

ADAPTACIÓN Y VALIDACIÓN ESPAÑOLA DEL AUTOINFORME “COMPORTAMIENTOS DE LA PAREJA COMO CONTEXTO SOCIAL” (PBSC)

Antonio Fuertes¹, Begoña Orgaz¹, Amanda Fuertes-Hernández¹,
David G. Sánchez-Porro², Isabel Vicario-Molina¹ y Eva González¹
¹Universidad de Salamanca; ²Universidad del Atlántico Medio (España)

Resumen

La teoría de las necesidades psicológicas básicas (Deci y Ryan, 2000) ofrece un interesante enfoque para comprender la dinámica de las relaciones de pareja. Contar con instrumentos válidos y fiables permitirá la evaluación de las relaciones de pareja desde esta perspectiva. En este artículo, se presenta el desarrollo de la versión en español del autoinforme “Comportamientos de la pareja como contexto social” (*Partner Behaviours as Social Context*, PBSC; Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010). A través de dos estudios, se analiza la estructura factorial original, determinando la fiabilidad y validez de la escala. Los resultados confirman la estructura factorial, aunque con ligeras diferencias. Las dimensiones obtenidas muestran buena fiabilidad y validez, por lo que se puede concluir que la adaptación española de la PBSC es un instrumento especialmente interesante para el estudio de las relaciones en jóvenes hispanohablantes.

PALABRAS CLAVE: *necesidades psicológicas, PBSC, validación, adolescentes, jóvenes, pareja.*

Abstract

Basic psychological needs theory (Deci & Ryan, 2000) is an interesting approach to understand the dynamics of romantic relations. Having valid and reliable instruments will allow assessment of the romantic relationship from this perspective. The aim of this study is to present the development of a Spanish version of the Partner Behaviours as Social Context (PBSC; Ducat & Zimmer-Gembeck, 2010) scale. Through two studies, the factor structure originally proposed is analyzed, determining scale reliability and validity. The results confirm the six-dimension structure, although with some differences. It can be concluded that the proposed scale is an especially interesting instrument for the study of relationships in Spanish-speaking youth.

KEY WORDS: *psychological needs, PBSC, Spanish validation, adolescents, youngs, romantic relationships.*

Introducción

La teoría de la autodeterminación (Deci y Ryan, 2000; Ryan y Deci, 2017) propone la existencia de tres necesidades psicológicas básicas: autonomía, necesidad de relaciones significativas y competencia. La satisfacción de estas tres necesidades es necesaria para el desarrollo óptimo de las personas a lo largo de toda la vida. Dicha satisfacción se asocia con mayores tasas de bienestar y salud, mientras que la frustración de estas necesidades se asocia con mayores tasas de angustia y problemas de salud (Bekir y Çelik, 2019; Chen *et al.*, 2015; Costa *et al.*, 2015; Deci y Ryan, 2014; Hadden *et al.*, 2014; Perez-Rivases *et al.*, 2017; Rocchi *et al.*, 2017).

De acuerdo con esta teoría (Ryan y Deci, 2017; Vansteenkiste *et al.*, 2020), la autonomía se refiere a la capacidad de realizar conductas autoiniciadas y autorreguladas. Cuando se satisface la necesidad de autonomía, la persona experimenta un sentido de integridad. El comportamiento autónomo se basa en la capacidad de reconocer los propios sentimientos y deseos y las condiciones de los contextos en los que se desenvuelve. Lo opuesto a la autonomía es la heteronomía, una falta de libertad en la que las acciones de uno están controladas por alguna fuerza externa. Bajo esta condición, una persona experimenta una sensación de presión para tomar decisiones o actuar de cierta manera. La necesidad de relaciones significativas implica la experiencia de calidez y vínculo, la posibilidad de sentirse verdaderamente conectado con otras personas en relaciones íntimas y genuinas en las que el cuidado y la preocupación mutuos son posibles. La frustración de esta necesidad conduce a sentimientos de exclusión, marginación y soledad. La competencia se refiere a sentirse capaz y eficaz para lograr los objetivos deseados. La frustración de la competencia está relacionada con sentimientos de fracaso, inferioridad y dudas sobre la autoeficacia.

Existen múltiples contextos sociales a lo largo del ciclo vital en los que se favorece o, por el contrario, se obstaculiza o frustra la satisfacción de cada una de estas necesidades básicas. Esto es observable en las diversas dinámicas y procesos que ocurren en las transacciones entre las personas y los contextos en los que interactúan. Como proponen Vansteenkiste *et al.* (2010), la satisfacción de la autonomía se ve favorecida en contextos en los que las personas intentan comprender, validar y respetar los intereses, preferencias, deseos y puntos de vista de los demás. Además, en caso de desacuerdo, cuando las personas ofrecen argumentos comprensibles y razonables. Por el contrario, en contextos en los que predominan el control coercitivo, la manipulación, la culpa y la invalidación, la autorregulación volitiva se desvanece (Soenens *et al.*, 2009; Vansteenkiste *et al.*, 2010). La necesidad de relaciones significativas se satisface en relaciones interpersonales que transmiten y ofrecen estima, afecto genuino y preocupación incondicional. El rechazo, las expresiones de hostilidad y la marginación son ejemplos de las experiencias que frustran particularmente la satisfacción de esta necesidad (Baumeister y Leary, 1995; Lavigne *et al.*, 2011). Por último, la necesidad de competencia requiere contextos que proporcionen estructura y expectativas coherentes, claras y razonables, en contraste con contextos caóticos y erráticos que carecen marcadamente de coherencia, directrices, previsión y dirección (Vansteenkiste *et al.*, 2010). Muchos de los componentes que contribuyen a la

satisfacción o frustración de cada una de las necesidades también afectan frecuentemente a una o más de las otras necesidades; de hecho, las investigaciones indican la existencia de una importante intercorrelación entre la satisfacción de las tres necesidades (Deci y Ryan, 2014).

A pesar de que en la infancia la influencia de las relaciones parentales es determinante para las futuras relaciones de pareja (Momeñe y Estévez, 2018), es durante la adolescencia y la edad adulta las relaciones sentimentales se convierten en un contexto especialmente relevante para la satisfacción o frustración de necesidades básicas. Por lo tanto, un área de investigación prometedora se centra en la interacción entre las relaciones románticas y la satisfacción de necesidades (Knee *et al.*, 2013, 2016; La Guardia y Patrick, 2008; Patrick *et al.*, 2007; Ryan y Deci, 2017). Así, a partir de la teoría de la Autodeterminación, se han realizado numerosas aportaciones para distinguir y comprender diferentes aspectos del desarrollo y mantenimiento de las relaciones románticas (Cournoyer *et al.*, 2021; Hadden *et al.*, 2015, 2018; Kluwer *et al.*, 2019; Leung y Law, 2019; Øverup *et al.*, 2017; Petit *et al.*, 2017; Valshtein *et al.*, 2019). En este sentido, un aspecto que resulta central para comprender la dinámica y el curso de las relaciones románticas es poder identificar las formas en que los miembros de la relación se ayudan a satisfacer o, por el contrario, obstaculizan las necesidades psicológicas básicas de su pareja.

Muchos estudios han concluido que es más fácil establecer vínculos de apego seguros y confiar en mayor medida en la pareja cuando ésta satisface sus necesidades de autonomía, relación y competencia (Bolt *et al.*, 2019; Feeney y Collins, 2014; Hui *et al.*, 2013; Hadden *et al.*, 2016; Sağkal y Özdemir, 2019). Patrick *et al.* (2007) concluyen que los niveles de satisfacción relacional y compromiso son mayores cuando las tres necesidades se satisfacen en las relaciones románticas. De hecho, estos autores sugirieron que las relaciones que apoyan la satisfacción de las tres necesidades promueven la motivación intrínseca para permanecer en la relación, lo que, a su vez, facilita la forma en que la pareja maneja los desacuerdos y conflictos. Los autores también confirmaron que la satisfacción de estas necesidades dentro de la relación romántica se asociaba con niveles más altos de autoestima, vitalidad y afecto positivo.

De manera similar, otros autores han analizado el impacto de la satisfacción o frustración de necesidades psicológicas básicas en las relaciones románticas sobre diferentes medidas de calidad de la relación. Por ejemplo, en una muestra de adolescentes y jóvenes, Ducat y Zimmer-Gembeck (2010) concluyeron que el bienestar psicológico, la satisfacción con la vida y la calidad de la relación estaban relacionados positivamente con tener una pareja que les brindara apoyo emocional, escuchara, apoyara las decisiones personales, es relativamente predecible y confiable y, además, no es frío, caótico ni controlador. La misma asociación positiva entre la satisfacción de necesidades y la satisfacción relacional se ha observado en estudios más recientes (Carbonneau *et al.*, 2019; Leung y Law, 2019; Zimmer-Gembeck *et al.*, 2014).

Otros han centrado sus investigaciones en este tema. VanderDrift y Agnew (2012) observaron que la satisfacción de la autonomía y la competencia afectaba indirectamente la estabilidad/ruptura de la relación a través del compromiso,

mientras que la satisfacción de las necesidades de relaciones significativas afectaba directamente a la estabilidad/ruptura. Vanhee, Lemmens, Stas, *et al.* (2016) concluyeron que la frustración de necesidades se asociaba con la insatisfacción en la relación; específicamente, la frecuencia con la que los miembros de la pareja iniciaron el conflicto y cómo se comunicaron durante el conflicto. Kluwer *et al.* (2019) descubrieron que las parejas mostraban más conductas de mantenimiento de la relación cuando sentían que su pareja satisfacía simultáneamente sus necesidades de relación y autonomía. Este conjunto de hallazgos de investigación demuestra el interés y la importancia de avanzar en el estudio de la relación romántica dentro del contexto de la satisfacción de las necesidades psicológicas básicas. En consecuencia, se necesitan instrumentos de evaluación válidos para examinar estas intercorrelaciones de manera más exhaustiva.

Dos instrumentos validados han sido los más utilizados en el estudio de la satisfacción de las necesidades en las relaciones románticas: la escala de Satisfacción de necesidades básicas en las relaciones (La Guardia *et al.*, 2000), que evalúa en qué medida los participantes sienten que su pareja romántica apoya sus necesidades de autonomía, relación y competencia; y la escala de Frustración y satisfacción de necesidades psicológicas básicas (Chen *et al.*, 2015), que ha sido adaptada para su uso en relaciones íntimas (p. ej., Vanhee, Lemmens y Verhofstadt, 2016). El primer instrumento no distingue las prácticas que frustran las necesidades de la satisfacción de las necesidades, lo que debe tenerse en cuenta al extraer conclusiones sobre la investigación (Vansteenkiste *et al.*, 2020). El segundo instrumento constituye una medida genérica que posteriormente se adaptó al contexto de las relaciones románticas de adultos en Alemania.

Nuestro interés se centra en las relaciones románticas durante la adolescencia tardía y la adultez emergente, cuando la tarea de coordinar el compromiso diádico con los proyectos de vida personales es particularmente relevante para el desarrollo socioemocional (ver Shulman y Conolly, 2014). Al respecto tiene un interés especial la medida de autoinforme "Comportamientos de la pareja como contexto social" (*Partner Behaviors as Social Context*, PBSC; Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010), desarrollada originalmente para evaluar las relaciones románticas en estas etapas del ciclo vital. El PBSC original consta de 30 ítems que evalúan seis dimensiones conductuales diferentes en las relaciones románticas que están asociadas con la satisfacción o frustración de las necesidades psicológicas básicas. Tres de las dimensiones son positivas: Afectividad, o provisión de calidez, amor y apoyo; Apoyo a la autonomía, o alentar a la pareja a tomar decisiones y elecciones personales que apoyen la necesidad psicológica de autonomía; y Estructura, o ser consistente y predecible, apoyando el desarrollo de competencias. Las otras tres dimensiones son negativas: Rechazo, o mostrar conductas frecuentemente hostiles, distantes y frías; Coerción o manifestar conductas controladoras, intrusivas y exigentes que obstruyen la necesidad de autonomía; y Caos, o mostrar un comportamiento impredecible, errático y poco confiable que frustra la necesidad del desarrollo de competencias (Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010). La consistencia interna obtenida para las seis dimensiones es alta, oscilando el alfa de Cronbach entre 0,80 y 0,83 (Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010). Estudios posteriores también han aportado datos sobre la fiabilidad de la escala (Bolt *et al.*, 2019; Zimmer-Gembeck y Ducat, 2010; Zimmer-

Gembeck *et al.*, 2014). Zimmer-Gembeck y Ducat (2010) calcularon una puntuación para la subescala positiva y otra para la negativa, obteniendo una consistencia interna de 0,88 para cada una de las dos subescalas. Zimmer-Gembeck *et al.* (2014) informaron un α de Cronbach de 0,59 para estructura, 0,67 para rechazo, 0,68 para caos, 0,72 para calidez, 0,76 para coerción y 0,82 para apoyo a la autonomía. De manera similar, Bolt *et al.* (2019), calcularon una puntuación media total y reportaron una consistencia interna de 0,95.

El objetivo de este trabajo fue presentar la versión española del PBSC para su uso en el estudio de las relaciones románticas en la adolescencia y en la adultez emergente, analizando su estructura factorial, confiabilidad y validez. Para lograrlo se realizaron dos estudios. El objetivo del estudio 1 fue analizar la estructura factorial de la adaptación española del PBSC. El objetivo del estudio 2 fue verificar si la estructura factorial obtenida en el estudio 1 puede replicarse en una muestra independiente, evaluar la fiabilidad de la consistencia interna y analizar la validez convergente de la adaptación española del PBSC.

Estudio 1

Método

Participantes

El tamaño de la muestra se determinó de acuerdo con las recomendaciones formuladas por Costello y Osborne (2005) respecto del mínimo requerido para realizar análisis factoriales. La muestra total se dividió aleatoriamente en dos muestras de tamaño similar ($n= 589$). La muestra 1 se utilizó para realizar un análisis factorial exploratorio (AFE) y los datos de la muestra 2 se utilizaron para realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC).

En el estudio 1, la muestra estuvo compuesta por 589 adolescentes y adultos emergentes (59,9% mujeres) de 18 a 27 años ($M= 21,10$; $DT= 1,95$) involucrados en una relación romántica estable de 3 a 143 meses ($M= 31,85$; $DT= 23,33$). La mayoría de ellos eran estudiantes universitarios (85,4%), aunque algunos cursaban educación secundaria (5,9%) y formación profesional (8,3%). Sólo un pequeño porcentaje vivía con su pareja (11,7%).

Instrumentos

- a) Características sociodemográficas. Los participantes proporcionaron información sobre su sexo, edad, duración de la relación en años y meses, ocupación, nivel educativo y condiciones de vida.
- b) "Comportamientos de la pareja como contexto social" (*Partner Behaviors as Social Context*, PBSC; Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010). El instrumento original consta de 30 ítems y evalúa el grado en que una pareja satisface las necesidades psicológicas individuales (α de Cronbach= 0,93). Está compuesto por seis dimensiones, tres en el polo positivo: Autonomía ($\alpha= 0,81$), Estructura ($\alpha= 0,81$) y Calidez ($\alpha= 0,81$); y tres en el polo negativo: Coerción ($\alpha= 0,80$), Caos ($\alpha=$

0,80) y Rechazo ($\alpha= 0,83$) (Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010). Cada dimensión consta de cinco ítems que se califican en una escala tipo Likert de 6 puntos que representa el grado de acuerdo con la afirmación (1= totalmente en desacuerdo, 6= totalmente de acuerdo). Las puntuaciones de las subescalas se calculan con el promedio de los cinco ítems de cada dimensión. A mayores puntuaciones en las dimensiones de apoyo a la autonomía, estructura y afectividad, mayor satisfacción de esas necesidades dentro de la relación de pareja. Cuando las puntuaciones eran mayores en los opuestos de cada una de estas dimensiones, es decir, en coerción, caos y desconfianza respectivamente, se daba una menor satisfacción en las necesidades iniciales.

Procedimiento

Para la adaptación lingüística y cultural del PBSC se siguieron las recomendaciones de la Comisión Internacional de Test (*International Test Commission*, ITC; Hambleton, 2001). Dos grupos de personas tradujeron la escala de forma independiente. Cada persona cumplió con los siguientes criterios: expertos en la materia (adolescencia y relaciones), dominio de ambos idiomas (inglés y español) y experiencia de vivir en ambas culturas. A partir de estas dos propuestas, los traductores y el equipo de investigación llegaron a una versión consensuada de la escala. Posteriormente, se realizaron dos grupos focales, uno con 5 investigadores en el campo de la psicología y otro con 6 adultos emergentes que calificaron la aceptabilidad cultural y realizaron sugerencias sobre ítems e instrucciones. Las sugerencias fueron evaluadas por un comité del equipo de investigación formado por cuatro expertos. Finalmente, un estudiante de doctorado bilingüe realizó una traducción inversa del instrumento para evaluar las diferencias entre la escala original y la versión española.

Se recogió una muestra por conveniencia durante el curso académico 2017/18 mediante la publicidad del estudio en diferentes organizaciones juveniles, institutos y universidades. Los participantes cumplieron con los siguientes criterios de inclusión: a) tener entre 18 y 27 años; b) estar actualmente involucrado en una relación romántica con una duración de al menos tres meses.

La PBSC se desarrolló a través de *Google Forms* para su utilización en línea. Este estudio fue aprobado por el Comité de Ética de la Universidad de Salamanca (España), ya que todos los procedimientos cumplían con los principios establecidos en la Declaración de Helsinki de 1964 y sus modificaciones. Se obtuvo el consentimiento por escrito de todos los participantes antes de la recogida de datos.

Todos los participantes recibieron una hoja informativa indicando que su participación era anónima y que sus respuestas permanecerían confidenciales. Los participantes debían responder cada pregunta. La encuesta tardaba aproximadamente 10 minutos en completarse.

Análisis de datos

Como fuente de evidencia de validez, se revisó la estructura interna del PBSC para verificar su multidimensionalidad (*American Educational Research Association*,

American Psychological Association & National Council on Measurement in Education, 2014). Para ello, se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE) en el estudio 1 y un análisis factorial confirmatorio en el estudio 2.

El AFE se llevó a cabo para establecer la idoneidad de los ítems y la estructura subyacente del PBSC en la muestra española. Como se esperaba que los factores de la escala estuvieran interrelacionados y no fueran ortogonales, se utilizó la rotación oblicua. El número de factores a extraer siguió el criterio de un valor propio > 1 y respetó la estructura original de 6 factores. Para mantener los ítems, se consideraron como criterios: coeficientes superiores a 0,40 e importancia práctica (Stevens, 2002).

Previamente, se obtuvo el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO), para confirmar la adecuación de los datos de la muestra para realizar el análisis factorial. Este índice oscila entre 0 y 1, siendo el valor 0,70, el mínimo para considerar que los datos son adecuados para realizar el análisis factorial sobre los datos, y la prueba de esfericidad de Bartlett ($p < 0,05$) para comprobar si la matriz de correlaciones es adecuada para realizar un análisis factorial (Meyers *et al.*, 2017).

En ambos estudios, la fiabilidad de la escala se evaluó en términos de consistencia interna; se utilizaron el alfa de Cronbach (α) y el omega de McDonald (ω) para evaluar la consistencia interna de cada factor. Un valor alfa de Cronbach entre 0,70 y 0,95 se considera aceptable (Tavakol y Dennik, 2011). Un valor alfa bajo puede ser el resultado de un número insuficiente de ítems, una mala interrelación entre los ítems o constructos heterogéneos. Un coeficiente omega entre 0,70 y 0,90 se considera aceptable, aunque en algunas circunstancias se pueden aceptar valores superiores a 0,65 (Ventura-León & Caycho-Rodríguez, 2017). El análisis de las propiedades psicométricas de los ítems se realizó mediante la correlación de Pearson ítem-escala corregida. Según el tamaño de la muestra, el valor mínimo para la selección de los ítems se fijó en 0,30 (Nunnally y Bernstein, 1994).

El análisis descriptivo, la consistencia interna y el AFE de ejes principales (PAF) se realizaron con el SPSS, v. 26.

Resultados

Análisis factorial exploratorio

En un AFE inicial con los 30 ítems, se obtuvo un valor de Kaiser-Meyer-Olkin de 0,92, que supera el valor recomendado de 0,70, y en la prueba de esfericidad de Bartlett se obtuvo significación estadística ($\chi^2 = 7913,73$; $g/l = 435$; $p < 0,001$), resultado que garantiza que la matriz de correlaciones es adecuada. En base a los resultados obtenidos se eliminaron cuatro ítems: el ítem 10 por baja carga factorial ($< 0,40$), y los ítems 23, 24 y 25 porque no se corresponden con los conceptos implícitos en las dimensiones en las que tienen mayor carga factorial: Coerción (ítems 23 y 25) y Autonomía (ítem 24). Los ítems eliminados correspondían a los factores de la escala original: Calidez (ítem 10) y Rechazo (ítems 23, 24 y 25). Este último factor ha sido eliminado en la escala propuesta. Con este criterio, todos los factores incluyeron tres o más ítems.

Tabla 1
Saturaciones factoriales en los 26 ítems finales de la versión en español del PBSC (N= 589)

	Ítems del PBSC	F1	F2	F3	F4	F5	F6
7.	Mi pareja me muestra su cariño y afecto	0,92					
6.	Mi pareja me abraza con frecuencia	0,88					
8.	Mi pareja me hace saber que me quiere	0,86					
22.	A veces mi pareja actúa como si no me quisiese	-0,55					
21.	Mi pareja puede hacerme sentir no querido/a	-0,52					
9.	Mi pareja está ahí cuando la necesito	0,44					
28.	A menudo mi pareja quiere saber dónde voy y con quién		0,82				
26.	Mi pareja intenta controlarme		0,77				
27.	Mi pareja es muy exigente en nuestra relación		0,76				
30.	Mi pareja siempre quiere que las cosas se hagan a su manera en nuestra relación		0,64				
29.	Mi pareja puede ser agresivo/a con sus opiniones		0,60				
12.	Si mi pareja dice algo, lo hace			0,85			
11.	Mi pareja insiste en sacar adelante las cosas que se propone			0,74			
20.	Mi pareja dice una cosa, pero luego hace otra			-0,56			
14.	Mi pareja es confiable			0,43			
16.	Mi pareja es impredecible				0,81		
17.	Nunca sé qué es lo que va a hacer mi pareja en cada momento				0,80		
19.	Mi pareja parece estar cambiando siempre de opinión			-0,40	0,42		
13.	Mi pareja es digna de confianza					-0,82	
18.	No siempre puedo confiar en mi pareja					0,75	
15.	Mi pareja es honesta conmigo					-0,71	
4.	Mi pareja me anima a hacer las cosas que considero importantes						0,77
2.	Mi pareja apoya mis intereses						0,75
1.	A mi pareja le importa mi opinión y la valora						0,72
5.	Mi pareja me anima a decidir las cosas por mí mismo/a						0,68
3.	Mi pareja me escucha						0,62

Notas: PBSC= Comportamientos de la pareja como contexto social; F1= Afectividad; F2= Coerción; F3= Estructura; F4= Caos; F5= Desconfianza; F6= Apoyo a la autonomía. Las saturaciones inferiores a -0,40 o 0,40 no han sido incluidas en la tabla.

Una vez realizado el primer AFE, se eliminaron los cuatro ítems antes citados y se repitió el análisis con los 26 ítems restantes. En seis factores se obtuvieron valores propios superiores a 1, con una proporción de varianza explicada total del 63,20% (Factor 1: 31,38%; Factor 2: 8,91%; Factor 3: 7,30%; Factor 4: 6,51%; Factor 5: 4,89%; Factor 6: 4,21%). Las comunalidades de todos los ítems oscilaron entre 0,50 y 0,81, y las saturaciones factoriales oscilaron entre 0,40 y 0,92. El Factor 1, denominado "Afectividad", incluía seis ítems (7, 6, 8, 22, 21 y 9); el Factor 2, denominado "Coerción", incluía cinco ítems (28, 26, 27, 30 y 29); el Factor 3, denominado "Estructura", incluía cuatro ítems (12, 11, 20 y 14); el Factor 4, denominado "Caos", incluía tres ítems (16, 17 y 19); el Factor 5, denominado "Desconfianza", incluía tres ítems (13, 18 y 15) y el Factor 6, denominado "Apoyo a la Autonomía", incluía cinco ítems (4, 2, 1, 5 y 3) (tabla 1).

En resumen, los ítems de la PBSC mostraron una escala multidimensional. La escala propuesta tiene una estructura de seis dimensiones similar a la escala original, pero no idéntica porque incorpora algunas variaciones en el número y distribución de los ítems incluidos. Se mantuvieron las dimensiones de Apoyo a la Autonomía, Coerción, Estructura, Caos y Afectividad (originalmente Calidez). Sin embargo, los ítems que se incluyeron en cada una de las dimensiones, así como los signos de las saturaciones varían. La dimensión que refleja la frustración de las necesidades de intimidad ha pasado a denominarse Desconfianza (en lugar de Rechazo).

Consistencia interna y distribución de las puntuaciones

Se obtuvieron buenos índices de fiabilidad en las diferentes dimensiones. Los valores de alfa de Cronbach oscilaron entre 0,74 y 0,85, excepto en la dimensión del Caos (α de Cronbach= 0,58) y los de omega de McDonald oscilaron entre 0,68 y 0,85, excepto en la dimensión del Caos (ω de McDonald's= 0,60) (tabla 2).

En todas las dimensiones se encontraron buenas correlaciones entre las puntuaciones en los ítems y la puntuación total corregida en la dimensión: Apoyo a la autonomía (0,55 a 0,67), Coerción (0,54 a 0,70), Estructura (0,51 a 0,61), Caos (0,31 a 0,48), Afectividad (0,54 a 0,74) y Desconfianza (0,49 a 0,63).

Estudio 2

Método

Participantes

Los participantes en el estudio 2 fueron independientes de los participantes del estudio 1, que consistió en 589 adolescentes y adultos emergentes (59,1% mujeres) de 18 a 27 años ($M= 21,99$ años; $DT= 2,45$) involucrados en una relación romántica estable de 3 a 144 meses ($M= 34,63$; $DT= 26,00$). La mayoría de los participantes eran estudiantes universitarios (84,6%) que no convivían con su pareja (90,0%).

Tabla 2
 Fiabilidad y estadísticos descriptivos para la versión española del autoinforme "Comportamientos de la pareja como contexto social" (N= 589)

Subescalas del PBSC	Estudio 1		Estudio 2							
	nº de ítems	α	ω	nº de ítems	α	ω	Puntuaciones observadas (rango)	M (DT)	Asimetría	Curtosis
Apoyo a la autonomía	5	0,83	0,83	5	0,82	0,82	2,2-6,0	5,50 (0,60)	-1,66	3,48
Coerción	5	0,82	0,82	5	0,82	0,82	1,0-5,4	1,96 (1,01)	1,34	1,31
Estructura	4	0,74	0,75	3	0,79	0,80	1,3-6,0	5,13 (0,79)	-1,42	2,97
Caos	3	0,58	0,60	4	0,63	0,60	1,0-5,5	2,38 (0,85)	0,73	0,49
Afectividad	6	0,85	0,85	5	0,83	0,81	1,0-6,0	5,48 (0,75)	-2,30	7,14
Desconfianza	3	0,67	0,68	4	0,81	0,82	1,0-5,8	1,42 (0,68)	2,61	8,48

Notas: PBSC= "Comportamientos de la pareja como contexto social"; ω = McDonald's ω ; α = Cronbach's α ; ω = McDonald's ω . Las opciones de respuesta a los ítems de PBSC oscilaron entre 1 (nada cierto) y 6 (muy cierto).

Instrumentos

Los participantes completaron el PBSC junto con las preguntas antes citadas sobre características sociodemográficas y otras escalas utilizadas para evaluar la validez convergente. Estas se describen a continuación.

- a) "Experiencias en las relaciones íntimas-revisado" (*Experiences in Close Relationships-Revised*, ERC-R; Fraley *et al.*, 2000), adaptación española de Alonso-Arbiol *et al.* (2007). Este cuestionario consta de 18 ítems que califican dos dimensiones básicas relacionadas con el apego: Ansiedad (9 ítems, por ejemplo, "A menudo desearía que los sentimientos de mi pareja por mí fueran tan fuertes como mis sentimientos por él o ella") y Evitación (9 ítems, por ejemplo, "Me siento incómodo cuando una pareja romántica quiere acercarse mucho"). Los ítems utilizaron una escala tipo Likert de 7 puntos (1= fuerte desacuerdo; 7= fuerte acuerdo), y las puntuaciones más altas indicaban mayor ansiedad o evitación por el apego. El alfa de Cronbach fue de 0,87 (Ansiedad) y 0,84 (Evitación) en nuestro estudio.
- b) Calidad de la relación de pareja. Cuatro ítems diseñados y validados por Conger *et al.* (2000) se utilizaron para medir el grado de felicidad, satisfacción y compromiso en la relación de pareja, mediante una escala tipo Likert de 5 puntos. Estos ítems son: "¿Cómo de feliz estás, considerando todo, con tu relación? (1= nada feliz, 5= totalmente feliz); "En general, ¿cómo de satisfecho estás con tu relación?" (1= nada satisfecho, 5= completamente satisfecho); "¿Cuánto deseas que la relación con tu pareja continúe y sea un éxito?" (1= no lo quiero, 5= lo quiero desesperadamente); "¿Cómo de duro estás dispuesto a trabajar para que tu relación sea un éxito?" (1= no haría nada; 5= haría cualquier cosa). Por tanto, puntuaciones más altas indican una mayor calidad de la relación. Los ítems mostraron una fiabilidad aceptable ($\alpha = 0,77$) (Conger *et al.*, 2000) y en nuestro estudio ($\alpha = 0,75$).
- c) "Escala de florecimiento" (*Flourishing Scale*, FS; Diener *et al.*, 2010), versión española de la Fuente *et al.*, 2017). Esta escala se utilizó para evaluar el éxito autopercibido de los participantes en ciertas áreas (relaciones sociales positivas, optimismo, sentimientos de competencia, etc.) que están relacionadas con el bienestar psicológico (p. ej., "Llevo una vida significativa y con propósito", "Mis relaciones sociales son gratificantes y fuente de apoyo", "Me siento competente y capaz en las actividades que son importantes para mí"). Los participantes calificaron su grado de acuerdo o desacuerdo con cada una de las ocho afirmaciones en una escala tipo Likert de 7 puntos (1= totalmente en desacuerdo, 7= totalmente de acuerdo). Las puntuaciones más altas indican un mayor bienestar psicológico. El alfa de Cronbach fue 0,85 en este estudio.

Procedimiento

El procedimiento seguido en el estudio 2 fue el mismo que en el estudio 1, descrito anteriormente.

Análisis de datos

Se realizó un AFC para comparar la bondad del ajuste de modelos alternativos: la estructura factorial obtenida en el modelo factorial original del PBSC (Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010) y el modelo factorial basado en la estructura factorial obtenida en el AFE del estudio 1.

Antes de realizar el AFC, se llevaron a cabo análisis descriptivos que incluyeron el cálculo de la media, la desviación típica, la asimetría y la curtosis de todos los ítems. Se considera una distribución normal univariable cuando los valores de la asimetría son inferiores a 3 y los valores de la curtosis son inferiores a 8.

En todos los modelos, se utilizó como método de estimación en el AFC el de máxima verosimilitud y diferentes índices para evaluar el ajuste del modelo: χ^2 , índice de bondad de ajuste (GFI), índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker-Lewis (TLI), error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). Tabachnick y Fidell (2007) y Kline (2005) recomiendan que el valor χ^2/gf esté comprendido entre los valores 1 y 3, ratios χ^2/gf de 3:1 o inferiores indican que los modelos presentan un mejor ajuste, excepto en muestras más grandes. Valores de χ^2/gf inferiores a 2,0 se considera indicativo de muy buen ajuste; entre 2,0 y 5,0, aceptable (Hair *et al.*, 2010). Las recomendaciones para los puntos de corte de RMSEA son las siguientes: valores $\leq 0,06$ (Hu y Bentler, 1999) ó 0,07 (Steiger, 2007) indican un buen ajuste; valores entre 0,08 y 0,10 indican un mal ajuste y valores $> 0,10$ no son aceptables (Schermelel-Engel *et al.*, 2003). En cuanto a CFI y TLI, valores $\geq 0,95$ indican un buen ajuste (Hu y Bentler, 1999) y valores $\geq 0,90$ se consideran indicativos de un ajuste adecuado (Bentler, 1990).

Como parte del análisis de datos, se calculó una puntuación para cada subescala promediando los ítems incluidos dentro de las subescalas, después de recodificar los ítems con saturaciones negativas. Las puntuaciones de las subescalas se utilizaron para todos los análisis posteriores. Se calculó una puntuación total de PBSC promediando las puntuaciones de las seis subescalas. Las puntuaciones de las escalas y subescalas se resumieron mediante estadísticas descriptivas: media, desviación típica, rango, asimetría y curtosis. Los valores de asimetría y curtosis entre -2 y +2 se consideran aceptables para considerar una distribución normal univariada (George y Mallery, 2010).

Al igual que en el estudio 1, la fiabilidad de la escala se evaluó en términos de consistencia interna, calculando alfa de Cronbach (α) y omega de McDonald (ω). Como evidencia de validez, se obtuvieron las relaciones prueba-criterio, utilizando un diseño concurrente (*American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education*, 2014). Se consideraron como criterio las medidas de ansiedad y evitación relacionadas con el apego, la calidad de la relación romántica y el bienestar psicológico. Se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson. Las correlaciones se interpretaron siguiendo los criterios de Cohen en relación con el tamaño del efecto (Cohen, 1988): 0,10 (pequeño), 0,30 (medio) y 0,50 (grande).

Los análisis descriptivos, la consistencia interna y las correlaciones se realizaron utilizando SPSS v. 26, mientras que para realizar los CFA se utilizó AMOS v. 22.0.

Resultados

Análisis factorial confirmatorio

Para probar el modelo factorial original de PBSC (Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010) y el modelo obtenido en el AFE, se realizaron dos AFC.

Los índices de ajuste tanto para el modelo factorial original de PBSC ($\chi^2[390]=2282,47$; $p < 0,001$; $\chi^2/gl= 5,85$, RMSEA= 0,09 [IC 90%= 0,09-0,09]; CFI= 0,77; y TLI= 0,74) como para el modelo sugerido por el AFE del primer estudio ($\chi^2[284]=1710,68$; $p < 0,001$; $\chi^2/gl= 6,02$; RMSEA= 0,09 [IC 90%= 0,09-0,10]; CFI= 0,80; y TLI= 0,77) indicaban que los modelos no cumplían ninguno de los criterios para considerar un buen ajuste. Por lo tanto, se revisaron las saturaciones factoriales y los índices de modificación (p. ej., tener un valor $IM \geq 20,0$). El Factor "Afectividad" incluía cinco ítems (7, 6, 8, 22, 21 [9]); el Factor "Coerción" incluía cinco ítems (30, 27, 26, 29, 28); el Factor "Estructura" incluía tres ítems (14, 12, 11, [20]); el Factor "Caos" incluía cuatro ítems (19, 20, 17, 16); y el Factor "Desconfianza" incluía cuatro ítems (15, 13, 18, 9). Los ítems entre paréntesis son los que se cargaban en un factor diferente al que cargaban en el AFE. El Factor "Apoyo a la Autonomía" incluye cinco ítems (1, 3, 2, 4, 5). Además, como indican los índices de modificación, se incluyeron correlaciones entre ítems (ítems 21 y 22, ítems 16 y 17, ítems 29 y 30, ítems 26 y 28, ítems 1 y 5, ítems 11 y 12, ítems 1 y 2, ítems 12 y 20, e ítems 4 y 9). El modelo final muestra índices de ajuste aceptables, $\chi^2(275)= 998,21$; $p < 0,001$; $\chi^2/gl= 3,63$; RMSEA= 0,07 (IC 90%= 0,06-0,07); CFI= 0,90 y TLI= 0,88. Las saturaciones estandarizadas oscilaban entre 0,46 y 0,91, excepto Caos, y todos los factores se correlacionaron significativamente entre sí (figura 1).

Consistencia interna y distribución de las puntuaciones

Se encontraron buenos índices de fiabilidad para las diferentes dimensiones. Los valores de alfa de Cronbach oscilaban entre 0,78 y 0,83, excepto en la dimensión de Caos (α de Cronbach= 0,58). Los valores de omega de McDonald's oscilaban entre 0,80 y 0,82, excepto en la dimensión de Caos (McDonald's $\omega= 0,60$) (tabla 2).

En todas las dimensiones se encontraron correlaciones adecuadas entre las puntuaciones en los ítem y la puntuación total corregida en la dimensión: Apoyo a la autonomía (0,50 a 0,68), Coerción (0,54 a 0,67), Estructura (0,62 a 0,66), Caos (0,38 a 0,47), Desconfianza (0,53 a 0,71) y Afectividad (0,55 a 0,72).

Como en el PBSC original, la distribución de las puntuaciones estaba sesgada negativamente en el caso de las dimensiones de Apoyo a la Autonomía, Estructura y Afectividad, y positivamente, en el caso de las dimensiones Coerción, Caos y Desconfianza.

Validez convergente

Se esperaba que las subescalas de la PBSC correlacionaran con las medidas de calidad de relación, apego y bienestar. Se calcularon las intercorrelaciones entre la

Figura 1
Análisis factorial confirmatorio de los 26 ítems de la versión española del PBSC

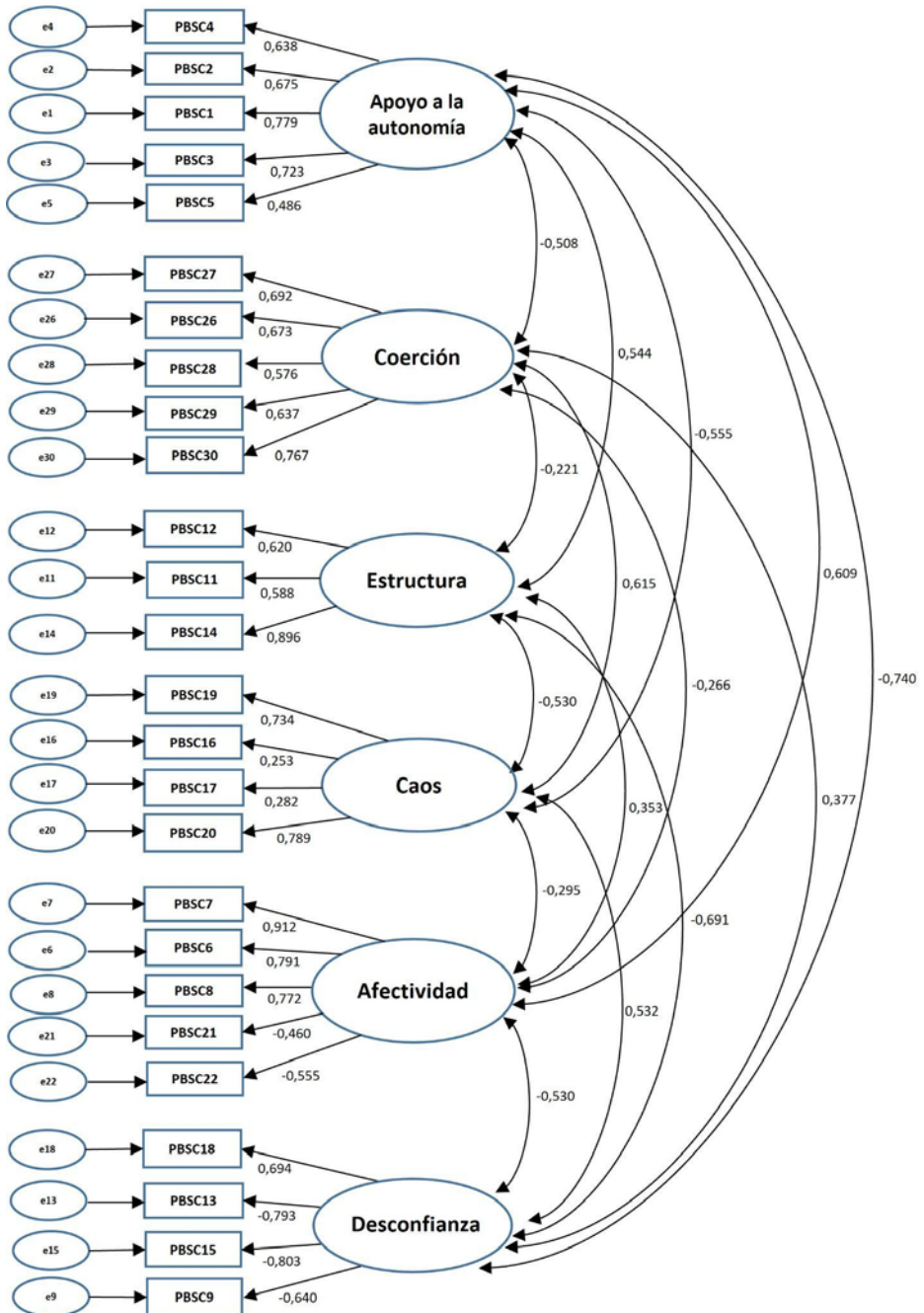


Tabla 3
Intercorrelaciones entre las subescalas de la versión española del PBSC y correlaciones de estas subescalas y las medidas de validez convergente (N= 589)

Subescalas del PBSC	1	2	3	4	5	Ansiiedad (ERC-R)	Evitación (ERC-R)	Bienestar (FS)	Calidad de la relación (ítems de Conger et al., 2000)
1. Apoyo a la Autonomía						-0,41***	-0,56***	0,29***	0,47***
2. Coerción	-0,40***					0,29***	0,35***	-0,14**	-0,30***
3. Estructura	0,42***	-0,15***				-,19***	-0,31***	0,20***	0,44***
4. Caos	-0,30***	0,39***	-0,26***			0,30***	0,26***	-0,13**	-0,14**
5. Afectividad	0,53***	-0,30***	0,29***	-0,27***		-0,54***	-0,47***	0,26***	0,41***
6. Desconfianza	-0,58***	0,30***	-0,51***	0,34***	-0,57***	0,53***	0,53***	-0,27***	-0,56***

Notas: PBSC= Comportamientos de la pareja como contexto social; ERC-R= Experiencias en las relaciones íntimas-revisado; FS= Escala de florecimiento; *p< 0,05; **p< 0,01; ***p< 0,001.

escala total y las subescalas de PBSC y la calidad de la relación, las subescalas de apego y el bienestar (tabla 3). Las correlaciones fueron medias-altas entre las subescalas de apoyo a la autonomía, afectividad y desconfianza de la PBSC con las subescalas relacionadas con el apego y la calidad de la relación. Las correlaciones fueron medias entre las dimensiones de Coerción, Caos y Estructura de la PBSC con estas medidas de criterio.

Como era de esperar, se encontraron intercorrelaciones entre las subescalas de la versión española del PBSC, que fueron bajas-medias.

Discusión

El objetivo de este trabajo era presentar la versión española de la escala PBSC (Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010) para su uso en el estudio de las relaciones románticas en la adolescencia y la edad adulta emergente, analizando su estructura factorial, fiabilidad y validez. Desde nuestro punto de vista, este cuestionario tiene, como mínimo, dos fortalezas importantes. En primer lugar, se basa en la teoría de las necesidades psicológicas básicas de Deci y Ryan (2000), teoría que puede resultar especialmente útil para analizar y explicar la dinámica y el curso de las relaciones románticas. También es compatible con otras propuestas teóricas, como la teoría del apego (Hazan y Shaver, 1987; Hadden *et al.*, 2016; LaGuardia *et al.*, 2000) y la teoría del funcionamiento familiar y de pareja de L'Abate (2003). En segundo lugar, la escala se centra en diferentes tipos de conductas que se realizan habitualmente en las relaciones románticas y que implican apoyo y/o frustración de las necesidades básicas, algo que debe tenerse en cuenta a la hora de examinar aspectos relacionados con la calidad de la relación y el bienestar personal.

En nuestro estudio con jóvenes españoles, los resultados de los análisis factoriales confirmaron la estructura factorial hexadimensional propuesta en el trabajo original de Ducat y Zimmer-Gembeck (2010). Aunque la escala adaptada a la población española incluye 26 ítems, no todos cargan sobre los mismos factores o dimensiones propuestas originalmente por los autores. Además, nuestros resultados indican que al menos uno de los factores originales requiere reformulación. Así, el Apoyo a la Autonomía (la primera dimensión de la solución factorial obtenida en nuestro segundo estudio) es idéntico al propuesto por los autores del PBSC, conteniendo los mismos cinco ítems que formaban parte de la escala original. Esta dimensión indica el grado en que las personas perciben que su pareja las alienta y respeta sus deseos, decisiones y la búsqueda de metas y objetivos personales. La segunda dimensión, Coerción, también es idéntica a la original. Contiene cinco ítems que reflejan la percepción de las personas de que su pareja bloquea su autonomía e independencia, adopta una actitud controladora sobre sus acciones e intenta imponer sus propias ideas, deseos y puntos de vista de la realidad. La tercera dimensión de nuestro estudio, Estructura, incluye tres ítems que se vinculan con estructura-fiabilidad en el comportamiento percibido de la pareja. Los otros dos ítems que cargaron en la dimensión Estructura del estudio original, cargan en nuestro estudio en otra dimensión que ha sido denominada Desconfianza y cuyo significado será analizado más adelante. La cuarta dimensión de nuestro análisis, Caos, reúne cuatro ítems de la dimensión Caos definida por Ducat y Zimmer-

Gembeck (2010). Los significados de los cuatro ítems siguen siendo los mismos que los de la escala original, reflejando la percepción del comportamiento de la pareja como impredecible y errático e impidiendo o frustrando la necesidad de un contexto estructurado y estable. El otro ítem de la dimensión Caos en el estudio original, carga en la dimensión redefinida como Desconfianza.

Los resultados de nuestro estudio indican que las dos dimensiones restantes requieren mayor consideración. La dimensión que refleja la Afectividad consta de cinco ítems, tres de los cuales están incluidos en esta dimensión en la escala original. Los otros dos ítems corresponden a la dimensión de Rechazo de la escala original ("Mi pareja puede hacerme sentir que no soy querido" y "A veces mi pareja actúa como si no me quisiera"). En nuestro estudio, este ítem tuvo una carga negativa en el factor que refleja la percepción de la pareja sobre las expresiones de amor, afecto y calidez. Por lo tanto, los dos ítems fueron agregados a la dimensión Afectividad en sentido negativo, debiendo invertirse su puntuación al calcular la puntuación de esta subescala.

Por último, nuestros análisis factoriales ofrecen una perspectiva diferente de la dimensión de Rechazo propuesta por los autores de la escala original. Esta dimensión se compone de lo siguiente: dos ítems del factor Estructura de la escala original ("Mi pareja es confiable" y "Mi pareja es honesta conmigo"), ambos expresando saturaciones negativas; un ítem del factor Caos de la escala original ("No siempre puedo confiar en mi pareja"), que muestra una carga positiva; y un ítem del factor Calidez de la escala original ("Mi pareja está ahí para mí si lo necesito"), con carga negativa. Según nuestro análisis de estos cuatro ítems y el signo de sus saturaciones en el factor, parece que esta dimensión se refiere a la percepción de actitudes y comportamientos de la pareja que pueden dificultar o frustrar las posibilidades de recibir el afecto necesario y de conectarse más íntima y verdaderamente. En consecuencia, esta dimensión ha sido denominada Desconfianza, con énfasis en que esta etiqueta se refiere al tipo de desconfianza que obstaculiza la calidez, la intimidad y la proximidad, no a la desconfianza vinculada al comportamiento impredecible o poco confiable de la pareja como se refleja en la dimensión del Caos.

Se obtuvieron índices de fiabilidad satisfactorios en las diferentes dimensiones, excepto en la dimensión del Caos. Por esta razón, esta dimensión debe interpretarse con cautela, hasta que futuras investigaciones arrojen luz. En todas las dimensiones se encontraron buenas correlaciones ítem-total corregidas entre las puntuaciones de los ítems y la puntuación total de la dimensión. En términos de validez, las dimensiones de la escala muestran una convergencia aceptable con las medidas utilizadas para la calidad de la relación romántica, ansiedad y evitación en la relación y bienestar subjetivo. Así, como era de esperar, las dimensiones de Autonomía, Apoyo, Afecto y Estructura mostraron una correlación positiva con la calidad de la relación y el bienestar personal, y una correlación negativa con la ansiedad y la evitación en la relación. En contraste, las dimensiones de Coerción, Desconfianza y Caos correlacionaron positivamente con ansiedad y evitación en la relación y negativamente con la calidad de la relación y el bienestar subjetivo. Estos resultados son consistentes con otros estudios que han utilizado la escala PBSC (Bolt *et al.*, 2019; Zimmer-Gembeck y Ducat, 2010; Zimmer-Gembeck *et al.*, 2014).

Una limitación de nuestro estudio es que la muestra puede no ser representativa de la población general de adolescentes y adultos emergentes españoles debido a la técnica de muestreo empleada (es decir, muestreo en bola de nieve). Estudios futuros deberían considerar replicar el proceso de validez y confiabilidad en otras muestras de habla hispana, expandiendo potencialmente la utilidad de esta escala. Además, futuros estudios deberían examinar las propiedades psicométricas de la escala mediante la realización de un análisis factorial confirmatorio. Además, dado que esta escala evalúa un constructo relacional, sería particularmente relevante probarla dentro de un marco diádico con muestras de parejas de la población general española.

En términos generales, la versión española de la escala PBSC (Ducat y Zimmer-Gembeck, 2010) mantiene la estructura de seis dimensiones (tres factores positivos y tres factores negativos) que refleja cómo las personas perciben que sus parejas apoyan y contribuyen a la satisfacción de sus necesidades psicológicas básicas o, por el contrario, perciben a sus parejas como una fuente de frustración de dichas necesidades (Anexo).

En conclusión, la versión española del PBSC es adecuada como medida de la calidad de la relación en adolescentes y adultos emergentes, en términos globales, así como herramienta para valorar las diferentes dimensiones asociadas al apoyo a las necesidades básicas de Autonomía, Afectividad y Estructura o su frustración en términos de Coerción, Desconfianza y Caos. Finalmente, la PBSC será de interés para seguir estudiando las dinámicas y procesos relacionales, así como su aplicación clínica para planificar posibles intervenciones o evaluar resultados terapéuticos.

Referencias

- Alonso-Arbiol, I., Balluerka, N. y Shaver, P. R. (2007). A Spanish version of the Experiences in Close Relationships (ECR) adult attachment questionnaire. *Personal Relationships, 14*, 45-63. doi: 10.1111/j.1475-6811.2006.00141.x
- American Educational Research Association, American Psychological Association y National Council on Measurement in Education (dirs.) (2014). *Standards for Educational and Psychological Testing*. American Educational Research Association.
- Baumeister, R. y Leary, M. R. (1995). The need to belong: desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin, 117*, 497-529. doi: 10.1037/0033-2909.117.3.497
- Bekir, S. y Çelik, E. (2019). Examining the factors contributing to adolescents' online game addiction. *Anales de Psicología/Annals of Psychology, 35*(3), 444-452. doi: 10.6018/analesps.35.3.323681
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*(2), 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Bolt, O. C., Jones, F. W., Rudaz, M., Ledermann, T. y Irons, C. (2019). Self-compassion and compassion towards one's partner mediate the negative association between insecure attachment and relationship quality. *Journal of Relationships Research, 10* (20), 1-9. doi: 10.1017/jrr.2019.17
- Carbonneau, N., Martos, T., Sallay, V., Rochette, S. y Koestner, R. (2019). Examining the associations of autonomy and directive support given and received with relationship satisfaction in the context of goals that romantic partners have for one another. *Motivation and Emotion, 43* (6), 874-882. doi: 10.1007/s11031-019-09792-8

- Costello, A. B. y Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 10*(7), 1-9. doi: 10.7275/jyj1-4868
- Chen, B., Mouratidis, A., Ryan, R. M., Sheldon, K. M., Soenens, B., Van Petegem, S., Verstuyf, J., Vansteenkiste, M., Beyers, W., Boone, L., Deci, E. L., Van der Kaap-Deeder, J., Duriez, B., Lens, W. y Matos, L. (2015). Basic psychological need satisfaction, need frustration, and need strength across four cultures. *Motivation and Emotion, 39*, 216-236. doi: 10.1007/s11031-014-9450-1
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Conger, R. D., Cui, M., Bryant, C. M. y Elder G. H. Jr. (2000). Competence in early adult romantic relationships: a developmental perspective on family influences. *Journal of Personality and Social Psychology, 79*, 224-37. doi: 10.1037//0022-3514.79.2.224
- Cournoyer, A., Laurin, J. C. Daspe, M. E, Laniel, S. y Huppé, A. S (2021). Conditional regard, stress, and dyadic adjustment in primiparous couples: a dyadic analysis perspective. *Journal of Social and Personal Relationships 38*(5), 1472-1494. doi: 10.1177/0265407521993561
- Costa, S., Ntoumanis, N. y Bartholomew, K. (2015). Predicting the brighter and darker sides of interpersonal relationships: does psychological need thwarting matter? *Motivation and Emotion, 39*, 11-24. doi: 10.1007/s11031-014-9427-0
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*(3), 297-334.
- De la Fuente R., Parra A. y Sánchez-Queija I. (2017). Psychometric properties of the Flourishing Scale and measurement invariance between two samples of Spanish university students. *Evaluation & the Health Professions, 40*, 409-424. doi: 10.1177/0163278717703446
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (2000). The 'what' and 'why' of goal pursuits: human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry, 11*, 227-268. doi: 10.1207/S15327965PLI1104_01
- Deci, E. L. y Ryan, R. M. (2014). Autonomy and need satisfaction in close relationships: relationships motivation theory. En N. Weinstein (dir.), *Human motivation and interpersonal relationships: theory, research, and applications* (pp. 53-73). Springer. doi: 10.1007/978-94-017-8542-6_3
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S. y Biswas-Diener, R. (2010). New measures of well-being: short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research, 97*(2), 143-156. doi: 10.1007/s11205-009-9493-y
- Ducat, W. H. y Zimmer-Gembeck, M. J. (2010). Romantic partner behaviours as social context: measuring six dimensions of relationships. *Journal of Relationships Research, 1*, 1-16. doi: 10.1375/jrr.1.1.1
- Feeney, B. C. y Collins, N. L. (2014). A new look at social support: a theoretical perspective on thriving through relationships. *Personality and Social Psychology Review, 19*, 113-147. doi: 10.1177/1088868314544222
- Fraley, R. C., Waller, N. G. y Brennan, K. A. (2000). An item-response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality and Social Psychology, 78*, 350-365. doi: 10.1037/0022-3514.78.2.350
- George, D. y Mallery, M. (2010). *SPSS for Windows step by step: a simple guide and reference, 17.0 update* (10ª ed.). Pearson.
- Hadden, B. W., Baker, Z. G. y Knee, C. R. (2018). Let it go: relationship autonomy predicts pro-relationship responses to partner transgressions. *Journal of Personality, 86*(5), 868-887. doi: 10.1111/jopy.12362

- Hadden, B. W., Øverup, C. S. y Knee, C. R. (2014). Removing the ego: need fulfillment, self-image goals, and self-presentation. *Self and Identity*, 13, 274-293. doi: 10.1080/15298868.2013.815398
- Hadden, B. W., Rodriguez, L. M., Knee, C. R., DiBello, A. M. y Baker, Z. G. (2016). An Actor-Partner Interdependence Model of Attachment and Need Fulfillment in Romantic Dyads. *Social Psychological and Personality Science*, 7(4), 349-357. doi: 10.1177/1948550615623844
- Hadden, B. W., Rodriguez, L. M., Knee, C. R. y Porter, B. (2015). Relationship autonomy and support provision in romantic relationships. *Motivation and Emotion*, 39(3), 359-373. doi: 10.1007/s11031-014-9455-9
- Hair, J., Black, B., Babin, B. y Anderson, R. (2010). *Multivariate data analysis* (7ª ed.) Pearson Prentice Hall.
- Hambleton, R. K. (2001). The next generation of the ITC test translation and adaptation guidelines. *European Journal of Psychological Assessment*, 17(3), 164-172. doi: 10.1027//1015-5759.17.3.164
- Hazan, C. y Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(3), 511-524. doi: 10.1037/0022-3514.52.3.511
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Hui, C. M., Molden, D. C. y Finkel, E. J. (2013). Loving freedom: concerns with promotion or prevention and the role of autonomy in relationship well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 105, 61-85. doi: 10.1037/a0032503
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2ª ed.). Guilford.
- Kluwer, E. S., Karremans, J. C., Riedijk, L. y Knee, C. R. (2019). Autonomy in relatedness: how need fulfillment interacts in close relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 46(4), 603-616. doi: 10.1177/0146167219867964
- Knee, C. R., Hadden, B. W. y Baker, Z. (2016). Optimal relationships as mutual fulfillment of self-determination theory's basic psychological needs. En C. Raymond Knee y T. Harry Reis (dirs), *Positive approaches to optimal relationships development* (pp.30-55). Cambridge University Press.
- Knee, C. R., Hadden, B. W., Porter, B. y Rodriguez, L. M. (2013). Self-determination theory and romantic relationship processes. *Personality and Social Psychology Review*, 17, 307-324. doi: 10.1177/1088868313498000
- L'Abate, L. (2003). *Family psychology III: theory building, theory testing and psychological interventions*. University Press of America.
- La Guardia, J. G., Ryan, R. M., Couchman, C. E. y Deci, E. L. (2000). Within-person variation in security of attachment: a self-determination theory perspective on attachment, need fulfillment, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 367-384. doi: 10.1037//0022-3514.79.3.367
- La Guardia, J. G. y Patrick, H. (2008). Self-determination theory as a fundamental theory of close relationships. *Canadian Psychology*, 49, 201-209. doi: 10.1037/a0012760
- Lavigne, G. L., Vallerand, R. J. y Crevier-Braud, L. (2011). The fundamental need to belong: on the distinction between growth and deficit-reduction orientations. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 37, 1185-1201. doi: 10.1177/01461672111405995
- Legate, N., DeHaan, C. R., Weinstein, N. y Ryan, R. M. (2013). Hurting you hurts me too: the psychological costs of complying with ostracism. *Psychological Science*, 24, 583-588. doi: 10.1177/0956797612457951

- Leung, A. N y Law, W. (2019). Do extrinsic goals affect romantic relationships? The role of basic psychological need satisfaction. *Motivation and Emotion* 43, 857-873 doi: 10.1007/s11031-019-09804-7
- Meyers, L. S., Gamst, G. y Guarino, A. J. (2017). *Applied multivariate research: design and interpretation* (3ª ed.). Sage.
- Momeñe, J. y Estévez, A. (2018). Los estilos de crianza parentales como predictores del apego adulto, de la dependencia emocional y del abuso psicológico en las relaciones de pareja adultas. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 26(2), 359-378.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). McGraw-Hill.
- Øverup, C. S., Hadden, B. W., Knee, C. R. y Rodriguez, L. M. (2017). Self-determination theory and intimate partner violence (IPV): assessment of relationship causality orientations as predictors of IPV perpetration. *Journal of Research in Personality*, 70, 139-155. doi: 10.1016/j.jrp.2017.07.002
- Patrick, H., Knee, C. R., Canevello, A. y Lonsbary, C. (2007). The role of need fulfillment in relationship functioning and well-being: a self-determination theory perspective. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92, 434-457. doi: 10.1037/0022-3514.92.3.434
- Perez-Rivas, A., Torregrosa, M., Viladrich, C. y Pallarès, S. (2017). Women Occupying Management Positions in Top-Level Sport Organizations: a Self-Determination Perspective. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 33(1), 102-113. doi: 10.6018/analesps.33.1.229171
- Petit, W. E., Knee, C. R., Hadden, B. W. y Rodriguez, L. M. (2017). Self-determination theory and intimate partner violence: an APIM model of need fulfillment and IPV. *Motivation Science*, 3(2), 119-132. doi: 10.1037/mot0000054
- Rocchi, M., Pelletier, L. G., Cheung, S., Baxter, D. y Beaudry, S. (2017). Assessing need-supportive and need-thwarting interpersonal behaviours: the Interpersonal Behaviours Questionnaire (IBQ). *Personality and Individual Differences*, 104, 423-433. doi: 10.1016/j.paid.2016.08.034
- Ryan, R. M. y Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. Guilford. doi: 10.1521/978.14625/28806
- Sağkal, A. S. y Özdemir, Y. (2019). Need satisfaction, partner attachment, and romantic relationship quality: a multiple mediation model. *AJESI-Anadolu Journal of Educational Sciences International*, 9(1): 163-180. doi: 10.18039/ajesi.520839
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. y Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23-74.
- Shulman, S. y Connolly J. (2014). The challenge of romantic relationships in emerging adulthood. En J. Arnett (dir.), *The Oxford handbook of emerging adulthood*. Oxford Handbooks Online. doi: 10.1093/oxfordhb/9780199795574.013.007
- Soenens, B., Vansteenkiste, M. y Sierens, E. (2009). How are parental psychological control and autonomy-support related? A cluster-analytic approach. *Journal of Marriage and Family*, 71, 187-202. doi: 10.1111/j.1741-3737.2008.00589.x
- Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4ª ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
- Steiger, J. H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Personality and Individual Differences*, 42, 893-898. doi: 10.1016/j.paid.2006.09.017
- Tavakol, M. y Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55. doi: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
- Tabachnick, B. G. y Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5ª ed.). Allyn and Bacon.

- Valshtein, T. J., Mutter, E. R., Oettingen, G. y Gollwitzer, P. M. (2020). Relatedness needs and negative fantasies as the origins of obsessive thinking in romantic relationships. *Motivation and Emotion*, 44(2), 226-243. doi: 10.1007/s11031-019-09802-9
- VanderDrift, L. E. y Agnew, C. R. (2012). Need fulfillment and stay-leave behavior: on the diagnosticity of personal and relational needs. *Journal of Social and Personal Relationships*, 29, 228-245. doi: 10.1177/0265407511431057
- Vanhee, G., Lemmens, G. M. D., Stas, L., Loeys, T. y Verhofstadt, L. L. (2016). Why are couples fighting? A need frustration perspective on relationship conflict and dissatisfaction. *Journal of Family Therapy*, 40, 4-23. doi: 10.1111/1467-6427.12126
- Vanhee, G., Lemmens, G. M. D. y Verhofstadt, L. L. (2016). Relationship satisfaction: high need satisfaction or low need frustration? *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 44(6), 923-930. doi: 10.2224/sbp.2016.44.6.923
- Vansteenkiste, M., Niemiec, C. P. y Soenens, B. (2010). The development of the five mini-theories of self-determination theory: an historical overview, emerging trends, and future directions. En T. C. Urdan y S. A. Karabenick (Eds.), *Advances in motivation and achievement*, v. 16A—*The decade ahead: theoretical perspectives on motivation and achievement* (pp. 105-165). Emerald Group Publishing Limited.
- Vansteenkiste, M., Ryan, R. M. y Soenens, B. (2020). Basic psychological need theory: advancements, critical themes, and future directions. *Motivation and Emotion*, 44, 1-31. doi: 10.1007/s11031-019-09818-1
- Ventura-León, J. L. y Caycho-Rodríguez, T. (2017). El coeficiente omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.
- Yu, S., Levesque-Bristol, C. y Maeda, Y. (2018). General need for autonomy and subjective well-being: a meta-analysis of studies in the US and East Asia. *Journal of Happiness Studies: An Interdisciplinary Forum on Subjective Well-Being*, 19(6), 1863-1882. doi: 10.1007/s10902-017-9898-2
- Zimmer-Gembeck, M. J., Arnhold, V. y Connolly, J. (2014). Intercorrelations of intimacy and identity dating goals with relationship behaviors and satisfaction among young heterosexual couples. *Social Sciences*, 3(1), 44-59. doi: 10.3390/socsci3010044
- Zimmer-Gembeck, M. J. y Ducat, W. (2010). Positive and negative romantic relationship quality: age, familiarity, attachment and well-being as correlates of couple agreement and projection. *Journal of Adolescence*, 33, 879-890. doi: 10.1016/j.adolescence.2010.07.008

RECIBIDO: 10 de noviembre de 2022

ACEPTADO: 6 de marzo de 2023

Anexo

Ítems finales de la versión en español del autoinforme "Comportamientos de la pareja como contexto social" (PBSC)

Dimensiones	Ítems
Apoyo a la Autonomía	Mi pareja me anima a hacer las cosas que considero importantes
	Mi pareja apoya mis intereses
	A mi pareja le importa mi opinión y la valora
	Mi pareja me escucha
	Mi pareja me anima a decidir las cosas por mí mismo/a
Coerción	Mi pareja intenta controlarme
	Mi pareja es muy exigente con nuestra relación
	A menudo mi pareja quiere saber dónde voy y con quién
	Mi pareja siempre quiere que las cosas se hagan a su manera en nuestra relación
	Mi pareja puede ser agresivo/a con sus opiniones
Estructura	Si mi pareja dice algo, lo hace
	Mi pareja insiste en sacar adelante las cosas que se propone
	Mi pareja es digna de confianza
Caos	Nunca sé qué es lo que va a hacer mi pareja en cada momento
	Mi pareja es impredecible
	Mi pareja parece estar cambiando siempre de opinión
	Mi pareja dice una cosa, pero luego hace otra
Afectividad	A veces mi pareja actúa como si no me quisiese*
	Mi pareja me muestra su cariño y su afecto
	Mi pareja me abraza con frecuencia
	Mi pareja me hace saber que me quiere
Desconfianza	Mi pareja puede hacerme sentir no querido/a*
	Mi pareja es confiable*
	Mi pareja es honesta conmigo*
	No siempre puedo confiar en mi pareja
	Mi pareja está ahí cuando la necesito*

Nota: *Estos ítems se codifican de forma inversa para obtener las puntuaciones en las subescalas.