

Estructura factorial y consistencia interna de la versión española del Inventario de Apego a Padres y Pares para Adolescentes (IPPA)*

Factorial Structure and Internal Consistency of the Inventory of Parent and Peer Attachment for Adolescents (IPPA) Spanish version

Recibido: 11 de agosto de 2014 | Aceptado: 02 de febrero de 2016

LORENA DELGADO **

EVA PENELO ***

ALBERT FORNIELES ****

CARME BRUN-GASCA *****

Universitat Autònoma de Barcelona, España

MERCÈ OLLÉ *****

Escola Daina-Isard Cooperativa d'Ensenyament,
Generalitat de Catalunya, España

doi : 10.11144/Javeriana.upsyl5-1.efci

Para citar este artículo: Delgado, L., Penelo, E., Fornieles, A., Brun-Gasca, C., & Ollé, M. (2016). Estructura factorial y consistencia interna de la versión española del Inventario de Apego a Padres y Pares para Adolescentes (IPPA). *Universitas Psychologica*, 15(1), 327-338. <http://dx.doi.org/10.11144/Javeriana.upsyl5-1.efci>

* Artículo de investigación. No tuvo financiación por parte de ninguna entidad.

** Departament de Psicologia Clínica i de la Salut. Psicòloga Clínica Infantil Sagrat Cor -Serveis de Salut Mental. Correo electrónico: mdladom@sagratcormartorell.org

*** Departament de Psicobiologia i Metodologia de les Ciències de la Salut. Laboratori d'Estadística Aplicada. Correo electrónico: eva.penelo@uab.cat

**** Departament de Psicobiologia i Metodologia de les Ciències de la Salut. Profesor Serra Hünter (Generalitat de Catalunya). Correo electrónico: albert.fornieles@uab.cat

***** Departament de Psicologia Clínica i de la Salut. Facultat de Psicologia. Correo electrónico: carme.brun@uab.cat

***** Departament d'Ensenyament. Correo electrónico: ollecampubi@gmail.com

RESUMEN

El propósito del estudio es analizar la estructura interna de la versión española del Inventario de Apego con Padres y Pares (IPPA) de Armsden y Greenberg (1987) en una muestra de 231 adolescentes de 12 a 18 años. Se analizó la consistencia interna y la dimensionalidad de las puntuaciones de la escala. Se obtuvieron coeficientes de consistencia interna satisfactorios para cada una de las escalas ($\omega \geq 0.68$) de las tres formas del cuestionario, excepto para la escala Alienación de la versión contestada sobre la madre. El Análisis Factorial Confirmatorio mostró que el modelo de tres factores es el mejor de los modelos propuestos ($RMSEA \leq 0.062$), aunque las tres escalas se encuentran muy correlacionadas entre sí.

Palabras clave

apego; adolescentes; adaptación; España; IPPA

ABSTRACT

The purpose of this study is to analyze the internal structure of the Inventory of Parent and Peer Attachment of Armsden and Greenberg (1987), in a sample of 231 Spanish adolescents, (aged 12 -18). The internal consistency and dimensionality of the scale scores were analyzed. We obtained satisfactory internal consistency coefficients ($\omega \geq 0.68$) for each of the scales in the three forms of the questionnaire, except for the scale Alienation for the mother version. The Confirmatory Factor Analysis showed that the three-factor model is the best model proposed ($RMSEA \leq 0.062$) although the three scales are highly correlated with each other.

Keyword

attachment; adolescents; adaptation; IPPA; Spain

Introducción

La teoría del apego formulada inicialmente por Bowlby (1969) explica los efectos de los vínculos tempranos en el desarrollo psicológico del niño. Para Bowlby los niños desarrollan representaciones de apego de las relaciones establecidas con sus cuidadores a las que llamó Modelos de Trabajo Interno (*Internal Working Models*, IWM). Los IWM contienen expectativas sobre las estrategias de relación interpersonal y la conducta exploratoria, así como la capacidad de regulación de las emociones y el afrontamiento del estrés. Las diferencias en la cualidad del apego que se establece entre los niños y sus cuidadores se corresponden con diferencias individuales en los IWM sobre el propio *self* y sobre los otros. Generalmente suele asumirse que el apego se establece tempranamente durante las relaciones del niño con los progenitores, permaneciendo relativamente estable durante la adolescencia y la vida adulta (Allen & Land, 1999; Schneider, Atkinson, & Tardif, 2001).

La adolescencia es una etapa de transición de las dependencias de las relaciones parentales a las de los iguales (Cassidy & Shaver, 1999). Según Cooper, Shaver y Collins (1998), el estilo de apego seguro parece tener un papel fundamental a la hora de ayudar al adolescente a afrontar los desafíos que ofrece esta etapa evolutiva. Para determinar los estilos de apego en la población adolescente son necesarios instrumentos válidos, confiables y adaptados a la población objeto de estudio, tal y como ha demostrado ser el IPPA de Armsden y Greenberg (1987).

En España, tanto la investigación fundamentada en la teoría del apego como la construcción y adaptación de instrumentos psicométricos específicos para adolescentes ha sido escasa (Balluerka, Lacasa, Gorostiaga, Muela, & Pierrehumbert, 2011). El IPPA, a diferencia de otros instrumentos de evaluación del apego, está diseñado específicamente para adolescentes (12-19 años), evalúa las relaciones del adolescente con sus progenitores-compañeros, ofrece la ventaja de ser autoadministrado y proporciona tres estilos de apego (seguro, ambivalente y evitativo), según las reglas de clasificación propuestas por Armsden y Greenberg, (1987) y Vivona (2000).

Su adaptación en España ofrece grandes posibilidades, puesto que ha sido adaptado en diferentes países entre los que destacaríamos Italia (Guarnieri, Ponti, & Tani, 2010), Francia (Vignoli & Mallet, 2004) y Colombia (Pardo, Pineda, Carrillo, & Castro, 2006).

En este último estudio realizado en Colombia, el IPPA presentó asociaciones positivas y significativas con medidas de bienestar, como el autoconcepto y el apoyo social, ofreciendo índices adecuados de validez convergente y de criterio en la línea de los hallazgos obtenidos por los autores originales (Armsden & Greenberg, 1987).

Breve historia de la estructura factorial del IPPA

La versión original del IPPA de 53 ítems (Greenberg, Siegel, & Leitch, 1984) evaluaba la seguridad del apego hacia los padres (28 ítems) y hacia los pares (25 ítems). Posteriormente Armsden y Greenberg (1987) indicaron que una sola escala era insuficiente para describir la complejidad del constructo de apego, puesto que al ser una dimensión unifactorial y bipolar (apego seguro Vs. apego inseguro) no permitía explorar las diferencias individuales en relación a las clasificaciones de apego e incrementaron el número de ítems a 60: 31 ítems para los padres y 29 ítems para los pares. Mediante análisis factorial exploratorio (AFE) en una muestra de adolescentes ($N = 179$, edad media 18.9), los autores extrajeron tres factores similares para las dos formas padres-pares, que denominaron Confianza, Comunicación y Alienación. Estos tres factores fueron definidos de la siguiente manera: a) Confianza: comprensión parental, respeto y confianza mutua - mutuo respeto y confianza hacia los compañeros; b) Comunicación: calidad de la comunicación verbal con los padres - calidad percibida de la comunicación; y c) Alienación: sentimientos de alienación y aislamiento hacia los padres - alienación de los amigos pero con el reconocimiento de su necesidad de cercanía. Las puntuaciones en cada escala del IPPA permiten establecer tres grupos de participantes con niveles bajo, medio o alto, definidos a partir de los terciles. A partir de estos niveles, los autores

propusieron unas reglas lógicas para clasificar a los participantes en tres tipos de apego: seguro, ambivalente y evitativo. Posteriormente dichos grupos de apego permitieron discriminar a los participantes en sus niveles de autoestima y bienestar, satisfacción con la vida, estado afectivo (depresión-ansiedad, irritabilidad-ira, resentimiento-alienación, culpa) y búsqueda de proximidad con los padres y los pares.

Desde el punto de vista psicométrico, las tres dimensiones del IPPA mostraron buenos coeficientes de fiabilidad. De hecho el alfa de Cronbach para las subescalas mostró un rango entre 0.72 y 0.92. En la forma Padres: Confianza (14 ítems; alfa 0.91), Comunicación (12 ítems; alfa 0.89), Alienación (5 ítems; alfa 0.73). En la forma Pares: Confianza (10 ítems; alfa 0.83), Comunicación (12 ítems; alfa 0.88), Alienación (7 ítems; alfa 0.73). La fiabilidad test-retest fue 0.93 para el apego a los padres y 0.86 para el apego a los pares. Las subescalas estaban moderadamente correlacionadas en ambas formas respectivamente, padres ($|r|$ entre 0.70 y 0.76) y pares ($|r|$ entre 0.40 y 0.76), por lo que los autores en los posteriores análisis utilizaron finalmente solo las puntuaciones totales en seguridad de apego que se obtenían para cada forma sumando las puntuaciones en Confianza y Comunicación y sustrayendo las puntuaciones en Alienación. Las puntuaciones en el IPPA estaban correlacionadas con puntuaciones en bienestar, autoestima y satisfacción por la vida, además de predecir niveles de depresión-ansiedad en los adolescentes, apoyando la validez convergente de las puntuaciones del IPPA.

Dos años más tarde, Armsden y Greenberg (1989) proponen una versión revisada (75 ítems) dividiendo la forma de padres en dos formas idénticas para la figura paterna-materna por separado. Los autores recomiendan el uso de esta nueva versión porque permite diferenciar mejor los roles de cada progenitor, además de las relaciones con los pares, pero desaconsejan utilizar la puntuación obtenida en las subescalas hasta obtener un mayor apoyo en la investigación.

Johnson, Ketring y Abshire (2003) desarrollaron una versión para ser completada por los padres (Revised Inventory of Parent attachment, R-IPA) y, utilizando Análisis Factorial Confirmatorio (AFC),

señalaron un mal ajuste del modelo de tres factores para las formas padre y madre con muestras relativamente pequeñas ($N = 89$, edad media 14.3) frente a un modelo de dos factores. Sin embargo, en otros dos estudios con muestras mucho más amplias -el primero dirigido a validar una versión reducida de 28 ítems del IPPA en Francia ($N = 289$, edad media 14.6) (Vignoli & Mallet, 2004) y el segundo con 1183 adolescentes italianos (Guarnieri et al., 2010) se volvió a replicar el modelo de tres factores propuesto por Armsden y Greenberg de 1987. Más recientemente, el AFE de Pace, San Martini y Zavattini (2011), en una muestra italiana ($N = 1059$), dio soporte a la estructura trifactorial de la nueva versión del IPPA y el AFC mostró que el modelo de tres factores era el que mejor ajustaba a los datos. También Pardo et al. (2006), en una muestra de 1435 adolescentes colombianos, encontraron que el modelo de tres factores era el más adecuado. Después de eliminar el ítem 9, obtuvieron unos coeficientes de consistencia interna para las versiones madre, padre y pares de 0.90, 0.93 y 0.90 respectivamente, aunque la escala Alienación tenía una menor fiabilidad (< 0.70) en las tres escalas.

Gallarin y Alonso-Arbiol (2013) han presentado una versión corta del IPPA de 16 ítems para cada una de las tres versiones. Dichas versiones cortas sólo constan de ítems sobre Confianza y Comunicación, obviando todos los ítems de Alienación. Basándose en un AFE en una muestra de adolescentes españoles ($N = 417$, edad media 17.8 años) proponen un mejor ajuste del modelo unidimensional en esta versión corta. En línea con el estudio anterior, Alonso-Arbiol, Balluerca, Gorostiaga, Aritzeta, Gallarin y Haranburu (2014) también desarrollaron una versión corta del IPPA en Euskera ($N = 1037$).

La inconsistencia de los resultados obtenidos en cuanto a la dimensionalidad nos llevaría a plantear que este instrumento podría no ser válido para culturas que pueden conceptualizar el apego de maneras distintas y la necesidad de instrumentos culturalmente sensibles incluso dentro de nuestro país, tal y como proponen Alonso-Arbiol et al. (2014).

El IPPA sigue siendo uno de los instrumentos para la evaluación del apego más ampliamente utilizado a nivel internacional, pero su dimensio-

alidad continúa siendo un tema pendiente. La confirmación de la existencia un modelo de tres factores es de especial relevancia para poder realizar evaluaciones de diferencias individuales y, tal como proponen algunos autores, poder clasificar a los sujetos según sus estilos de apego (Armsden & Greenberg, 1987; Vivona, 2000). Aunque las investigaciones más recientes sugieren que los modelos continuos son más apropiados (Fraley, Hudson, Heffernan, & Segal, 2015), los modelos categóricos continúan siendo ampliamente utilizados en la literatura empírica.

El objetivo del presente estudio es analizar si se replica la estructura interna de tres dimensiones de forma análoga a la versión original en inglés en una muestra de adolescentes españoles.

Método

Para el proceso de adaptación y validación del cuestionario IPPA al español se siguieron los criterios propuestos por Hambleton (2006) y Daouk, Rust y McDowall (2005), que plantean que la adaptación de un instrumento a una nueva lengua (en nuestro caso inglés-español) o una nueva cultura debe proporcionar garantías de equivalencia conceptual, lingüística y métrica. Concretamente para la equivalencia lingüística se ha llevado a cabo un proceso de traducción y retrotraducción. Las garantías de equivalencia cultural o psicológica y las garantías de equivalencia estadística se han realizado mediante un estudio de campo piloto y mediante el análisis de las propiedades psicométricas del instrumento.

Traducción

Una vez obtenido el consentimiento de los autores originales (Armsden & Greenberg, 1987), los ítems del IPPA fueron traducidos del inglés al español por el investigador principal (psicólogo clínico especializado en la investigación en el ámbito del apego), posteriormente dicha traducción fue sometida a revisión por dos investigadores bilingües licenciados en psicología y, finalmente, por un experto en traducción homologado del Servicio de Lenguas de nuestra universidad.

Retrotraducción

La versión preliminar del cuestionario se envió a un investigador bilingüe externo a la investigación con licenciatura en psicología para que realizara una retrotraducción de la versión en español nuevamente al inglés. Se comparó la versión retrotraducida con la versión original de los cuestionarios y se comprobó que no había cambios relevantes. Una vez logrado el consenso entre los expertos en la comparación con la versión original, se obtuvo un formato piloto del mismo. De esta forma determinamos que nuestra versión traducida era fiel a la original y que estaba lista para ser administrada en una prueba piloto.

Administración

A través del Equipo de Atención Psicopedagógica (EAP) se contactó durante el año 2012 con dos centros de educación secundaria de la zona del Baix Llobregat (Barcelona), uno de ellos público y otro concertado. Sólo este segundo centro accedió a participar en el estudio.

Se entregaron cartas explicativas del proyecto de investigación y los consentimientos informados a todos los padres de los alumnos de secundaria y bachillerato. Los cuestionarios fueron administrados de forma colectiva en el aula una vez obtenido el consentimiento por escrito de los padres. Dos psicólogos entrenados por el investigador principal realizaron la administración del cuestionario. Tanto los estudiantes como sus padres fueron informados de su carácter anónimo, voluntario y confidencial, por lo que podían sentirse libres para responder sinceramente a las cuestiones planteadas, así como negarse a participar en el estudio. Los participantes eran identificados por un número de cuestionario.

Se realizó una aplicación piloto ($N = 30$) en primer curso de secundaria, donde se consideró que las dificultades de comprensión podrían ser mayores al tratarse del grupo de adolescentes de menor edad y, por tanto, pertenecientes al rango de edad más bajo de la población a la cual va dirigido el instrumento. Encontramos algunas dificultades de comprensión leves en el ítem 11 original (formas

madre-padre) y en el ítem 22 (versión pares), por lo que se decidió modificar la redacción del ítem para facilitar su comprensión. Tras estos cambios se dio por completada la versión definitiva del IPPA en castellano.

Participantes

El número total de alumnos matriculados era de 348 (242 de secundaria y 106 alumnos de bachillerato). La Educación Secundaria Obligatoria (ESO) es el sistema educativo español de enseñanza secundaria que tiene como objetivo preparar al alumnado de entre 12 y 16 años para sus próximos estudios o el mundo laboral. Se puede cursar en los IES (institutos de educación secundaria) que pueden ser centros públicos, privados o concertados. El bachillerato español es una enseñanza postobligatoria, impartida normalmente desde que el alumno tiene 16 años, tras haber obtenido la ESO, de carácter preuniversitario y de dos cursos de duración. Un equivalente a estos estudios sería la obtención de un General Certificate of Secondary Education (GCSE).

Obtuvimos el consentimiento paterno de 212 alumnos de secundaria y de 29 alumnos de bachillerato. Fueron excluidos aquellos alumnos de los que no obtuvimos el consentimiento paterno y los que no asistieron a clase el día de la aplicación del cuestionario pese a tener el consentimiento de sus padres. Los alumnos de 2º de bachillerato fueron excluidos por el propio centro educativo.

La participación final fue de un 66.37% de los alumnos matriculados, siendo la muestra total de 231 adolescentes (116 mujeres, 115 varones) con un rango de edad entre 12.4 y 17.4 años. No se encontraron diferencias por sexo [$\chi^2(4) = 4.65; p = 0.33$]. De los participantes 202 eran de secundaria (56, 48, 52 y 46 alumnos pertenecían a 1º, 2º, 3º y 4º curso de la ESO, respectivamente) y 29 alumnos cursaban 1º de bachillerato.

Instrumentos

En este estudio se utiliza la versión revisada del IPPA (Armsden & Greenberg, 1989) de 75 ítems,

con 25 ítems para cada una de las figuras de apego: padre, madre y pares. Los ítems de este instrumento se responden en una escala Likert de 5 puntos en la que 1 corresponde a “nunca o casi nunca verdadero” y 5 “siempre o casi siempre verdadero”. Las puntuaciones en las tres escalas (Confianza, Comunicación, Alienación) para cada una de estas figuras se obtienen a partir de la suma de los ítems correspondientes, previa recodificación de los ítems inversos. La fiabilidad test-retest tras tres semanas para una muestra de 27 jóvenes (18-20 años) fue 0.93 para el apego a los padres y 0.86 para el apego a los pares. Para la versión revisada el alfa de Cronbach fue de 0.87 para el apego a la madre, 0.89 al padre y 0.92 para los pares (Armsden y Greenberg, 1989).

Análisis estadístico

Se realizaron los siguientes análisis: (a) AFC mediante la estimación de mínimos cuadrados ponderados robustos (WLSMV; Weighted Least Squares Means and Variante Adjusted) que utiliza una matriz diagonal de pesos con errores estándar robustos y la prueba χ^2 ajustada por media y variancia; (b) análisis descriptivos de las subescalas del IPPA para cada figura de apego; (c) análisis de la consistencia interna mediante el coeficiente alfa de Cronbach basado en las puntuaciones directas de las subescalas del IPPA, y (d) correlaciones de Pearson entre las puntuaciones por subescalas y entre sus respectivas medidas de seguridad en el apego para la madre, el padre y los pares.

Para los tres últimos apartados se utilizó el programa SPSS 19 y para el AFC el programa MPlus6. En el AFC se han propuesto dos modelos que proporcionarían estructuras alternativas interpretables: un modelo en que los ítems son indicadores de tres factores de primer orden (Confianza, Comunicación y Alienación) y otro modelo de factor único según el cual el constructo apego se relacionaría directamente con cada uno de los ítems de la escala. Tal como se desprende de la introducción a este trabajo, el modelo con mayor soporte previo, tanto teórico como empírico, es el primero. La bondad del ajuste se evaluó con los índices de

ajuste más frecuentemente empleados (Jackson, Gillaspay, & Purc-Stephenson, 2009): χ^2 , el índice de ajuste comparativo (CFI; *Comparative fit Index*), el índice de Tucker Lewis (TLI) y la raíz del error cuadrado de aproximación (RMSEA; *Root Mean Square Error of Approximation*). Los umbrales que se adoptaron fueron los siguientes: RMSEA < 0.05 y TLI y CFI > 0.95 indican buen ajuste mientras que el RMSEA < 0.08 y TLI y CFI > 0.90 indican un ajuste razonable (Marsh, Hau, & Wen, 2004). A partir de los resultados del AFC, también se obtuvo el coeficiente omega (McDonald, 1999) de cada escala.

Resultados

Análisis preliminar de los ítems

El porcentaje total de datos faltantes fue del 2.1% (0.9% para las respuestas sobre la madre; 3.2% para las respuestas sobre el padre, y 2.1% para las respuestas sobre los pares) por lo que al ser menor al 5%, el efecto sobre los análisis realizados se puede considerar inapreciable (Graham, 2009). Los valores de la media (y desviación típica) de los 25 ítems oscilaron entre 1.22 y 4.65 (0.62 a 1.29) para el apego de la madre, entre 1.46 y 4.43 (0.88 y 1.33)

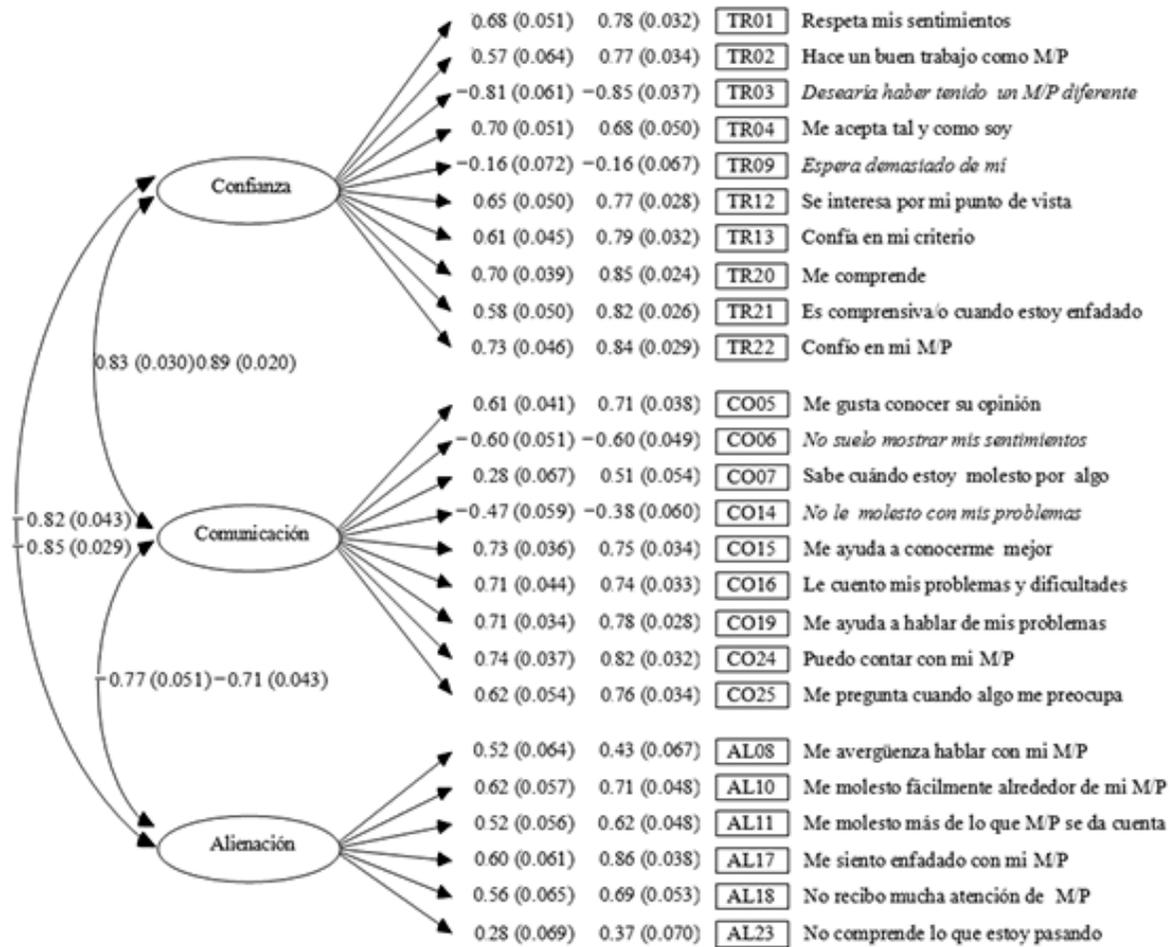


Figura 1. Solución con cargas factoriales y correlaciones factoriales estandarizadas (y error estándar) del modelo para la madre (izquierda) y el padre (derecha) (en cursiva, ítems inversos)

Fuente: elaboración propia

para el apego del padre y entre 1.51 y 4.56 (0.74 a 1.21) para el apego de los pares.

Estructura factorial y consistencia interna

El modelo de 25 ítems y tres factores obtuvo unos índices de bondad de ajuste satisfactorios para las puntuaciones asignadas a la madre [$\chi^2(272) = 460.3$; CFI = 0.93; TLI = 0.93; RMSEA = 0.055], al padre [$\chi^2(272) = 511.6$; CFI = 0.96; TLI = 0.95; RMSEA = 0.062] y a los compañeros [$\chi^2(272) = 438.4$; CFI = 0.97; TLI = 0.97; RMSEA = 0.052]. Todas las cargas factoriales y correlaciones factoria-

les fueron estadísticamente significativas ($p < 0.05$) y las cargas factoriales estandarizadas fueron ≥ 0.30 en valor absoluto (Figura 1 y 2), excepto para 4 parámetros: ítem 9 (“Mi madre-padre espera demasiado de mí”) (ambos progenitores: $\lambda = -0.18$), ítem 7 (“Mi madre se da cuenta cuando estoy molesto por algo”) el ítem 23 para las respuestas sobre la madre (“Mi madre no entiende lo que estoy pasando en estos días”) (ambos ítems: $\lambda = 0.28$).

Además del modelo de tres factores propuesto por los autores originales (Armsden & Grenberg, 1987) y replicado por otros autores (Pace et al., 2011), probamos un modelo unidimensional, como

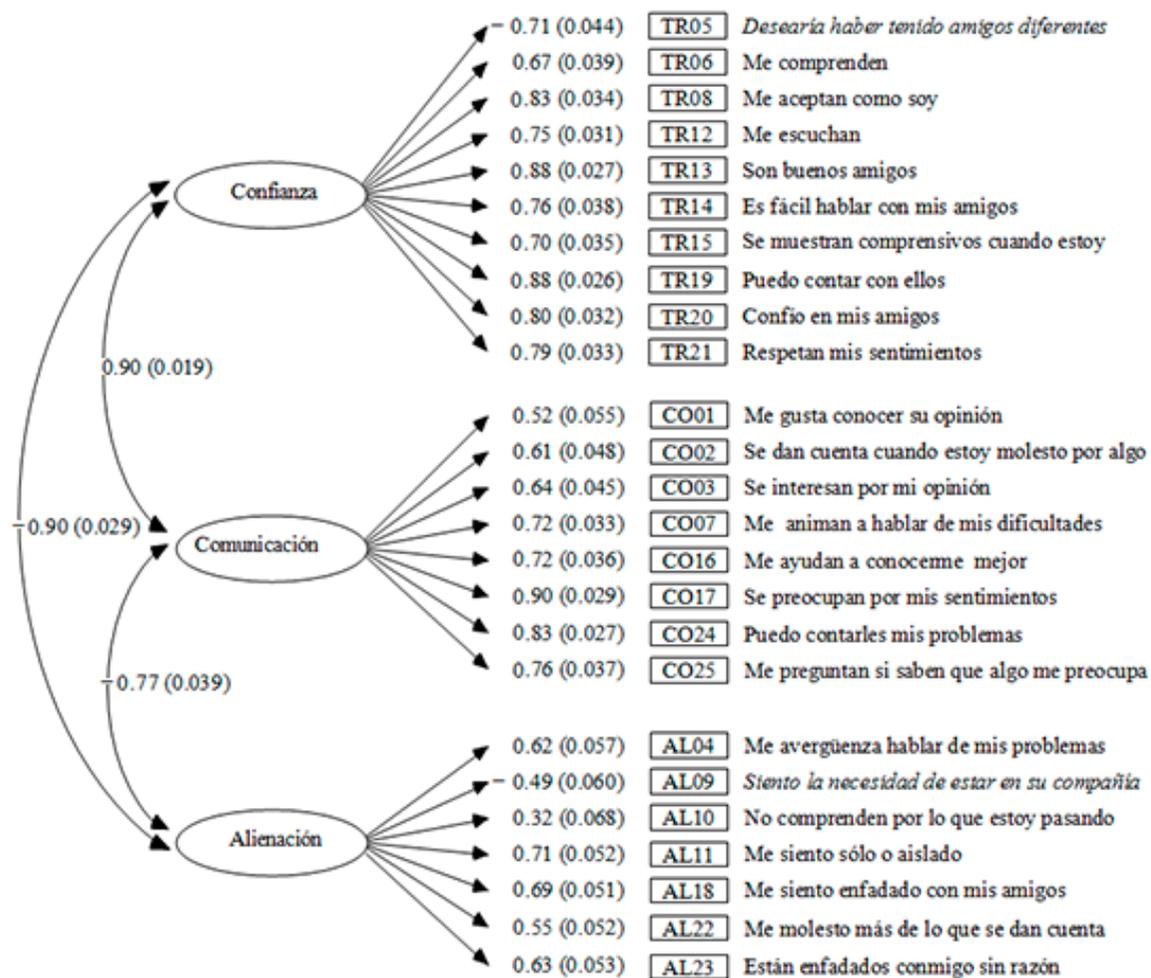


Figura 2. Solución con cargas factoriales y correlaciones factoriales estandarizadas (y error estándar) del modelo para los pares (en cursiva, ítems inversos)

Fuente: elaboración propia

modelo alternativo plausible, y comparamos ambos modelos anidados mediante la diferencia de χ^2 respecto a la diferencia de grados de libertad (Bryant & Satorra, 2012). En la Tabla 1 podemos ver que los índices de ajuste son mejores para el modelo de tres factores (Confianza, Comunicación y Alienación) que para el modelo de un único factor. Además, la comparación entre ambos modelos anidados fue significativa, por lo que el modelo unifactorial empeora de forma estadísticamente significativa el ajuste respecto del modelo de tres factores.

El coeficiente omega basado en el AFC fue mayor a 0.77 en todas las escalas, excepto para la Alienación de la madre ($\omega = 0.69$) (Tabla 2, izquierda). La consistencia interna basada en las puntuaciones directas para las escalas resultantes también fue satisfactoria (Tabla 2, centro): a excepción de la escala Alienación para la madre ($\omega = 0.60$), todas las escalas superan el valor criterio de 0.70 establecido por Nunnally y Bernstein (1994) para considerar una consistencia interna aceptable en el ámbito de la investigación en psicología.

Análisis descriptivos de las puntuaciones de las escalas

Para el cálculo de las puntuaciones totales se optó por una imputación simple basada en la sustitución de los datos faltantes por la puntuación media de la persona en la subescala correspondiente, cuando

el número de ítems con datos válidos fue superior al 50%. En la Tabla 2 se muestran los estadísticos descriptivos para cada uno de las escalas en las tres formas del instrumento. Las medias más altas en la puntuación total y en la escala Confianza se corresponden con las de los pares, seguidas de la madre y el padre, mientras que las puntuaciones del padre son menores en la escala Comunicación y las de la madre menores en la escala Alienación.

Correlaciones entre las puntuaciones de las escalas

La Tabla 3 muestra los coeficientes de correlación entre todas las puntuaciones directas de las tres escalas. Como puede observarse, las correlaciones entre las escalas Confianza y Comunicación tienen un signo positivo, mientras que las correlaciones de estas dos escalas con Alienación son negativas (véanse también las Figuras 1 y 2). Las puntuaciones totales de los datos asignados a la madre y padre se correlacionaron moderadamente 0.34 ($p < 0.001$), mientras que las correlaciones de la puntuación total de los pares fueron ligeramente inferiores (0.22 y 0.27 con la madre y padre, respectivamente, $p \leq 0.001$).

Discusión y Conclusiones

En este estudio se ha iniciado la validación de la versión española del IPPA siguiendo un proceso

TABLA 1.

Resultados del análisis factorial confirmatorio de las tres versiones del IPPA: madre-padre-pares

Forma	Modelo	Índices de ajuste				Comparación	
		χ^2 (gl)	CFI	TLI	RMSEA (IC 90%)	$\Delta\chi^2$ (Δ gl)	p
Madre	3 factores	460.3 (272)	0.934	0.927	0.055 (0.046; 0.063)	55.8 (3)	< 0.001
	1 factor	519.0 (275)	0.914	0.906	0.062 (0.054; 0.070)		
	1f Vs. 3f						
Padre	3 factores	511.6 (272)	0.956	0.952	0.062 (0.054; 0.071)	88.9 (3)	< 0.001
	1 factor	646.1 (275)	0.932	0.926	0.077 (0.070; 0.085)		
	1f Vs. 3f						
Pares	3 factores	438.4 (272)	0.973	0.970	0.052 (0.043; 0.060)	62.1 (3)	< 0.001
	1 factor	509.7 (275)	0.962	0.958	0.061 (0.053; 0.069)		
	1f Vs. 3f						

Fuente: elaboración propia

TABLA 2.

Coefficientes de fiabilidad de consistencia interna, media, desviación típica y rango de las puntuaciones de cada escala para las formas Madre-Padre-Pares

Forma	Escala (nº ítems; mínimo ÷ máximo)	Omega	Alfa (IC 95%)	Media (DT)
Madre	Confianza (10; 10 ÷ 50)	0.87	0.80 (0.75; 0.83)	41.53 (5.35)
	Comunicación (9; 9 ÷ 45)	0.84	0.81 (0.77; 0.85)	32.69 (6.25)
	Alienación (6; 6 ÷ 30)	0.69	0.60 (0.51; 0.68)	12.67 (3.92)
	Puntuación total (25; 25 ÷ 125)	0.93	0.89 (0.87; 0.91)	97.60 (13.33)
Padre	Confianza (10; 10 ÷ 50)	0.93	0.88 (0.85; 0.90)	39.86 (7.45)
	Comunicación (9; 9 ÷ 45)	0.89	0.85 (0.82; 0.88)	29.70 (7.42)
	Alienación (6; 6 ÷ 30)	0.79	0.70 (0.63; 0.75)	13.33 (4.74)
	Puntuación total (25; 25 ÷ 125)	0.96	0.93 (0.91; 0.94)	92.14 (17.52)
Pares	Confianza (10; 10 ÷ 50)	0.94	0.91 (0.89; 0.93)	43.49 (6.44)
	Comunicación (8; 8 ÷ 40)	0.89	0.87 (0.84; 0.89)	32.05 (5.87)
	Alienación (7; 7 ÷ 35)	0.78	0.68 (0.61; 0.74)	13.77 (4.44)
	Puntuación total (25; 25 ÷ 125)	0.96	0.93 (0.92; 0.95)	103.73 (15.12)

Fuente: elaboración propia

TABLA 3.

Correlaciones entre las puntuaciones directas de las escalas de las tres formas del IPPA: Madre-Padre-Pares

	Escala	Madre			Padre			Pares		
		Conf.	Com.	Alie.	Conf.	Com.	Alie.	Conf.	Com.	Alie.
Madre	Confianza	1								
	Comunicación	0.66**	1							
	Alienación	-0.56**	-0.55**	1						
Padre	Confianza	0.30**	0.31**	-0.17**	1					
	Comunicación	0.19**	0.40**	-0.17*	0.76**	1				
	Alienación	-0.17*	-0.22**	0.31**	-0.70**	-0.60**	1			
Pares	Confianza	0.16*	0.20**	-0.11	0.21**	0.24**	-0.21**	1		
	Comunicación	0.18**	0.25**	-0.11	0.17*	0.24**	-0.13	0.77**	1	
	Alienación	-0.17*	-0.18**	0.22**	-0.15*	-0.19**	0.27**	-0.72**	-0.61**	1

* $p \leq 0.05$ ** $p \leq 0.001$

Nota: las siguientes abreviaturas (Conf., Com., Alie.) hacen referencia a las escalas de Confianza, Comunicación y Alienación, respectivamente. Los triángulos en sombreado indican correlaciones entre factores intraevaluado (diferente rasgo y mismo evaluado). Las diagonales en negrita indican un mismo rasgo y diferente evaluado, por lo que los valores obtenidos son más altos que los de los dos triángulos en fuente normal por encima y debajo de dicha diagonal (con diferente rasgo y diferente evaluado).

Fuente: elaboración propia

protocolarizado de traducción-adaptación y posteriormente se ha analizado la estructura interna y la consistencia interna de las puntuaciones obtenidas. Los resultados de este estudio aportan evidencias a favor de la validez factorial y la fiabilidad de las puntuaciones del IPPA, además de indicar que puede ser utilizado en la adolescencia temprana con población española.

En relación a la estructura interna de las tres formas del inventario, el AFC mostró que el modelo que mejor se ajusta a los datos es un modelo con tres dimensiones correlacionadas. En este sentido, los resultados son similares a los publicados por Armsden y Greenberg (1989) y Pace et al. (2011). Estos resultados proporcionan evidencias a favor de la solidez de la estructura de esta medida y mues-

tran que la versión española del IPPA consigue replicar fielmente la estructura teórica original. Sin embargo, hay que destacar que las escalas se encuentran altamente correlacionadas entre sí, a pesar que el ajuste del modelo unidimensional fue estadísticamente peor.

En cuanto a la fiabilidad de consistencia interna, la versión española del cuestionario IPPA obtuvo coeficientes alfa y omega satisfactorios para cada una de sus escalas y similares a los valores obtenidos por Pardo et al. (2006). No obstante, la escala Alienación, a diferencia de las otras dos escalas, presentó coeficientes alfa ligeramente más bajos e inferiores a 0.70 en el cuestionario de la madre.

Los resultados difieren de la propuesta de una versión corta y unidimensional de 16 ítems de Gallarin y Alonso-Arbiol (2013) que concluyeron que el modelo original trifactorial de 25 ítems presentaba un ajuste insuficiente (al menos por lo que respecta al CFI, entre 0.86 y 0.88). No obstante, dado que las autoras no evaluaron o compararon dicho modelo de tres factores con otras posibles estructuras, no está claro en qué medida la estructura factorial observada es tal, ya que únicamente analizaron un único modelo con AFC. Además, su propuesta de un modelo corto y unidimensional únicamente incluye ítems de Confianza y Comunicación, obviando todos los ítems de Alienación, por lo que se puede considerar que el dominio del constructo ya no es el mismo.

Es necesario señalar que no todas las adaptaciones del IPPA en las que se ha estudiado la estructura factorial contaban con el mismo número de ítems, dado que algunas eran versiones más cortas o con un formato distinto a la versión original. A diferencia de la adaptaciones colombiana (Pardo et al., 2006) y española (Gallarin & Alonso-Arbiol, 2013), no se excluyó ningún ítem de los análisis, puesto que mostraron resultados adecuados tanto a nivel de estructura interna como de contribución a la consistencia interna de la escala a la que pertenece.

Dado que el propósito original de la IPPA era proporcionar una medida multidimensional que tenga en cuenta la complejidad del sistema de apego, sería recomendable centrarse más en las tres dimensiones que evalúa el instrumento y en

aquellos ítems que reflejan la identificación de estas tres dimensiones más específicamente, de modo que estén más diferenciados y sean escalas más homogéneas, tal como sugieren Pace et al. (2011) y Vignoli y Mallet (2004).

Sería necesario realizar futuras investigaciones que aporten más evidencias a favor de la validez y la fiabilidad de las puntuaciones. En este sentido, se podrían realizar análisis respecto de otras propiedades psicométricas, tales como la fiabilidad test-retest, y la validez convergente-discriminante de las puntuaciones, mediante la administración de un cuestionario ya validado que evalúe aspectos relacionados y la obtención de la matriz multirrasgo-multimétodo. Recientemente han sido publicados trabajos sobre la bondad de otras escalas para la evaluación del apego como la escala de apego entre Adolescentes (AFAS; Adolescent Friendship Attachment) de Wilkinson (2010) y la Escala de Seguridad de Kerns, Klepac y Cole (KSS; Security Kerns Scale) (1996). Ninguna de estas escalas está adaptada en España, pero una futura línea de investigación sería realizar comparaciones en relación a la validez predictiva de estas escalas y el IPPA para la evaluación del apego en adolescentes. La adaptación en España de instrumentos con estructura similar derivados del IPPA para la infancia como el PIML (Ridenour, Greenberg, & Cook, 2006) y el R-IPPA para progenitores (Johnson, Ketring, & Abshire, 2003) permitiría realizar comparaciones sobre la dimensionalidad del instrumento y su validez convergente.

En cuanto a las limitaciones de nuestro estudio, sería conveniente ampliar el tamaño muestral, el rango de edad y el contexto sociocultural y económico. El IPPA ofrece grandes posibilidades tanto en la investigación nacional como en la realización de estudios transculturales a través de la utilización de modelos lineales jerárquicos que puedan explicar los efectos de las variables individuales y culturales, así como la interacción entre ellas. Sería de enorme interés poder integrar en estudio del IPPA dentro de un marco más amplio que incluya la evaluación de la estabilidad de las puntuaciones a lo largo del ciclo vital desde la infancia a la edad adulta y el establecimiento de relaciones románticas.

Referencias

- Allen, J. P., & Land, D. (1999). Attachment in adolescence. *Handbook of Attachment: Theory, Research, and Clinical Applications*. Nueva York: Guilford press, 319-335.
- Alonso-Arbiol, I., Balluerka, N., Gorostiaga, A., Arizeta, A., Gallarin, M., & Haranburu, M. (2014). Attachment dimensions in adolescence: an adaptation of the Inventory of Parent and Peer Attachment (IPPA) into Basque. *Estudios de Psicología*, 35(2), 359-386. <http://dx.doi.org/10.1080/02109395.2014.922254>
- Armsden, G. C., & Greenberg, M. T. (1987). The inventory of parent and peer attachment: Individual differences and their relationship to psychological well-being in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 16, 427-454. <http://dx.doi.org/10.1007%2F02202939>
- Armsden, G. C., & Greenberg, M. T. (1989). *The inventory of parent and peer attachment (IPPA)*. Unpublished report. WA, USA: University of Washington.
- Balluerka, N., Lacasa, F., Gorostiaga, A., Muela, A., & Pierrehumbert, B. (2011). Versión reducida del cuestionario CaMir (CaMir-R) para la evaluación del apego [A shortened version of the questionnaire CaMir (CaMir-R) for the assessment of attachment]. *Psicothema*, 23, 486-494.
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss: Vol.1. Attachment*. New York, NY: Basic Books.
- Bryant, F. B., & Satorra, A. (2012). Principles and practice of scaled difference chi-square testing. *Structural Equation Modeling*, 19, 372-398. <http://dx.doi.org/10.1080/10705511.2012.687671>
- Cassidy, J., & Shaver, P. R. (1999). *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications*. New York: Guilford Press.
- Cooper, M. L., Shaver, P. R., & Collins, N. L. (1998). Attachment styles, emotion regulation, and adjustment in adolescence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 1380-1397. <http://dx.doi.org/10.1037%2F0022-3514.74.5.1380>
- Daouk, L., Rust, J., & McDowall, A. (2005). Testing across languages and cultures: challenges for the development and administration of tests in the Internet era. *Selection and Development Review*, 21, 11-13.
- Fraley, R. C., Hudson, N. W., Heffernan, M. E., & Segal, N. (2015). Are Adult Attachment Styles Categorical or Dimensional? A Taxometric Analysis of General and Relationship-Specific Attachment Orientations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(2), 354-368. <http://dx.doi.org/10.1037/pspp0000027>
- Gallarin, M., & Alonso-Arbiol, I. (2013). Dimensionality of the Inventory of Parent and Peer Attachment: Evaluation with the Spanish Version. *The Spanish Journal of Psychology*, 16, 1-14. <http://dx.doi.org/10.1017/sjp.2013.47>
- Graham, J. W. (2009). Missing data analysis: Making it work in the real world. *Annual Review of Psychology*, 60, 549-576. <http://dx.doi.org/10.1146%2Fannurev.psych.58.110405.085530>
- Greenberg, M. T., Siegel, J. M., & Leitch, C. J. (1984). The nature and importance of attachment relationships to parents and peers during adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 12, 373-386.
- Guarnieri, S., Ponti, L., & Tani, F. (2010). The inventory of parent and peer attachment (IPPA): A study on the validity of styles of adolescent attachment to parents and peers in an Italian sample. *TPM-Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 17, 103-130.
- Hambleton, R. K. (2006). International Test Commission Guidelines for adapting tests. *Conference presented at the 5th Conference of the International Test Commission*. Recuperado de <http://www.intestcom.org/keynotesb.htm>
- Jackson, D. L., Gillaspay Jr, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14, 6-23. <http://dx.doi.org/10.1037%2Fa0014694>
- Johnson, L. N., Ketring, S. A., & Abshire, C. (2003). The revised inventory of parent attachment: Measuring attachment in families. *Contemporary Family Therapy*, 25, 333-349. <http://dx.doi.org/10.1023%2FA%3A1024563422543>
- Kerns, K. A., Klepac, L., & Cole, A. (1996). Peer relationships and preadolescents' perceptions of security in the child-mother relationship. *De-*

- Developmental Psychology*, 32(3), 457. <http://dx.doi.org/10.1037/0012-1649.32.3.457>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320-341. http://dx.doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Hillsdale: Erlbaum.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Pace, C. S., San Martini, P., & Zavattini, G. C. (2011). The factor structure of the inventory of parent and peer attachment (IPPA): A survey of Italian adolescents. *Personality and Individual Differences*, 51, 53-88. <http://dx.doi.org/10.1016/j.paid.2011.03.006>
- Pardo, M. E., Pineda, S., Carrillo, S., & Castro, J. (2006). Análisis psicométrico del inventario de apego con padres y pares en una muestra de adolescentes colombianos [Psychometric analysis of the inventory of attachment to parents and peers in a sample of Colombian adolescents]. *Revista Interamericana de Psicología*, 40, 289-302.
- Ridenour, T. A., Greenberg, M. T., & Cook, E. T. (2006). Structure and validity of people in my life: A self-report measure of attachment in late childhood. *Journal of Youth and Adolescence*, 35(6), 1037-1053.
- Schneider, B. H., Atkinson, L., & Tardif, C. (2001). Child-parent attachment and children's peer relations: A quantitative review. *Developmental Psychology*, 37, 86-100. <http://dx.doi.org/10.1037/0012-1649.37.1.86>
- Van Ryzin, M. J., & Leve, L. D. (2012). Validity evidence for the security scale as a measure of perceived attachment security in adolescence. *Journal of Adolescence*, 35(2), 425-431. <http://dx.doi.org/10.1016/j.adolescence.2011.07.014>
- Vignoli, E., & Mallet, P. (2004). Validation of a brief measure of adolescents' parent attachment based on Armsden and Greenberg's three-dimension model. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 54, 251-260. <http://dx.doi.org/10.1016/j.erap.2004.04.003>
- Vivona, J. M. (2000). Parental attachment styles of late adolescents: Qualities of attachment relationships and consequences for adjustment. *Journal of Counseling Psychology*, 47, 316-329. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0167.47.3.316>
- Wilkinson, R. B. (2010). Best friend attachment versus peer attachment in the prediction of adolescent psychological adjustment. *Journal of Adolescence*, 33(5), 709-717. <http://dx.doi.org/10.1016/j.adolescence.2009.10.013>