



## Necessitats psicològiques bàsiques en esportistes espanyols: validació de la Basic Needs Satisfaction in Sport Scale

Cristina De Francisco<sup>1</sup>  , Francisco José Parra-Plaza<sup>2</sup> , Pilar M. Vílchez<sup>2</sup>  

<sup>1</sup> Facultad de Ciencias de la Salud. Universidad Católica de Murcia, España.

<sup>2</sup> Facultad de Ciencias Sociales y de la Comunicación. Universidad Católica de Murcia, España.



### Citació

De Francisco, C., Parra-Plaza, F.J., & Vílchez, P.M. (2020). 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)

### Editat per:

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

ISSN: 2014-0983

### \*Correspondència:

Francisco José Parra-Plaza  
[fjplaza@ucam.edu](mailto:fjplaza@ucam.edu)

### Secció:

Ciencias humanas y sociales

### Idioma de l'original:

Castellà

### Rebut:

11 de noviembre de 2019

### Acceptat:

25 de marzo de 2020

### Publicat:

1 de julio de 2020

### Coberta:

Nous esports olímpics  
a Tòquio 2020. Surf.  
Foto: Gabriel Medina (BRA)  
surfeja una onada durant el  
campionat WSL 2018 a  
la platja de Supertubo a  
Peniche, Portugal.  
REUTERS / Pedro Nunes.

### Resum

Atès l'interès creixent de la satisfacció de necessitats psicològiques bàsiques en l'àmbit de l'activitat física i l'esport, han estat diversos els instruments utilitzats per avaluar el grau de satisfacció o frustració d'aquestes necessitats. Un d'aquests instruments és l'escala de satisfacció de les necessitats bàsiques en l'esport (Basic Need Satisfaction in Sport Scale, BNSSS), que a més destaca per reconèixer tres factors, fins al moment no avaluats, en la dimensió d'autonomia (elecció, voluntat i locus percebut de causalitat intern). A Espanya, la BNSSS únicament ha estat validada per a esports d'equip, raó per la qual el principal propòsit d'aquest estudi va ser validar-lo per a la seva utilització en qualsevol esport (col·lectiu i individual). Per a l'estudi es va comptar amb la participació de 795 esportistes, dels quals el 50,8 % eren homes i el 49,2 % dones amb una edat mitjana de 18,36 anys (DE = 6,06). A través del programa EQS 6,3 es van realitzar anàlisi factorial confirmatòria, d'invariància factorial per a les variables sexe, edat, nivell competitiu i modalitat, i fiabilitat composta entre factors. Es va observar un bon ajustament del model, amb índexs d'ajustament comparatiu (CFI) i no normalitzat (NNFI) de ,97, i una mitjana quadràtica dels errors d'aproximació de 0,06. Es va constatar la invariància factorial per als subgrups proposats i els índexs de fiabilitat composta van ser superiors a ,70. Per tant, es presenta un instrument de mesura amb bones propietats psicomètriques que permet avaluar la satisfacció de les necessitats psicològiques bàsiques en el context esportiu espanyol.

**Paraules clau:** competència, autonomia, relació, esport, propietats invariància.

## Introducció

La teoria de l'autodeterminació (TAD) és una macroteoria que tracta nombroses qüestions com el desenvolupament de la personalitat, l'autoregulació, les necessitats psicològiques, l'impacte d'entorn social sobre la motivació, i la seva afectació sobre la conducta i el benestar (Deci i Ryan, 2008). A més, la TAD presenta un especial interès en el context esportiu (Pelletier et al., 2013).

Un dels constructes centrals que componen la TAD és la teoria de les necessitats psicològiques bàsiques (NPB; Ryan i Deci, 2000), on s'afirma l'existència de tres necessitats psicològiques considerades essencials per al desenvolupament psicològic en les persones: competència, autonomia i relació, i aquestes han de ser satisfetes per aconseguir un desenvolupament psicològic òptim i un estat de benestar personal; en cas contrari, si es veuen frustrades, es genera malestar i pot derivar en diferents psicopatologies (Chen et al., 2015). La necessitat de competència engloba la capacitat d'un individu de sentir-se eficaç amb una conducta o de realitzar tasques amb diferents nivells de dificultat (Deci, 1971). La necessitat d'autonomia fa referència a la que té una persona per sentir-se causant del seu comportament o realitzar accions per voluntat pròpia (DeCharms, 1968). Finalment, la necessitat de relació es refereix al sentiment o sensació d'estar vinculat, avalat, o volgut per altres persones (Ryan, 1995). Segons Ryan i Deci (2000), les esmentades necessitats són aplicables a tots els individus independentment de l'edat, el sexe o la cultura.

Diferents estudis han determinat nombrosos beneficis que produeix la satisfacció de les NPB ja que generen regulacions més autodeterminades (Ryan i Deci, 2000), estan relacionades amb el benestar (Moreno-Múrcia i Sánchez-Latorre, 2016), i amb altres conseqüències positives (satisfacció amb la vida, desenvolupament de la integritat, vitalitat psicològica, estat d'ànim positiu, etc.) en diversos dominis de la vida com el treball (Van den Broeck et al., 2016), l'educació (Méndez-Giménez i Pallasá-Llard, 2018), i l'exercici físic (Oliva et al., 2011). Al contrari, el grau en el qual aquestes necessitats es veuen frustrades tendeix a relacionar-se amb conseqüències negatives (*burnout*, ansietat, depressió, estrès, etc.), relacionades amb la disminució de la salut i el benestar (Ryan i Deci, 2002).

Atès l'interès creixent sobre l'estudi de les NPB en l'àmbit de l'activitat física i l'esport (Jowett et al., 2016; Moreno-Múrcia et al., 2011), va sorgir la necessitat de dissenyar instruments a fi de poder avaluar el grau de satisfacció, o frustració, d'aquestes necessitats i així conèixer la seva influència en l'esport. Dins dels contextos d'activitat física i exercici, Vlachopoulos i

Michailidou (2006) van dissenyar la primera eina denominada l'escala de satisfacció de necessitats psicològiques bàsiques en l'exercici (Basic Psychological Needs in Exercise Scale, BPNES) que permetia mesurar el grau de satisfacció de les necessitats dins d'un col·lectiu d'assistents a un centre de *fitnes*. Estava formada per 12 ítems repartits equitativament entre tres dimensions que es corresponien amb les tres necessitats psicològiques. Aquest instrument va mostrar bones propietats psicomètriques, ja que va presentar valors  $\alpha$  de Cronbach de ,81 per a competència, ,84 per a autonomia i ,92 per a relació, amb un bon ajustament del model: els índexs d'ajustament comparatiu (CFI) i no normalitzat (NNFI) van ser superiors a ,95, el valor de la mitjana residual estandarditzada estava per sota de ,10 (0,03), igual que el valor de la mitjana quadràtica dels errors d'aproximació que va ser de 0,05, trobant-se dins de l'interval de confiança de la mitjana quadràtica dels errors d'aproximació al 90%. El mateix any, Wilson et al. (2006) utilitzant una mostra composta per esportistes universitaris van desenvolupar l'escala de satisfacció de necessitats psicològiques en l'exercici (Psychological Need Satisfaction in Exercise Scale), formada per 18 ítems, sis per a cada necessitat. Pel que fa a les seves propietats psicomètriques, aquest qüestionari va resultar ser una eina molt fiable ja que va presentar uns valors  $\alpha$  de Cronbach de ,91 per a competència, ,91 per a autonomia i ,90 per a relació. El valor per a  $\chi^2$  (688,03;  $\chi^2/df = 5,21$ ) va mostrar un ajustament adequat de les dades, igual com els seus valors de CFI i Incremental Fit Index (IFI) propers a ,95.

Atès que aquestes últimes escales estaven centrades a la pràctica d'activitat física per a la salut, va emergir la necessitat del desenvolupament d'eines relacionades amb l'avaluació de necessitats psicològiques en contextos de rendiment esportiu o de consecució d'assoliments. Per cobrir aquesta àrea, Ng et al. (2011) van desenvolupar un instrument específic per a esport competitiu: la BNSSS, que estava composta per 20 ítems: cinc ítems per competència; 10 de dedicats a la dimensió d'autonomia dels quals, prenent com a referència l'estudi de Reeve et al. (2003), es dividien en quatre ítems per a la capacitat d'elecció, tres per a la subescala de voluntat i tres ítems per a locus percebut de causalitat intern (IPLOC); i, finalment, cinc ítems per a la necessitat de relació. L'escala va presentar els següents valors  $\alpha$  de Cronbach per a cada subescala: ,77 per a competència; ,82 per a autonomia elecció; ,61 en autonomia voluntat; ,76 per a autonomia IPLOC, i ,87 per a relació. A més, va indicar uns valors de  $\chi^2 = 341,70$  ( $p < ,01$ ), NNFI = ,96, CFI = ,97, mitjana residual estandarditzada = 0,07 i mitjana

quadràtica dels errors d'aproximació =,06 (0,4-0,7 de l'interval de confiança de mitjana quadràtica dels errors d'aproximació 90%). Per tot això es considera que té, en general, bones propietats psicomètriques de validesa factorial i fiabilitat.

A partir d'aquest darrer instrument, aquest estudi va ser dissenyat amb la finalitat de disposar d'una eina de mesura a Espanya que pugui avaluar la satisfacció de les NPB en esportistes i vàlida per a totes les modalitats esportives, ja que fins ara només n'hi ha una versió espanyola, aplicable a esport col·lectiu. Hodge et al. (2008) afirmen que les NPB són universals i aplicables a totes les modalitats esportives, encara que la mostra utilitzada en el seu estudi estava formada per jugadors d'un equip de rugbi. Això és a causa que en les recerques de psicologia de l'esport que requereixen instruments adaptats i validats a un context, el primer pas sol ser a través dels esports col·lectius per la facilitat d'accés a la mostra. Atès que hi ha autories que informen que els esportistes que participen en diferents modalitats esportives presenten perfils psicològics i característiques psicològiques diferents (Nia i Besharat, 2010), l'objectiu principal d'aquest treball va ser comprovar que la validació espanyola de la BNSSS podia ser utilitzada en qualsevol modalitat esportiva, ja que fins ara només es disposava de dades de validesa i fiabilitat en modalitats esportives col·lectives (De Francisco et al., 2018). A més, com a objectius específics es van plantejar replicar l'estructura factorial de la versió precedent i comprovar la invariància factorial per sexe, edat, nivell i modalitat esportiva i verificar la seva fiabilitat.

## Metodologia

### Participants

La mostra va ser seleccionada de manera intencional, i estava formada per 795 participants pertanyents a diferents modalitats esportives individuals ( $n = 350$ ) i col·lectives ( $n = 445$ ). Respecte al sexe, el 50,8 % eren homes i el 49,2 % dones. L'edat dels participants de l'estudi oscil·lava entre 13 i 56 anys ( $M = 18,36$ ;  $DE = 6,06$ ). El 65,8 % dels esportistes eren menors d'edat i el 34,2 % adults. El 74,8 % dels esportistes competien en categories locals/regionals i autonòmiques, i el 25,2 % restant competien a nivell nacional o internacional. La mitjana d'entrenaments setmanals dels participants era de 3,60 sessions ( $DE = 3,48$ ) amb una mitjana de durada de 102,34 minuts per sessió ( $DE = 42,49$ ). A més, tots els esportistes que van participar en aquesta recerca competien a nivell federat en

la seva modalitat esportiva i la practicaven de forma activa (entrenaments i competició) durant almenys nou mesos a l'any. Finalment, s'assenyala que cap dels participants no havia patit una lesió recentment, motiu d'exclusió d'aquest treball.

### Materials i instruments

Es va utilitzar la versió espanyola de la BNSSS elaborada per De Francisco et al. (2018), formada per 20 ítems, cinc ítems per mesurar la competència, 10 ítems per a autonomia (quatre ítems per a autonomia elecció, tres ítems per a autonomia voluntat i un altre tres per a autonomia locus percebut de causalitat interna -autonomia locus-) i cinc ítems per a la relació. Presenta un format de resposta tipus Likert des de (1) "Gens cert" fins a (7) "Totalment cert". El valor numèric més alt fa referència al valor de resposta més alt, exceptuant el cinquè ítem ("Em sento obligat/da a fer coses que no vull fer"; autonomia voluntat) que està formulat de manera inversa (el valor numèric més elevat indica el menor grau de satisfacció).

A més, el quadern de recollida de dades també presentava preguntes sobre aspectes sociodemogràfics respecte al gènere i l'edat, així com historial d'entrenament (tipus d'esport, anys d'entrenament, durada de l'entrenament, nombre d'entrenaments a la setmana i nivell competitiu).

En primer lloc, es va sol·licitar autorització del comitè d'ètica de la universitat, la qual es va obtenir sota el codi d'aprovació CE041601. Després d'això, es va realitzar una recerca de les modalitats esportives de la zona i es va contactar amb els participants i/o responsables dels clubs esportius per establir una cita i poder administrar el qüestionari. Posteriorment, es va acudir a les seus o llocs habituals de pràctica esportiva, que tenia establert cada esportista o equip, durant els 15 minuts previs a una sessió d'entrenament. Abans de procedir a emplenar el qüestionari, les persones participants van ser informades de l'objectiu de l'estudi, de com respondre-hi i, a més, van signar un consentiment informat (en els casos en el que els participants eren menors d'edat va signar la tutoria legal esportiva), i van donar la seva aprovació per participar en la recerca

### Anàlisi de dades

Després de realitzar una comprovació de la base de dades amb l'objectiu de revisar possibles respostes fora de rang o casos atípics, es van detectar 47 valors perduts que van ser imputats a través de la mitjana (0,3 % del total de les dades), a causa que, a l'hora de substituir

els valors absents, la mitjana és un estadístic de resum de les dades més robust que la mitjana (Pérez-López, 2004). Finalment, es va obtenir una base de dades amb 795 casos, de la que es van calcular els estadístics descriptius amb el paquet IBM SPSS 21.

Atesos els estudis previs realitzats sobre l'estructura factorial en la versió original (Ng et al., 2011) i en l'espanyola (De Francisco et al., 2018), directament es va realitzar una anàlisi factorial confirmatòria (AFC) amb el programa EQS 6.3 (Bentler, 2006), desenvolupat amb l'objectiu de dur a terme mètodes d'anàlisi multivariades i models d'equacions estructurals. Per a l'avaluació de l'ajustament del model de mesura es van calcular el quocient entre el  $\chi^2$  i els seus graus de llibertat, mitjana quadràtica dels errors d'aproximació del qual valors inferiors a 0,08 són indicadors de bon ajustament, NNFI en el qual els índexs han de ser superiors a 0,90 i CFI en el qual es recomanen valors superiors a 0,95 per obtenir un ajustament satisfactori del model a les dades (Levy i Varela, 2006).

Es va realitzar, a més, una anàlisi d'invariància partint de tres models compactats per comprovar la igualtat del model entre homes i dones, entre menors d'edat i adults, entre perfil competitiu alt i baix i entre modalitats esportives individual i col·lectiva. La invariància tradicionalment s'avalua mitjançant el càlcul de les diferències obtingudes en els test de  $\chi^2$ .<sup>2</sup> No obstant això, pel present estudi també es va utilitzar el criteri de Cheung i Rensvold (2002) que suggereixen avaluar la diferència en els valors de CFI on diferències superiors a 0,01 entre models es consideren indicadors de no-invariància.

Es va recórrer a calcular l'índex de fiabilitat composta per analitzar la fiabilitat, atès que aquest tipus d'anàlisi té en compte l'existència de multidimensionalitat (Dunn et al., 2014), al contrari del que succeeix amb  $\alpha$  de Cronbach. Pel que fa a la seva interpretació, es consideren valors acceptables els índexs superiors a 0,7 en casos descriptius o 0,9 en test selectius (Estret i Prim, 2010).

## Resultats

### Descripció inicial de les respostes

La Taula 1 mostra els estadístics descriptius per a cada ítem i dimensions. Les mitjanes van estar localitzades

entre 4,83 (DE = 1,71; ítem 9, autonomia elecció, que al seu torn presenta la variabilitat més elevada) i 6,53 (DE = 0,99; ítem 8, autonomia voluntat, que ofereix el menor valor de DE). En el cas de les dimensions, la mitjana més alta va ser la d'autonomia voluntat (M = 6,18; DE = 0,91) i la mitjana d'autonomia elecció va resultar ser la més baixa (M = 5,15; DE = 1,26). Respecte a la distribució de les dades, tots els ítems mostren una asimetria negativa, sent els ítems 8 (autonomia voluntat) i 19 (relació) els que van presentar els valors més alts (-2,76 i -2,30, respectivament). Finalment, els índexs de curtosi són majoritàriament positius assolint el valor més alt l'ítem 8 (8,46, autonomia voluntat), seguit pels ítems 19 (5,66, relació) i 1 (3,66, relació).

### Anàlisi factorial confirmatòria (AFC)

Es va realitzar una AFC partint de l'estructura factorial definida per Ng et al. (2011), tal com s'observa a la Figura 1. A més, com els resultats obtinguts per a la present mostra no complien les condicions de normalitat, l'estimació dels paràmetres d'aquesta anàlisi es va realitzar amb mínims quadrats generalitzats asimptòtics (AGLS), un dels mètodes més utilitzats de distribució lliure asimptòtica (ADF). L'ús d'aquest mètode se sustenta que els resultats no es veuen alterats en els casos en els quals es violi el supòsit de normalitat. Finalment, en disposar de variables ordinals es va utilitzar una matriu de correlació policòrica, partint de la base que en aquest tipus de correlacions hi ha una sèrie de variables latents sobre les quals es construeixen les variables observables o ítems.

Les càrregues factorials van ser estadísticament significatives (Taula 2), i els seus valors van oscil·lar entre ,442 (ítem 5, autonomia voluntat) i ,964 (ítem 19, relació). Finalment, també van ser significatives totes les correlacions entre factors (Taula 3). El coeficient de correlació més elevat es va trobar entre autonomia locus i autonomia voluntat ( $r_{xy} = ,982$ ); i el menor entre autonomia elecció i relació ( $r_{xy} = ,741$ ).

Finalment, els índexs d'ajustament del model van apuntar a un bon ajustament a les dades: el quocient entre el valor de  $\chi^2$  (544,99) i els seus graus de llibertat (160) va ser de 3,40, el valor de la RMSEA va ser ,05 (IC 90 %; ,050-,060), el de NNFI va ser de ,96 i el de CFI ,97.

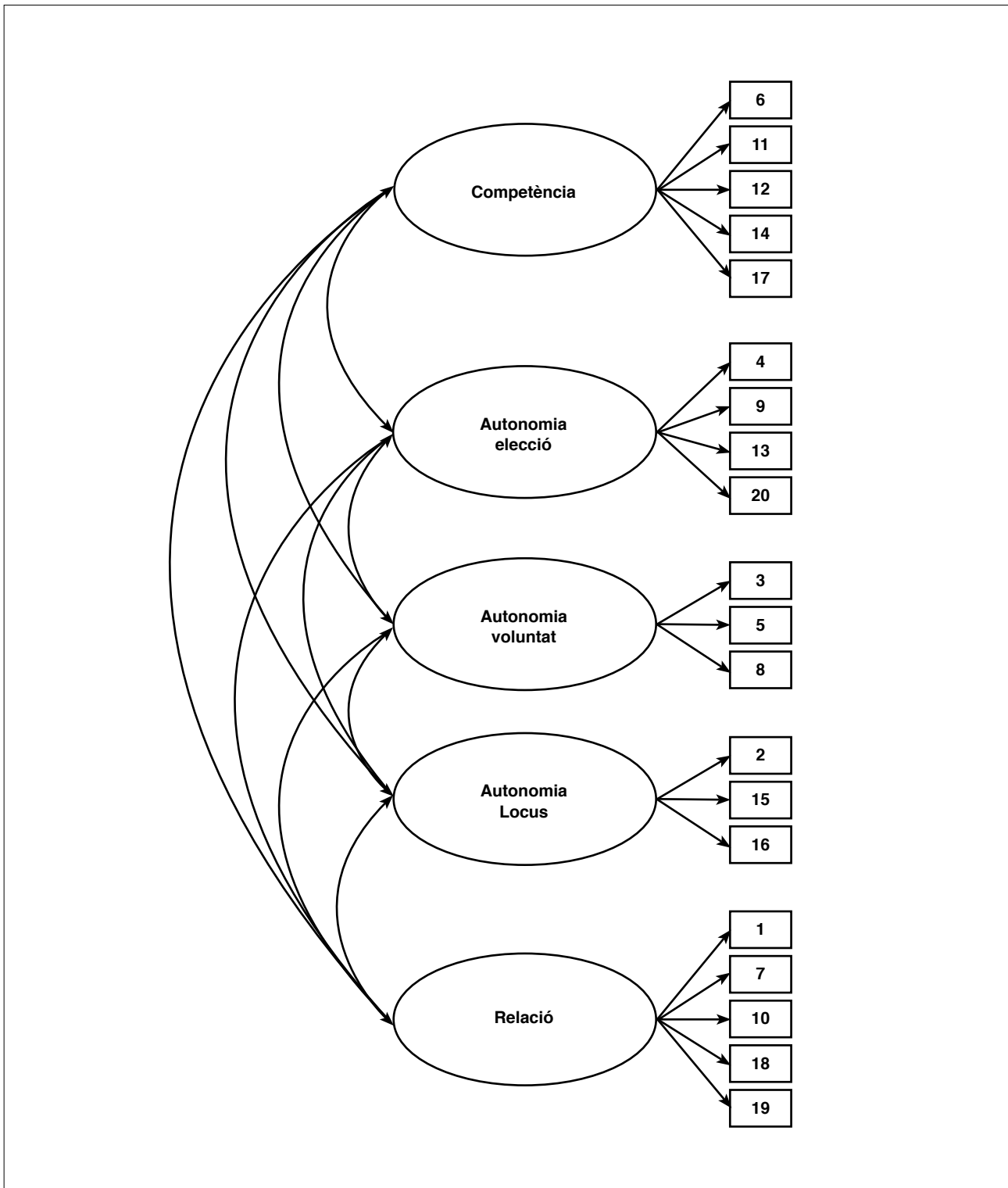
**Taula 1***Estadístics descriptius d'ítems i dimensions en l'esport*

| Ítems  | Dimensions | Mitjana | Desviació típica | Asimetria | Curtosi |
|--|------------|---------|------------------|-----------|---------|
| 1. Hi tinc una relació propera amb una altra gent                  | RL         | 6,17    | 1,19             | -1,85     | 3,66    |
| 2. Sento que les fites que persegueixo són les meves pròpies.      | AUTLC      | 5,70    | 1,34             | -1,20     | 1,04    |
| 3. Tinc la sensació de jugar de bon grat.                          | AUTVL      | 6,14    | 1,16             | -1,76     | 3,52    |
| 4. Tinc oportunitats per escollir.                                 | AUTEL      | 5,40    | 1,48             | -0,97     | 0,54    |
| 5. Em sento obligat/da a fer coses que no vull fer.                | AUTVL      | 5,87    | 1,63             | -1,52     | 1,38    |
| 6. Soc capaç de superar desafiaments.                              | CM         | 5,82    | 1,22             | -1,37     | 2,23    |
| 7. Mostro preocupació per altres persones                          | RL         | 5,61    | 1,56             | -1,28     | 1,06    |
| 8. Decideixo jugar per voluntat pròpia.                            | AUTVL      | 6,53    | 0,99             | -2,76     | 8,46    |
| 9. La meua opinió compta a l'hora de decidir com es fan les coses. | AUTEL      | 4,83    | 1,71             | -0,67     | -0,31   |
| 10. Hi tinc companys/nyes que es preocupen per mi.                 | RL         | 6,08    | 1,26             | -1,76     | 3,13    |
| 11. Tinc aptituds per jugar-hi (esport).                           | CM         | 5,88    | 1,20             | -1,19     | 1,33    |
| 12. Crec que soc bo/na (esport).                                   | CM         | 5,58    | 1,27             | -0,94     | 0,72    |
| 13. Puc formar part del procés de presa de decisions.              | AUTEL      | 5,04    | 1,59             | -0,69     | -0,16   |
| 14. Tinc oportunitats per sentir que soc bo/bona.                  | CM         | 5,60    | 1,25             | -0,89     | 0,57    |
| 15. Tinc la sensació de voler ser on soc.                          | AUTLC      | 5,88    | 1,30             | -1,34     | 1,53    |
| 16. Tinc la sensació d'estar fent el que vull fer.                 | AUTLC      | 6,19    | 1,14             | -1,79     | 3,51    |
| 17. Tinc capacitats per obtenir bons resultats.                    | CM         | 5,73    | 1,22             | -1,11     | 1,19    |
| 18. Hi ha gent en qui puc confiar.                                 | RL         | 6,23    | 1,14             | -1,84     | 3,37    |
| 19. Tinc bones relacions amb els meus companys/nyes                | RL         | 6,38    | 1,08             | -2,30     | 5,66    |
| 20. Tinc l'oportunitat de prendre decisions.                       | AUTEL      | 5,34    | 1,54             | -0,90     | 0,23    |
| 1. Competència   |            | 5,72    | 1,00             | -1,04     | 1,30    |
| 2. Autonomia elecció   |            | 5,15    | 1,26             | -0,76     | 0,42    |
| 3. Autonomia voluntat  |            | 6,18    | 0,91             | -1,41     | 2,14    |
| 4. Autonomia Locus percebut de causalitat interna                  |            | 5,92    | 1,03             | -1,27     | 1,63    |
| 5. Relació   |            | 6,09    | 0,94             | -1,48     | 2,20    |

Nota: RL = Relació; AUT<sub>LC</sub> = Autonomia Locus percebut de causalitat interna; AUT<sub>VL</sub> = Autonomia voluntat; CM = Competència; AUTEL = Autonomia elecció.

**Figura 1**

Estructura original de cinc factors de l'escala de satisfacció de les necessitats bàsiques en l'esport



### Invariància del model de mesura: sexe, edat, nivell competitiu i tipus d'esport

Es va realitzar una anàlisi d'invariància la funció de la qual era comprovar que l'ajustament general del model fos aplicable, mitjançant models compactats jeràrquicament,

als diferents subgrups que formaven part de la recerca. L'anàlisi va presentar la següent estructura: el model 0 (model de configuració) és un model base sense restriccions en l'estimació de paràmetres en els diferents grups sobre qui es van realitzar les comparacions

**Taula 2**  
Càrregues factorials, errors i variància

| Ítem | $\lambda$ | $\delta$ | R <sup>2</sup> |
|------|-----------|----------|----------------|
| 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:  $\lambda$  = càrregues factorials;  $\delta$  = error; R<sup>2</sup> = variància

**Taula 3**  
Correlacions entre dimensions i fiabilitat composta

| Dimensions    | Competència | Aut. elecció | Aut. Locus | Aut. voluntat | Relació |
|---------------|-------------|--------------|------------|---------------|---------|
| Competència   | ,93         |              |            |               |         |
| Aut. elecció  | ,80         | ,95          |            |               |         |
| Aut. voluntat | ,86         | ,75          | ,82        |               |         |
| Aut. locus    | ,92         | ,78          | ,98        | ,95           |         |
| Relació       | ,77         | ,74          | ,81        | ,83           | ,96     |

Nota. Aut.: autonomia; índex de fiabilitat composta en diagonal

posteriors. En aquest tipus de models, els indicadors que defineixen l'estructura de mesura presenten la mateixa configuració entre els grups seleccionats. El model 1 va especificar, a més de l'estructura factorial, la igualtat o invariància de les càrregues factorials entre grups, i el model 2 va afegir les correlacions i les variàncies dels factors.

Per obtenir evidències de la invariància respecte al sexe, es va prendre el grup d'homes ( $n = 404$ ) i el de dones ( $n = 391$ ). La diferència en els valors de CFI en-

tre el model 0 i 1 va ser menor a 0,01 ( $\Delta CFI < -0,001$ ), resultat que es considera evidència favorable a la igualtat o invariància. Es van observar resultats semblants per a la diferència de la comparació entre els models 0 i 2 ( $\Delta CFI = -0,001$ ).

Amb referència a la invariància per a l'edat, es van formar dos grups, un de representat per menors d'edat ( $n = 523$ ) i un altre per adults ( $n = 272$ ). La diferència en els valors de CFI va ser inferior a 0,01 per a les comparacions del model 0 amb 1 i posteriorment amb

el 2 ( $\Delta CFI = -0,001$  i  $-0,002$ , respectivament), pel que s'ofereix evidència d'invariància del model entre els grups d'adults i menors.

Pel que fa al nivell competitiu, la mostra va ser dividida en dos grups, aquells esportistes que presentaven un nivell de competició menor ( $n = 592$ ) davant els que competien a alt nivell ( $n = 203$ ). Per a aquest model es van trobar diferències de CFI inferiors a 0,01 per al model 0 amb l'1 ( $\Delta CFI = -0,001$ ) i 0 amb el 2 ( $\Delta CFI < -0,001$ ), confirmant-se la invariància ens els esportistes que participen en diferents nivells competitius.

Finalment, la mostra va ser dividida entre aquells esportistes que competien en modalitats esportives individuals ( $n = 350$ ) i col·lectives ( $n = 445$ ). Les diferències dels valors de CFI també van ser inferiors a 0,01 tant per al model 1 ( $\Delta CFI = 0,001$ ) com per al model 2 ( $\Delta CFI = 0,002$ ) en comparar-se amb el model 0. Per tant, s'afirma la invariància factorial entre modalitats esportives individuals i col·lectives.

A la Taula 4 es veuen els índexs obtinguts sobre la invariància per a sexe, edat, nivell competitiu i tipus d'esport.

## Anàlisi de fiabilitat

A la Taula 3, a més de les correlacions entre factors, es mostren els resultats obtinguts respecte a la fiabili-

tat composta. Per a aquest model, l'índex més gran de fiabilitat es va trobar per a la dimensió relació ( $,96$ ) i l'índex més baix en autonomia voluntat ( $,82$ ), sent aquest últim superior al límit de  $,70$ .

## Discussió

Els resultats obtinguts indiquen que l'estructura tant de la versió original del qüestionari com de la seva versió espanyola va ser replicada, mostrant un bon ajustament global on els resultats se semblen als obtinguts en les versions precedents. Únicament cal esmentar la baixa càrrega factorial, encara que superior a  $,40$ , de l'ítem 5, "Em sento obligat/da a fer coses que no vull fer;" autonomia voluntat) en les dues versions espanyoles. Al respecte de l'estructural factorial, no hi ha dades en altres cultures/idiomes, tret d'una versió en portuguès (Do Nascimento, 2015), que no aconsegueix mantenir l'estructura plantejada per Ng et al. (2011) de cinc dimensions. Aquest autor agrupa de nou l'autonomia en una sola dimensió, no mantenint la característica distintiva de la BNSSS, i només 12 ítems dels 20 originals traduïts mostren càrregues factorials adequades.

Pel que fa a les puntuacions mitjanes trobades, es pot destacar que igual com succeeix amb la versió per a esports col·lectius (De Francisco et al., 2018) la puntuació més baixa es va donar a l'ítem 9 (autonomia

**Taula 4**

*Invariància de model en sexe, edat, nivell competitiu i modalitat esportiva*

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

Nota:  $\chi^2$  = ji-quadrat; *gl* = graus de llibertat; *p* = p. valor; NNFI = índex d'ajustament no normalitzat; CFI = índex d'ajustament comparatiu; RMSEA = mitjana quadràtica dels errors d'aproximació; IC = interval de confiança;  $\Delta$  = diferència entre valors; Model 0 = model de configuració; Model 1 = càrregues factorials invariants; Model 2 = càrregues factorials i variàncies/covariàncies de factors invariants, \* < 0,001



elecció) i la puntuació més alta al 8 (autonomia voluntat). Aquest resultat possiblement tingui explicació en la cultura, ja que dins d'un mateix context alguns ítems semblen tenir més importància que altres en funció de l'origen de la mostra (Chen et al., 2015).

D'altra banda, tots els ítems van presentar una asimetria negativa, igual com en les dues versions prèvies, la qual cosa demostra que la distribució de freqüències presenta més valors menors a la mitjana que majors, independentment de l'idioma, és a dir que les respostes es reparteixen per sota de la mitjana. Es pot destacar que, en ambdues versions espanyoles, l'ítem 8, "Decideixo jugar per voluntat pròpia; autonomia voluntat", presenta els valors més elevats de mitjana, asimetria i curtosi. Per tant, la majoria de les persones participants han puntuat alt en aquest ítem, pel que en la cultura espanyola és possible que no es concebi la participació esportiva sinó és de forma lliure, sense experimentar sensacions de pressió (Gómez et al., 2009).

Respecte a la invariància, es va realitzar una anàlisi de tres models compactats per a les variables sexe, edat, nivell competitiu i modalitat esportiva. Seguint el criteri indicat per Cheung i Rensvold (2002), en relació amb la invariància, no hi ha diferències entre cap dels grups analitzats en relació amb l'estructura factorial (càrregues factorials, correlacions entre factors, variàncies dels factors). Aquests resultats permeten obtenir evidències que l'eina obtinguda és vàlida per avaluar el grau de satisfacció de les NPB, independentment del col·lectiu que s'estudiï, ja sigui home o dona, menor d'edat o adult, competeixi a nivells baixos o alts i participi en una modalitat esportiva individual o col·lectiva. En la validació de De Francisco et al. (2018), es van trobar els mateixos resultats quant a gènere, edat i nivell competitiu, però aquestes autories no havien comprovat la invariància amb relació a la modalitat esportiva ja que només disposaven de participants que practicaven esports col·lectius.

Aquesta recerca ha permès comprovar que la versió espanyola es pot aplicar sense variacions a qualsevol tipus de modalitat esportiva. En relació amb els resultats sobre la invariància en altres països, Do Nascimento (2015) únicament va comprovar la invariància factorial en funció del sexe. Respecte a aquesta variable, es considera d'especial interès realitzar aquest tipus d'anàlisi atesa la seva aplicació a l'hora de realitzar estudis comparatius, ja que si una eina no compleix els criteris d'invariància establerts, les conclusions que posteriorment es facin, en utilitzar-la en un estudi en el qual es comparin diferents grups mostrals, poden perdre la seva validesa.

L'índex de fiabilitat composta va presentar bons valors per a cada dimensió, la qual cosa valida aquesta eina, confirmant així l'absència d'errors en la mesura realitzada. A més, igual com succeeix amb les versions original i espanyola per a esports col·lectius, es mostra per a autonomia voluntat el valor més baix, 0,61 i 0,60 respectivament. Possiblement, perquè tal com afirmen Reeve et al. (2003), aquesta és la dimensió que requereix una especial atenció, ja que és un concepte més ampli d'autoregulació i pot presentar significats diferents; aquesta dimensió presenta valors més baixos, de la mateixa manera que en la seva recerca.

## Conclusió

Els resultats d'aquest treball permeten confirmar que es disposa d'una versió espanyola del BNSSS amb bones propietats psicomètriques mantenint l'estructura factorial de cinc dimensions plantejada per Ng et al. (2011) per avaluar la satisfacció de les NPB en el domini dels esports federatius a Espanya, el que resulta un avenç per a la psicologia esportiva en desenvolupar una eina de mesura per a tota mena d'esport, i que té en compte la divisió de tres factors en la dimensió autonomia.

## Agraïments

Aquest treball ha tingut l'ajuda del Ministeri d'Economia i Competitivitat espanyol, mitjançant el projecte PSI2014-56935-P.

## Referències

- 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](https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5)
- De Francisco, C., Parra, F. J., Arce, C., & Vílchez, 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., & Brunsden, 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 fulfilment. *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., y 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](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](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)

**Conflicte d'interessos:** les autories no han comunicat cap conflicte d'interessos.



© Copyright Generalitat de Catalunya (INEFC). Aquest article està disponible a la url <https://www.revista-apunts.com/>. Aquest treball està publicat sota una llicència Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License. Les imatges o qualsevol altre material de tercers d'aquest article estan incloses a la llicència Creative Commons de l'article, tret que s'indiqui el contrari a la línia de crèdit; si el material no s'inclou sota la llicència Creative Commons, els usuaris hauran d'obtenir el permís del titular de la llicència per reproduir el material. Per veure una còpia d'aquesta llicència, visiteu <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.ca>