



Necesidades psicológicas básicas en deportistas españoles: validación de la Basic Needs Satisfaction in Sport Scale

Cristina De Francisco¹  , Francisco José Parra-Plaza² , Pilar M. Vélchez²  

¹ Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad Católica de Murcia, España.

² Facultad de Ciencias Sociales y de la Comunicación. Universidad Católica de Murcia, España.



Citación

De Francisco, C., Parra-Plaza, F.J., & Vélchez, P.M. (2020). Basic Psychological Needs in Spanish Athletes: Validation of the "Basic Needs Satisfaction in Sport Scale". *Apunts. Educación Física y Deportes*, 141, 11-20. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2020/3\).141.02](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2020/3).141.02)

Resumen

Dado el interés creciente de la satisfacción de necesidades psicológicas básicas en el ámbito de la actividad física y el deporte, han sido diversos los instrumentos utilizados para evaluar el grado de satisfacción o frustración de estas necesidades. Uno de estos instrumentos es la escala de satisfacción de necesidades básicas en el deporte (Basic Need Satisfaction in Sport Scale, BNSSS), que además destaca por reconocer tres factores, hasta el momento no evaluados, en la dimensión de autonomía (elección, voluntad y locus percibido de causalidad interno). En España, la BNSSS únicamente ha sido validada para deportes de equipo, por cuya razón el principal propósito del presente estudio fue validarlo para su utilización en cualquier deporte (colectivo e individual). Para el estudio se contó con la participación de 795 deportistas, de los cuales el 50,8 % eran hombres y el 49,2 % mujeres con una edad media de 18,36 años (*DE*: 6,06). A través del programa EQS 6,3 se realizaron análisis factorial confirmatorio, de invarianza factorial para las variables sexo, edad, nivel competitivo y modalidad, y fiabilidad compuesta entre factores. Se observó un buen ajuste del modelo, con índices de ajuste comparativo (CFI) y no normalizado (NNFI) de ,97, y una media cuadrática de los errores de aproximación de 0,06. Se constató la invarianza factorial para los subgrupos propuestos y los índices de fiabilidad compuesta fueron superiores a ,70. Por tanto, se presenta un instrumento de medida con buenas propiedades psicométricas que permite evaluar la satisfacción de las necesidades psicológicas básicas en el contexto deportivo español.

Palabras clave: competencia, autonomía, relación, deporte, propiedades invarianza.

Editado por:
 © Generalitat de Catalunya
 Departament de la Presidència
 Institut Nacional d'Educació
 Física de Catalunya (INEFC)

ISSN: 2014-0983

*Correspondencia:

Francisco José Parra-Plaza
fjplaza@ucam.edu

Sección:

Ciencias humanas y sociales

Idioma del original:

Castellano

Recibido:

11 de noviembre de 2019

Aceptado:

25 de marzo de 2020

Publicado:

1 de julio de 2020

Portada:

Nuevos deportes olímpicos
 en Tokio 2020. Surf.
 Foto: Gabriel Medina (BRA)
 cabalga una ola durante el
 campeonato WSL 2018
 en la playa de Supertubo en
 Peniche, Portugal.
 REUTERS / Pedro Nunes.

Introducción

La teoría de la autodeterminación (TAD) es una macroteoría que trata numerosas cuestiones como el desarrollo de la personalidad, la autorregulación, las necesidades psicológicas, el impacto de entorno social sobre la motivación, y su afectación sobre la conducta y el bienestar (Deci y Ryan, 2008). Además, la TAD presenta un especial interés en el contexto deportivo (Pelletier et al., 2013).

Uno de los constructos centrales que componen la TAD es la teoría de las necesidades psicológicas básicas (NPB; Ryan y Deci, 2000), donde se afirma la existencia de tres necesidades psicológicas consideradas esenciales para el desarrollo psicológico en las personas: competencia, autonomía y relación, y estas deben ser satisfechas para lograr un desarrollo psicológico óptimo y un estado de bienestar personal; en caso contrario, si se ven frustradas, se genera malestar y puede derivar en diferentes psicopatologías (Chen et al., 2015). La necesidad de competencia engloba la capacidad de un individuo de sentirse eficaz con una conducta o de realizar tareas con diferentes niveles de dificultad (Deci, 1971). La necesidad de autonomía hace referencia a la que tiene una persona para sentirse causante de su comportamiento o realizar acciones por voluntad propia (DeCharms, 1968). Finalmente, la necesidad de relación se refiere al sentimiento o sensación de estar vinculado, apoyado, o querido por otras personas (Ryan, 1995). Según Ryan y Deci (2000), dichas necesidades son aplicables a todos los individuos independientemente de la edad, el sexo o la cultura.

Diferentes estudios han determinado numerosos beneficios que produce la satisfacción de las NPB ya que generan regulaciones más autodeterminadas (Ryan y Deci, 2000), están relacionadas con el bienestar (Moreno-Murcia y Sánchez-Latorre, 2016), y con otras consecuencias positivas (satisfacción con la vida, desarrollo de la integridad, vitalidad psicológica, estado de ánimo positivo, etc.) en varios dominios de la vida como el trabajo (Van den Broeck et al., 2016), la educación (Méndez-Giménez y Pallasá-Manteca, 2018), y el ejercicio físico (Oliva et al., 2011). Por el contrario, el grado en el que estas necesidades se ven frustradas tiende a relacionarse con consecuencias negativas (*burnout*, ansiedad, depresión, estrés, etc.), relacionadas con la disminución de la salud y el bienestar (Ryan y Deci, 2002).

Dado el interés creciente sobre el estudio de las NPB en el ámbito de la actividad física y el deporte (Jowett et al., 2016; Moreno-Murcia et al., 2011), surgió la necesidad de diseñar instrumentos a fin de poder evaluar el grado de satisfacción, o frustración, de estas necesidades

y así conocer su influencia en el deporte. Dentro de los contextos de actividad física y ejercicio, Vlachopoulos y Michailidou (2006) diseñaron la primera herramienta denominada escala de satisfacción de necesidades psicológicas básicas en el ejercicio (Basic Psychological Needs in Exercise Scale, BPNES) que permitía medir el grado de satisfacción de las necesidades dentro de un colectivo de asistentes a un centro de fitness. Estaba compuesta por 12 ítems repartidos equitativamente entre tres dimensiones que se correspondían con las tres necesidades psicológicas. Este instrumento mostró buenas propiedades psicométricas, pues presentó valores α de Cronbach de ,81 para competencia, ,84 para autonomía y ,92 para relación, con un buen ajuste del modelo: los índices de ajuste comparativo (CFI) y no normalizado (NNFI) fueron superiores a ,95, el valor de la media residual estandarizada estaba por debajo de ,10 (0,03), al igual que el valor de la media cuadrática de los errores de que fue de 0,05, encontrándose dentro del intervalo de confianza de la media cuadrática de los errores de aproximación al 90 %.

El mismo año, Wilson et al. (2006) utilizando una muestra compuesta por deportistas universitarios desarrollaron la escala de satisfacción de necesidades psicológicas en el ejercicio (Psychological Need Satisfaction in Exercise Scale), formada por 18 ítems, seis para cada necesidad. En cuanto a sus propiedades psicométricas, este cuestionario resultó ser una herramienta muy fiable ya que presentó unos valores α de Cronbach de ,91 para competencia, ,91 para autonomía y ,90 para relación. El valor para χ^2 (688,03; $\chi^2/ gl = 5,21$) mostró un ajuste adecuado de los datos, al igual que sus valores de CFI e Incremental Fit Index (IFI) cercanos a ,95.

Dado que estas últimas escalas estaban centradas en la práctica de actividad física para la salud, emergió la necesidad del desarrollo de herramientas relacionadas con la evaluación de necesidades psicológicas en contextos de rendimiento deportivo o de consecución de logros. Para cubrir esta área, Ng et al. (2011) desarrollaron un instrumento específico para deporte competitivo: la BNSSS, que estaba compuesta por 20 ítems: cinco ítems por competencia; 10 dedicados a la dimensión de autonomía de los cuales, tomando como referencia el estudio de Reeve et al. (2003), se dividían en cuatro ítems para la capacidad de elección, tres para la subescala de voluntad y tres ítems para locus percibido de causalidad interno (IPLOC); y, por último, cinco ítems para la necesidad de relación. La escala presentó los siguientes valores α de Cronbach para cada subescala: ,77 para competencia; ,82 para autonomía elección; ,61 en autonomía voluntad; ,76 para autonomía IPLOC, y ,87 para

relación. Además, indicó unos valores de $\chi^2 = 341,70$ ($p < ,01$), NNFI = ,96, CFI = ,97, media residual estandarizada = 0,07 y media cuadrática de los errores de aproximación = ,06, (0,4-0,7 del intervalo de confianza de la media cuadrática de los errores de aproximación 90 %). Por todo ello se considera que posee, en general, buenas propiedades psicométricas de validez factorial y fiabilidad.

A raíz de este último instrumento, el presente estudio fue diseñado con la finalidad de disponer de una herramienta de medida en España que pueda evaluar la satisfacción de las NPB en deportistas y válida para todas las modalidades deportivas, ya que hasta la fecha únicamente existe una versión española de este instrumento, aplicable a deporte colectivo. Hodge et al. (2008) afirman que las NPB son universales y aplicables a todas las modalidades deportivas, aunque la muestra utilizada en su estudio estaba formada por jugadores de un equipo de rugby. Esto es debido a que en las investigaciones de psicología del deporte que requieren instrumentos adaptados y validados a un contexto, el primer paso suele ser a través de los deportes colectivos por la facilidad de acceso a la muestra. Dado que hay autorías que informan que los deportistas que participan en diferentes modalidades deportivas presentan perfiles psicológicos y características psicológicas diferentes (Nia y Besharat, 2010), el objetivo principal de este trabajo fue comprobar que la validación española de la BNSSS podía ser utilizada en cualquier modalidad deportiva, ya que hasta la fecha solo se disponía de datos de validez y fiabilidad en modalidades deportivas colectivas (De Francisco et al., 2018). Además, como objetivos específicos se plantearon replicar la estructura factorial de la versión precedente y comprobar la invarianza factorial por sexo, edad, nivel y modalidad deportiva y verificar su fiabilidad.

Metodología

Participantes

La muestra fue seleccionada de manera intencional, y estaba formada por 795 participantes pertenecientes a diferentes modalidades deportivas individuales ($n = 350$) y colectivas ($n = 445$). Respecto al sexo, el 50,8 % eran hombres y el 49,2 % mujeres. La edad de los participantes del estudio iba desde los 13 hasta los 56 años ($M = 18,36$; $DE = 6,06$). El 65,8 % de los deportistas eran menores de edad y el 34,2 % adultos. El 74,8 % de los deportistas competían en categorías locales/regionales y

autónomas, y el 25,2 % restante competían a nivel nacional y/o internacional. La media de entrenamientos semanales de los participantes era de 3,60 sesiones ($DE = 3,48$) con un promedio de duración de 102,34 minutos por sesión ($DE = 42,49$). Además, todos los deportistas que participaron en esta investigación competían a nivel federado en su modalidad deportiva y la practicaban de forma activa (entrenamientos y competición) durante al menos nueve meses al año. Finalmente, se señala que ninguno de los participantes había sufrido una lesión recientemente, motivo de exclusión de este trabajo.

Materiales e instrumentos

Se utilizó la versión española de la BNSSS elaborada por De Francisco et al. (2018), formada por 20 ítems, cinco ítems para medir la competencia, 10 ítems para autonomía (cuatro ítems para autonomía elección, tres ítems para autonomía voluntad y otro tres para autonomía *locus* percibido de causalidad interna -autonomía *locus*-) y cinco ítems para la relación. Presenta un formato de respuesta tipo Likert desde (1) “Nada cierto” hasta (7) “Totalmente cierto”. El valor numérico más alto hace referencia al mayor valor de respuesta, exceptuando el quinto ítem (“En el [deporte], me siento obligado/a a hacer cosas que no quiero hacer”; autonomía voluntad) que está formulado de manera inversa (el mayor valor numérico indica el menor grado de satisfacción).

Además, el cuadernillo de recogida de datos también presentaba preguntas sobre aspectos sociodemográficos respecto al género y la edad, así como historial de entrenamiento (tipo de deporte, años de entrenamiento, duración del entrenamiento, número de entrenamientos a la semana y nivel competitivo).

En primer lugar, se solicitó autorización del comité de ética de la universidad, la cual se obtuvo bajo el código de aprobación CE041601. Tras ello, se realizó una búsqueda de las modalidades deportivas de la zona y se contactó con los participantes y/o responsables de los clubes deportivos para establecer una cita y poder administrar el cuestionario. Posteriormente, se acudió a las sedes o lugares habituales de práctica deportiva, que tenía establecido cada deportista o equipo, durante los 15 minutos previos a una sesión entrenamiento. Antes de proceder a cumplimentar el cuestionario, las personas participantes fueron informadas del objetivo del estudio, de cómo responder al mismo y, además, firmaron un consentimiento informado (en los casos en el que los participantes eran menores de edad firmó la tutoría legal deportiva), y dieron su aprobación para participar en la investigación.

Análisis de datos

Tras realizar una comprobación de la base de datos con el objetivo de revisar posibles respuestas fuera de rango o casos atípicos, se detectaron 47 valores perdidos que fueron imputados a través de la mediana (0,3% del total de los datos), debido a que, a la hora de sustituir los valores ausentes, la mediana es un estadístico de resumen de los datos más robusto que la media (Pérez-López, 2004). Finalmente, se obtuvo una base de datos con 795 casos, de la que se calcularon los estadísticos descriptivos con el paquete IBM SPSS 21.

Dados los estudios previos realizados acerca de la estructura factorial en la versión original (Ng et al., 2011) y en la española (De Francisco et al., 2018), directamente se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa EQS 6.3 (Bentler, 2006), desarrollado con el objetivo de llevar a cabo métodos de análisis multivariados y modelos de ecuaciones estructurales. Para la evaluación del ajuste del modelo de medida se calcularon el cociente entre el X^2 y sus grados de libertad, la media cuadrática de los errores de aproximación del que valores inferiores a 0,08 son indicadores de buen ajuste, NNFI en el que los índices deben ser superiores a 0,90 y CFI en el que se recomiendan valores superiores a 0,95 para obtener un ajuste satisfactorio del modelo a los datos (Levy y Varela, 2006).

Se realizó, además, un análisis de invarianza en base a tres modelos anidados para comprobar la igualdad del modelo entre hombres y mujeres, entre menores de edad y adultos, entre perfil competitivo alto y bajo y entre modalidades deportivas individual y colectiva. La invarianza tradicionalmente se evalúa mediante el cálculo de las diferencias obtenidas en los test de X^2 . No obstante, para el presente estudio también se utilizó el criterio de Cheung y Rensvold (2002) que sugieren evaluar la diferencia en los valores de CFI donde diferencias superiores a 0,01 entre modelos se consideran indicadores de no-invarianza.

Se recurrió a calcular el índice de fiabilidad compuesta para analizar la fiabilidad, debido a que este tipo de análisis tiene en cuenta la existencia de multidimensionalidad (Dunn et al., 2014), al contrario de lo que sucede con el α de Cronbach. En cuanto a su interpretación, se consideran valores aceptables los índices superiores a 0,7 en casos descriptivos o 0,9 en test selectivos (Prieto y Delgado, 2010).

Resultados

Descripción inicial de las respuestas

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos para cada ítem y dimensiones. Las medias estuvieron localizadas entre 4,83 (DE = 1,71; ítem 9, autonomía elección, que a su vez presenta la mayor variabilidad) y 6,53 (DE = 0,99; ítem 8, autonomía voluntad, que ofrece el menor valor de DE). En el caso de las dimensiones, la media más alta fue encontrada en autonomía voluntad (M = 6,18; DE = 0,91) y la media de autonomía elección resultó ser la más baja (M = 5,15; DE = 1,26). Respecto a la distribución de los datos, todos los ítems muestran una asimetría negativa, siendo los ítems 8 (autonomía voluntad) y 19 (relación) los que presentaron los valores más altos (-2,76 y -2,30, respectivamente). Por último, los índices de curtosis son mayoritariamente positivos alcanzando el valor más alto el ítem 8 (8,46, autonomía voluntad), seguido por los ítems 19 (5,66, relación) y 1 (3,66, relación).

Análisis factorial confirmatorio (AFC)

Se realizó un AFC en base a la estructura factorial definida por Ng et al. (2011), tal y como se observa en la Figura 1. Además, debido a que los resultados obtenidos para la presente muestra no cumplían las condiciones de normalidad, la estimación de los parámetros de este análisis se realizó con mínimos cuadrados generalizados asintóticos (AGLS), uno de los métodos más utilizados de distribución libre asintótica (ADF). El uso de este método se sustenta en que los resultados no se ven alterados en los casos en los que se viole el supuesto de normalidad. Por último, al disponer de variables ordinales se utilizó una matriz de correlación policórica, partiendo de la base de que en este tipo de correlaciones existe una serie de variables latentes sobre las cuales se construyen las variables observables o ítems.

Las cargas factoriales fueron estadísticamente significativas (Tabla 2), y sus valores oscilaron entre ,442 (ítem 5, autonomía voluntad) y ,964 (ítem 19, relación). Por último, también fueron significativas todas las correlaciones entre factores (Tabla 3). El mayor coeficiente de correlación se encontró entre autonomía locus y autonomía voluntad ($r_{xy} = ,982$); y el menor entre autonomía elección y relación ($r_{xy} = ,741$).

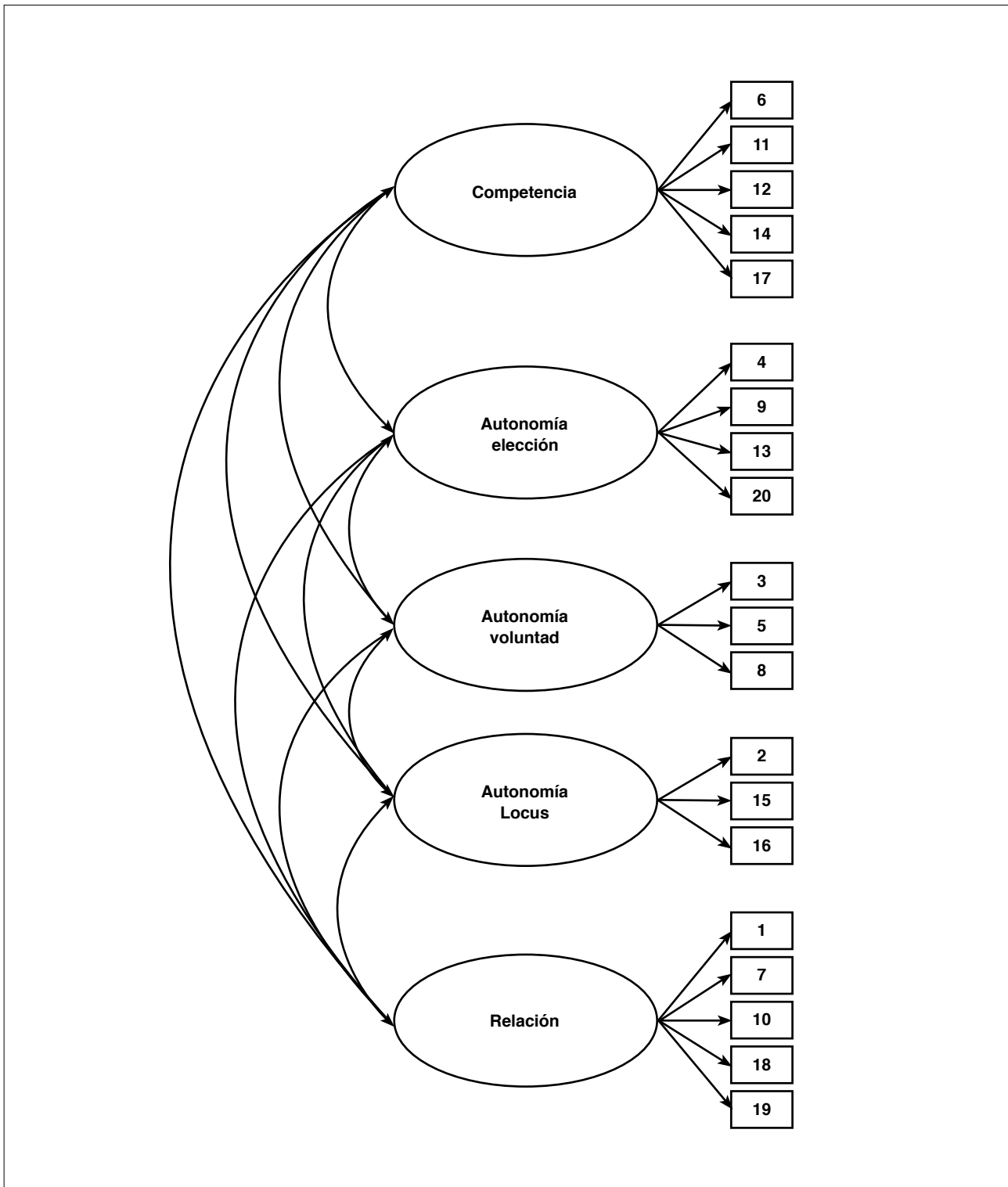
Tabla 1
Estadísticos descriptivos de ítems y dimensiones

Ítems	Dimensiones	Media	Desviación típica	Asimetría	Curtosis
1. En el (deporte), tengo una relación cercana con otra gente.	RL	6,17	1,19	-1,85	3,66
2. En el (deporte) siento que las metas que persigo son las mías propias.	AUT _{LC}	5,70	1,34	-1,20	1,04
3. Tengo la sensación de jugar (deporte) de buena gana.	AUT _{VL}	6,14	1,16	-1,76	3,52
4. En el (deporte) tengo oportunidades para elegir.	AUT _{EL}	5,40	1,48	-0,97	0,54
5. En el (deporte), me siento obligado/a a hacer cosas que no quiero hacer.	AUT _{VL}	5,87	1,63	-1,52	1,38
6. Soy capaz de superar desafíos en el (deporte).	CM	5,82	1,22	-1,37	2,23
7. Muestro preocupación por otras personas en el (deporte).	RL	5,61	1,56	-1,28	1,06
8. Decido jugar (deporte) por voluntad propia.	AUT _{VL}	6,53	0,99	-2,76	8,46
9. En el (deporte), mi opinión cuenta a la hora de decidir cómo se hacen las cosas.	AUT _{EL}	4,83	1,71	-0,67	-0,31
10. En el deporte, tengo compañeros/as que se preocupan por mí.	RL	6,08	1,26	-1,76	3,13
11. Tengo aptitudes para jugar al (deporte).	CM	5,88	1,20	-1,19	1,33
12. Creo que soy bueno/a en el (deporte).	CM	5,58	1,27	-0,94	0,72
13. En el (deporte), puedo formar parte del proceso de toma de decisiones.	AUT _{EL}	5,04	1,59	-0,69	-0,16
14. Tengo oportunidades para sentir que soy bueno/a en el (deporte).	CM	5,60	1,25	-0,89	0,57
15. En el (deporte), tengo la sensación de querer estar donde estoy.	AUT _{LC}	5,88	1,30	-1,34	1,53
16. En el (deporte), tengo la sensación de estar haciendo lo que quiero hacer.	AUT _{LC}	6,19	1,14	-1,79	3,51
17. Tengo capacidades para obtener buenos resultados en el (deporte).	CM	5,73	1,22	-1,11	1,19
18. En el (deporte), hay gente en la que puedo confiar.	RL	6,23	1,14	-1,84	3,37
19. En el (deporte), tengo buenas relaciones con mis compañeros/as.	RL	6,38	1,08	-2,30	5,66
20. En el (deporte), tengo la oportunidad de tomar decisiones.	AUT _{EL}	5,34	1,54	-0,90	0,23
1. Competencia		5,72	1,00	-1,04	1,30
2. Autonomía elección		5,15	1,26	-0,76	0,42
3. Autonomía voluntad		6,18	0,91	-1,41	2,14
4. Autonomía locus percibido de causalidad interna		5,92	1,03	-1,27	1,63
5. Relación		6,09	0,94	-1,48	2,20

Nota: RL = Relación; AUT_{LC} = Autonomía Locus percibido de causalidad interna; AUT_{VL} = autonomía voluntad; CM = Competencia; AUT_{EL} = Autonomía elección.

Figura 1

Estructura original de cinco factores de la escala de satisfacción de las necesidades básicas en el deporte



Por último, los índices de ajuste del modelo apuntaron a un buen ajuste a los datos: el cociente entre el valor de X^2 (544,99) y sus grados de libertad (160) fue de 3,40, el valor de RMSEA fue ,05 (IC 90 %; ,050-,060), el de NNFI fue de ,96 y el de CFI ,97.

Invarianza del modelo de medida: sexo, edad, nivel competitivo y tipo de deporte

Se realizó un análisis de invarianza cuya función era comprobar que el ajuste general del modelo fuera aplicable, mediante modelos anidados jerárquicamente, a los

Tabla 2
Cargas factoriales, errores y varianza

Ítem	λ	δ	R ²
1	,808	,589	,653
2	,809	,588	,654
3	,878	,478	,772
4	,835	,550	,698
5	,442	,897	,195
6	,857	,515	,735
7	,699	,715	,488
8	,877	,480	,769
9	,753	,658	,567
10	,906	,424	,820
11	,926	,378	,857
12	,883	,470	,779
13	,904	,429	,816
14	,921	,389	,848
15	,890	,456	,792
16	,938	,347	,880
17	,938	,346	,880
18	,918	,397	,842
19	,964	,266	,929
20	,902	,432	,814

Nota: λ = cargas factoriales; δ = error; R² = varianza

Tabla 3
Correlaciones entre dimensiones y fiabilidad compuesta

Dimensiones	Competencia	Aut. elección	Aut. Locus	Aut. voluntad	Relación
Competencia	,93				
Aut. elección	,80	,95			
Aut. voluntad	,86	,75	,82		
Aut. locus	,92	,78	,98	,95	
Relación	,77	,74	,81	,83	,96

Nota. Aut.: autonomía; índice de fiabilidad compuesta en diagonal

diferentes subgrupos que componían la investigación. El análisis presentó la siguiente estructura: el modelo 0 (modelo de configuración) es un modelo base sin restricciones en la estimación de parámetros en los distintos grupos sobre el que se realizaron las comparaciones posteriores. En este tipo de modelos, los indicadores que definen la estructura de medida presentan la misma configuración entre los grupos seleccionados. El modelo 1 especificó, además de la estructura factorial, la igualdad o invarianza de las cargas factoriales entre grupos, y el

modelo 2 añadió las correlaciones y las varianzas de los factores.

Para obtener evidencias de la invarianza respecto al sexo, se tomó el grupo de hombres ($n = 404$) y el de mujeres ($n = 391$). La diferencia en los valores de CFI entre el modelo 0 y 1 fue menor a 0,01 ($\Delta CFI < -0,001$), resultado que se considera evidencia favorable a la igualdad o invarianza. Se observaron resultados semejantes para la diferencia de la comparación entre los modelos 0 y 2 ($\Delta CFI = -0,001$).

En referencia a la invarianza para la edad, se formaron dos grupos, uno representado por menores de edad ($n = 523$) y otro por adultos ($n = 272$). La diferencia en los valores de CFI fue inferior a 0,01 para las comparaciones del modelo 0 con 1 y posteriormente con el 2 ($\Delta\text{CFI} = -0,001$ y $-0,002$, respectivamente), por lo que se ofrece evidencia de invarianza del modelo entre los grupos de adultos y menores.

En cuanto al nivel competitivo, la muestra fue dividida en dos grupos, aquellos deportistas que presentaban un nivel de competición menor ($n = 592$) frente a los que competían a alto nivel ($n = 203$). Para este modelo se encontraron diferencias de CFI inferiores a 0,01 para el modelo 0 con el 1 ($\Delta\text{CFI} = -0,001$) y 0 con el 2 ($\Delta\text{CFI} < -0,001$), confirmándose la invarianza ente los deportistas que participan en diferentes niveles competitivos.

Finalmente, la muestra fue dividida entre aquellos deportistas que competían en modalidades deportivas individuales ($n = 350$) y colectivas ($n = 445$). Las diferencias de los valores de CFI también fueron inferiores a 0,01 tanto para el modelo 1 ($\Delta\text{CFI} = 0,001$) como para el modelo 2 ($\Delta\text{CFI} = 0,002$) al compararse con el modelo 0. Por tanto, se afirma la invarianza factorial entre modalidades deportivas individuales y colectivas.

En la Tabla 4 se observan los índices obtenidos sobre la invarianza para sexo, edad, nivel competitivo y tipo de deporte.

Análisis de fiabilidad

En la Tabla 3, además de las correlaciones entre factores, se muestran los resultados obtenidos al respecto de la fiabilidad compuesta. Para este modelo, el mayor índice de fiabilidad se encontró para la dimensión relación ($,96$) y el índice más bajo en autonomía voluntad ($,82$), siendo este último superior al límite de $,70$.

Discusión

Los resultados obtenidos indican que la estructura tanto de la versión original del cuestionario como de su versión española fue replicada, mostrando un buen ajuste global donde los resultados se asemejan a los obtenidos en las versiones precedentes. Únicamente es necesario hacer mención de la baja carga factorial, aunque superior a $,40$, del ítem 5, “En el [deporte], me siento obligado/a a hacer cosas que no quiero hacer”; autonomía voluntad) en las dos versiones españolas. Al respecto de la estructural factorial, no existen datos en otras culturas/idiomas, salvo una versión en portugués (Do Nascimento, 2015), que no logró mantener la estructura planteada por Ng et al. (2011) de cinco dimensiones. Este autor agrupó de nuevo la autonomía en una sola dimensión, no manteniendo la característica distintiva de la BNSSS, y solo 12 ítems de los 20 originales traducidos mostraron cargas factoriales adecuadas.

Tabla 4

Invarianza de modelo en sexo, edad, nivel competitivo y modalidad deportiva

		χ^2	gl	p	NNFI	CFI	RMSEA	RMSEA 90% IC	$\Delta\chi^2$	Δgl	ΔCFI
Sexo	Modelo 0	904,68	320	<0,01	0,979	0,982	0,068	0,063-0,073	--	--	--
	Modelo 1	927,87	331	<0,01	0,979	0,982	0,067	0,062-0,072	23,19	11	*0,001
	Modelo 2	961,48	341	<0,01	0,979	0,981	0,068	0,063-0,073	56,08	21	-0,001
Edad	Modelo 0	916,66	320	<0,01	0,978	0,981	0,069	0,063-0,074	--	--	--
	Modelo 1	966,46	331	<0,01	0,977	0,980	0,070	0,064-0,075	49,80	11	-0,001
	Modelo 2	999,96	341	<0,01	0,977	0,979	0,070	0,065-0,075	150,02	21	-0,002
Nivel competitivo	Modelo 0	1437,64	320	<0,01	0,996	0,997	0,094	0,089-0,099	--	--	--
	Modelo 1	1596,08	331	<0,01	0,996	0,996	0,098	0,093-0,103	158,44	11	-0,001
	Modelo 2	1831,90	341	<0,01	0,995	0,996	0,105	0,100-0,110	394,26	21	*0,001
Modalidad deportiva	Modelo 0	959,34	320	<0,01	0,979	0,982	0,071	0,066-0,076	--	--	--
	Modelo 1	1013,36	331	<0,01	0,979	0,981	0,072	0,067-0,077	54,02	11	-0,001
	Modelo 2	1085,40	341	<0,01	0,977	0,980	0,074	0,069-0,079	126,06	21	-0,002

Nota: χ^2 = ji-cuadrado; gl = grados de libertad; p = p valor; NNFI = índice de ajuste no normalizado; CFI = índice de ajuste comparativo; RMSEA = error cuadrático medio de aproximación; IC = intervalo de confianza; Δ = diferencia entre valores; Modelo 0 = modelo de configuración; Modelo 1 = cargas factoriales invariantes; Modelo 2 = cargas factoriales y varianzas/covarianzas de factores invariantes, * < 0,001

En cuanto a las puntuaciones medias encontradas, cabe destacar que al igual que sucede con la versión para deportes colectivos (De Francisco et al., 2018) la puntuación más baja se dio en el ítem 9 (autonomía elección) y la puntuación más alta en el 8 (autonomía voluntad). Este resultado posiblemente tenga explicación en la cultura, ya que dentro de un mismo contexto algunos ítems parecen tener más importancia que otros en función del origen de la muestra (Chen et al., 2015).

Por otro lado, todos los ítems presentaron una asimetría negativa, al igual que en las dos versiones previas, lo que demuestra que la distribución de frecuencias presenta más valores menores a la media que mayores, independientemente del idioma, es decir que las respuestas se reparten por debajo de la media. Cabe destacar que, en ambas versiones españolas, el ítem 8, “Decido jugar al (deporte) por voluntad propia; autonomía voluntad” presenta los mayores valores de media, asimetría y curtosis. Por tanto, la mayoría de las personas participantes han puntuado alto en este ítem, por lo que en la cultura española es posible que no se conciba la participación deportiva sino es de forma libre, sin experimentar sensaciones de presión (Gómez et al., 2009).

Respecto a la invarianza, se realizó un análisis de tres modelos anidados para las variables sexo, edad, nivel competitivo y modalidad deportiva. Siguiendo el criterio indicado por Cheung y Rensvold (2002), en relación con la invarianza, no hay diferencias entre ninguno de los grupos analizados en relación a la estructura factorial (cargas factoriales, correlaciones entre factores, varianzas de los factores). Estos resultados permiten obtener evidencias de que la herramienta obtenida es válida para evaluar el grado de satisfacción de las NPB, independientemente del colectivo que se estudie, ya sea hombre o mujer, menor de edad o adulto, compita a niveles bajos o altos y participe en una modalidad deportiva individual o colectiva. En la validación de De Francisco et al. (2018), se encontraron los mismos resultados relacionados con género, edad y nivel competitivo, pero estas autorías no habían comprobado la invarianza con relación a la modalidad deportiva dado que solo disponían de participantes que practicaban deportes colectivos.

La presente investigación ha permitido comprobar que la versión española puede ser aplicada sin variaciones a cualquier tipo de modalidad deportiva. En relación con los resultados sobre la invarianza en otros países, Do Nascimento (2015) únicamente comprobó la invarianza factorial en función del sexo. Respecto a esta variable, se considera de especial interés realizar este tipo de análisis dada su aplicación a la hora de realizar estudios comparativos, puesto que, si una herramienta

no cumple con los criterios de invarianza establecidos, las conclusiones que posteriormente se lleven a cabo, al utilizarla en un estudio en el que se comparen diferentes grupos muestrales, pueden perder su validez.

El índice de fiabilidad compuesta presentó buenos valores para cada dimensión, lo que valida esta herramienta, confirmando así la ausencia de errores en la medida realizada. Además, al igual que sucede con las versiones original y española para deportes colectivos, se muestra para autonomía voluntad el valor más bajo, 0,61 y 0,60 respectivamente. Posiblemente, debido a que como afirman Reeve et al. (2003), esta es la dimensión que requiere de una especial atención, ya que es un concepto más amplio de autorregulación y puede presentar significados diferentes. Al igual que se obtuvo en su investigación, esta dimensión presenta valores más bajos.

Conclusión

Los resultados del presente trabajo permiten confirmar que se dispone de una versión española del BNSSS con buenas propiedades psicométricas manteniendo la estructura factorial de cinco dimensiones planteada por Ng et al. (2011) para evaluar la satisfacción de las NPB en el dominio de los deportes federativos en España, lo que resulta un avance para la psicología deportiva al desarrollar una herramienta de medida para todo tipo de deporte, y que tiene en cuenta la división de tres factores en la dimensión autonomía.

Agradecimientos

Este trabajo ha tenido la ayuda del Ministerio de Economía y Competitividad español, mediante el proyecto PSI2014-56935-P.

Referencias

- Bentler, P. M. (2006). *EQS Structural Equations Program Manual* (Vol. 6). Multivariate Software.
- Chen, B., Vansteenkiste, M., Beyers, W., Boone, L., Deci, E. L., Van der Kaap-Deeder, J., Duriez, B., Lens, W., Matos, L., Mouratidis, A., Ryan, R. M., Sheldon, K. M., Soenens, B., Van Petegen, S., & Verstuyf, J. (2015). Basic psychological need satisfaction, need frustration, and need strength across four cultures. *Motivation and Emotion*, 39(2), 216-236. <https://doi.org/10.1007/s11031-014-9450-1>
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- De Francisco, C., Parra, F. J., Arce, C., & Vélchez, M. P. (2018). Preliminary empirical validation of the “Basic Needs Satisfaction in Sport Scale” with a sample of Spanish athletes. *Frontiers in Psychology*, 9, 1057. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01057>

- DeCharms, R. (1968). *Personal Causation*. Academic Press.
- Deci, E. L. (1971). Effects of externally mediated rewards on intrinsic motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 18(1), 105-115. <https://doi.org/10.1037/h0030644>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2008). Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health. *Canadian Psychology*, 49(3), 182-185. <https://doi.org/10.1037/a0012801>
- Do Nascimento, J. R. (2015). *A Contribuição dos Traços de Perfeccionismo, Medida pela Motivação, para a Coesão de Grupo no Futsal de Alto Rendimento* [Tesis doctoral, Universidade Estadual de Maringá]. Repositorio Institucional UEM. <https://bit.ly/3aTq5tX>
- Dunn, T. J., Baguley, T., & Brunson, V. (2014). From alpha to omega: a practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399-412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Gómez, M. L., Ruiz, F. J., García, E. M., Granero, A. G., & Piéron, M. (2009). Motivaciones aludidas por los universitarios que practican actividades físico-deportivas. *Revista latinoamericana de psicología*, 41(3), 519-532.
- Hodge, K., Lonsdale, C., & Ng, J. Y. (2008). Burnout in elite rugby: Relationships with basic psychological needs fulfillment. *Journal of Sports Sciences*, 26(8), 835-844. <https://doi.org/10.1080/02640410701784525>
- Jowett, G. E., Hill, A. P., Hall, H. K., & Curran, T. (2016). Perfectionism, burnout and engagement in youth sport: The mediating role of basic psychological needs. *Psychology of Sport and Exercise*, 24, 18-26. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2016.01.001>
- Levy, J. P., & Varela, J. (2006). *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales*. Netbiblo.
- Méndez-Giménez, A., & Pallasá-Manteca, M. (2018). Enjoyment and Motivation in an Active Recreation Program. *Apunts. Educación Física y Deportes*, 134, 55-68. [https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.\(2018/4\).134.04](https://doi.org/10.5672/apunts.2014-0983.es.(2018/4).134.04)
- Moreno-Murcia, J. A., Marzo, J. C., Martínez-Galindo, C., & Conte-Marín, L. (2011). Validación de la Escala de "Satisfacción de las Necesidades Psicológicas Básicas" y del Cuestionario de la "Regulación Conductual en el Deporte" al contexto español. *Revista Internacional de Ciencias del Deporte*, 7(26), 355-369. <https://dx.doi.org/10.5232/ricyde2011.02602>
- Moreno-Murcia, J. A., and Sánchez-Latorre, F. (2016). The effects of autonomy support in physical education classes. *Revista Internacional De Ciencias Del Deporte* 43, 79-89. <https://dx.doi.org/10.5232/ricyde2016.04305>
- Ng, J. Y., Lonsdale, C., & Hodge, K. (2011). The Basic Needs Satisfaction in Sport Scale (BNSSS): instrument development and initial validity evidence. *Psychology of Sport and Exercise*, 12(3), 257-264. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2010.10.006>
- Nia, M. E., & Besharat, M. A. (2010). Comparison of athletes' personality characteristics in individual and team sports. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 5, 808-812. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.07.189>
- Oliva, D. S., Marcos, F. M. L., Miguel, P. A. S., Corrales, F. R. G., & Calvo, T. G. (2011). Self-Determination Theory and Prosocial Behaviours in Young Football Players. *Apunts Educación Física y Deportes*, 103, 31-37.
- Pelletier, L. G., Rocchi, M. A., Vallerand, R. J., Deci, E. L. & Ryan, R. M. (2013). Validation of the revised sport motivation scale (SMS-II). *Psychology of Sport and Exercise*, 14(3), 329-341. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2012.12.002>
- Pérez-López, C. (2004). *Técnicas de análisis multivariante de datos. Aplicaciones con SPSS*. Pearson-Prentice Hall.
- Prieto, G., & Delgado, A. R. (2010). Fiabilidad y validez. *Papeles del Psicólogo*. 31, 67-74.
- Reeve, J., Nix, G., & Hamm, D. (2003). Testing models of the experience of self-determination in intrinsic motivation and the conundrum of choice. *Journal of Educational Psychology*, 95(2), 375-392. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.95.2.375>
- Ryan, R. M. (1995). Psychological needs and the facilitation of integrative processes. *Journal of Personality*, 63(3), 397-427. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.1995.tb00501.x>
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). The darker and brighter sides of human existence: Basic psychological needs as a unifying concept. *Psychological Inquiry*, 11(4), 319-338. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_03
- Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2002). *Overview of Self-Determination Theory: An organismic dialectical perspective*. En E.L. Deci, y R.M. Ryan, (Eds.), *Handbook of Self-Determination Research* (pp. 3-33). The University of Rochester Press.
- Van den Broeck, A., Ferris, D. L., Chang, C. H., & Rosen, C. C. (2016). A review of self-determination theory's basic psychological needs at work. *Journal of Management*, 42(5), 1195-1229. <https://doi.org/10.1177/0149206316632058>
- Vlachopoulos, S. P., & Michailidou, S. (2006). Development and initial validation of a measure of autonomy, competence, and relatedness in exercise: The Basic Psychological Needs in Exercise Scale. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 10(3), 179-201. https://doi.org/10.1207/s15327841mpee1003_4
- Wilson, P. M., & Rodgers, W. M. (2004). The relationship between perceived autonomy support, exercise regulations and behavioral intentions in women. *Psychology of Sport and Exercise*, 5(3), 229-242. [https://doi.org/10.1016/S1469-0292\(03\)00003-7](https://doi.org/10.1016/S1469-0292(03)00003-7)

Conflicto de intereses: las autorías no han declarado ningún conflicto de intereses.



© Copyright Generalitat de Catalunya (INEFC). Este artículo está disponible en la url <https://www.revista-apunts.com/es/>. Este trabajo está bajo la licencia Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License. Las imágenes u otro material de terceros en este artículo se incluyen en la licencia Creative Commons del artículo, a menos que se indique lo contrario en la línea de crédito. Si el material no está incluido en la licencia Creative Commons, los usuarios deberán obtener el permiso del titular de la licencia para reproducir el material. Para ver una copia de esta licencia, visite <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.es>