

LA PNA-10, UNA ESCALA BREVE PARA EVALUAR EL AFECTO POSITIVO Y NEGATIVO EN ESPAÑOL

Sagrario Yárnoz-Yaben, Priscila Comino y Eneko Sansinenea
Universidad del País Vasco (España)

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar las propiedades psicométricas de una versión reducida de la "Escala de afecto positivo y negativo" (*Positive and Negative Affect*, PNA; Warr, Barter y Brownbridge, 1983) en español. Participaron 1601 personas (61,6% mujeres) con una edad media de 33,27 años. El análisis factorial confirmatorio evidenció mejores indicadores de ajuste para una versión reducida del instrumento (PNA-10) compuesta por 10 ítems. La consistencia interna (alfa de Cronbach) de las subescalas fue adecuada, de 0,84 para el afecto positivo (AP) y 0,81 para el afecto negativo (AN) y fiabilidad compuesta de 0,88 para el AP y 0,82 para el AN. Análisis posteriores mostraron relaciones significativas entre las dos subescalas y el sexo, el estatus de pareja, la duración de la misma y el número de hijos. También con el sentimiento de soledad. Estos resultados, así como las bajas correlaciones con deseabilidad social confirman las buenas propiedades psicométricas de la PNA-10, que creemos constituye un instrumento adecuado para la evaluación del componente emocional (AP y AN) del bienestar subjetivo.

PALABRAS CLAVE: *PNA, bienestar subjetivo, afecto positivo, afecto negativo.*

Abstract

The aim of this paper is to analyze the psychometric properties of a short version of the "Positive and Negative Affect Scale" (PNA; Warr, Barter and Brownbridge, 1983). The participants were 1601 individuals (61.6% women) with a mean age of 33.27 years. Confirmatory factor analysis evidenced better indicators of adjustment for a reduced version of the instrument (PNA-10) composed of 10 items. The internal consistency (Cronbach's alpha) of the subscales was adequate: .84 for PA and .81 for NA; composite reliability of .88 for PA and .82 for NA. Further analysis showed significant relationships of PA and NA with sex, marital status, length of the relationship and number of children, and also with loneliness (social, family and romantic). These results, as well as the low correlations of the instrument with Social Desirability, confirmed the good psychometric properties of PNA-10, which we consider to be an appropriate instrument for assessing the emotional component (PA and NA) of subjective well-being.

KEY WORDS: *PNA, subjective well-being, positive affect, negative affect.*

El Vicerrectorado de Investigación de la Universidad del País Vasco ha subvencionado este trabajo mediante la ayuda GIU07/61 al grupo de investigación *Harremanak*.

Correspondencia: Sagrario Yárnoz-Yaben, Universidad del País Vasco, Facultad de Psicología, Avda. de Tolosa 70, 20018 San Sebastián (España). E-mail: sagrario.yarnoz@ehu.es

Introducción

El bienestar subjetivo se define como la evaluación que una persona realiza sobre su situación en un momento dado (Diener y Suh, 1997; Kuppens, Realo y Diener, 2008). Esta evaluación incluye tanto juicios cognitivos de satisfacción y realización personal como la frecuencia y la intensidad con que se experimentan reacciones emocionales como alegría, interés, tristeza o enfado (Kim-Prieto, Diener, Tamir, Scollon y Diener, 2005; Luhmann, Hawkley, Eid y Cacioppo, 2012). El componente cognitivo, o satisfacción con la vida es una valoración global, un juicio sobre la trayectoria vital realizado en un momento determinado. El componente emocional, que algunos autores denominan felicidad o bienestar hedónico, consta de dos componentes: afecto positivo (AP) y afecto negativo (AN), que reflejan la situación emocional de una persona en un momento dado (Larsen, 2009). Con el tiempo, estos estados momentáneos se consolidan formando un estado característico de la persona, en torno al cual fluctúa ya que el bienestar emocional es también un reflejo de las situaciones vitales y las circunstancias externas de la persona (McNulty y Fincham, 2012). La investigación muestra que los estados emocionales recientes adquieren mayor peso a la hora de emitir un juicio sobre la situación emocional que los estados emocionales más distantes en el tiempo (Kahneman y Krueger, 2006; Larsen, 2009).

La aproximación habitual al estudio del bienestar psicológico consiste en solicitar a los participantes información sobre sus niveles de satisfacción vital, AP y AN (Diener, Oishi y Lucas, 2009; Wirtz, Chiu, Diener y Oishi, 2009). El componente cognitivo o satisfacción vital es habitualmente evaluado con la "Escala de satisfacción con la vida" (*Satisfaction with Life Scale*; Diener, Emmons, Larsen y Griffin, 1985; Diener, Inglehart y Tay, 2013; Diener *et al.*, 2009), traducida a varios idiomas. El bienestar afectivo ha sido evaluado por medio de diversos instrumentos. Una de las más influyentes ha sido la "Escala de balance afectivo" (*Affect Balance Scale*; Bradburn, 1969) creada con el objetivo de medir las reacciones tanto positivas como negativas ante los eventos que experimentaban las personas en sus vidas cotidianas. La escala consta de 10 ítems a los que se responde en un formato de sí/no. El bienestar general se expresaba inicialmente como el equilibrio entre estas dos fuerzas opuestas, de tal manera que el factor positivo compensara al negativo, creando un balance (de ahí el nombre original de la escala) entre ambos ítems. El test mostraba adecuadas propiedades psicométricas en las diversas investigaciones en que ha sido utilizado (ver McDowell, 2006 para una revisión) y ha sido traducido a diversos idiomas. Se ha encontrado que, utilizando este instrumento, el AP correlaciona con la participación social, la satisfacción con la vida social, el estatus de empleo, la felicidad general y con la realización de actividades nuevas.

La "Escala de afecto positivo y negativo" (Positive and Negative Affect, PNA)

Warr, Barter y Brownbridge (1983) revisaron la "Escala de balance afectivo" de Bradburn (*Positive and Negative Affect Scale*; Bradburn, 1969), convirtiéndola en una escala de 18 ítems que tenía el objetivo de evaluar el AP y el AN (9 ítems

para cada uno). Inicialmente presentaba dos modos de respuesta, un formato sí/no y un formato de frecuencia (1, nunca -4, con frecuencia), que es el más utilizado. La escala mostró un coeficiente de fiabilidad alfa de 0,66 para AP y 0,64 para AN. El estudio de Warr *et al.* (1983) mostró que el AP correlacionaba con experiencias positivas y el AN correlacionaba significativamente con experiencias negativas vividas por la persona. Encontraron asimismo que el AN estaba asociado con problemas interpersonales, neuroticismo y ansiedad, mientras que el AP correlacionaba con los contactos sociales, la extroversión y negativamente con la depresión.

Existen varias traducciones y adaptaciones al español de la escala PNA, que han sido validadas en distintas poblaciones, Vergara, Yárnoz y Páez (1989), con una muestra de 150 estudiantes del País Vasco; Alvarado y Vera (1996), con una muestra de 357 trabajadores de servicios de salud de Santiago de Chile y, Godoy-Izquierdo, Martínez y Godoy (2008), con 219 personas procedentes de diferentes contextos de la ciudad de Granada. Los coeficientes de fiabilidad alfa oscilan entre el 0,76 para AP y 0,71 para AN obtenido por Vergara *et al.* (1989) al 0,78 y 0,82 de Alvarado y Vera (1996) o al 0,82 para AP y 0,75 para AN de Godoy-Izquierdo *et al.* (2008). El instrumento, en su adaptación al español, ha sido ampliamente utilizado en diversas investigaciones (p. ej., Landa, Zafra, Martos y Martos, 2012; Yárnoz-Yaben, 2010; Yárnoz-Yaben, 2013).

Aunque la estructura original del instrumento (dos factores correspondientes al AP y AN) ha sido replicada y sus propiedades psicométricas analizadas, existen algunas lagunas en la investigación sobre la adaptación al español de la PNA. Por ejemplo, Godoy-Izquierdo *et al.* (2008) han insinuado la debilidad de ciertos ítems, recomendando la revisión de su formulación o la eliminación de los mismos en futuros análisis. Junto con ello, el número de participantes en los estudios mencionados ha sido escaso y existe una sobrerrepresentación de la población más joven y femenina, lo que dificulta extraer conclusiones aplicables a la población general. Además, no se han tenido en cuenta la relación del instrumento con variables individuales que, según la investigación, afectan al bienestar afectivo, como la edad y el sexo, el nivel económico, el estatus de pareja, la duración de la relación, o las condiciones de la vida (Luhmann, Hofmann, Eid y Lucas, 2012). El primer objetivo del presente trabajo es, por tanto, revisar la formulación de los ítems que componen la PNA y analizar en una población más amplia y variada su estructura factorial y el comportamiento de los ítems que lo componen. El segundo objetivo consiste en analizar las propiedades psicométricas del instrumento resultante, estudiando su relación con variables demográficas, como la edad y el sexo y, con las condiciones de vida de la persona, como el estatus de pareja, duración de la relación, o presencia de hijos, relacionadas con el bienestar afectivo. Finalmente, analizaremos la relación del instrumento con el constructo deseabilidad social y con otros indicadores de bienestar, en este caso con la soledad, en su triple faceta de soledad social, familiar y romántica.

Características demográficas, situacionales y bienestar afectivo

Las características demográficas más estudiadas en relación con el bienestar afectivo han sido el sexo y la edad. La mayoría de los estudios no muestran una asociación concluyente entre sexo y AP. Por el contrario, las mujeres presentan niveles más elevados de AN que los hombres (Diener *et al.*, 2009; Fujita, Diener y Sandvik, 1991; Hansson, Hillerås y Forsell, 2005) y en diferentes culturas (Lucas y Gohm, 2000). Por otra parte, la investigación realizada refleja que tanto la experiencia de emociones positivas como negativas declina con la edad, siendo el decline mucho más marcado para la AP que para la AN (Diener, Sandvick y Larsen, 1985; Pinquart, 2001), tal vez debido a un aumento del control sobre las propias emociones, o a una menor exposición a situaciones nuevas, bien sean de características positivas o negativas. También Stone, Schwartz, Broderick y Deaton (2010) encontraron una asociación negativa entre edad y AP. Pero hacia la edad de 50 años, esta relación se invertía, presentando una asociación positiva entre edad y AP. Lucas y Gohm (2000) encontraron que la asociación negativa entre edad, AP y AN constituía un patrón consistente que se repetía en diversos países.

Tradicionalmente, la investigación ha resaltado los beneficios que para el bienestar subjetivo de las personas representa el matrimonio (Birditt y Antonucci, 2012; Lucas, Clark, Georgellis y Diener, 2003; Waite y Gallagher, 2000) y otras formas de cohabitación (Musick y Bumpass, 2012) o incluso el tener pareja estable. Los efectos beneficiosos del matrimonio o la unión en pareja varían según el sexo, de tal forma que el matrimonio, o similar, parece ser más beneficioso para los hombres que para las mujeres (Dempsey, 2002). En cualquier caso, las personas separadas o divorciadas presentan un nivel de bienestar inferior al de las personas casadas o emparejadas (Amato, 2010; Gähler, 2006). Existe una asociación inversa entre el descenso en el bienestar subjetivo consiguiente al divorcio y el tiempo transcurrido desde el mismo (Luhmann, Hofmann, *et al.*, 2012; Osborne, Berger y Magnuson, 2012). Por ejemplo, trabajando con una muestra de progenitores divorciados españoles Yárnoz-Yaben (2010) encontró correlaciones directas y significativas entre el tiempo transcurrido desde el divorcio, la satisfacción vital y el AP; y correlaciones inversas entre el tiempo transcurrido desde el divorcio y el AN.

Por otra parte, diversos estudios indican que la calidad del matrimonio o de la relación de cohabitación declinan con el paso del tiempo (Umberson, Williams, Powers, Chen y Campbell, 2005; Van Laningham, Johnson y Amato, 2001). Algo similar ocurre con los niveles de bienestar subjetivo (Lucas *et al.*, 2003; Luhmann *et al.*, 2012). Al parecer, tras una corta "luna de miel", el bienestar subjetivo de las personas casadas vuelve a los niveles habituales previos al matrimonio. Zimmermann y Easterlin (2006) encontraron que tras el aumento inicial del bienestar subjetivo después del matrimonio, el nivel descendía hasta quedar ligeramente por encima del de las personas no casadas. Soons, Liefbroer y Kalmijn (2009) informaron de un patrón similar como consecuencia de uniones formales e informales en un estudio realizado en Holanda.

Aunque no hay duda de que convertirse en progenitores trae tanto satisfacciones (White y Dolan, 2009) como limitaciones, al menos mientras los niños son pequeños, su presencia se ha relacionado con más costes que beneficios

(McLanahan y Adams, 1987). Aunque habría numerosas circunstancias a tener en cuenta a la hora de analizar el efecto de la parentalidad, siendo la mejor perspectiva un análisis que tenga en cuenta el discurrir vital del individuo (Umberson, Pudrovska y Reczek, 2010), la presencia de hijos se ha relacionado en la investigación de una manera consistente con niveles más bajos de bienestar psicológico (Andersson, Glass y Simon, 2014; Kohler, Behrman y Skyttthe, 2005). Luhmann, Hofmann, *et al.* (2012) también encontraron en su estudio metanalítico que convertirse en progenitores tenía un efecto negativo a medio plazo en el bienestar subjetivo, más fuerte a nivel cognitivo que a nivel afectivo.

Soledad y bienestar afectivo

La soledad es un fenómeno universalmente conocido y con importantes repercusiones en la dinámica y el funcionamiento psicológico de las personas. El sentimiento de soledad se ha relacionado con depresión, alcoholismo, obesidad y suicidio (ver Yárnoz-Yaben, 2008 para una revisión). También con problemas de salud: riesgo de sufrir un ataque al corazón, una peor regulación de la presión sanguínea y peor calidad del sueño. La soledad es uno de los predictores más robustos de ausencia de felicidad y bienestar psicológico (Cacioppo, Hughes, Waite, Hawkley y Thisted, 2006; Steverink y Lindenberg, 2006). Su presencia se ha asociado con bajos niveles de satisfacción vital (Mellor, Stokes, Firth, Hayashi y Cummins, 2008), así como con niveles bajos de AP y niveles elevados de AN (Hombrados-Mendieta, García-Martín y Gómez-Jacinto, 2013).

Método

Participantes

En este estudio han participado un total de 1601 personas, 987 mujeres (61,6%) y 614 hombres (38,4%). La edad media de los participantes es de 33,27 años ($DT= 12,13$). Un 56,9% tiene pareja estable (duración media de la relación 11,9 años; $DT= 11$ años), un 25,8% no la tiene y un 17,3% se encuentra divorciado (el tiempo medio pasado desde la separación es 4,6 años; $DT= 3,3$ años). Por último, 457 personas de la muestra (el 28,54%) tienen hijos. El número de hijos por persona oscila entre 1 y 4 ($M= 1,59$).

Instrumentos

Además de la "Escala de afecto positivo y negativo" (*Positive and Negative Affect*, PNA; Warr, Barter y Brownbridge, 1983), los participantes respondieron a los siguientes instrumentos:

- Cuestionario *ad hoc* sobre las características sociodemográficas y la situación personal actual. Se incluyó una serie de preguntas para obtener el sexo y la edad de los participantes, situación de pareja, duración de la relación, tiempo transcurrido desde el divorcio o la separación y número de hijos.

- “Escala de soledad emocional y social para adultos” (*Social and Emotional Loneliness Scale for Adults*, SELSA-S; DiTommaso, Brannen y Best, 2004) versión en español de Yárnoz-Yaben (2008). Se trata de un instrumento de 15 ítems que evalúa la experiencia subjetiva de soledad en tres dominios diferentes: social, familiar y romántico. Los participantes daban sus respuestas en una escala Likert de 7 puntos. Los valores alfa obtenidos como prueba de la consistencia interna del instrumento fueron 0,71 (soledad social), 0,83 (soledad familiar) y 0,84 (soledad romántica). En la presente investigación se obtuvieron valores para los tres tipos de soledad de 0,79, 0,82 y 0,88, respectivamente.
- “Cuestionario de reacciones personales” (*Social Desirability Scale*; Crowne y Marlowe, 1960) versión en español de Ávila Espada y Tomé (1989). Este cuestionario evalúa la deseabilidad social, es decir la necesidad de los sujetos de obtener aprobación respondiendo de un modo culturalmente aceptable y apropiado. Consta de 33 ítems a los que se debe responder como *verdadero* o *falso*, según sean aplicables a la persona que responde. Las respuestas del sujeto que correspondan con la clave de corrección se puntúan con un punto y la puntuación total será la suma de los puntos obtenidos. La escala ha sido ampliamente utilizada en diversas áreas de investigación en Medicina y Psicología para evaluar los sesgos de respuestas en un sentido socialmente deseable. El instrumento presenta adecuadas propiedades psicométricas y su alfa de Cronbach se sitúa en valores de 0,80, 0,79 y 0,75 en diferentes muestras (Ávila Espada y Tomé, 1989). En la presente investigación obtuvimos un alfa de 0,75.

Procedimiento

El procedimiento utilizado sigue las directrices de la Comisión Internacional de Tests (ITC) para la adaptación de instrumentos de evaluación de unas culturas a otras (Muñiz, Elosua y Hambleton, 2013). Se comenzó con la traducción y retrotraducción de la PNA. Una persona bilingüe cuya lengua materna era el español tradujo la escala original de Afecto positivo y negativo de Warr *et al.* (1983). A continuación la escala fue retrotraducida al inglés por una persona bilingüe cuya lengua materna era el inglés, para asegurar la correspondencia de las dos versiones. Posteriormente se cotejó la traducción obtenida con otras traducciones existentes de la PNA. La realizada por Vergara *et al.* (1989) es una traducción fiel de la escala original, aunque los autores no especifican cómo fue realizado el procedimiento de traducción. La versión de Alvarado y Vera (1996) modifica ligeramente el contenido original de la escala de Warr *et al.* (1983). Tampoco se conoce el procedimiento de traducción utilizado y algunas expresiones utilizadas son características del habla sudamericana y, por tanto, suenan un tanto ajenas para la población española. La versión de Godoy-Izquierdo *et al.* (2008) fue traducida y retrotraducida basándose en la versión original; sin embargo, introdujo ciertas modificaciones en la forma y, sobre todo, en el formato de respuesta, transformando la escala original en una escala tipo Likert con 3 alternativas de

respuesta, lo cual supone una alteración en el formato del ítem que puede alterar la calidad de la traducción-adaptación (Muñiz *et al.*, 2013). En el presente trabajo mantuvimos el formato original escala tipo Likert con 4 alternativas de respuesta (1= "Poco o nunca", 2= "Algunas veces", 3= "Bastantes veces", 4= "Casi todo el tiempo"). El cuestionario fue aplicado a una muestra preliminar compuesta por estudiantes universitarios para comprobar el correcto funcionamiento y comprensión de los ítems.

Otra cuestión, no baladí, es la nomenclatura de la escala. La escala de Warr *et al.* (1983) se basó en la "Escala de balance afectivo" (*Affect Balance Scale*) de Bradburn (1969), a la que añadieron 8 nuevos ítems con el fin de ampliar y mejorar la escala original, pero el nombre que le dieron sus autores fue "Escala de afecto positivo y negativo". Creemos que traducirla como "Escala de balance afectivo" (EBA), como se hace en otros trabajos (p. ej., Godoy-Izquierdo *et al.*, 2008 y Alvarado y Vera, 1996) puede inducir a confusión con la escala de Bradburn. Mantuvimos por tanto la nomenclatura original de Warr *et al.* (1983) y la utilizada por Vergara *et al.* (1989), "Escala de afecto positivo y negativo" (PNA).

Para contactar con los participantes se solicitó la colaboración de estudiantes de 3º y 4º curso de una Facultad de Psicología. Esta colaboración consistía tanto en su participación directa y voluntaria, como en difundir la existencia de este proyecto de investigación y la posibilidad de participar en él a personas de su entorno inmediato. Se empleó, por lo tanto, una técnica de muestreo por bola de nieve. Los datos se analizaron utilizando el programa estadístico SPSS versión 18.0 para Windows. El análisis factorial confirmatorio se realizó utilizando el programa EQS 6.0 (Bentler, 1995). A cada una de los cuestionarios de evaluación se le asignó un código aleatorio con el fin de disociar y proteger los datos de carácter personal de los participantes. Este estudio fue aprobado por el comité de ética en la investigación de la (nombre de universidad) en el marco de un proyecto más amplio que analizaba el bienestar subjetivo en distintas situaciones vitales.

Siguiendo las recomendaciones de Tabachnick y Fidell (2001) para utilizar procedimientos que involucran análisis multivariados, se realizó una exploración inicial de los datos para detectar valores perdidos y casos atípicos (*outliers*). Los valores perdidos, que en el presente estudio eran inferiores al 2%, fueron sustituidos por la media (Tabachnick y Fidell, 2001), mientras que los casos atípicos detectados (tres) fueron eliminados de la muestra.

Resultados

Análisis descriptivos y fiabilidad de la PNA

La media obtenida en la PNA (cuyo rango de respuesta se sitúa entre 5 y 20 puntos) fue de 22,49 ($DT= 5,17$) para los 9 ítems de la escala de AP y 16,11 ($DT= 4,91$) para los 9 ítems de la escala de AN. Los valores alfa obtenidos fueron 0,85 para AP y 0,83 para AN.

Análisis factorial confirmatorio de la PNA

Para analizar la fiabilidad y la validez de constructo de la PNA, se realizó un análisis factorial confirmatorio del mismo, utilizando el método de máxima probabilidad (Bentler, 1995). Un primer análisis factorial (figura 1) produjo un mal ajuste del modelo, $\chi^2= 1132,944$; $df= 153$; $p < 0,001$; RMSEA=0,068; NFI= 0,88; NNFI= 0,88; CFI= 0,89; SRMR= 0,072. A partir de estos resultados, se procedió por un lado a la eliminación de ítems que ofrecían una saturación factorial demasiado baja (menor de 0,50) y por otro a la eliminación de ítems que en los test de Lagrange se sugería que podían saturar en ambos factores. De este modo, se eliminaron en el factor de afecto positivo el ítem 3 ("¿Ha sentido usted que las cosas sucedían como usted quería?"), 5 ("¿Se ha sentido contento por tener amigos?"), 7 ("¿Se ha sentido particularmente estimulado-a o interesado-a por algo?") y 16 ("¿Se ha sentido seguro-a y confiado-a de su futuro y porvenir?"). En el factor de afecto negativo se eliminaron los ítems 1: ("¿Se ha sentido molestado-a por alguien?"), 10 ("¿Se ha sentido realmente cansado-a?"), 11 ("¿Se ha sentido tan inquieto-a que era incapaz de permanecer sentado-a?") y el 17 ("¿Se ha sentido aburrido-a?").

A continuación se realizó de nuevo un análisis factorial confirmatorio teniendo en cuenta las eliminaciones de ítems propuestas. Los resultados finales de este análisis sugieren un buen ajuste, $\chi^2= 318,545$; $df= 10$; $p < 0,001$; RMSEA= 0,072; NFI= 0,94; NNFI= 0,93; CFI= 0,95; SRMR=0,049. Como prueba de la validez convergente, los resultados indican que todos los ítems son significativos ($p < 0,001$) con relación a sus factores y todas las saturaciones factoriales son superiores a 0,60 (Bagozzi y Yi, 1988), exceptuando el caso de dos ítems que prácticamente rozan ese valor (ítems 2 y 18). Además, las medias de las saturaciones estandarizadas de cada factor ofrecen puntuaciones alrededor de 0,70 (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999).

Equivalencia entre las versiones completa y reducida de la PNA

Se realizaron análisis correlacionales de Pearson para explorar la convergencia entre cada uno de los factores que componen las versiones completa y reducida de la escala PNA. Se obtuvieron correlaciones elevadas: $r= 0,95$; $p < 0,001$ para AP y $r= 0,94$; $p < 0,001$, para AN. Asimismo, se encontró una baja correlación ($r= -0,19$; $p < 0,001$) entre las subescalas de AP y AN de la PNA-10. De ello se puede deducir que ambas variables latentes miden constructos distintos.

Análisis descriptivos y fiabilidad de la PNA-10

La media obtenida en los dos factores de la PNA-10, con un rango de respuesta entre 5 y 20 puntos, ha sido de 11,92 ($DT= 3,31$) para los 5 ítems de la escala de AP y 8,95 ($DT= 3,20$) para los 5 ítems de la escala de AN. Del mismo modo, el instrumento muestra una alta consistencia interna de las dimensiones de afecto positivo y negativo (0,84 para los 5 ítems de AP y 0,81 para los 5 ítems de AN). La fiabilidad compuesta (FC) ha sido 0,88 para AP y 0,82 para AN. La varianza

promedio extraída (*average variance extracted*, AVE) también se calculó para cada constructo, resultando para en ambas variables latentes valores próximos al 0,50 (0,57 para el afecto positivo y 0,47 para el afecto negativo).

Figura 1

Saturaciones factoriales y correlación entre los factores de la PNA-10

Validez criterial y validez predictiva

Se examinaron las puntuaciones obtenidas en los dos factores que componen la PNA-10 (AP y AN) en función de las características demográficas y la situación personal de los componentes de la muestra: sexo, edad, situación relacional, duración de la relación y en el caso de personas divorciadas, tiempo desde la separación. También hemos analizado la asociación de AP y AN con el número de hijos. La revisión de la literatura que hemos presentado anteriormente señala que todas estas cuestiones influyen sobre el bienestar emocional (los niveles de AP y AN) experimentado por las personas en diversas situaciones vitales.

En lo que respecta al sexo, las pruebas de comparación de medias realizadas reflejan que las mujeres mostraron niveles más bajos de AP que los hombres ($M_{mujeres}= 11,83$; $DT= 3,27$; $M_{hombres}= 12,05$; $DT= 3,36$), aunque la diferencia no ha resultado ser estadísticamente significativa. En cuanto al AN, las mujeres ($M= 9,31$; $DT= 3,30$) mostraron niveles significativamente más elevados que los hombres ($M= 8,39$; $DT= 2,94$); $t[1410]= 5,78$; $p < 0,001$; IC 95% [0,60-1,23]), si bien el tamaño del efecto obtenido a través de la d de Cohen ($d= 0,29$) ha sido bajo (Cohen, 1988). Asimismo, nuestros datos muestran una asociación significativa del AN con el sexo, ($\beta= -0,14$; $t[1600]= -5,63$; $p < 0,001$), mientras la asociación entre sexo y AP es mucho menor y no significativa ($\beta= 0,03$; $t[1600]= 1,28$; $p= 0,20$).

En cuanto a la edad, nuestros datos muestran que tanto la experiencia de emociones positivas como negativas declina con la edad. La asociación fue significativa entre la edad y el AP ($\beta= -0,21$; $t[1600]= -8,82$; $p < 0,001$), pero no así la edad y el AN ($\beta= -0,02$; $t[1600]= -0,85$; $p= 0,40$).

Por otra parte, se llevaron a cabo análisis de regresión múltiple para comprobar la repercusión del *estatus de pareja* (con pareja estable, $n= 813$; sin pareja estable, $n= 369$ y divorciados, $n= 248$) sobre el AP y el AN de los participantes. Los resultados reflejan que, controlado el efecto del sexo y la edad de los participantes y utilizando como grupo de referencia el de las personas que tienen pareja estable ($M= 11,85$; $DT= 3,10$), las personas que no la tienen presentan niveles más elevados de AP ($M= 12,43$; $DT= 3,55$) aunque la diferencia no es estadísticamente significativa ($\beta= 0,05$; $t[1600]= 1,75$; $p= 0,08$). Las personas divorciadas presentan el nivel más bajo de AP y la diferencia es estadísticamente significativa ($M= 11,16$; $DT= 3,49$; $\beta= -0,07$; $t[1600]= -2,54$; $p= 0,01$). Los análisis también muestran que las personas sin pareja estable presentan niveles más elevados de AN ($M= 9,25$; $DT= 3,24$) que las personas que tienen pareja estable ($M= 8,63$; $DT= 2,97$), aunque esta diferencia no es estadísticamente significativa ($\beta= 0,03$; $t(1600)= 1,35$; $p= 0,18$) una vez controlado el efecto del sexo y la edad de los participantes. Finalmente, las personas divorciadas muestran niveles de AN ($M= 9,10$; $DT= 3,51$) significativamente más altos que las personas con pareja estable ($\beta= 0,05$; $t(1600)= 2,07$; $p= 0,04$).

Analizamos también el efecto de la *duración de la relación* para aquellas personas con pareja estable ($n= 813$). La investigación sugiere que la calidad del matrimonio o de la relación de cohabitación declinan con el paso del tiempo y que este hecho se refleja en un descenso en el nivel de bienestar subjetivo asociado al emparejamiento, que presenta un aumento inicial tras la unión seguido de un

lento decline en el bienestar subjetivo. Nuestros datos reflejan una asociación negativa entre la duración de la relación y la AP evaluada con la PNA-10 ($\beta = -0,20$; $t = -5,70$; $p < 0,001$) coherente con los estudios mencionados.

En tercer lugar, analizamos en las personas divorciadas ($n = 248$), el *efecto del tiempo desde la separación* en su AP y su AN. Hemos encontrado una asociación negativa entre tiempo desde la separación y AN ($\beta = -0,20$; $t[247] = -3,15$; $p = 0,002$). Finalmente, analizamos el *efecto de los hijos* sobre los niveles de afecto positivo y negativo. Nuestros datos muestran que el número de hijos (0, 1, 2 o 3 en nuestra muestra) tiene un efecto negativo sobre la AP ($\beta = -0,11$; $t = -4,32$; $p < 0,001$) pero no sobre la AN. Estos datos indican, de forma coherente con la investigación sobre el particular, que a más hijos niveles más bajos de AP, indicando un cierto grado de validez criterial utilizando la variable número de hijos como criterio.

Validez predictiva

Como validez predictiva analizamos la relación de la PNA-10 con la *soledad*. Nuestros datos muestran que niveles bajos de soledad social ($\beta = -0,23$; $t = -8,75$; $p < 0,001$), familiar ($\beta = -0,24$; $t = -9,42$; $p < 0,001$) y romántica ($\beta = -0,11$; $t = -4,16$; $p < 0,001$) predicen el AP. Por el contrario, sentimientos de soledad social ($\beta = 0,27$; $t = 10,84$; $p < 0,001$), familiar ($\beta = 0,25$; $t = 9,95$; $p < 0,001$) y romántica ($\beta = 0,23$; $t = 8,85$; $p < 0,001$) son predictores significativos de AN.

Por último, con el fin de controlar posibles sesgos en las respuestas de los participantes, se exploró la correlación entre la *deseabilidad social* y la PNA-10. Esta asociación es baja para la PNA-10: $r = 0,12$; $p < 0,001$ para el AP y $r = -0,11$; $p < 0,001$ para el AN. Más baja incluso que la asociación encontrada en la versión completa de la PNA: para AP, $r = 0,16$; $p < 0,001$ y para AN, $r = -0,16$; $p < 0,001$.

Discusión

El objetivo de este trabajo ha sido evaluar las propiedades psicométricas de la adaptación al español de la "Escala de afecto positivo y negativo" (*Positive and Negative Affect*, PNA; Warr *et al.*, 1983). Los objetivos generales del presente estudio, basado en una muestra amplia de participantes no clínicos, fueron, en primer lugar, verificar la estructura factorial, la fiabilidad y la validez de la versión española de la PNA. Trabajos precedentes (p. ej., Godoy-Izquierdo *et al.*, 2008) ya habían sugerido la debilidad de ciertos ítems, recomendando la revisión de su formulación o la eliminación de los mismos en futuros análisis. En segundo lugar, queríamos probar la validez de la forma reducida de la PNA resultante. La búsqueda de formas reducidas de instrumentos de evaluación comúnmente utilizados es una constante en la investigación actual ya que simplifica el proceso de obtención de datos manteniendo las propiedades del instrumento (p. ej., Vieira, Salvador, Matos, García-López y Beidel, 2013; Piqueras, Espinosa-Fernández, García-López y Beidel, 2012).

Los análisis realizados con una población amplia ($N = 1601$) y que presenta una mayor variedad en cuanto a la situación vital de los participantes (con y sin

pareja, divorciados, con y sin hijos) han permitido replicar la estructura factorial del instrumento. Se obtuvieron dos factores, correspondientes a AP y AN, que en conjunto explican el 46,21% de la varianza total. El análisis factorial confirmatorio mostró un mal ajuste del modelo. A partir de estos resultados, se procedió a la eliminación de cuatro ítems en el factor de AP y otros cuatro en el factor de AN. Los resultados del nuevo análisis factorial confirmatorio sugirieron un buen ajuste de los datos. El instrumento resultante estaba constituido por 10 ítems, cinco para AP y cinco correspondientes al AN. Se obtuvieron correlaciones elevadas entre las dos subescalas de la PNA y la PNA-10. La fiabilidad del instrumento, medida con el alfa de Cronbach, es adecuada, excediendo ampliamente la recomendación de Nunnally y Berstein (1995) de superar el 0,70. La fiabilidad compuesta (FC), que representa la varianza compartida en un conjunto de variables observadas que miden un constructo subyacente (Fornell y Larcker, 1981) es alta. Generalmente, se considera deseable una fiabilidad compuesta de al menos 0,60 (Bagozzi y Yi, 1988). A la vista de nuestro datos, este requerimiento se logra para cada uno de los dos factores. Finalmente, se calculó para cada constructo (AP y AN) la varianza promedio extraída (AVE), resultando en ambas variables latentes valores próximos al 0,50. En conjunto, estos datos señalan una elevada consistencia interna de las dos subescalas.

Analizamos asimismo la validez criterial de la PNA-10, mostrando su relación con variables individuales (edad y sexo) o con condiciones de vida, como el estatus de pareja, la duración de la relación, el divorcio o el número de hijos. Y la validez predictiva con respecto a otros indicadores de bienestar psicológico, como el sentimiento de soledad, en su triple faceta de soledad social, familiar y romántica. También analizamos la relación del instrumento con el constructo deseabilidad social. Nuestros datos reflejan una asociación significativa del AN con el sexo, mientras la asociación entre sexo y AP es mucho menor y no significativa y, en línea con investigaciones anteriores (Diener *et al.*, 2009; Hansson *et al.*, 2005), que las mujeres presentan niveles más elevados de AN que los hombres. Respecto a la edad, nuestros datos muestran una asociación negativa, en el sentido previsto, entre la edad y el AP, así como entre la edad y el AN, aunque esta última es mucho menor, dato que concuerda con investigaciones de otros autores (Lucas y Gohm, 2000). En definitiva, los datos mencionados indican que cada subescala de la PNA-10 se relaciona con el sexo y la edad de los participantes en el mismo sentido que el reflejado en trabajos previos, indicando por tanto un alto grado de validez criterial del instrumento con respecto a las variables sexo y edad.

En cuanto a la situación relacional, controlado el sexo y la edad de los participantes y en comparación con las personas que tienen pareja estable, las personas divorciadas presentan los niveles más bajos de AP. Las personas que tienen pareja estable muestran también niveles más bajos de AN que las personas sin pareja estable, situándose las personas divorciadas en el nivel más elevado de AN. Estos datos corroboran los resultados de la investigación realizada sobre el tema (Amato, 2010; Birditt y Antonucci, 2012; Musick y Bumpass, 2012). Analizamos también el efecto de la duración de la relación para aquellas personas con pareja estable ($n= 813$). Nuestros datos reflejan una asociación negativa entre la duración de la relación y la AP evaluada con la PNA-10 coherente con los

estudios que sugieren que la calidad del matrimonio o de la relación declinan con el paso del tiempo (Brown, 2000; Umberson, *et al.*, 2005; Van Laningham *et al.*, 2001) y que este hecho se refleja en un aumento inicial seguido por un lento decline en el nivel de bienestar subjetivo asociado al emparejamiento (Lucas *et al.*, 2003; Soons *et al.*, 2009; Zimmermann y Easterlin, 2006). En tercer lugar, analizamos en personas divorciadas ($n= 248$), el efecto del tiempo desde la separación en su AP y su AN. Hemos encontrado, al igual que estudios anteriores (Luhmann, Hawkey *et al.*, 2012; Osborne *et al.*, 2012; Yárnoz-Yaben, 2010) una asociación negativa entre el tiempo transcurrido desde la separación y AN. Finalmente, analizamos el efecto de los hijos sobre los niveles de afecto positivo y negativo. Nuestros datos muestran, como lo hicieron otros investigadores (Andersson *et al.*, 2014; Kohler *et al.*, 2005; Luhmann, Hofmann *et al.*, 2012; Nomaguchi y Milkie, 2003) que la presencia de hijos (0, 1, 2 o 3 en nuestra muestra) tiene un efecto negativo sobre el bienestar afectivo, concretado en niveles más bajos de AP. En conjunto, los datos aquí presentados indican un robusto grado de validez criterial de la PNA-10 utilizando las variables situación de pareja, tiempo de duración de la relación, tiempo desde el divorcio y presencia de hijos como criterio.

Para terminar, analizamos la validez predictiva del instrumento. Nuestros datos muestran que niveles bajos de soledad social, familiar y romántica predicen el AP. Por el contrario, sentimientos de soledad social, familiar y romántica son predictores significativos del AN sentido por los participantes. Esos datos concuerdan con los resultados obtenidos, tanto en otros países (Cacioppo *et al.*, 2006; Mellor *et al.*, 2008; Steverink y Lindenberg, 2006), como en población española (Hombrados-Mendieta *et al.*, 2013). Por último, siguiendo los criterios de Nunnally y Bernstein (1995), se exploró la asociación de la escala PNA-10 con deseabilidad social. La deseabilidad social ha sido definida como una distorsión de respuesta a los autoinformes consistente en contestar pensando más en lo socialmente aceptable que en reflejar la auténtica posición de quien responde (Paulhus, 1991). Para algunos autores, el proceso de validación de cualquier test debe incluir siempre una prueba empírica que indique que el test no se ve afectado por la deseabilidad social. La asociación en este caso es baja, lo que habitualmente se considera una prueba empírica de que el test no se ve afectado por dicho sesgo de respuesta (Paulhus, 1991).

La adaptación de test y cuestionarios en un contexto lingüístico y cultural diferente a aquel en que fueron creados es una práctica antigua. La Comisión Internacional de Test ha marcado una serie de directrices (Muñiz *et al.*, 2013) para garantizar la corrección del proceso. Estas directrices incluyen una adecuada traducción, tomando en cuenta tanto factores lingüísticos como culturales, la utilización de pruebas piloto, la equivalencia métrica entre la versión original y la adaptada (utilizando preferentemente modelos de ecuaciones estructurales o modelos de teoría de respuesta a los ítems), seguidos de estudios de confirmación y estudios de validación. El análisis factorial confirmatorio, en consonancia con la investigación realizada anteriormente, muestra que la PNA está representado por dos factores, AP y AN. Sin embargo, este análisis ha puesto en evidencia la debilidad de ocho de los ítems. La versión reducida, la PNA-10, parece superior al

PNA en diversos aspectos relevantes: consistencia interna, fiabilidad, nivel de ajuste en los análisis factoriales confirmatorios, consistencia factorial y validez convergente y discriminante.

En conclusión, cabe concluir que la versión reducida de la PNA en español, la PNA-10 (ver Apéndice), es adecuada y cumple con los requisitos metodológicos necesarios para evaluar una variable clave en el estudio del bienestar subjetivo, como es la afectividad positiva o negativa. Una posible limitación, común en este tipo de estudios es que, al eliminar ciertos ítems, no se mantenga la adecuada representación del constructo a evaluar, o se hayan eliminado indicadores relevantes del mismo. Este es un reto interesante para futuras investigaciones.

Referencias

- Andersson, M. A., Glass, J. y Simon, R. W. (2014). Users beware: variable effects of parenthood on happiness within and across international datasets. *Social Indicators Research, 115*, 945-961.
- Alvarado, R. y Vera, A. (1996). La Escala de balance afectivo y su relación con algunas variables psicosociales. *Revista de Psiquiatría, 12*, 67-73.
- Amato, P. R. (2010). Research on divorce: continuing trends and new developments. *Journal of Marriage and Family, 72*, 650-666.
- Ávila Espada, A. y Tomé, M. C. (1989). Evaluación de la deseabilidad social y correlatos defensivos emocionales. Adaptación castellana de la Escala de Crowne y Marlowe. En A. Echevarría y D. Páez (dirs.), *Emociones: perspectivas psicosociales* (pp. 505-513). Madrid: Fundamentos.
- Bagozzi, R. P. y Yi, Y. (1988). On the evaluation of Structural Equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science, 16*, 74-94.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Birditt, K. S. y Antonucci, T. C. (2012). Till death do us part: contexts and implications of marriage, divorce, and remarriage across adulthood. *Research in Human Development, 9*, 103-105.
- Bradburn, N. M. (1969). *The structure of psychological well-being*. Chicago: Aldine.
- Brown, S. L. (2000). The effect of union type on psychological well-being: depression among cohabitators versus marrieds. *Journal of Health and Social Behavior, 41*, 241-255.
- Cacioppo, J. T., Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley, L. C. y Thisted, R. A. (2006). Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: cross-sectional and longitudinal analyses. *Psychology and Aging, 21*, 140-151.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2ª ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Crowne, D. P. y Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology, 24*, 349-354.
- Dempsey, K. (2002). Who gets the best deal from marriage: women or men? *Journal of Sociology, 38*, 91-110.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J. y Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment, 49*, 71-75.
- Diener, E., Inglehart, R. y Tay, L. (2013). Theory and validity of life satisfaction scales. *Social Indicators Research, 112*, 497-527.
- Diener, E., Oishi, S. y Lucas, R. E. (2009). Subjective well-being: the science of happiness and

- life satisfaction. En C. N. Snyder y S. J. Lopez (dirs.), *Oxford handbook of positive psychology* (pp.187-194). Nueva York: Oxford University Press.
- Diener, E., Sandvik, E. y Larsen, R. J. (1985). Age and sex effects for emotional intensity. *Developmental Psychology, 21*, 542-546.
- Diener, E. y Suh, E. (1997). Measuring quality of life; Economic, social, and subjective indicators. *Social Indicators Research, 40*, 189-216.
- DiTommaso, E., Brannen, C. y Best, L. A. (2004). Measurement and validity characteristics of the short version of the social and emotional loneliness scale for adults. *Educational and Psychological Measurement, 64*, 99-119.
- Fornell, C. y Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: algebra and statistics. *Journal of Marketing Research, 18*, 328-388.
- Fujita, F., Diener, E. y Sandvik, E. (1991). Gender differences in negative affect and well-being: the case for emotional intensity. *Journal of Personality and Social Psychology, 61*, 427-434.
- Gähler, M. (2006). "To divorce is to die a bit...": a longitudinal study of marital disruption and psychological distress among Swedish women and men. *The Family Journal, 14*, 372-382.
- Godoy-Izquierdo, D., Martínez, A. y Godoy, J. F. (2008). La Escala de balance afectivo: propiedades psicométricas de un instrumento para la medida del afecto positivo y negativo en población española. *Clinica y Salud, 19*, 157-189.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1999). Análisis de regresión múltiple. En J. F. Hair, R. E. Anderson, R. L. Thatham y W. C. Black (dirs.), *Análisis multivariante* (pp. 143-205). Madrid: Prentice Hall.
- Hansson, A., Hillerås, P. y Forsell, Y. (2005). Well-being in an adult Swedish population. *Social Indicators Research, 74*, 313-325.
- Hombrados-Mendieta, I., García-Martín, M. A. y Gómez-Jacinto, L. (2013). The relationship between social support, loneliness, and subjective well-being in a Spanish sample from a multidimensional perspective. *Social Indicators Research, 114*, 1013-1034.
- Kahneman, D. y Krueger, A. B. (2006). Developments in the measurement of subjective well-being. *The Journal of Economic Perspectives, 20*, 3-24.
- Kim-Prieto, C., Diener, E., Tamir, M., Scollon, C. y Diener, M. (2005). Integrating the diverse definitions of happiness: a time-sequential framework of subjective well-being. *Journal of Happiness Studies, 6*, 261-300.
- Kohler, H., Behrman, J. R. y Skytthe, A. (2005). Partner + children= happiness? The effects of partnerships and fertility on well-being. *Population and Development Review, 31*, 407-445.
- Kuppens, P., Realo, A. y Diener, E. (2008). The role of positive and negative emotions in life satisfaction judgment across nations. *Journal of Personality and Social Psychology, 95*, 66-75.
- Landa, J. M. A., Zafra, E. L., Martos, P. B. y Martos, M. P. (2012). Análisis de las relaciones entre inteligencia emocional percibida, balanza afectiva y desgaste profesional. *Behavioral Psychology/ Psicología Conductual, 20*, 151-168.
- Larsen, R. (2009). The contributions of positive and negative affect to emotional well-being. *Psychological Topics, 2*, 247-266.
- Lucas, R. E., Clark, A. E., Georgellis, Y. y Diener, E. (2003). Re-examining adaptation and the setpoint model of happiness: reactions to changes in marital status. *Journal of Personality and Social Psychology, 84*, 527-539.
- Lucas, R. E. y Gohm, C. L. (2000). Age and sex differences in subjective well-being across cultures. En E. Diener y E. M. Suh (dirs.), *Culture and subjective well-being* (pp. 291-317). Cambridge, MA: MIT Press.

- Luhmann, M., Hawkey, L. C., Eid, M. y Cacioppo, J. T. (2012). Time frames and the distinction between affective and cognitive well-being. *Journal of Research in Personality*, *46*, 431-441.
- Luhmann, M., Hofmann, W., Eid, M. y Lucas, R. E. (2012). Subjective well-being and adaptation to life events: a meta-analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, *102*, 592-615.
- McDowell, I. (2006). *Measuring health: a guide to rating scales and questionnaires*. Nueva York: Oxford University Press.
- McNulty, J. y Fincham, F. D. (2012). Beyond Positive Psychology? Toward a contextual view of psychological processes and well-being. *American Psychologist*, *67*, 101-110.
- McLanahan, S. y Adams, J. (1987). Parenthood and psychological well-being. *Annual Review of Sociology*, *13*, 237-257.
- Mellor, D., Stokes, M., Firth, L., Hayashi, Y. y Cummins, R. (2008). Need for belonging, relationship satisfaction, loneliness, and life satisfaction. *Personality and Individual Differences*, *45*, 213-218.
- Muñiz, J., Elosua, P. y Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests (2ª ed.) *Psicothema*, *25*, 151-157.
- Musick, K. y Bumpass, L. (2012). Reexamining the case for marriage: union formation and changes in well-being. *Journal of Marriage and Family*, *74*, 1-18.
- Nomaguchi, K. M. y Milkie, M. A. (2003). Costs and rewards of children: the effects of becoming a parent on adults' lives. *Journal of Marriage and Family*, *65*, 356-374.
- Nunnally, J. C. y Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. México, DF: McGraw Hill.
- Osborne, C., Berger, L. M. y Magnuson, K. (2012). Family structure transitions and changes in maternal resources and well-being. *Demography*, *49*, 23-47.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. En J. P. Robinson, P. R. Shaver y L. S. Wrightsman (dirs.). *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego, CA: Academic Press.
- Piqueras, J. A., Espinosa-Fernández, L., García-López, L. J. y Beidel, D. C. (2012). Validación del Inventario de ansiedad y fobia social-forma breve (SPAI-B) en jóvenes adultos españoles. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, *20*, 505-528.
- Pinquart, M. (2001). Age differences in perceived positive affect, negative affect, and affect balance in middle and old age. *Journal of Happiness Studies*, *2*, 375-405.
- Soons, J. P., Liefbroer, A. C. y Kalmijn, M. (2009). The long-term consequences of relationship formation for subjective well-being. *Journal of Marriage and Family*, *71*, 1254-1270.
- Steverink, N. y Lindenberg, S. (2006). Which social needs are important for subjective well-being? What happens to them with aging? *Psychology and Aging*, *21*, 281-290.
- Stone, A. A., Schwartz, J. E., Broderick, J. E. y Deaton, A. (2010). A snapshot of the age distribution of psychological well-being in the United States. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *107*, 9985-9990.
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2001). *Using multivariate statistics* (4ª ed.). Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Umberson, D., Pudrovska, T. y Reczek, C. (2010). Parenthood, childlessness, and well-being: a life course perspective. *Journal of Marriage and Family*, *72*, 612-629.
- Umberson, D., Williams, K., Powers, D. A., Chen, M. D. y Campbell, A. M. (2005). As good as it gets? A life course perspective on marital quality. *Social Forces*, *84*, 493-511.
- Van Laningham, J., Johnson, D. R. y Amato, P. (2001). Marital happiness, marital duration, and the U-shaped curve: evidence from a five-wave panel study. *Social Forces*, *79*, 1313-1341.
- Vergara, A. Yárnoz, S. y Páez, D. (1989). Escala de afectividad positiva y negativa (PNA) de Bradburn. En A. Echevarría y D. Páez (dirs.), *Emociones: perspectivas psicosociales* (pp.

- 477-479). Madrid: Fundamentos.
- Vieira, S., Salvador, C., Matos, A. P., García-López, L. J. y Beidel, D. C. (2013). Inventario de fobia y ansiedad social-versión breve: propiedades psicométricas en una muestra de adolescentes portugueses. *Behavioral Psychology/Psicología Conductual*, 21, 25-38.
- Waite, L. J. y Gallagher, M. (2000). *The case for marriage: why married people are happier, healthier, and better off financially*. Nueva York: Doubleday.
- Warr, P., Barter, J. y Brownbridge, G. (1983). On the independence of positive and negative affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44, 644-651.
- White, M. P. y Dolan, P. (2009). Accounting for the richness of daily activities. *Psychological Science*, 20, 1000-1008.
- Wirtz, D., Chiu, C. Y., Diener, E. y Oishi, S. (2009). What constitutes a good life? Cultural differences in the role of positive and negative affect in subjective well-being. *Journal of Personality*, 77, 1167-1196.
- Yáñez-Yaben, S. (2008). Adaptación al castellano de *SESLA-S*, una escala para la evaluación de la soledad social y emocional en adultos. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 8, 103-116
- Yáñez-Yaben, S. (2010). Satisfacción vital en madres y padres divorciados. *Ansiedad y Estrés*, 16, 163-175.
- Yáñez-Yaben, S. (2013). ¿Y si todo fue un error? Pensamientos negativos y ajuste al divorcio. *Estudios de Psicología*, 34, 185-195.
- Zimmermann, A. C. y Easterlin, R. A. (2006). Happily ever after? Cohabitation, marriage, divorce, and happiness in Germany. *Population and Development Review*, 32, 511-528.

RECIBIDO: 18 de marzo de 2014

ACEPTADO: 26 de mayo de 2014

Apéndice**Escala reducida de afectividad positiva y negativa (PNA-10)**

(Yárnóz-Yaben, Comino y Sansinenea, 2014)

Responda a las siguientes preguntas en función de lo que le ha sucedido en la última semana (u otro lapso de tiempo a discreción del investigador). Conteste marcando:

- 1= poco o nada
 2= algunas veces
 3= bastantes veces
 4= casi todo el tiempo

1. ¿Se ha sentido muy sólo o distante de la gente?	1	2	3	4
2. ¿Se ha sentido muy preocupado?				
3. ¿Ha tenido miedo de lo que le pudiera suceder?				
4. ¿Se ha sentido infeliz o deprimido?				
5. ¿Se ha sentido lleno de energías, pletórico?				
6. ¿Ha sentido que se estaba divirtiendo mucho?				
7. ¿Se ha sentido realmente alegre?				
8. ¿Se ha sentido con ganas de llorar?				
9. ¿Se ha sentido usted eufórico?				
10. ¿Se ha sentido satisfecho por haber logrado algo?				