprroaches to setting cutoff values for t indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) Findings. *Struct. Equat. Model. 11*: 320-341.

Martínez I, Cruise E, García F, Murgui S (2017) English validation of the Parental Socialization Scale - ESPA29. *Front. Psychol. 8*: 1-10.

Multivariate Software (2012). EQS (6.2). http://www.mvsoft.com/eqsdownload.htm

Navas M, Cuadrado I, López-Rodríguez L (2012) Fiabilidad y evidencias de validez de la Escala de Percepción de Amenaza Exogrupal (EPAE). *Psicothema 24*: 477-482.

Oyserman D, Harrison K (1998) Implications of cultural context: African American identity and possible selves. En Swim J, Stangor C (Eds.) *Prejudice: The Target's Perspective*. Academic Press. New York, EEUU. pp. 281-300.

Pérez J, Navarro D, Llobell J (1999) Statistical power of Solomon design. *Psicothema 11*: 431-436.

Pettigrew T, Tropp L (2006) A meta-analytic test of intergroup contact theory. *J. Personal. Soc. Psychol. 90*: 751-783.

Rao D, Molina Y, Lambert N, Cohn SE (2016) Assessing stigma among African Americans living with HIV. *Stigma Health 1*: 146-155.

Riek BM, Mania EW, Gaertner SL (2006) Intergroup threat and outgroup attitudes: A meta-analytic review. *Personal. Soc. Psychol. Rev. 10*: 336-353.

Rusch N, Angermeyer M, Corrigan P (2005) Mental illness stigma: Concepts, consequences, and initiative to reduce stigma. *Eur. Psychiatry 20*: 529-539.

Satorra A, Bentler PM (1994) Corrections to tests statistics and standard errors in covariance structure analysis. En Von Eye A, Clogg CC (Eds.) *Latent variables Analysis: Applications for Developmental Research*. Sage. Thousand Oaks, CA, EEUU. pp. 399-419.

Sheehan L, Nieweglowski K, Corrigan PW (2017) Structures and types of stigma. En Gaebel W, Rössler W, Sartorius N (Eds.) *The Stigma of Mental Illness. End of the Story?* Springer. Cham, Switzerland. pp. 43-66.

Sidanius J, Pratto F (1999) S*ocial Dominance: An Intergroup Theory of Social Hierarchy And Oppression*. Cambridge University Press. New York, EEUU. 405 pp.

Stangor C, Crandall CS (2000) Threat and social construction of stigma. En Heatherton TF, Kleck RE, Hebl MR, Hull JG (Eds.) *The Social Psychology of Stigma*. Guilford. New York, EEUU. pp. 62-87.

Steiger JH (1990) Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivar. Behav. Res. 25*: 173-180.

Stephan WG, Renfro CL (2002) The role of threats in intergroup relations. En Mackie D, Smith ER (Eds.) *From Prejudice to Intergroup Emotions*. Psychology Press. New York, EEUU. pp. 191-208.

Stephan WG, Boniecki KA, Ybarra O, Bettencourt A, Ervin KS, Jackson LA, McNatt P, Renfro CL (2002) The role of threats in the racial attitudes of Blacks and Whites. *Personal. Soc. Psychol. Bull. 28*: 1242-1254.

Stephan WG, Ybarra O, Rios K (2009) Intergroup Threat Theory. En Nelson TD (Ed.) *Handbook of Prejudice, Stereotyping and Discrimination*. Taylor & Francis. New York, EEUU. pp. 43-59.

Stephan WG, Ybarra O, Martínez CM, Schwarzwald J, Tur-Kaspa M (1998) Prejudice toward immigrants to Spain and Israel an integrated threat theory analysis. *J. Cross-Cult.l Psychol. 29*: 559-576.

Steward WT, Herek GM, Ramakrishna J, Bharat S, Chandy S, Wrubel J, Ekstrand ML (2008) HIV-related stigma: Adapting a theoretical framework for use in India. *Soc. Sci. Med. 67*: 1225-1235.

Trizano-Hermosilla I, Alvarado JM (2016) Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Front. Psychol. 7*: 769.

Ullman JB, Bentler PM (2004) Structural equation modeling. En Hardy M, Bryman A (Dir.) *Handbook of Data Analysis*. Sage. Londres, RU. 704 pp.

WMA (2013) World Medical Association Declaration of Helsinki. Ethical principles for medical research involving human subjects. *JAMA. 310*: 2191-2194.