

ANALIZA CALITĂȚILOR PSIOMETRICE ALE CHESTIONARULUI DE FUNCȚIONARE PSIHOLAGICĂ POZITIVĂ

ANDREA-ECATERINA SECU*

Școala de Studii Avansate a Academiei Române (SCOSAAR), București

Abstract

The present study examine the psychometric qualities of the Romanian version of the Positive Psychological Functioning FPP scale (Merino and Privado, 2015) and was conducted on a sample of 220 participants from the general population. The Positive Psychological Functioning can be conceptualized as a second-order factor that encompassing eleven dimensions (autonomy, resilience, self-esteem, purpose in life, enjoyment, optimism, curiosity, creativity, humor, environmental mastery and vitality). The results obtained in the present approach showed that the hierarchical factor model presented a relatively good fit $\chi^2(484) = 1150.28$, $p < .001$, $\chi^2/df = 2.37$, RMSEA = .079, RMR = .047, CFI = .89 with a value of the reliability α coefficient for the eleven subscales as well as the whole instrument of .83-.96.; and reconfirm the conclusions of the validation studies conducted in the Spanish, Mexican and Portuguese cultural contexts, as long on the factorial structure and on the psychometric properties of the instrument. The Positive Psychological Functioning FPP scale is a new tool that provides an image of the configuration of psychological resources that is available to the adult persons and allows a short general and specific assessment of healthy psychological functioning.

Cuvinte-cheie: funcționare psihologică pozitivă, chestionar FPP, validitate, analiză factorială, fidelitate.

Keywords: positive psychological functioning, FPP scale, validity, factor analysis, reliability.

1. INTRODUCERE

Chestionarul de evaluare a Funcționării Psihologice Pozitive este un instrument nou, care oferă o imagine a configurației de resurse psihologice de care dispune persoana adultă, fiind unul dintre puținele instrumente care își propune să măsoare 11 resurse psihologice cheie cu doar 33 de itemi. Prezentul demers științific supune atenției rezultatele analizei principalelor calități psihometrice ale acestui instrument.

Resursele, definite ca „acele obiecte, caracteristici personale, condiții sau energii care sunt centrale pentru supraviețuire și pentru atingerea obiectivelor și sunt comune unui larg grup de oameni” (Hobfoll *et al.*, 2018, p. 113), nu apar izolat, ci sunt structurate ierarhic într-o rețea ecologică. Sunt considerate resurse-cheie

* Doctorandă, Școala de Studii Avansate a Academiei Române (SCOSAAR), Calea Victoriei 125, 010071, București, România; E-mail: andre_satumare@yahoo.com

acele caracteristicile personale care permit utilizarea unui coping eficient și facilitează utilizarea optimă a celorlalte resurse, având o valoare instrumentală în reziliență. Așa cum arată Hobfoll (1989, 2002), autorul teoriei conservării resurselor, după tipul lor, resursele pot fi: *resurse personale*, cum ar fi optimismul și stima de sine (caracteristici individuale care ajută o persoană să facă față cu succes stresului și provocărilor), *condiții* cum ar fi starea de a fi căsătorit, de a fi angajat, de a fi șef etc. (stări apreciate deoarece conferă statut sau oferă acces la alte resurse), *resurse materiale*, spre exemplu locuința, autovehicolul, hainele (obiecte fizice care ne îndeplinesc nevoile de bază sau sunt apreciate pentru că raritatea și prestigiul lor ridică statutul social) și *resurse energetice*, precum timpul și sănătatea (resurse finite utilizate pentru a dobândi alte resurse).

Resursele, la fel ca surrogatele sale (de exemplu, capitalul), sunt considerate elementele centrale implicate în procesele de adaptare ale individului la provocările vieții (Cullati *et al.*, 2018) și apar în numeroase cercetări din diverse domenii ale psihologiei. Strategia de analiză, adoptată de regulă în studii, este orientată spre cuantificarea influenței unui subset limitat de resurse relevante obiectivelor de cercetare care au fost măsurate utilizând instrumente consacrate (Halbesleben J.R.B. *et al.*, 2014).

Ca o excepție, în 2007, Institutul Fericirii din Madrid a realizat una dintre cele mai ambițioase studii făcute pe acest subiect în Spania. Au fost măsurate mai multe variabilele socio-demografice și psihologice, instrumentele fiind aplicate unui eșantion reprezentativ de 3000 de participanți, cu scopul de a înțelege modul cum resursele psihologice cheie sunt organizate. Astfel, autorii Merino și Privado au ajuns la un subset de 11 resurse psihologice cheie (autonomie, reziliență, stima de sine, sens în viață, voieșie, optimism, curiozitate, creativitate, umor, stăpânirea sau controlul mediului și vitalitate) interconectate între ele într-o structură ierarhică, formând un singur construct superior pe care l-au denumit *Funcționare psihologică pozitivă* (engl. *Positive Psychological Functioning – PPF*).

Autorii amintiți anterior au ales termenul de *funcționare*, deoarece toate aceste resurse sunt legate de gestionarea stresului; termenul *psihologică*, pentru că resursele sunt de natură psihologică, iar termenul *pozitivă*, datorită legăturii lor cu starea de bine. Folosind o analogie, autorii susțin că: „este ca și cum funcționarea psihologică pozitivă (FPP) ar fi o moleculă formată din mai mulți atomi interconectați (resursele personale) a căror contribuție la moleculă depinde de magnitudine, (...) dacă un atom este afectat, acest lucru îi afectează și pe ceilalți atomi, dar FPP rămâne aproape la fel” (Merino și Privado, 2015, p. 52).

Structurarea resurselor într-o rețea a fost surpinsă și de Hobfoll (1989, 2002), arătând că și resursele-cheie, asemenea celorlalte resurse, par a fi într-o anumită măsură legate între ele. Asocierea resurselor a fost studiată și de alți autori, spre exemplu Cozzarelli (1993) a identificat faptul că stima de sine, optimismul și sentimentul de control se influențează reciproc, când una este ridicată, tinde să le potențeze și pe celelalte; iar Rini *et al.* (1999) au observat că măiestria (controlul

mediului), optimismul și stima de sine corelează foarte puternic între ele, părând a face parte dintr-un construct superior.

Instrumentul dezvoltat de Merino și Privado, care își propune să măsoare configurația resurselor psihologice cheie, a fost publicat în 2015 și are în componență 11 scale a câte 3 itemi care identifică caracteristicile personale prezentate în Tabelul nr. 1.

Tabelul nr. 1

Resursele psihologice definite operațional și itemii din chestionarul FPP

RESURSA	DEFINIȚIE	ITEMI
Stimă de sine	Sentimentul global de a se accepta pe sine și propria valoare. (Rosenberg, 1965)	1. Îmi place felul meu de a fi. 18. Sunt mândru că sunt așa cum sunt. 20. Dacă ar fi să mă nasc din nou, n-aș schimba nimic la mine.
Reziliență	Abilitatea de a depăși adversitățile și chiar de a crește datorită acestor experiențe. (Rutter, 1985)	2. Nu renunț ușor în fața greutăților vieții. 14. În fața dificultăților devin puternic. 25. Depășirea dificultăților mă întăresc.
Optimism	Credința stabilă și generală că lucruri bune se vor întâmpla. (Scheier și Carver, 1987)	3. Mă consider o persoană optimistă. 15. Văd întotdeauna partea pozitivă a lucrurilor. 21. Mă aștept ca viitorul să îmi aducă mai mult bine decât rău.
Creativitate	Abilitatea de a găsi soluții originale și valoroase problemelor. (Young, 1985)	4. Știu să găsesc noi utilizări pentru lucruri. 9. Știu cum să fac analogii, cum să combin lucruri disparate și să găsesc ceva nou. 12. Sunt capabil să văd lucrurile din puncte de vedere complet diferite.
Autonomie	Autodeterminare și independență, capacitatea de a rezista presiunilor sociale. (Ryff, 1989)	5. Am încredere în părerile mele și sunt sigur pe mine. 8. Deciziile importante din viața mea, bune sau rele, sunt luate de mine. 10. Dețin frâiele vieții mele.
Control al mediului	Abilitatea de a gestiona eficient activitățile și cerințele cotidiene și de a trăi în armonie cu propriile scopuri, nevoi și valori. (Ryff, 1989)	6. Îmi împac în mod adecvat viața profesională, socială și personală. 22. Reușesc cu greu să mă ocup de toate lucrurile de zi cu zi: familie, muncă, prieteni(i) 31. Mă ocup de toate obligațiile pe care le am în mod adecvat și fără stres.
Vitalitate	Sentimentul de a fi vivace, plin de energie. (Ryan și Deci, 2001)	7. Sunt plin de vitalitate. 28. Sunt o persoană entuziastă, vioaie din fire. 32. Sunt o persoană plină de energie.
Sens în viață	Sentimentul că viața (atât cea actuală, cât și cea din trecut) are o direcție, scopuri și obiective asociate. (Ryff, 1989)	11. Sunt pe deplin concentrat pe atingerea obiectivelor vieții mele. 24. Mă străduiesc să realizez lucrurile care sunt importante pentru mine. 26. Sunt pe calea cea bună pentru a-mi atinge scopurile.

Tabelul nr. 1 (continuare)

RESURSA	DEFINIȚIE	ITEMI
Umor	Capacitatea de a observa părțile amuzante ale vieții, abilitatea de a râde și de a-i face și pe alții să râdă cu ușurință. (Peterson și Seligman, 2004)	13. Să întâmpin situațiile cu umor este foarte important în viața mea. 23. În multe situații sunt capabil să găsesc și ceva amuzant. 29. Încerc să găsesc umor în orice împrejurare.
Voioșie	Abilitatea de a identifica și de a exploata experiențele pozitive cotidiene. (Huta și Ryan, 2010)	16. Mă bucur de lucrurile mărunte pe care viața mi le oferă în fiecare zi. 19. Mă simt bine în aproape orice situație. 33. În viață sunt multe lucruri care mă umplu de entuziasm.
Curiozitate	Abilitatea de a fi interesat de cunoașterea unor lucruri noi. (Kashdam <i>et al.</i> , 2009)	17. Mă interesează tot ce se întâmplă în jurul meu. 27. Multe lucruri în viață îmi trezesc curiozitatea și interesul. 30. Sunt interesat să învăț și să descopăr lucruri noi.

Așa cum reiese din analizele realizate de cei doi cercetători care au propus instrumentul, precum și din rezultatele prezentului demers, proprietățile psihometrice ale FPP sunt foarte bune.

Consistența internă indicată de coeficientul Cronbach α este de .91, iar structura internă presupune 11 factori primari organizați într-un model ierarhic cu un factor secundar. Validitatea convergentă verificată prin studiul asocierii dintre scalele chestionarului și alte instrumente care măsoară aceleași constructe a fost susținută de date pentru 8 din cele 11 scale. Asocieri mai slabe au fost identificate pentru scala de autonomie și scala de voioșie.

Validitatea de criteriu a fost analizată prin studiul asocierii dintre funcționarea psihologică pozitivă și emoții (pozitive și negative), respectiv simptomatologia depresivo-anxioasă. Cele mai puternice corelații pozitive ale scorului general obținut la chestionarului FPP au fost identificate cu PANAS Afect Pozitiv (.73), rezultatul fiind consistent cu teoria extinderii și elaborării resurselor psihologice (engl. *Broaden and Build Theory*), care susține relația apropiată dintre resursele psihologice și emoțiile cu valență pozitivă (Fredrickson, 2016). După cum era de așteptat, scorul total FPP corelează negativ cu emoțiile negative măsurate cu scala de afecte negative PANAS (-.49), cu severitatea simptomelor depresive evaluată cu inventarul de depresie BDI (-.49) și anxietatea ca trăsătură măsurată cu STAI (-.37).

Chestionarul a fost adaptat și validat pe populația de studenți din Portugalia (Oliveira *et al.*, 2018), dar și pe populația generală din Mexic (Merino *et al.*, 2015). Cu ocazia studiilor de validare realizate în aceste contexte culturale diferite, atât structura factorială, cât și proprietățile psihometrice referitoare la validitatea de construct și fidelitatea chestionarului au fost reconfirmate.

2. PRECIZĂRI METODOLOGICE

Obiectivele urmărite în prezentul studiu au vizat traducerea, adaptarea și analiza proprietăților psihometrice ale Chestionarului de funcționare psihologică pozitivă.

2.1. TRADUCEREA ȘI ADAPTAREA CHESTIONARULUI PPF

Traducerea, adaptarea și validarea instrumentului pe populația din România s-au realizat cu acordul autorilor. Traducerea instrumentului a fost realizată de doi traducători, iar retroversiunea de o persoană bilingvă.

Deoarece s-au identificat mici diferențe, acestea au fost analizate de către trei psihologi cu experiență în asistența psihologică a persoanelor adulte. În baza variantei de limbă engleză și a definițiilor constructelor vizate, aceștia au oferit sugestii pe baza cărora s-a ajuns la o formă intermediară care a fost supusă pretestării. Pretestarea a fost realizată prin administrarea chestionarului la un lot de 40 de participanți (o parte dintre ei experți psihologi) care au avut posibilitatea de a exprima opinii referitoare la claritatea instructajului, calitatea formulării itemilor și ușurința completării. Pe baza pretestării, s-a decis modificarea unor itemi.

Pentru a surprinde mai bine constructele vizate, unii itemi au fost reformulați: itemul 5 „Am încredere în mine însumi și sunt sigur pe mine” în „Am încredere în părerea mea și sunt sigur pe mine” (autonomie); itemul 19 „Sunt o persoană entuziastă” în „Sunt o persoană entuziastă, vîoie din fire” (vitalitate); iar itemul 23 „Sunt capabil să rîd în multe situații” a fost modificat în „În multe situații sunt capabil să găsesc și ceva amuzant”, pentru a surprinde mai bine umorul persoanei. Pentru claritate și evitarea interpretărilor alternative, itemul 10 „Preiau frăiele vieții mele” a fost modificat în „Dețin frăiele vieții mele” (autonomie); itemul 13 „Simțul umorului este foarte important în viața mea” în „Să întîmpin situațiile cu umor este foarte important în viața mea” (umor); itemul 21 „Cred că viitorul îmi va aduce mai mult bine decît rău” în „Mă aștept ca viitorul să îmi aducă mai mult bine decît rău” (optimism), iar itemul 30 „Îmi place să învăț și să descopăr lucruri noi” a fost modificat în „Sunt interesat să învăț și să descopăr lucruri noi” pentru a surprinde curiozitatea nebiasată de activitățile școlare.

2.2. PARTICIPANȚI ȘI PROCEDURĂ

Datele psihometrice analizate au la bază prelucrarea răspunsurilor a 220 de subiecți adulți. Chestionarul a fost generat și aplicat online utilizînd platforma SoSciSurvey (Leiner, 2021). Consimțămîntul informat a fost obținut de la fiecare participant premurgător completării bateriei de teste.

Eșantionul inițial a fost compus din 258 de subiecți, participarea fiind voluntară și neremunerată. După eliminarea scorurilor extreme, identificate

utilizându-se criteriul pătratului distanței propus de Mahalanobis ($p < 0,01$), s-a ajuns la eșantionul final. Pentru determinarea mărimii eșantionului, s-a luat în considerare recomandarea generală de 2–20 de subiecți per item cu un minim absolut de 100–250 (Sava, 2004). În cazul de față, raportul itemi-subiecți fiind de 6.66, ceea ce îndeplinește criteriile legate de mărimea eșantionului. Deoarece toți itemii au fost obligatorii, nu au fost înregistrate scoruri lipsă.

Din perspectiva eșantionului final, acesta a inclus 53.6% femei și 46.4% bărbați. Distribuția pe vârste arată o participare mai intensă a adulților tineri (sub 25 de ani: 51.7%; de la 26 la 35 de ani: 20.5%; între 36 și 45 de ani: 17.3%, de la 46 la 55 de ani: 9.1%, iar peste 55 de ani: 1.4%). Din perspectivă profesională, majoritatea respondenților au fost angajați (94.1%), iar din perspectiva familială au predominat cei căsătoriți și cei care trăiesc în relație consensuală (58.2%).

2.3. INSTRUMENTE UTILIZATE PENTRU VALIDARE

Stima de sine a fost măsurată cu versiunea în limba română a scalei Rosenberg (Rosenberg, 1965). Scala, compusă din 10 itemi, a fost adaptată pe populația românească de Robu *et al.* (2015). Pentru eșantionul care a participat la prezentul studiu, consistența internă a fost bună ($\alpha = .84$).

Reziliența a fost măsurată cu versiunea în limba română a Scalei scurte de reziliență (Brief Resilience Scale/BRS – Smith *et al.*, 2008). Brief Resilience Scale/BRS, compusă din 6 itemi, a fost tradus și adaptat pe populație românească de către Robu și Pruteanu (2015). Pentru eșantionul care a participat la prezentul studiu, consistența internă a fost bună ($\alpha = .87$).

Autonomia, sensul vieții și controlul mediului au fost măsurate cu scalele în limba română a Chestionarului Stării de bine Psihologice (PWBS – Psychological Well-Being Scale – Ryff, 1989). În cercetarea de față a fost utilizată varianta lungă cu câte 14 itemi pentru fiecare dimensiune măsurată. Chestionarul a fost adaptat pe populația românească de Kallay și Rus (2014) și de Lustrea *et al.* (2018). Pentru eșantionul care a participat la prezentul studiu, consistența internă a fost satisfăcătoare pentru sensul vieții ($\alpha = .71$), bună pentru autonomie ($\alpha = .85$) și foarte bună pentru scala de control al mediului ($\alpha = .91$).

Voioșia a fost măsurată cu scala de voioșie a chestionarului NEO-PI-R (Inventarul NEO PI-R (Neuroticism Extraversion – Openness Personality Inventory – Revised, E6: Cheerfulness, The 30 NEO-PI-R Facet Scales – Goldberg *et al.*, 2006, Costa *et al.*, 2008). Studiul pilot în vederea adaptării pe populație românească a scalei care măsoară voioșia, emoțiile pozitive sau tendința de a trăi stări emoționale pozitive, precum bucuria, veselia, fericirea (o fațetă a extroversiunii), a fost realizată de Iliescu *et al.* (2015). Pentru eșantionul din prezentul studiu, consistența internă a fost satisfăcătoare ($\alpha = .80$).

Creativitatea, vitalitatea, curiozitatea și umorul au fost măsurate cu scalele Chestionarului virtuților în acțiune (Originality / Creativity, Zest / Enthusiasm /

Vitality, Curiosity, Humor / Playfulness, VIA – Value in action – Peterson și Seligman, 2004) care are câte 10 itemi pentru fiecare caracteristică. Studiul pilot în vederea adaptării pe populație românească a fost realizată de Iliescu *et al.* (2015). Pentru eșantionul participant la prezentul studiu, consistența internă a fost bună pentru toate scalele aplicate ($\alpha = .84$ pentru umor, fost $\alpha = .83$ pentru curiozitate, $\alpha = .81$ pentru creativitate, $\alpha = .87$ pentru vitalitate).

Optimismul a fost evaluat cu Testul Orientării în Viață – Revizuit (The Life Orientation Test-Revised – LOT-R, Scheier *et al.*, 1994). Prima variantă a chestionarului a fost tradusă și adaptată de Băban (1998). Pentru eșantionul care a participat la prezentul studiu, consistența internă a fost satisfăcătoare ($\alpha = .79$).

Satisfacția față de viață a fost măsurată cu varianta în limba română a Scalei satisfacției față de viață (SWLS – The Satisfaction with Life Scale – Diener *et al.*, 1985) compusă din 5 itemi, destinat evaluării cognitive globale a satisfacției față de propria viață. Scala a fost adaptată pe populația românească de Stevens *et al.* (2012). Pentru eșantionul care a participat la prezentul studiu, consistența internă a fost excelentă ($\alpha = .91$).

Autoeficacitatea a fost măsurată cu scala de autoeficacitate generală, instrument destinat să măsoare percepția privind abilitatea persoanei de a performa în diferite situații (GSES – The General Self-Efficacy Scale – Schwarzer și Jerusalem (1993). Are bune proprietăți psihometrice, consistența internă raportată de autori fiind între .75–.90. Scala, compusă din 10 itemi, a fost dezvoltată în Germania și tradusă ulterior în 28 de limbi, inclusiv în limba română (Băban, 1998). Pentru eșantionul care a participat la prezentul studiu, consistența internă a fost excelentă ($\alpha = .91$).

2.4. ANALIZA STATISTICĂ

Analiza statistică a vizat calcularea indicatorilor utilizați în studierea fidelității și a validității instrumentelor psihologice. Validitatea s-a analizat prin studiul matricei de corelații și prin analiza factorială confirmatorie.

Modelul factorial obținut a fost testat prin analiză factorială confirmatorie utilizând Pachetul statistic pentru științe sociale (Statistical Package for the Social Sciences SPSS și Amos versiunea 20).

Validitatea de conținut a fost verificată atât în etapa de pretestare, cât și în etapele ulterioare. Validitatea de construct a fost studiată din perspectiva analizei măsurii în care scalele instrumentului corelează cu alte teste consacrate care vizează aceleași constructe, iar validitatea de criteriu prin raportare la măsura în care scorul obținut la instrument corelează cu starea de bine subiectivă și cu autoeficacitatea percepută.

În final, fidelitatea a fost verificată prin estimarea consistenței interne și a coeficientului de fidelitate compozit.

3. REZULTATE

3.1. STATISTICI DESCRIPTIVE

Analizele statistice multivariate necesită asigurarea condiției normalității distribuțiilor variabilelor implicate. Pentru verificarea eventualei polarizări a itemilor, au fost calculați indicatorii tendinței centrale și studiată forma distribuției scorurilor, iar pentru verificarea normalității multivariate a fost calculat coeficientul Mardia.

Media aritmetică obținută la nivelul itemilor a fost de 4.17 (între 3.69 și 4.46), cu media abaterii standard .80 (între .62 și 1.08). Indicatorul de asimetrie (*skewness*) obținut a fost de -.74 (între -.41 și -1.16), iar indicatorul de oblicitate (*kurtosis*) -.05 (între -.67 și 1.09), acestea indicând o distribuție cu o ușoară asimetrie negativă.

Având în vedere natura variabilelor măsurate și că eșantionul a fost extras din populația generală (preponderent una nonclinică), precum era de așteptat, tendința spre scoruri ridicate a putut fi identificată și la nivelul scalelor.

Indicatorii distribuției scorurilor obținute pe cele 11 scale ale chestionarului respectă caracteristicile unei distribuții normale, după cum se observă și în Tabelul 2.

Tabelul nr. 2

Statistici descriptive ale scalelor FPP (N=220)

SCALA	MEDIA	ABATEREA STANDARD	BOLTIRE	OBLICITATE
Optimism	12.60	2.16	- .63	- .31
Stimă de sine	12.49	2.36	- .76	- .25
Controlul mediului	12.06	2.30	- .44	- .29
Curiozitate	12.87	1.95	- .63	- .21
Creativitate	12.37	2.08	- .56	.13
Umor	11.35	2.71	- .50	- .08
Voioșie	12.45	2.04	- .50	- .39
Autonomie	13.07	2.03	- .90	.25
Vitalitate	12.29	2.48	- .72	.25
Sens	13.07	1.82	- .53	- .80
Reziliența	13.11	1.86	- .50	- .45
FPP	137.73 (12.52)	18.51 (1.68)	- .39	- .40

Deoarece valoarea coeficientului Mardia obținut pe eșantionul inițial a trecut cu mult peste pragul critic (1.96), pentru corectarea asimetriei au fost eliminați 38 de subiecți, ceea ce a dus la scăderea valorii de la 75.65 la 48.86. Deoarece

pentru analiza factorială transformarea datelor nu este recomandată și, pentru a nu pierde din informație, s-a optat pentru continuarea analizei cu datele astfel obținute, având în vedere cele demonstrate de Hallow, citat de Gao *et al.* (2008), că parametrii estimați prin analiza factorială sunt nealterați la abateri moderate de la normalitate (ceea ce presupune coeficientul Mardia < 49.1).

3.2. VALIDITATEA

Pentru asigurarea corectitudinii inferențelor realizate pe baza noului instrument, au fost analizate structura factorială a chestionarului, validitatea sa de construct și validitatea de criteriu concurrentă, precum și capacitatea discriminativă a itemilor.

3.2.1. Structura factorială

Structura factorială a chestionarului a fost verificată prin analiză factorială exploratorie. Adecvarea eșantionului și utilitatea analizei factoriale pentru reducerea datelor au fost examinate prin testele Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) și Bartlett. Rezultatele testului KMO pentru adecvarea eșantionului au fost .94, indicând faptul că datele sunt potrivite pentru analiza factorială. De asemenea, semnificația testului Bartlett a fost de .001, sugerând utilitatea analizei factoriale pentru reducerea datelor.

Analiza factorială exploratorie a fost realizată utilizând metoda de extragere Principal Axis Factoring. S-a optat pentru această metodă deoarece, conform Sava (2004, p. 148), metoda nu este foarte pretențioasă la normalitatea distribuției datelor. De asemenea, s-a utilizat rotirea Oblimin, deoarece variabilele sunt corelate și aceasta este o rotire potrivită acestei situații (Sava, 2004, p. 158).

Soluția bazată pe criteriul Kaiser ($\text{eigenvalue} > 1$) a sugerat o structură de 5 factori care explică un procent de 70.88 din dispersie, însă la matricea factorială, majoritatea itemilor s-au încărcat doar în primul factor. Primul *eigenvalue* extras a fost de 16.52, iar următorul de 2.20; ceea ce poate fi interpretat ca fiind indiciul unui factor de ordin superior, puterea explicativă a primului factor fiind net superioară următorilor factori. Deoarece modelul indicat de autori este un model ierarhic și comunalitatea a variat între .509 și .928, indicând existența posibilă a unui factor latent care explică marea proporție a varianței comune (Costello și Osborn, 2005), analiza a continuat cu studierea modelului original propus de autori.

Soluția bazată pe 11 factori extrași, diferența dintre primul și al doilea *eigenvalue* au rămas la fel, însă varianța cumulată explicată a crescut la 84.03, iar matricea structurii factoriale (după rotire) a încărcat itemii conform modelului teoretic, fără a fi identificate corelații mari cu factori corespunzători celorlalte scale (coeficienți $> .30$). Pe baza celor propuse de Osborn *et al.* (2008), analiza a continuat cu calcularea corelațiilor factoriilor extrași. Având în vedere că majoritatea coeficienților obținuți au fost puternici ($> .50$, cu o medie de .64), s-a continuat analiza cu verificarea structurii ierarhice cu 11 factori primari și un factor secundar (FPP) prin analiză factorială confirmatorie. Analiza factorială confirmatorie a fost

realizată prin metoda verosimilității maxime (engl. *maximum likelihood*). Structura factorială obținută fiind prezentată în Figura nr.1.

Adecvarea modelelor s-a realizat prin studierea indicatorilor de potrivire. Aceștia au fost calculați atât pentru modelul cu 11 factori independenți (necorelați) corespunzător celor 11 scale ale chestionarului, pentru un model cu un singur factor primar (cuprinzând toți itemii care se încarcă într-un singur factor general), dar și pentru modelul factorial propus de autorii instrumentului.

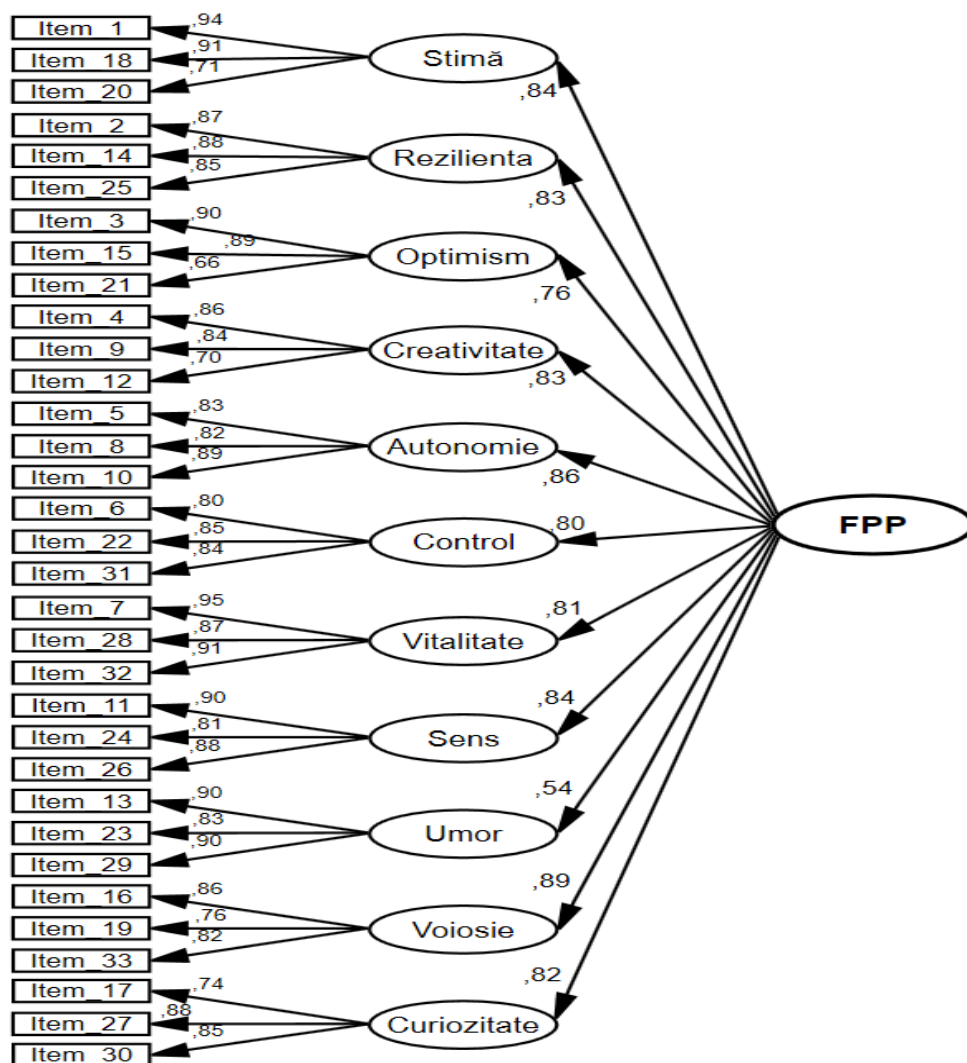


Figura nr. 1. Structura factorială al chestionarului de Funcționare psihologică pozitivă

Pentru ca un model să fie considerat satisfăcător, indicatorii statistici trebuie să fie între anumite praguri: $\chi^2/df < 3$; $.05 < RMSEA < .08$; $.90 \leq NFI \leq .97$; $.95 \leq CFI \leq .97$ (Schermelleh-Engel *et al.*, 2003).

Au fost verificați indicatorii absoluți, cât și cei de comparare care au fost raportați și de studiile realizate în celelalte țări în care instrumentul a fost supus verificării psihometrice și după cum apare în Tabelul nr. 3, aceștia indică adecvarea acceptabilă pentru modelul ierarhic testat.

Tabelul nr. 3

Indicatori absoluți și de comparare ai modelului (comparativ cu studii de validare din alte țări)

STUDIUL	INDICATORI	χ^2/df	RMSEA	NFI	CFI	PNFI
	MODEL					
Spania (original)	Model ierarhic	8.25	.04	.90	.91	.78
Mexic	Model ierarhic	2.59	.09	.88	.92	.59
Portugalia	Model ierarhic (cu erori corelate)	7.54	.07	.94	.95	-
România	Model 11 factori (necorelați)	5.38	.14	.61	.65	.57
	Model cu 1 factor (33 itemi)	5.42	.14	.60	.65	.57
	Model ierarhic 11 factori primari și un factor secundar	2.37	.07	.83	.89	.76

Deoarece modalitățile de îmbunătățire ale modelului sugerate statistic (Modification Index > 20) sau au vizat posibilitatea corelării erorilor de măsurare de la nivelul unor itemi aparținând unor constructe teoretice diferite, sau unele corelări care au dus la schimbări de câteva sutimi în valorile indicatorilor, s-a optat pentru o verificare alternativă a adecvării structurii factoriale și prin metoda celui mai mic pătrat ponderat (engl. *Unweighted Least Squares – ULS*).

Dacă metoda verosimilității maxime, utilizată în analiza inițială, poate produce rezultate distorsionate în eșantioane relativ mici, atunci când datele nu sunt multivariate normale (Fabrigar *et al.*, 1999), ULS nu se bazează pe ipoteze cu privire la distribuția variabilelor observate (Briggs și MacCallum, 2003). Însă metoda are dezavantajul că nu oferă toți indicatorii de potrivire care sunt de regulă verificați la analiza calității psihometrice ale unui chestionar. Cu toate acestea, acesta metodă a fost utilizată ca metodă de verificare alternativă.

Prin ULS s-au obținut următorii indicatori de potrivire: RMR (engl. *Root Mean Square Residual*) de .04; GFI (Goodness of Fit Index) de .98, AGFI (Adjusted Goodness of Fit) de .98 și NFI (Normed Fit Index) de .98. Indicatorii obținuți raportați la praguri ($RMR \leq .05$, $GFI \geq .95$, $AGFI \geq .90$ și $NFI \geq .95$) confirmă faptul că modelul ierarhic testat are un grad bun de potrivire.

3.2.2. Validitatea de construct

Validitatea de construct presupune ca scorurile obținute la scalele noului chestionar să coreleze cu scale deja consacrate care măsoară același construct. Validitatea este susținută de rezultatele obținute (a se vedea Tabelul nr. 4), majoritatea corelațiilor dintre scalele consacrate și scalele FPP fiind superioare valorii .50

Tabelul nr. 4

Corelații Pearson între scalele chestionarului FPP și instrumentele de validare

	Optimism (FPP)	Stimă de sine (FPP)	Autonomie (FPP)	Sensul vieții (FPP)	Control mediu (FPP)	Umor (FPP)	Creativitate (FPP)	Vitalitate (FPP)	Curiozitate (FPP)	Voioșie (FPP)	Reziliență (FPP)	FPP Scor Global
Optimism (Lot-R)	.68	.54	.49	.45	.43	.32	.37	.48	.37	.53	.47	.60
Stimă de sine (Rosenberg)	.58	.68	.57	.51	.56	.26	.45	.56	.43	.63	.55	.67
Autonomie (Ryff)	.50	.51	.66	.58	.54	.23	.51	.49	.45	.48	.60	.64
Sensul vieții (Ryff)	.52	.54	.55	.61	.50	.23	.46	.52	.46	.54	.58	.63
Măiestrie (Ryff)	.63	.67	.62	.54	.75	.31	.47	.62	.46	.66	.55	.73
Umor (VIA)	.44	.45	.32	.33	.40	.73	.48	.48	.42	.47	.36	.59
Creativitate (VIA)	.41	.46	.54	.63	.44	.41	.70	.56	.57	.50	.56	.67
Vitalitate (VIA)	.66	.65	.68	.61	.64	.40	.51	.70	.53	.68	.63	.76
Curiozitate (VIA)	.53	.53	.55	.56	.56	.37	.61	.59	.68	.63	.59	.72
Voioșie (NEO-PI-R)	.43	.52	.42	.39	.42	.62	.46	.53	.50	.57	.48	.63
Reziliență (RBS)	.58	.56	.50	.48	.60	.27	.38	.58	.36	.56	.52	.62

Notă: corelațiile sunt semnificative la probabilitatea de .01 (bidirecțional)

Cu excepția scalelor Voioșie, Reziliență, Autonomie și Sensul Vieții, corelațiile cele mai puternice, în medie de peste .70, au fost observate între scale validate și scalele corespondente din instrumentul supus analizei.

Coeficienții de corelație au fost verificați pentru toate situațiile în care au fost identificate valori mai mici ale asocierii dintre scorurile obținute pe scalele FPP și scorurile obținute prin măsurarea cu instrumentele validate corespunzătoare aceluiași construct, prin estimarea coeficientului Cohen q cu calculatorul online disponibil pe https://www.psychometrica.de/effect_size.html, care arată puterea efectului diferenței dintre corelații.

Itemii scalei FPP Voioșie și cei ai scalei de Reziliență corelează și cu scala de Vitalitate măsurată de VIA. Efectul acestor diferențe este mic, așa cum indică coeficientul Cohen q .16 pentru diferența dintre .63 și .52 la scalele de Reziliență și Cohen q de .18 diferența dintre .68 și .57 pentru cele care măsoară Voioșia.

În studiul original, corelațiile obținute între scala de Voioșie cu vitalitatea măsurată cu Scala de vitalitate subiectivă (engl. Subjective Vitality Scale SVS, elaborată de Ryan și Frederick) a fost de .60, în timp ce asocierea cu scala de Voioșie (engl. Savoring Beliefs Inventory, construit de Bryant) a fost de .52.

Corelarea itemilor scalei Voioșie cu scala de Vitalitate a fost explicată de autori prin prisma faptului că cele două constructe sunt foarte apropiate. Corelațiile multiple demonstrate de scala de Reziliență sunt oarecum surprinzătoare; mai ales că și în studiul original autorii au folosit același instrument pentru evaluarea validității (ceea ce nu este și cazul scalei de Voioșie). Corelația dintre scala reziliență FPP și reziliența măsurată cu versiunea în limba română a Scalei scurte de reziliență (RBS), în studiul de față, a fost de .52, ceea ce este superior valorii obținute de autorii studiului original (.35).

Asocierea scalei Autonomie (FPP) cu autonomia măsurată de scala corespondentă din chestionarul Stării de Bine Psihologice (Ryff) și cu vitalitatea măsurată de Chestionarul virtuților în acțiune (VIA) este neglijabilă, fiind fără efect (Cohen q de .03). Aceeași situație a fost identificată și în cazul diferenței de asociere statistică dintre scorurile obținute pe scala Sensul vieții (FPP), creativitatea și vitalitatea măsurate prin instrumente validate deja.

Asocierea statistică a scorurilor obținute la majoritatea scalelor FPP și la scale consacrate care măsoară aceleași constructe a fost admisă ca dovadă a validității de construct al instrumentului analizat.

3.2.3. Validitatea de criteriu concurentă și capacitatea discriminativă a itemilor

Pentru estimarea validității de criteriu, s-au calculat coeficienții de corelație dintre scorul total FPP și scorurile obținute la scala de autoeficacitate generală (GSES), respectiv scala satisfacției față de viață (SWLS). S-au obținut corelații pozitive puternice care sunt semnificative statistic, așa cum se observă și în Tabelul nr. 5, ceea ce este o dovadă a validității de criteriu concurentă a instrumentului analizat.

Tabelul nr. 5

Corelațiile dintre satisfacția în viață și autoeficacitate cu scorul FPP

	<i>Satisfacția față de viață</i>	<i>Autoeficacitate generală</i>
FUNCȚIONAREA PSIHOLOGICĂ POZITIVĂ	.69	.71

Notă: corelațiile sunt semnificative la probabilitatea de .01 (bidirecțional)

În continuare, calitatea instrumentului a fost verificată și cu ajutorul fidelității composite (engl. *composite reliability* – CR) și a varianței medii extrase (engl. *average variance extracted* – AVE), doi coeficienți alternativi propuși de Fornel și Larker (1981).

AVE pune în evidență varianța capturată de construct relaționat cu varianța datorată erorii de măsurare, iar CR este o estimare a fidelității mai puțin biasată decât Chonbach Alpha; fiind considerate corespunzătoare valorile care sunt cel puțin egale cu .50 pentru AVE și care sunt cel puțin egale cu .70 pentru CR.

Pentru chestionarul FPP, coeficienții CR și AVE satisfac criteriile, așa cum apare în Tabelul nr. 6.

Pentru estimarea capacității discriminative, corelațiile dintre scalele chestionarului au fost comparate cu rădăcina pătrată a valorii AVE obținută pentru scalele respective. Se consideră că scala discriminează bine constructul măsurat dacă rădăcina pătrată AVE este mai mare decât coeficienții de corelație.

După cum se observă în Tabelul nr. 6, valorile cele mai ridicate atât pe orizontală cât și pe verticală au fost cele reprezentate de rădăcina pătrată AVE, indicând o bună capacitate discriminativă a scalelor FPP și că fiecare scală corelează mai puternic cu scorul global decât cu celelalte scale.

Tabelul nr. 6

Corelații Pearson între scalele chestionarului ($p = .01$)
și rădăcinile pătrate ale AVE (caractere înclinate)

SCALELE FPP	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
<i>√AVE</i>											
1. Curiozitate	.83										
2. Voioșie	.73	.81									
3. Umor	.44	.48	.88								
4. Sensul vieții	.69	.75	.45	.86							
5. Vitalitate	.66	.72	.44	.68	.91						

Tabelul nr. 6 (continuare)

SCALELE FPP	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
$\sqrt{AVE}$											
6. Controlul mediului	.66	.71	.43	.67	.65	.83					
7. Autonomie	.71	.77	.47	.72	.70	.69	.85				
8. Creativitate	.68	.74	.45	.70	.67	.67	.72	.80			
9. Optimism	.62	.67	.41	.64	.61	.61	.65	.63	.83		
10. Reziliență	.68	.74	.45	.70	.67	.67	.72	.69	.63	.87	
11. Stimă de sine	.69	.75	.46	.71	.68	.68	.73	.70	.64	.70	.86
FPP	.78	.80	.79	.79	.79	.62	.84	.80	.81	.78	.79

Din același tabel se observă că toate corelațiile sunt de peste .30, indicând existența unui factor latent care explică varianța comună a scalelor (Hair *et al.*, 2006); rezultatul fiind în acord cu modelul propus de Merino și Privado și cu soluția factorială identificată anterior.

3.3. FIDELITATEA

Precizia cu care un test măsoară anumite caracteristici se estimează prin calcularea corelațiilor dintre scalele sale, respectiv corelația scalelor cu scorul global, prin calcularea coeficientului de consistență internă α propus de J.L. Cronbach sau prin estimarea fidelității compozite. Criteriile care susțin fidelitatea unui instrument presupun ca atât indicatorul de consistență internă (coeficientul α) cât și valoarea coeficientului de fidelitate compozit CR (un indicator alternativ) să fie superioare valorii prag .70.

După cum se poate observa în Tabelul nr. 7, atât indicatorul de consistență internă α Cronbach cât și valoarea CR sunt superioare valorii prag.

Tabelul nr. 7

Indicatori de fidelitate

CONSTRUCT	ITEMI	Saturație	Coeficient α	CR	AVE
Stimă de sine	Item 20	.70	.86	.89	.73
	Item 18	.91			
	Item 1	.94			
Reziliență	Item 25	.85	.90	.90	.75
	Item 14	.88			
	Item 2	.87			

Tabelul nr. 7 (continuare)

CONSTRUCT	ITEMI	Saturație	Coefficient α	CR	AVE
Optimism	Item 21	.66	.85	.86	.68
	Item 15	.89			
	Item 3	.90			
Creativitate	Item 12	.70	.84	.84	.65
	Item 9	.84			
	Item 4	.86			
Autonomie	Item 10	.89	.89	.88	.72
	Item 8	.82			
	Item 5	.83			
Controlul mediului	Item 31	.84	.86	.87	.69
	Item 22	.85			
	Item 6	.78			
Vitalitate	Item 32	.91	.93	.93	.83
	Item 28	.87			
	Item 7	.95			
Sensul vieții	Item 26	.88	.90	.90	.75
	Item 24	.81			
	Item 11	.90			
Umor	Item 29	.90	.90	.90	.77
	Item 23	.83			
	Item 13	.90			
Voioșie	Item 33	.82	.84	.85	.66
	Item 19	.76			
	Item 16	.86			
Curiozitate	Item 30	.85	.85	.87	.68
	Item 27	.88			
	Item 17	.74			

Coeficientul α Cronbach obținut pentru scale este între .83 și .93; în timp ce CR pentru scale este între .84 și .93, iar pentru întregul chestionar .96, comparabil cu coeficienții obținuți în alte studii de validare (Spania .91, Mexic .91, Portugalia .90), dovedind o bună consistență internă a chestionarului.

4. CONCLUZII

În acest articol au fost prezentate dovezi preliminare pentru validitatea și fidelitatea versiunii în limba română ale Chestionarului de funcționare psihologică pozitivă (Merino și Privado, 2015), reprezentând rezultatele unui prim efort de traducere și adaptare pe populația românească a acestui instrument scurt format din 33 de itemi, care se administrează și se scorează ușor și care oferă posibilitatea evaluării concomitente a unui număr mare de resurse psihologice, ceea ce implică atât o economie considerabilă de timp, cât și o modalitate facilă de identificare a configurației de resurse psihologice de care dispune persoana adultă.

Datele sugerează că modelul ierarhic cu 11 factori primari (reprezentând cele 11 resurse psihologice cheie: autonomie, reziliență, stima de sine, sens în viață, voioșie, optimism, curiozitate, creativitate, umor, stăpânirea mediului și vitalitate) și cu factor secundar (FPP) reprezintă o alternativă psihometrică bună.

Validitatea de criteriu, verificată prin calcularea coeficienților de corelație Pearson între scalele FPP și scale consacrate adaptate pe populația românească care măsoară același construct, a fost confirmată prin asocierea puternic pozitivă și statistic semnificativă pentru majoritatea scalelor noului instrument. De asemenea, corelațiile puternice și semnificative statistic între scorul total și autoeficacitatea generală percepută, respectiv satisfacția față de propria viață, confirmă și validitatea convergentă a chestionarului. Rezultate suplimentare care susțin cele afirmate anterior au fost obținute și prin analiza fidelității compozite și a varianței medii extrase, doi coeficienți alternativi propuși de Fornell și Larcker (1981) aducând astfel dovezi în plus fidelității instrumentului.

Având în vedere limitările prezentului demers, legate în principal de mărimea și eterogenitatea relativ redusă a eșantionului și lipsa datelor privind scorurile obținute pe un subeșantion clinic, dar și a faptului că aproape jumătate dintre participanți au fost tineri, se impune precauție în utilizarea instrumentului în practică. Sunt necesare mai multe studii, pe eșantioane mai mari și mai echilibrate, pentru confirmarea calităților instrumentului.

Ținând cont de rezultatele prezentate, se poate concluziona că versiunea românească a Chestionarului de funcționare psihologică pozitivă prezintă proprietăți psihometrice adecvate, putând fi folosit ca indicator a stării psihologice globale prin prisma celor 11 resurse psihologice cheie măsurate. FPP este un instrument scurt, care permite investigarea funcționării psihologice pozitive din perspectiva configurației resurselor psihologice, și-ar putea dovedi utilitatea în intervențiile de specialitate din mai multe domenii ale psihologiei (cum ar fi psihologia clinică, psihologia sănătății, psiho-oncologie, psihosomatică, consiliere psihologică și psihoterapie etc.). De asemenea, utilizarea chestionarului FPP ar permite onorarea invitației lansate de autorii Merino și Privado de a studia variațiile configurației resurselor psihologice cheie raportat la stadiul sau situația particulară individuală.

Primit în redacție la: 8.06.2021

BIBLIOGRAFIE

1. BĂBAN, A., *Stres și personalitate*, Cluj-Napoca, Editura Dacia, 1998.
2. BRIGGS, N.E., MacCALLUM, R.C., *Recovery of weak common factors by maximum likelihood and ordinary least squares estimation*, Multivariate Behavioral Research, **38**, 1, 2003, p. 25–56.
3. COSTA, P.T., Jr., McCRAE, R.R., *The Revised NEO Personality Inventory (NEO-PI-R)*, în BOYLE G. J., MATTHEWS G., SAKLFSKE D. H., (Ed.), *The SAGE handbook of personality theory and assessment, Personality measurement and testing*, Sage Publications, 2, 2008, p. 179–198.
4. COSTELLO, A., OSBORNE, J., *Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis*, Practical Assessment, Research and Evaluation, **10**, 2005, p. 1–9.
5. COZZARELLI, C., *Personality and self-efficacy as predictors of coping with abortion*, Journal of Personality and Social Psychology, **65**, 6, 1993, p. 1224–1236.
6. CULLATI, S., KLIEGEL, M., WIDMER, E., *Development of reserves over the life course and onset of vulnerability in later life*, Nature Human Behaviour, **2**, 2018, p. 551–558.
7. DIENER, E., EMMONS, R.E., LARSEN, R.J., GRIFFIN, S., *The Satisfaction With Life Scale*, Journal of Personality Assessment, **49**, 1, 1985, p. 71–75.
8. FABRIGAR, L.R., WEGENER, D.T., MacCALLUM, R., STRAHAN, E.J., *Evaluating the Use of Exploratory Factor Analysis in Psychological Research*, Psychological Methods, **4**, 3, 1999, p. 272–299.
9. FORNELL, C., LARCKER, D.F., *Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error*, Journal of Marketing Research, **18**, 1, 1981, p. 39–50.
10. FREDRICKSON, B.L., *The eudaimonics of positive emotions*, în VITTERSØ J., *International handbooks of quality-of-life. Handbook of eudaimonic well-being*, Springer International Publishing AG, 2016, p. 183–190.
11. GAO, S., MOKHTARIAN, P.L., JOHNSTON, R.A., *Non-normality of Data in Structural Equation Models*, UC Berkeley: University of California Transportation Center, Presentation at the Transportation Research Board's 87th Annual Meeting Washington, D.C., 2008, disponibil pe <https://escholarship.org/uc/item/11q0s48s>
12. GOLDBERG, L.R., JOHNSON, J.A., EBER, H.W., HOGAN, R., ASHTON, M.C., CLONINGER, C.R., GOUGH, H.C., *The International Personality Item Pool and the future of public-domain personality measures*, Journal of Research in Personality, **40**, 2006, p. 84–96.
13. HAIR, J.F., BLACK, W.C., BABIN, B., ANDRESON, R.E., *Multivariate Data Analysis* (6th Edition), New Jersey: Pearson, 2006.
14. HALBESLEBEN, J.R.B., NEVEU, J.P., PAUSTIAN-UNDERDAHL, S.C., WESTMAN, M., *Getting to the "COR": Understanding the Role of Resources in Conservation of Resources Theory*, Journal of Management, **40**, 5, p. 1334–1364.
15. HALLOW, L.L., *Behavior of some elliptical theory estimators with non-normality data in a covariance structures framework: A Monte Carlo study*, University of California (lucrare de doctorat), Los Angeles, 1985.
16. HOBFOLL, S.E., *Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress*, American Psychologist, **44**, 3, 1989, p. 513–524.
17. HOBFOLL, S.E., HALBESLEBEN, J., NEVEU, J.P., & WESTMAN, M., *Conservation of resources in the organizational context: The reality of resources and their consequences*, Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior, **5**, 2018, p. 103–128.
18. HOBFOLL, S.E., *Social and psychological resources and adaptation*, Review of General Psychology, **6**, 4, 2002, p. 307–324.
19. HUTA, V., RYAN, R., *Pursuing Pleasure or Virtue: The Differential and Overlapping Well-Being Benefits of Hedonic and Eudaimonic Motives*, Journal of Happiness Studies, **11**, 6, 2010, p. 735–762.

20. ILIESCU, D., POPA, M., DIMACHE, R., *Adaptarea românească a Setului Internațional de Itemi de Personalitate: IPIP-Ro*, Psihologia Resurselor Umane, **13**, 1, 2015, p. 83–112.
21. KALLAY, É., RUS, C., *Psychometric properties of the 44-item version of Ryff's Psychological Well-Being Scale*, European Journal of Psychological Assessment, **30**, 1, 2014, p. 15–21.
22. KASHDAN, T.B., GALLAGHER, M.W., SILVIA, P., BREEN, W.E., TERHAR, D., STEGER, M.F., *The Curiosity and Exploration Inventory-II: Development, factor structure, and initial psychometrics*, Journal of Research in Personality, **43**, 2009, p. 987–998.
23. LEINER, D. J., SoSci Survey (versunea 3.2.31, 2021) [Computer software]. Disponibil pe <https://www.sosicisurvey.de>.
24. LUSTREA, A., GHAZI, L.A., PREDESCU, M., *Adapting and validating Ryff's psychological well-being scale on Romanian student population*, Educatia 21 Journal, **1**, 16, 2018, p. 118–126.
25. MERINO, M.D., PRIVADO J., *Positive Psychological Functioning. Evidence for a new construct and its measurement*, Anales de Psicología, **31**, 1, 2015, p. 45–54.
26. MERINO, M.D., PRIVADO, J., GRACIA, Z., *Validación mexicana de la Escala de Funcionamiento Psicológico Positivo. Perspectivas en torno al estudio del bienestar y su medida*, Salud Mental, **38**, 2, 2015, p. 109–115.
27. OLIVEIRA, E.P., MERINO, M.D., PRIVADO, J., ALMEIDA, L.S., *Escala de Funcionamento Psicológico Positivo: Adaptação e estudos iniciais de validação em universitários Portugueses*, Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica, **48**, 3, 2018, p. 151–162.
28. OSBORNE, J., COSTELLO, A., KELLOW, J., *Best practices in exploratory factor analysis*, în OSBORNE, J. (Ed.), *Best practices in quantitative methods*, SAGE Publications, 2008, p. 86–99.
29. PETERSON, C., SELIGMAN, M.E.P., *Character strengths and virtues: A handbook and classification*, Washington, DC: American Psychological Association, 2004.
30. RINI, C.K., DUNKEL-SCHETTER, C., WADHWA, P.D., SANDMAN, C.A., *Psychological adaptation and birth outcomes: The role of personal resources, stress, and sociocultural context in pregnancy*, Health Psychology, **18**, 4, 1999, p. 333–345.
31. ROBU, V., PRUTEANU L.M., *Evaluarea rezilienței adolescenților: Proprietăți psihometrice ale unui instrument – Brief Resilience Scale*, Revista de Psihologie, **61**, 2, Editura Academiei Române 2015, p. 109–120.
32. ROBU, V., SANDOVICI, A., PRUTEANU, L.M., *Scala Rosenberg pentru evaluarea stimei de sine: Uni- sau multidimensionalitate? Rezultate ale unui studiu psihometric în populația de adolescenți*, Revista de Psihologie, **61**, 3, 2015, p. 203–210.
33. ROSENBERG, M., *Society and the adolescent self-image*, New Jersey Princeton University Press, 1965.
34. RUTTER, M., *Resilience in the face of adversity: Protective factors and resistance to psychiatric disorders*, British Journal of Psychiatry, **147**, 1985, p. 598–611.
35. RYAN, R.M., DECI, E.L., *On Happiness and Human Potentials: A Review of Research on Hedonic and Eudaimonic Well-Being*, Annual Review of Psychology, **52**, 2001, p. 141–166.
36. RYAN, R.M., FREDERICK, C., *On energy, personality, and health: Subjective vitality as a dynamic reflection of well-being*, Journal of Personality, **65**, 3, 1997, p. 529–565.
37. RYFF, C.D., *Happiness Is Everything, or Is It?*, Journal of Personality and Social Psychology, **57**, 6, 1989, p. 1069–1081.
38. SAVA, F., *Analiza datelor în cercetarea psihologică. Metode statistice complementare*, Edit. ASCR Cluj-Napoca, 2004.
39. SCHEIER, M., CARVER, C., *Dispositional optimism and well-being: The influence of generalized outcome expectancies on health*, Journal of Personality, **55**, 1987, p. 169–210.
40. SCHEIER, M.F., CARVER, C.S., BRIDGES, M.W., *Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A re-evaluation of the Life Orientation Test*, Journal of Personality and Social Psychology, **67**, 1994, p. 1063–1078.
41. SCHERMELLEH-ENGEL, K., MOOSBRUGGER, H., MULLER, H., *Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures*, Methods of Psychological Research, **8**, 2, 2003, p. 23–74.

42. SCHWARZER, R., JERUSALEM, M., *Self-efficacy measurement and generalized self-efficacy scale*, în WEINMAN, J., WRIGHT, S., JOHNSTON M. (Ed.), *Measures in health psychology: A users' portfolio. Causal control beliefs*, Windsor: NFER-NELSON, 1995, p. 33–39.
43. SMITH, B.W., DALEN, J., WIGGINS, K., TOOLEY, E., CHRISTOPHER, P., BERNARD, J., *The Brief Resilience Scale: Assessing the ability to bounce back*, International Journal of Behavioral Medicine, **15**, 3, 2008, p. 194–200.
44. STEVENS, M.J., CONSTANTINESCU, P.M., LAMBRU I., BUTUCESCU, A., SANDU, C.G., USCATESCU, L., *Romanian adaptation of the satisfaction with life scale*, Journal of Psychological and Educational Research, **20**, 1, 2012, p. 17–33.
45. YOUNG, J. G., *What is Creativity?*, The Journal of Creative Behavior, **19**, 2, 1985, p. 77–87.

REZUMAT

Prezentul studiu analizează calitățile psihometrice ale variantei românești ale Chestionarului Funcționării Psihologice Pozitive (Merino, Privado, 2015) și a fost realizat pe un eșantion de 220 de subiecți din populația generală. Funcționarea psihologică pozitivă poate fi conceptualizată ca un factor secundar care cuprinde 11 dimensiuni (autonomie, reziliență, stimă de sine, scop în viață, voioșie, optimism, curiozitate, creativitate, umor, stăpânire a mediului și vitalitate). Rezultatele obținute ca urmare a prezentului demers arată că modelul factorial ierarhic prezintă o relativă bună potrivire $\chi^2(484) = 1150.28$, $p < .001$, $\chi^2/df = 2.37$, RMSEA = .079, RMR = .047, CFI = .89, cu valori ale coeficientului de fidelitate α pentru cele 11 subscale și întregul chestionar de .83-.96, și reconfirmă concluziile studiilor de validare realizate în contextele culturale spaniol, mexican și portughez, atât privind structura factorială, cât și proprietățile psihometrice ale instrumentului. Chestionarul de evaluare a Funcționării Psihologice Pozitive este un instrument nou, care oferă o imagine a configurației de resurse psihologice de care dispune persoana adultă și care permite, într-un timp scurt, atât o evaluare generală, cât și una specifică a funcționării psihologice sănătoase.