

ANXIETATEA FAȚĂ DE TESTARE: DIFERENȚE DE GEN GENDER DIFFERENCES IN TEST ANXIETY

VIOREL ROBU

Universitatea "Petre Andrei"
Iași, România
robuvioarel_upa@yahoo.com

ABSTRACT: Over fifty years, test anxiety has induced a rich literature that shows the causes, cognitive, emotional and behavioral manifestations and the consequences of this specific-situation personality trait which is frequently encountered among elementary and high school students, as well in undergraduate population. **Objective:** The objective of the present study was to explore the difference between test anxiety levels among high school girls and boys. **Participants:** The subjects were 798 high school students (391 girls and 407 boys) attending 9-12 grade courses. **Method:** The Romanian version of Test Anxiety Inventory (TAI - Spielberger, 1980) was used as a measure of students' anxiety proneness to regular tests and semestral evaluations. **Results:** There were statistically significant differences between Worry, Emotionality and test anxiety total scores of the girls and those of the boys, both for total sample, and subsamples by grade. In total sample, the effect size (d-Cohen coefficient) was medium for Emotionality, and test anxiety total score, respectively small for Worry score. Using a 2×4 MANOVA procedure, no statistically significant interaction between sex and grade was found. **Conclusion:** The results were consistent with the previous researches that show women tend to report higher levels of test anxiety than men. Gender differences can be explained by differential exposure and learning experiences, as well as possibility that women are more willing to recognize that they are anxious.

Keywords: test anxiety, TAI, gender differences, effect size

Introducere

Anxietatea față de testare este un construct al cărui conținut se referă la prezența la unele persoane, care urmează să susțină un examen sau se confruntă cu situația de examinare, a unui cortegiu de răspunsuri fiziologice, cognitive, emoționale și comportamentale, care acompaniază teama persoanelor respective cu privire la posibilele consecințe negative ale unui eșec (Sieber, O'Neil & Tobias, 1977; apud Zeidner, 1998, p. 17). Anxietatea față de testare a suscitat o bogată literatură, din care reies cauzele, manifestărilor cognitive, emoționale și comportamentale caracteristice, precum și efectele acestei trăsături care se manifestă în cadrul situațiilor evaluative și care este întâlnită adesea în rândul elevilor și al studenților.

Elevii sau studenții care prezintă un nivel ridicat al anxietății față de testare sunt persoane foarte sensibile și puțin rezistente în fața stimulilor anxiogeni reprezentați de situațiile de evaluare, pe care tind să-i vadă ca fiind amenințatori (Zeidner, 1998, p. 18). Astfel de elevi sau studenți tind să reacționeze prin percepții legate de amenințarea reprezentată de situația evaluativă, prin scăderea încrederii în propria eficiență, prin cogniții negative de tipul celor auto-depreciative, prin cogniții anticipatorii legate de eșec, precum și prin reacții emoționale intense și creșterea vigilenței la primul indiciu

care ar putea anunța un posibil eșec.

Anxietatea față de testare este un construct cărui i s-au oferit o multitudine de semnificații, în funcție de orientările teoretice și metodologice ale autorilor care s-au ocupat de acest domeniu de cercetare (Zeidner, 1998, p. 18-19). Astfel, în primii ani în care anxietatea față de testare a început să stea în atenția cercetătorilor, constructul a fost definit în termeni motivaționali (de exemplu, nevoia de evitare a eșecului). Cercetătorii au mai conceptualizat constructul în discuție ca o dispoziție relativ stabilă a personalității care tinde să se manifeste în situațiile evaluative. Pe această concepție s-a bazat construcția Inventarului pentru Evaluarea Anxietății față de Testare (*Test Anxiety Inventory*/TAI – Spielberger, 1980). Apariția și proliferarea cognitivismului în anii 1970-1980 a schimbat concepțiile despre anxietatea față de testare, care a început să fie văzută ca un fenomen de natură cognitiv-atențională.

Mai recent, Zeidner (1998, pp. 19-25) a propus un model tranzacțional al anxietății față de testare care integrează o serie de elemente cheie pentru înțelegerea și evaluarea acestui construct: caracteristicile situațiilor evaluative (natura și dificultatea sarcinilor, constrângerile legate de timp, caracteristicile mediului fizic, caracteristicile examinatorilor, etc.), o serie de variabile personale ale subiectului (trebuința acută de realizare, auto-

eficacitatea, abilitățile școlare, capacitatea de procesare a informațiilor, deprinderile și abilitățile legate de studiu, etc.), percepțiile pe care subiectul le are cu privire la situațiile de testare (evaluări și reevaluări ale situațiilor de testare ca fiind amenințătoare sau ca reprezentând o provocare), anxietatea pe care subiectul o resimte efectiv într-o situație de testare (preocupările cognitive, reacțiile emoționale, activarea fiziologică a sistemului nervos autonom), răspunsurile subiectului cu valoare adaptativă (mecanisme de reducere a anxietății resimțită în plan subiectiv, precum și strategii active sau pasive de adaptare la sarcina pe care o implică situația de testare), precum și o serie de rezultate cu valoare adaptativă (centrarea cognițiilor subiectului pe sarcina pe care o are de rezolvat, controlul în plan emoțional și fiziologic, sentimentul de eficacitate ersonală, etc.).

Majoritatea cercetătorilor sunt de acord cu faptul că anxietatea față de testare este un construct multidimensional, al cărui conținut nu poate fi redus doar la reactivitatea emoțională sau fiziologică, pe care au insistat unii autori în primii ani ai cercetării în acest domeniu. Liebert și Morris (1967) au fost primii autori care au identificat și au descris două dimensiuni ale reacțiilor specifice anxietății față de testare, pe care le-au denumit Îngrijorare și Emotivitate (apud Zeidner, 1998, p. 10). Cercetătorii care au studiat anxietatea față de testare au definit în mod diferit cele două fațete descrise de Liebert și Morris, conferindu-le sensuri mai mult sau mai puțin apropiate.

Liebert și Morris (1967) au definit componenta Îngrijorare ca un ansamblu de preocupări cognitive legate de consecințele unui posibil eșec, iar componenta Emotivitate ca un ansamblu de reacții fiziologice (senzații de greață, accelerarea bătăilor inimii, creșterea temperaturii corpului, etc.), având la bază activarea sistemului nervos autonom (apud Spielberger, 1980, p. 5). Cognițiile negative cu privire la eșec se bazează și pe performanțele pe care individul le-a obținut în trecut. Indivizii anxioși față de testare nu au încredere în propriile lor competențe, se gândesc că ceilalți sunt mult mai bine pregătiți decât ei și devin, astfel, mai vulnerabili în fața eșecului. Aceste aspecte ale anxietății față de testare interferează cu activitatea cognitivă din timpul testării, afectând negativ procesele de reamintire și de organizare a informațiilor, precum și eforturile de concentrare a atenției.

Mai mulți cercetători americani au fost interesați de prevalența anxietății față de testare în populația de elevi și studenți, în funcție de o serie de variabile socio-demografice, precum: vârsta, sexul, etnia sau rasa. Sexul (engl. *gender*) este considerat una dintre variabilele care au un impact important asupra dezvoltării și manifestării anxietății față de testare. Numeroase cercetări au arătat că subiecții de sex feminin tind să obțină scoruri mai ridicate decât subiecții de sex masculin la inventarele sau la scalele care măsoară anxietatea față de testare (Spielberger, 1980, pp. 8-9; Zeidner, 1998, pp. 262-267). Meta-analiza întreprinsă de Hembree (1988) a evidențiat faptul că diferențele în funcție de variabila <<sex>>, în ceea ce privește nivelul anxietății față de testare, încep să apară în populația de elevi corespunzătoare mijlocului anilor de școală elementară,

accentuându-se în populațiile de elevi de liceu, respectiv de studenți de colegiu (apud Zeidner, 1998, p. 262). Același autor a arătat că mărirea diferenței între scorurile obținute de fete și cele obținute de băieți la componenta Emotivitate este considerabil mai mare decât cea a diferenței între scorurile la componenta Îngrijorare, acest pattern indicând faptul că diferențele în funcție de gen privesc în special dimensiunea afectivă a anxietății față de testare.

Pattern-ul la care tocmai am făcut referire a fost reflectat și de datele obținute de Zeidner și Nevo (1992), care au administrat Test Anxiety Inventory (TAI) unui număr de 243 de subiecți de sex masculin, respectiv 283 de subiecți de sex feminin, toți candidați la examenul de admitere într-un colegiu israelian. Media pe care au obținut-o candidații de sex feminin a fost cu aproximativ o treime de abatere standard mai mare decât media obținută de candidații de sex masculin (apud Zeidner, 1998, p. 262). Tabelul 1 prezintă sintetic datele obținute de Zeidner și Nevo (1992).

Tabelul 1. Datele raportate de Zeidner și Nevo (1992) ^a

Scale	Masculin (N = 245)		Feminin (N = 283)		t ^b	d (Cohen)
	m	s	m	s		
TAI	38.7	10.2	41.8	9.9	-2.87 **	0.31
Emotivitate	17.3	4.9	19.5	5.1	-5.11 ***	0.43
Îngrijorare	13.6	4.0	13.7	4.0	-0.29	0.02

^a Reproduse după Zeidner (1998, p. 263)

^b Valorile testului *t*-Student au fost calculate și adăugate de către autorul prezentului studiu; ** p < 0.01; *** p < 0.001

Din calculele suplimentare pe care le-am întreprins, am constatat că, în cazul componentei Îngrijorare, diferența dintre subiecții de sex masculin și cei de sex feminin, pe care au obținut-o Zeidner și Nevo (1992), a fost nesemnificativă. În schimb, la componenta Emotivitate, subiecții de sex feminin au înregistrat o medie semnificativ mai mare decât cea obținută de subiecții de sex masculin. Pentru această componentă, mărirea efectului ¹ a avut o valoare moderată, în timp ce pentru componenta Îngrijorare, valoarea a fost neglijabilă. Pentru diferența între scorurile totale la inventarul TAI, obținute de subiecții de sex masculin și cele pe care le-au obținut subiecții de sex feminin, mărirea efectului a fost scăzută spre moderată.

Când scorurile totale la anxietatea față de testare, pe care le-au obținut subiecții din studiul întreprins de Zeidner și Nevo (1992), au fost cvartilate, s-a constatat că, în cadrul grupului de subiecți cu un nivel ridicat al anxietății față de testare (cel de-al patrulea interval cvartilic), predominau subiecții de sex feminin (66 %), în timp ce, în cadrul grupului de subiecți cu un nivel scăzut al anxietății față de testare (primul interval cvartilic), predominau subiecții de sex masculin (67 %) (cf. Zeidner, 1998, p. 263). Acest rezultat este echivalent cu a spune că anxietatea față de testare a prevalat în rândul subiecților de sex feminin.

Hill și Sarason (1966) au găsit, atât pentru elevi din școlile elementare și din licee, cât și pentru studenți de colegiu, diferențe semnificative între scorurile fetelor și cele ale băieților la anxietatea față de testare (apud Hall, 2005, p. 35). Pentru fiecare treaptă școlară, fetele au obținut scoruri mai ridicate decât băieții.

Spielberger (1980, pp. 8-9) a comparat scorurile obținute la inventarul TAI de 527 de băieți de liceu cu scorurile a 591 fete de liceu. Pentru scorurile totale la inventar, media fetelor a fost semnificativ mai mare ca valoare decât media băieților (45.72 față de 40.87; $t = 6.08$, $p < 0.001$; $d\text{-Cohen} = 0.36$). Fetele din eșantionul de elevi americani, pe care a fost etalonat inventarul TAI, au obținut medii mai mari decât băieții la ambele scale ale inventarului: Emotivitate (18.91 față de 16.61; $t = 6.80$, $p < 0.001$; $d\text{-Cohen} = 0.40$) și Îngrijorare (17.06 față de 15.60; $t = 4.41$, $p < 0.01$; $d\text{-Cohen} = 0.26$). Spielberger (1980) raportează diferențe, între subiecții de sex feminin și cei de sex masculin, pentru celelalte trei eșantioane, pentru care au fost realizate etaloane (studenți în primul an de colegiu, studenți în ultimul an de colegiu, respectiv studenți la colegii de stat).

O serie de meta-analize întreprinse între anii 1990 și 2000 au evidențiat, pornind de la datele obținute de cercetători din diverse țări, un nivel mai ridicat al anxietății față de testare în rândul subiecților de sex feminin, comparativ cu cei de sex masculin (Zeidner, 1998, p. 263). Astfel, Seipp și Schwarzer (1996) au meta-analizat datele obținute în studii independente efectuate în 14 țări diferite (SUA, Olanda, Germania, Italia, Ungaria, Cehoslovacia, Turcia, Iordania, Egipt, India, China, Coreea, Japonia și Puerto Rico), în care anxietatea față de testare a fost măsurată cu versiuni traduse și adaptate ale inventarului TAI. Cu excepția studiilor întreprinse în Turcia și China, în toate celelalte studii, subiecții de sex feminin au obținut, în medie, scoruri totale la anxietatea față de testare semnificativ mai ridicate decât subiecții de sex masculin (cf. Zeidner, 1998, p. 267). În plus, în majoritatea dintre studiile analizate, diferențele în funcție de variabila <<sex>> au fost mai mari ca valoare pentru scala Emotivitate decât pentru scala Îngrijorare, acest rezultat semnificând faptul că diferențele între subiecții de sex feminin și cei de sex masculin, în ceea ce privește nivelul anxietății față de testare, sunt date mai ales de diferențele între scorurile la componenta Emotivitate.

La rândul lui, Zeidner (1998) a sintetizat și a meta-analizat datele obținute în 13 studii independente efectuate în 12 țări diferite (Cehoslovacia, China, Coreea, Germania, India, Iordania, Iran, Italia, Olanda, SUA, Turcia, Ungaria). Eșantioanele au fost reprezentate de elevi de școală elementară (două studii), juniori de liceu (cinci studii), elevi de liceu (cinci studii), respectiv candidați la pre-colegiu (un studiu). Mărimile acestora au variat între 80 (studiile întreprinse în India de Sharma, Pamian și Spielberger – 1983, respectiv în Iran de aceeași autori) și 1853 de subiecți (studiul întreprins în Iordania de Ahlawat - 1989). Pentru măsurarea anxietății față de testare, a fost utilizat inventarul TAI. Datele raportate de Zeidner (1998) sunt prezentate în Tabelul 2 (vezi următoarea pagină). Cu excepția studiilor întreprinse în China și Coreea, toate celelalte studii au

raportat medii ale scorurilor totale la inventarul TAI semnificativ mai mari în cazul fetelor, comparativ cu cel al băieților. Cea mai mare diferență ($t = - 7.60$; $p < 0.001$; $d\text{-Cohen} = 1.68$) a fost raportată de Sharma, Pamian și Spielberger (1983), pe un eșantion de 80 de juniori de clasa a IX-a din India, dintre care 40 de fete și 40 de băieți. În cazul studiilor întreprinse pe eșantioanele de elevi de liceu din Cehoslovacia, Iran, Italia, Olanda și Turcia, mărimea efectului variabilei <<sex>> a fost moderată. În cazul studiului întreprins de Rocklin și Ren-Min (1989), pe un eșantion de 205 candidați la examenul de pre-colegiu (100 de băieți și 105 fete), diferența între mediile scorurilor totale la inventarul TAI, obținute de băieți, respectiv de fete a fost nesemnificativă statistic, reflectându-se și în valoarea neglijabilă a mărimii efectului.

Valoarea medie a mărimii efectului variabilei <<sex>>, calculată de Zeidner (1998, p. 263) pentru cele 13 studii pe care le-a sintetizat, a fost 0.29 (C.I. = 0.25-0.34, la pragul de încredere de 95 %).

În încercarea de a explica diferențele observate între scorurile obținute de subiecții de sex feminin și cele obținute de subiecții de sex masculin, în ceea ce privește anxietatea față de testare, Zeidner (1998, p. 261) arăta că subiecții de sex feminin tind să fie mult mai sensibili la stimulii evaluativi, mai ales la cei care anunță o evaluare negativă. Autorul citat reia concluziile formulate de Lewis și Colledge (1987), potrivit cărora femeile manifestă tendința de a se simți mult mai neconfortabil și de a fi mult mai orientate către sine în situații de testare, comparativ cu bărbații. De asemenea, femeile tind într-o măsură mai mare decât bărbații să-și devalorizeze propria performanță cognitivă (Gjesme, 1982; Wine, 1980) și să aibă o auto-eficiență percepută semnificativ mai scăzută (Arch, 1987; Benson și Bandalos, 1989; apud Zeidner, 1998, p. 261). Pe de altă parte, o serie de studii (Hembree, 1988; Hunsley, 1985; Pintrich, Roeser și De Groot, 1994; Schwarzer și Jerusalem, 1992) au arătat că nivelul auto-eficienței percepută de subiecți corelează negativ cu nivelul anxietății față de testare (cf. Zeidner 1998, pp. 261, 287-288). Cercetările s-au bazat pe teoria socio-cognitivă a autoeficienței, propusă de A. Bandura (1988), potrivit căreia există o relație interactivă, însă asimetrică între auto-eficiența percepută subiectiv și predispoziția spre anxietate a unui individ (Zeidner, 1998, p. 287). Această relație este moderată de eficacitatea strategiilor de adaptare la stres. Un nivel scăzut al auto-eficienței percepute vulnerabilizează individul, predispunându-l la anxietate, fapt care, la rândul lui, accentuează neîncrederea individului în propria eficiență.

Pe de altă parte, Sowa și LaFleur (1986) au arătat că femeile tind să obțină scoruri mai ridicate decât cele ale bărbaților, la o serie de scale care vizează anxietatea socială și conștiința de sine publică și care sunt administrate în timpul unor situații de testare (apud Zeidner, 1998, p. 261). Nivelul mai ridicat al conștiinței de sine publice, în cazul femeilor, le determină să devină mult mai preocupate în legătură cu propriile lor puncte slabe și, în consecință, să se simtă mult mai neconfortabil

Tabelul 2. Diferențe în funcție de variabila <<sex>>, în ceea ce privește nivelul anxietății față de testare (scoruri totale la Test Anxiety Inventory) ^a

Națiune	Eșantion	Studiu	Masculin			Feminin			t ^b	d (Cohen)
			N	m	s	N	m	s		
Cehoslovacia	elevi școală elementară	Man, Budejovice și Hosek (1989)	73	37.6	8.9	81	41.9	9.8	- 2.85 **	0.46
China	candidați pre-colegiu	Rocklin și Ren-Min (1989)	100	37.9	8.8	105	38.6	8.1	- 0.59	0.08
Coreea	elevi liceu – juniori (cls. a IX-a)	C. Schwarzer și Kim (1984)	367	49.2	13.3	389	51.1	13.7	- 1.93	0.14
Germania	elevi liceu – juniori (cls. a IX-a)	C. Schwarzer și Kim (1984)	426	37.0	9.3	473	40.6	11.3	- 5.23 **	0.35
India	elevi liceu	Sud & Sharma (1990)	359	39.7	10.4	465	42.1	10.8	- 3.23 **	0.22
India	elevi liceu – juniori (cls. a IX-a)	Sharma, Pamian și Spielberg (1983)	40	36.9	6.7	40	50.1	8.7	- 7.60 ***	1.68
Iordania	elevi liceu	Ahlawat (1989)	1014	48.5	11.1	839	50.4	11.2	- 3.65 **	0.17
Iran	elevi liceu – juniori (cls. a IX-a)	Sharma, Pamian și Spielberg (1983)	40	46.2	10.7	40	51.8	8.2	- 2.63 **	0.58
Italia	elevi liceu	Comunian (1985)	500	38.1	9.6	500	42.4	10.9	- 6.62 ***	0.42
Olanda	elevi liceu – juniori (cls. a IX-a)	Van der Ploeg (1982)	57	32.7	10.5	97	37.4	11.2	- 2.62 **	0.43
SUA	elevi liceu	Spielberger (1980)	527	40.9	12.8	591	45.7	13.6	- 6.08 ***	0.36
Turcia	elevi liceu	Öner și Kaymak (1987)	197	39.2	9.8	134	44.6	10.2	- 4.80 **	0.54
Ungaria	elevi școală elementară	Sipos, Sipos și Spielberg (1985)	332	38.8	8.4	368	41.2	8.9	- 3.67 **	0.28

^a Reproduse după Zeidner (1998, p. 264)

^b Valorile testului *t*-Student au fost calculate și adăugate de către autorul prezentului studiu

și mai anxioase în situațiile evaluative.

Lewis și College (1987) au arătat că femeile și bărbații interpretează într-un mod diferit situațiile evaluative și, în consecință, tind să răspundă într-un mod diferit în fața acestora (apud Zeidner, 1998, p. 262). Conform celor doi autori citați de Zeidner, bărbații tind în mai mare măsură decât femeile să perceapă o situație de testare mai degrabă ca o provocare personală decât ca o amenințare, motiv pentru care reacțiile anxioase care apar în timpul unei situații de testare sunt interpretate de aceștia într-o manieră pozitivă. În consecință, atunci când se află într-o situație de testare, bărbații tind să răspundă prin reacțiile adaptative specifice indivizilor cu un nivel scăzut al anxietății față de testare (de exemplu, vigilență și entuziasm), obținând astfel performanțe mai bune. La polul opus, femeile tind să perceapă o situație de testare ca fiind amenințătoare, manifestând o serie de reacții caracteristice indivizilor cu un nivel ridicat al anxietății față de testare (de exemplu, îngrijorare, furie, teamă, scăderea stimei de sine). Cu alte cuvinte, în timp ce pentru bărbați, situațiile evaluative pot servi drept stimul pentru creșterea stimei de sine, a încrederii în propria eficiență și a performanței (anxietate facilitantă), pentru femei, situațiile evaluative conduc mai degrabă la creșterea excitabilității nervoase, a stării de disconfort, însoțite de alterarea performanțelor (anxietate debilitantă).

O altă explicație pentru diferențele observate între subiecții de sex feminin și cei de sex masculin, în ceea ce privește scorurile la scalele sau la inventarele care măsoară anxietatea față de testare a fost legată de pattern-urile diferite de creștere și de socializare a fetelor și băieților. Deaux (1977) a arătat că fetele și femeile sunt educate să-și recunoască și să-și exprime anxietatea – percepută social ca fiind o trăsătură specific feminină (apud Zeidner, 1998, p. 267). În acest sens, și reacțiile din partea societății față de anxietatea exprimată de femei tind să fie de natură mai mult suportivă și reconfortantă, acest lucru impulsându-le să recunoască mai degrabă decât să ascundă anxietatea față de testare pe care o resimt. Dimpotrivă, anxietatea este privită în societatea modernă ca fiind incongruentă cu masculinitatea, bărbații fiind impulsionați să-și reprime și să nege anxietatea pe care o resimt. În acest sens, Hill și Sarason (1966) au arătat că băieții aflați în clasele de mijloc ale școlii elementare tind să obțină scoruri mai ridicate la scalele care măsoară defensivitatea, comparativ cu băieții din clasele mai mici, aspect care poate fi legat de faptul că băieții tind să-și ascundă adevăratele sentimente (apud Zeidner, 1998, p. 268). În cazul fetelor aflate la vârsta școlii elementare, nu a fost observată această relație între scorurile la scalele care măsoară defensivitatea și vârstă.

În plus, potrivit lui Deaux (1977) bărbații sunt educați să vadă situațiile evaluative ca reprezentând provocări cărora trebuie să le facă față, în timp ce femeile tind să vadă situațiile evaluative ca fiind amenințări, în fața cărora pot face față apelând la strategii bazate pe concentrarea pe propriile emoții sau pe comportamente de evitare (apud Zeidner, 1998, p. 267).

Așadar, datele constatate în ceea ce privește nivelul anxietății față de testare nu reflectă o diferență reală între

femei și bărbați, ci mai degrabă sunt expresia diferențelor legate de auto-prezentare și de disponibilitatea subiecților de sex feminin și a celor de sex masculin de a admite în mod deschis faptul că suferă de anxietate (Hill și Sarason, 1966; apud Zeidner, 1998, p. 267). Deși subiecții de ambele sexe pot exprima anxietatea față de testare în aceeași măsură, nivelul mai ridicat al anxietății față de testare în rândul fetelor (femeilor) se datorează unui nivel mai ridicat al defensivității în rândul băieților (bărbaților), care sunt mai puțin dispuși să admită propria lor anxietate. Aceasta, întrucât anxietatea este considerată ca nefiind un atribut masculin și este dezaprobată social, începând chiar în rândul băieților de școală elementară (Sarason et al., 1960; apud Zeidner, 1998, p. 267).

În fine, s-a mai sugerat că diferențele înregistrate între scorurile subiecților de sex feminin și cele ale subiecților de sex masculin la anxietatea față de testare s-ar datora deosebirilor în ceea ce privește structura factorială a instrumentelor utilizate pentru măsurarea anxietății față de testare (cu alte cuvinte, diferențelor în ceea ce privește structura latentă a conceptului de anxietate față de testare) (Zeidner, 1998, p. 268). Rezultatele studiilor întreprinse, axate pe examinarea structurii factoriale a unor instrumente cunoscute și pe identificarea potențialelor diferențe în funcție de variabila <<sex>>, nu au confirmat presupunerea de mai sus. Astfel, Benson și Tippets (1990) au raportat invarianța (stabilitatea) de la un sex la altul, în ceea ce privește numărul de factori, saturațiile în aceștia și varianțele reziduale ale itemilor inventarului TAI. Doar corelațiile între cei doi factori latenți mășurați de inventarul TAI au fost diferite, în sensul în care, pentru subiecții de sex feminin, corelația între Îngrijorare și Emotivitate a fost mai ridicată ca valoare decât cea înregistrată pentru subiecții de sex masculin (cf. Zeidner, 1998, p. 268).

Un alt studiu, efectuat de Everson, Millsap și Rodriguez (1991, pp. 243-251), a urmărit investigarea diferențelor între subiecții de cele două sexe, în ceea ce privește dimensiunile anxietății față de testare. Autorii au administrat inventarul TAI unui număr de 501 studenți americani de colegiu (219 de sex masculin și 282 de sex feminin). Subiecții de sex feminin au înregistrat scoruri semnificativ mai ridicate decât cele ale subiecților de sex masculin la ambele scale ale inventarului TAI ($t = 2.00$, $p < 0.05$ – pentru scala Îngrijorare, respectiv $t = 2.62$, $p < 0.05$ – pentru scala Emotivitate). Analiza factorială confirmatorie pe care au întreprins-o utilizând programul LISREL a evidențiat stabilitatea structurii factoriale tradiționale a inventarului TAI în raport cu variabila <<sex>>. Atât în cazul subiecților de sex masculin, cât și în cel al subiecților de sex feminin, au fost izolați cei doi factori identificați de Spielberger (1980) – Emotivitatea, respectiv Îngrijorarea. Totuși, rezultatele au indicat anumite diferențe între subeșantioanele de subiecți de sex masculin, respectiv cei de sex feminin, iar aceste diferențe au vizat varianțele unice ale factorilor, respectiv mediile și covarianțele factorilor latenți care au fost extrași. Diferențele în ceea ce privește varianțele unice au fost interpretate ca expresia faptului că itemii inventarului TAI nu au aceeași fidelitate pentru subiecți de sex feminin, respectiv cei de sex masculin (Everson,

Millsap și Rodriguez, 1991, p. 245). Diferențele în ceea ce privește covarianțele factorilor latenți sunt echivalente cu faptul că cele două componente ale anxietății față de testare – Emotivitatea și Îngrijorarea – corelează diferit pentru subiecții de sex feminin, respectiv cei de sex masculin.

Rhine și Spaner (1983) au administrat Test Anxiety Scale for Children/TASC (propusă de Sarason et al., 1960) unui număr de 553 de copii în clasele a II-a și a III-a (apud Zeidner, 1998, p. 268). Structura factorială a scalei (patru factori – Anxietatea față de Testare, Preocupări fără legătură cu Școala, Auto-evaluare deficitară, respectiv Simptome Somatice) a fost similară pentru fete și băieți. Cei patru factori au acoperit 37.38 % - în cazul băieților, respectiv 37.34 % - în cazul fetelor din varianța scorurilor itemilor.

În concluzie, cercetările au sugerat că structura dimensională a anxietății față de testare este similară pentru subiecții de sex feminin, respectiv cei de sex masculin. De aceea, diferențele de gen observate nu reflectă constructe diferite, ci mai degrabă nivele diferite ale intensității răspunsurilor pe care subiecții le dau la itemii prin care este operaționalizată anxietatea față de testare.

Scopul prezentului studiu

Prin studiul ale cărui rezultate vor fi prezentate în cele ce urmează, am urmărit explorarea diferențelor între fetele și băieții elevi de liceu, în ceea ce privește nivelul anxietății față de testare, precum și a fiecăreia dintre componentele acesteia, măsurate cu inventarul TAI (Spielberger, 1980).

Nivelul anxietății față de testare a fost abordat în două moduri: 1) prin calculul mediilor scorurilor totale, pe care le-au obținut fetele și băieții la inventarul TAI; 2) prin împărțirea scorurilor elevilor în trei grupe de valori, utilizând criteriul $m \pm s$ (m = media, s = abaterea standard), astfel stabilindu-se nivelele scăzut, moderat, respectiv ridicat ale anxietății față de testare.

Participanți și procedură

Datele pe care le-am prelucrat în cadrul celui de-al doilea studiu au provenit din la un număr de 871 elevi de liceu. Elevii au provenit din două licee ieșene (Colegiul Tehnic de Electronică și Telecomunicații – 448 elevi și Colegiul Economic-Administrativ – 202 elevi), respectiv un liceu din Municipiul Piatra-Neamț (Grupul Școlar-Industrial "Dimitrie Leonida" – 221 elevi). Un număr de 70 (8.1 %) din totalul elevilor (respectiv 32.1 % dintre elevii Grupului Școlar-Industrial "Dimitrie Leonida" din Piatra-Neamț) erau cursanți ai liceului în sistem seral, având vârste cuprinse între 21 și 33 de ani. Aceștia, împreună cu alți trei elevi care aveau vârsta de 14 ani, au fost eliminați pentru a crește omogenitatea lotului final după variabila <<vârstă>>.

Vârstele celor 798 de elevi reținuți în baza de date finală au fost cuprinse între 15 și 20 de ani (m = 17.08 ani; s = 1.38 ani). Repartiția elevilor din lotul final după

variabila <<sex>> a fost următoarea: 49 % – fete și 51 % – băieți.

Repartiția elevilor după variabila <<clasă școlară>> a fost: clasa a IX-a – 27.6 %, clasa a X-a – 23.4 %, clasa a XI-a – 21.8 % și clasa a XII-a – 27.2 %. Constatăm o repartiție relativ echilibrată a elevilor în funcție de clasa școlară.

Elevii de la Colegiul Tehnic de Electronică și Telecomunicații din Iași au completat colectiv (în cadrul orelor de dirigenție) numai Inventarul pentru Evaluarea Anxietății față de Testare (TAI – Spielberg, 1980). Elevilor nu li s-a cerut să-și indice numele și prenumele, singurele date de identificare fiind: vârsta, clasa, sexul și media pe semestrul școlar anterior. Prin acest studiu, am urmărit etalonarea pentru populația de elevi de liceu a versiunii de lucru în limba română a inventarului TAI.

Elevii de la Colegiul Economic-Administrativ din Iași au completat, în cadrul orelor de dirigenție, inventarul TAI împreună cu: Scala pentru Evaluarea Auto-eficacității (Self-Efficacy Scale/SES – Sherer et al., 1982), Scala Internalism-Externalism pentru Copii și Tineri (IE-CT – Chelcea, 1994) și Scala pentru Evaluarea Deprinderilor și a Obişnuințelor legate de Învățare (Study Skills and Habits Survey/SSHS – Cassady, 2004). Aceștia li s-a cerut să mai indice: vârsta, clasa, sexul și media generală pe anul școlar anterior. Prin acest studiu, am urmărit identificarea relațiilor dintre nivelul anxietății față de testare și nivelele auto-eficienței percepute, al locului controlului și al strategiilor de învățare în rândul elevilor.

Elevii de la Grupul Școlar-Industrial "Dimitrie Leonida" din Piatra-Neamț au completat, în cadrul orelor de dirigenție, trei instrumente, și anume: Inventarul pentru Evaluarea Anxietății față de Testare (TAI), Inventarul pentru Măsurarea Anxietății față de Evaluarea Orală (IAEO) de construcție proprie, respectiv Inventarul pentru Evaluarea Anxietății-Trăsătură (State-Trait Anxiety Inventory - Form Y2/STAI-Y2 – Spielberg și colab., 1983). Elevii au mai indicat: vârsta, clasa, sexul și media pe anul școlar anterior. Prin această a treia anchetă, s-a urmărit investigarea incidenței anxietății față de evaluarea orală în rândul elevilor de liceu, precum și a corelațiilor între nivelul anxietății față de evaluarea orală și nivelul anxietății față de evaluarea scrisă, respectiv nivelul anxietății văzută ca o dispoziție relativ stabilă a personalității elevilor.

În timpul completării inventarelor, procedură care a fost realizată colectiv în cadrul celor trei anchete separate, elevii au fost monitorizați în ceea ce privește comportamentele de simulare a răspunsurilor (răspunsuri date la întâmplare sau într-un timp prea scurt), iar la returnarea setului de inventare completat, am avut grijă ca fiecare elev să aibă toate răspunsurile completate. Elevii care au omis să răspundă la doi sau la mai mulți dintre itemii instrumentelor pe care le-au avut de completat au fost eliminați încă din faza de studiere a validității protoalelor cu răspunsuri, de numerotare a acestora și de realizare a bazei de date.

Inventarul TAI

Descriere

Inventarul pentru Evaluarea Anxietății față de Testare (Test Anxiety Inventory/TAI - Spielberger, 1980) a fost construit și dezvoltat cu scopul de a măsura diferențele individuale în ceea ce privește reacțiile specifice anxietății față de testare, văzută ca trăsătură de personalitate care se manifestă în situațiile de evaluare.

Inventarul conține o pagină pe care sunt incluse indicațiile necesare completării, 20 de itemi cu răspunsuri închise (mai multe variante de răspuns, dintre care subiectul trebuie să o aleagă pe cea care i se potrivește) și un spațiu pentru înregistrarea răspunsurilor. Subiecții sunt rugați să indice cât de frecvent manifestă anumite simptome specifice anxietății înaintea, în timpul și după o situație de testare.

Pe lângă măsurarea diferențelor individuale privind predispoziția spre anxietate în situații de testare, scalele inventarului permit evaluarea celor două componente ale anxietății față de testare, descrise de Liebert și Morris (1967), și-anume: preocupările cognitive de îngrijorare, respectiv reacțiile emoționale specifice.

Deși, inițial, inventarul a fost conceput pentru a măsura anxietatea față de testare în rândul studenților, ulterior a fost utilizat cu succes și în licee. TAI poate fi aplicat atât individual, cât și colectiv. Observațiile celor care l-au utilizat în cercetare sau în practica curentă au arătat că majoritatea liceenilor și studenților reușesc să-l completeze în 8-10 minute.

Atunci când îl administrează, cercetătorul sau practicianul trebuie să se refere la inventar cu apelativul <<inventarul pentru evaluarea atitudinii față de testare>>, pentru a evita, astfel, termenul <<anxietate>>, care ar putea genera reacții de disimulare din partea respondenților.

Toți cei 20 de itemi intră în calculul scorului total, care este considerat, măsură a nivelului anxietății față de testare a unui subiect. Deoarece fiecare răspuns poate fi notat de la 1 la 4, scorul total minim pe care îl poate obține un subiect este egal cu 20, iar cel maxim cu 80. Fiecare dintre scalele prin care sunt evaluate cele două componente ale anxietății față de testare conține opt itemi, scorurile la scale putând, deci, varia între 8 și 32.

Traducere și adaptare

Demersul de traducere și de adaptare a inventarului TAI pentru limba română a implicat mai multe etape. Într-o primă etapă, doi traducători ² au tradus independent inventarul IAT, rezultând două versiuni pe care le-am comparat, apoi, sub aspectul conservării semnificației unor termeni cheie din conținutul itemilor și din instrucțiuni, precum și sub aspectul fluidizării topicii itemilor în limba română.

În stabilirea unei prime versiuni de lucru, am ținut cont de următoarele criterii: 1. traducerea instrucțiunilor, cu păstrarea tuturor elementelor esențiale pentru înțelegerea modalității de completare a inventarului; am acordat o atenție specială adecvării pentru limba română a celor patru variante de răspuns (1 = *almost never*, 2 =

sometimes, 3 = *often* și 4 = *almost always*), pe care le-am tradus prin: A = *aproape niciodată*, B = *câteodată*, C = *deseori*, respectiv D = *aproape întotdeauna*; 2. traducerea adecvată a termenilor cheie din conținutul itemilor, dat fiind faptul că, în formulările multor itemi din varianta originală, se regăseau termeni a căror semnificații, prezentate în dicționarul englez-român, erau adesea foarte apropiate, considerate ca fiind sinonime; 3. măsura în care topica enunțurilor s-a apropiat de cea din versiunea originală; 4. măsura în care fiecare item și-a păstrat formularea, în sensul scalei de răspuns.

Versiunea de lucru în limba română (pe care am denumit-o versiunea 01) a fost retradusă în limba engleză de către alți doi traducători independenți. Unul dintre cei doi traducători a fost o persoană de cetățenie română, emigrată în SUA de mai bine de nouă ani, având studii universitare și postuniversitare efectuate acolo, iar celălalt un traducător profesionist, care activa în cadrul unui laborator de specialitate din Iași. Retroversiunile au fost comparate atât între ele, cât și fiecare cu versiunea originală din limba engleză, pentru a se stabili gradul de concordanță.

În evaluarea gradului de concordanță între cele două retroversiuni (ca și între fiecare dintre acestea și versiunea originală, în limba engleză), am ținut cont, în primul rând, de măsura în care acestea au utilizat aceiași termeni cheie, pornind de la versiunea de lucru în limba română ³.

Pentru una dintre retroversiuni, am constatat că, în cazul a 16 itemi din cei 20, traducătorul utilizase termenii din versiunea originală sau sinonime ai acestora. În cazul a 12 dintre aceștia, retroversiunile au fost similare cu itemii din versiunea originală. Pentru cealaltă retroversiune, doar 13 dintre cei 20 de itemi au conservat termenii din versiunea originală sau sinonime ai acestora, iar dintre acești itemi, doar cinci au avut formulări care s-au suprapus peste cele din versiunea originală.

În urma acestui demers, am operat o serie de modificări la peste o treime dintre itemii primei versiuni de lucru în limba română, căutând să diferențiem mai bine între nuanțele exprimate de diversele adjective din conținutul itemilor, utilizate de autor pentru a descrie diverse reacții emoționale și cognitive vis-à-vis de situația de testare.

Trebuie precizat că, în varianta originală, instrucțiunile sunt mai simplificate față de cele din versiunea finală în limba română, pe care am utilizat-o în studiul meu. Acestea includ doar faptul că este vorba de un număr de afirmații, pe care oamenii le utilizează pentru a se descrie pe ei înșiși, subiectul trebuind să citească fiecare afirmație și să încercuiască numărul corespunzător din partea dreaptă a afirmației care indică cum se simte în general. Instrucțiunile mai includ variantele de răspuns, dintre care subiectul poate alege pe cea care descrie cel mai bine modul în care este propria persoană. De asemenea, se arată că nu există răspunsuri <<corecte>> sau <<greșite>> și că subiecții nu trebuie să aloce prea mult timp unei afirmații, ci doar să ofere răspunsul care descrie cel mai bine modul în care se simte în general. Subiectului i se cere să răspundă la fiecare afirmație.

Față de conținutul trecut în revistă mai sus, am adăugat că inventarul se referă la reacțiile pe care le pot avea

oamenii în situațiile de evaluare a abilităților și/sau cunoștințelor în cadrul unor instituții educaționale (examen oral, examen scris, test grilă la anumite discipline). De asemenea, am adăugat că sunt inventarul se referă la o serie de afirmații pe care oamenii le folosesc în mod obișnuit, pentru a descrie ceea ce gândesc și simt înaintea, în timpul sau după o situație de examinare/testare. În versiunea finală pentru limba română, subiectul este invitat să citească cu atenție fiecare afirmație și să menționeze cât de frecvent resimte personal trăirile sau gândurile enunțate.

Structura factorială

În demersul construcției și dezvoltării inventarului TAI, au fost urmărite două obiective (Spielberger, 1980, p. 7):

- ✓ construirea unui instrument concis și obiectiv, bazat pe auto-raportare, care să coreleze puternic cu răspunsurile la alte instrumente utilizate în vederea evaluării anxietății față de de testare;
- ✓ utilizarea tehnicii analizei factoriale, în vederea identificării scalelor care măsoară Îngrijorarea și Emotivitatea, ca dimensiuni distincte ale anxietății față de testare.

În construcția inventarului TAI, Spielberger (1980) a pornit de la un ansamblu de itemi, dintre care unii au fost preluați din scalele deja existente, iar alții au fost formulați, astfel încât să coteze pentru o dimensiune cognitivă (factorul Îngrijorare) sau pentru una emoțională (factorul Emotivitate). Combinând analiza de itemi cu analiza factorială, autorul a ajuns la setul celor 20 de itemi, pe care l-a supus unei analize factoriale confirmatorie (eșantionul a inclus 1449 de studenți în ultimul an de colegiu, dintre care 654 de sex masculin și 795 de sex feminin). Rezultatele acestei analize au confirmat gruparea a 16 dintre itemi în cele două dimensiuni de la care a pornit construcția inventarului.

Datele raportate în mai multe studii au confirmat structura bifactorială identificată de Spielbeger (1980). Astfel, Hedl (1982) a factorializat răspunsurile unui număr de 543 de studenți americani din trei colegii metropolitane la inventarele TAI, respectiv STAI-Y1 (Scala pentru evaluarea anxietății stare – Spielberger, 1983). Dintre participanți, 343 au completat STAI-Y1 de două ori. Datele pe care le-a obținut au evidențiat cei doi factori ai inventarului TAI, pe care i-a propus Spielberger (1980). Reunind itemii inventarului TAI cu cei din STAI-Y1 și factorializând ansamblul rezultat, Hedl (1982) a identificat trei factori, dintre care unul corespundea anxietății față de testare, iar ceilalți doi erau legați de cele două administrări ale inventarului STAI-Y1. Când nivelul anxietății-stare (măsurat cu STAI-Y1) a fost menținut constant, analiza factorială a evidențiat doi factori legați mai degrabă de componentele Îngrijorare și Emotivitate ale anxietății-stare decât de cele două ocazii diferite, în care subiecții cu completat STAI-Y1. În selecția soluțiilor factoriale, autorul a utilizat trei criterii: soluția să fie una simplă, să aibă sens din punct de vedere al semnificațiilor constructelor psihologice și să fie stabilă pentru subiecții de cele două sexe (engl. invariance across sex). Pornind de la aceste

criterii, Hedl (1982) a demonstrat validitatea discriminantă a celor două scale ale inventarului TAI, adică faptul că acestea măsoară cele două dimensiuni ale anxietății față de testare.

Ware, Galassi și Harris-Dew (1990) au administrat inventarul TAI unui număr de 752 studenți americani la colegiu (200 de sex masculin și 542 de sex feminin). Autorii au comparat patru modele: un model oblic cu doi factori, un model ortogonal cu doi factori, un model cu un singur factor, respectiv un model nul (care pornea de la premisa că itemii inventarului nu se pot grupa în factori care să descrie anumite variabile latente). Rezultatele au indicat clar superioritatea modelului cu doi factori oblici, amintind de observațiile făcute de Herrmann, Liepmann și Otto (1987), respectiv de Zeidner (1998). Potrivit acestora, factorii Îngrijorare și Emotivitate, legați de anxietatea față de testare, corelează pozitiv unul cu celălalt. Modelul oblic cu doi factori, obținut de Ware, Galassi și Harris-Dew (1990), a fost stabil în funcție de variabila <<sex>>. Saturațiile itemilor în cei doi factori, respectiv covarianțele între factori au avut valori foarte apropiate pentru sublotul subiecților de sex feminin, respectiv pentru cel al subiecților de sex masculin.

Pornind de la răspunsurile celor 798 de elevi, ale căror protocoale au fost incluse în prelucrările finale, am efectuat o analiză factorială exploratorie. Datele au fost factorializate utilizându-se opțiunile programului *SPSS 10.00 for Windows*.

În literatura privitoare la anxietatea față de testare (și nu numai la această topică), cei mai mulți autori care au apelat la tehnica analizei factoriale au utilizat aplicațiile AMOS (ajunsă, în acest moment, la cea de-a 16-a versiune) sau LISREL (ajunsă la cea de-a opta versiune), ambele dezvoltate de Corporația SPSS Inc. Aceste aplicații permit generarea unor modele bazate pe ecuații structurale, precum și extinderea procedurilor de analiză multivariată (analiza de varianță, regresia, corelația, analiza factorială). Pentru fiecare dintre aceste tehnici, cele două aplicații oferă posibilitatea obținerii unor indici, prin care cercetătorul poate evalua măsura în care modelele rezultate sunt potrivite datelor de start și poate compara modelele între ele (de exemplu, poate stabili dacă un model cu k factori oblici este superior unuia cu k factori ortogonali). Aceștia sunt: *chi-square* (χ^2), *root mean square error of approximation* (RMSEA), *relative noncentrality index* (RNI) și *normed fit index* (NFI). Aplicația SPSS nu permite calculul acestor indici, motiv pentru care ne-am limitat la cei pe care îi oferă.

În vederea extragerii factorilor, am utilizat metoda descompunerii în componente principale. Ținând cont de rezultatele unor studii, care au evidențiat corelația pozitivă între dimensiunile anxietății față de testare (Bowler, 1987, p. 86; Deffenbacher, 1980; apud Fiore, 2003, p. 5; Herrmann, Liepmann și Otto, 1987, p. 93), am pornit de la ipoteza oblicității factorilor Îngrijorare și Emotivitate utilizând, în vederea rotației, opțiunea *direct oblimin*. Pentru selecția numărului de factori, am utilizat criteriul lui Cattell (engl. *scree plot*) (vezi Labăr, 2008, p. 315).

Pe de altă parte, Spielberger (1980, pp. 28-29) a utilizat valoarea 0.40 ca prag de selecție a itemilor, incluzând în versiunea finală a inventarului TAI numai acei itemi care au prezentat saturații peste acest prag în factorul Îngrijorare sau în factorul Emotivitate. Același prag a fost utilizat și de noi, în vederea selecției itemilor și alocării acestora pe factori.

Exceptând itemii 5, 13 și 14, toate celelalte distribuții ale itemilor inventarului TAI au fost cvasi-normale (vezi Tabelul 4).

Tabelul 3 prezintă matricea corelațiilor între itemii inventarului TAI. Se poate constata că toate cele 190 de corelații (C_{20}^2) au fost semnificative din punct de vedere statistic. Valorile acestora au fost cuprinse între 0.08 și 0.53 (media distribuției coeficienților = 0.31, mediana = 0.31). Valorile corelațiilor între itemii inventarului TAI, pe care le-am obținut, ca și valoarea determinantului matricei de corelații ($\delta = 0.014$)⁴ au demonstrat absența multicolinearității (corelații foarte ridicate între variabile) și a singularității (variabile perfect corelate între ele) (vezi Labăr, 2008, p. 309).

Valorile pe care le-am obținut pentru testele Kaiser-Meyer-Olkin/KMO (0.94) și Bartlett (5164.25, $p < 0.00001$)⁵ au sugerat existența unor factori comuni, justificând aplicarea unei proceduri de reducere a datelor.

Aplicând criteriul lui Cattell (Figura 1), am reținut, în urma rotației, doi factori. Aceștia au explicat împreună 42.79 % din varianța scorurilor la cei 20 de itemi, de la analiza cărora am pornit. Valorile proprii (*eigenvalues*) ale celor doi factori au fost: 6.56 (factorul I), respectiv 4.81 (factorul II).

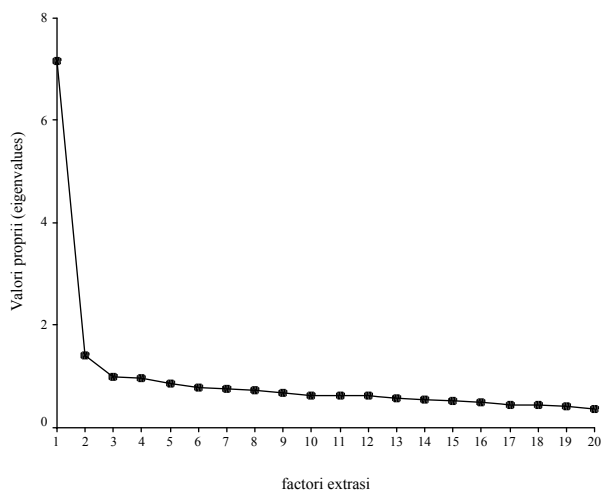


Figura 1. Scree plot-ul pentru analiza efectuată pe întregul lot de elevi

Comunalitățile itemilor (vezi Tabelul 4) au variat între 0.24 și 0.56 (media distribuției comunalităților = 0.42, mediana = 0.44). Din același Tabel 4, se poate constata că itemii 1, 2, 8-13, 15, 16, 18 și 19 au tins să se grupeze în factorul I (valori ale saturațiilor în acest factor superioare pragului de 0.40⁶, respectiv valori scăzute ale saturațiilor în factorul II⁷). Dintre aceștia, itemii 2, 8-11, 15, 16 și 18 au fost propuși de Spielberger (1980, p. 29), pe baza analizelor factoriale pe care le-a întreprins, ca operaționalizând factorul Emotivitate. Itemul 1 („În

timpul examenelor/testelor, am un sentiment de încredere și sunt relaxat, -ă”) a prezentat o saturație moderată ca valoare în primul factor și una apropiată de zero în cel de-al doilea factor.

Itemii 15 („În timpul unui examen/test important, mă simt foarte panicat, -ă”) și 16 („Îmi fac foarte multe griji înaintea unui examen/test important”) au prezentat saturații moderate spre ridicate în factorul I (pe care l-am apropiat de componenta anxietății față de testare, referitoare la Emotivitate), respectiv saturații scăzute în factorul II. Dacă primul se referă clar, prin conținutul său, la factorul Emotivitate, cel de-al doilea pare să vizeze mai degrabă factorul Îngrijorare⁸.

Itemul 19 („După terminarea unui examen/test, încerc să nu-mi mai fac griji în privința lui, dar nu pot”) a prezentat o saturație moderată ca valoare în factorul I, respectiv una apropiată de zero în factorul II. Spielberger (1980, p. 29) nu a inclus acest item în nici unul dintre cei doi factori pe care i-a extras, deși saturațiile itemului în factorul I (la Spielberger, Emotivitatea) au fost 0.51 – pentru subșanționul de studenți de sex masculin, respectiv 0.48 – pentru subșanționul de studenți de sex feminin, iar saturațiile în factorul II (Îngrijorare) au fost 0.42 – pentru subșanționul de studenți de sex masculin, respectiv 0.38 – pentru cel de studenți de sex feminin. Prin conținutul său, itemul 19 se referă clar la factorul Îngrijorare.

Din valorile saturațiilor prezentate în Tabelul 4, se poate constata că itemii 3-7, 14 și 17 au tins să se grupeze în factorul II (valori ale saturațiilor în acest factor cuprinse între 0.41 și 0.74, respectiv valori ale saturațiilor în factorul I cuprinse între 0.06 și 0.29). Toți itemii pe care i-am enumerat mai sus, la care se adaugă itemul 20, au fost incluși de Spielberger (1980, p. 29) în factorul Îngrijorare (cel de-al doilea dintre factorii pe care autorul inventarului TAI i-a identificat, în urma analizei factoriale confirmatorie). Itemii 3 („Gândurile la nota finală pe care o voi obține mă împiedică să mă concentrez în timpul examenelor/testelor”), 5 („În timpul examenelor/testelor, mă surprind gândindu-mă dacă voi ajunge să termin vreodată școala”), 7 („Gândul că voi obține un rezultat slab mă împiedică să mă concentrez în timpul examenelor/testelor”), 14 („În timpul examenelor/testelor importante, mă gândesc numai la eșec”) și 17 („În timpul examenelor/testelor, mă surprind gândindu-mă la consecințele eșecului”) vizează preocupările legate de eșec, pe care le poate avea subiectul anxios – unul dintre aspectele care au fost incluse de Liebert și Morris (1967), în descrierea factorului Îngrijorare. În fine, itemul 20 („În timpul examenelor/testelor, devin atât de agitat/-ă, încât uit și ceea ce știu într-adevăr”) a prezentat aceeași valoare a saturațiilor în cei doi factori extrași.

În concluzie, datele obținute în urma propriei analize factoriale au confirmat, în cea mai mare parte, tendința de grupare a itemilor inventarului TAI în cele două componente ale anxietății față de testare: Îngrijorarea și Emotivitatea.

Tabelul 3. Matricea corelațiilor între itemii inventarului TAI (N = 798 elevi)

Itemi	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
1	-	0.34 **	0.21 **	0.27 **	0.13 **	0.08 *	0.24 **	0.21 **	0.27 **	0.26 **	0.34 **	0.27**	0.21 **	0.28 **	0.34 **	0.28 **	0.25 **	0.28 **	0.25 **	0.29 **		
2		-	0.31 **	0.31 **	0.13 **	0.16 **	0.33 **	0.35 **	0.38 **	0.40 **	0.41 **	0.37 **	0.26 **	0.28 **	0.43 **	0.37 **	0.29 **	0.36 **	0.28 **	0.35 **		
3			-	0.36 **	0.28 **	0.24 **	0.50 **	0.19 **	0.28 **	0.35 **	0.29 **	0.25 **	0.16 **	0.27 **	0.35 **	0.25 **	0.33 **	0.24 **	0.26 **	0.38 **		
4				-	0.20 **	0.25 **	0.38 **	0.30 **	0.36 **	0.38 **	0.35 **	0.23 **	0.25 **	0.32 **	0.39 **	0.29 **	0.33 **	0.34 **	0.25 **	0.43 **		
5					-	0.23 **	0.29 **	0.19 **	0.21 **	0.24 **	0.20 **	0.13 **	0.18 **	0.39 **	0.24 **	0.13 **	0.31 **	0.20 **	0.16 **	0.26 **		
6						-	0.26 **	0.16 **	0.18 **	0.25 **	0.23 **	0.16 **	0.13 **	0.20 **	0.19 **	0.11 *	0.19 **	0.19 **	0.15 **	0.25 **		
7							-	0.24 **	0.34 **	0.35 **	0.33 **	0.25 **	0.22 **	0.39 **	0.41 **	0.35 **	0.41 **	0.29 **	0.34 **	0.42 **		
8								-	0.41 **	0.31 **	0.41 **	0.28 **	0.31 **	0.26 **	0.40 **	0.31 **	0.22 **	0.33 **	0.28 **	0.28 **		
9									-	0.47 **	0.46 **	0.36 **	0.30 **	0.31 **	0.45 **	0.45 **	0.30 **	0.41 **	0.38 **	0.38 **		
10										-	0.46 **	0.34 **	0.24 **	0.33 **	0.45 **	0.39 **	0.35 **	0.38 **	0.38 **	0.42 **		
11											-	0.40 **	0.34 **	0.34 **	0.53 **	0.46 **	0.31 **	0.46 **	0.39 **	0.43 **		
12												-	0.23 **	0.23 **	0.34 **	0.39 **	0.27 **	0.36 **	0.33 **	0.31 **		
13													-	0.28 **	0.36 **	0.20 **	0.19 **	0.32 **	0.26 **	0.28 **		
14														-	0.46 **	0.29 **	0.49 **	0.31 **	0.32 **	0.39 **		
15															-	0.53 **	0.41 **	0.48 **	0.38 **	0.43 **		
16																-	0.38 **	0.49 **	0.41 **	0.37 **		
17																	-	0.31 **	0.30 **	0.38 **		
18																		-	0.43 **	0.40 **		
19																				-	0.41 **	
20																						-

* p < 0.05; ** p < 0.01

Tabelul 4. Analiza factorială exploratorie a itemilor inventarului TAI

Itemi	m	s	Skewness	Kurtosis	Factori		Comunalități
					I	II	
1	2.75	0.83	-0.54	-0.18	0.50 ^a	0.01	0.26
2	2.22	0.87	0.39	-0.47	0.63	0.01	0.41
3	1.83	0.94	0.96	-0.04	0.06	0.63	0.44
4	1.80	0.85	0.92	0.23	0.29	0.41	0.38
5	1.52	0.87	1.66	1.76	-0.16	0.74	0.44
6	1.79	0.84	0.88	0.15	-0.06	0.55	0.27
7	1.79	0.87	0.95	0.18	0.14	0.63	0.52
8	1.82	0.90	0.97	0.18	0.60	-0.03	0.34
9	2.03	0.96	0.61	-0.59	0.68	0.02	0.48
10	1.94	0.95	0.75	-0.39	0.52	0.22	0.44
11	2.08	0.93	0.59	-0.47	0.73	0.01	0.54
12	2.56	1.13	0.01	-1.42	0.66	-0.09	0.38
13	1.41	0.79	1.95	2.90	0.48	0.02	0.24
14	1.53	0.78	1.45	1.56	0.16	0.58	0.46
15	1.77	0.88	0.99	0.19	0.64	0.17	0.56
16	2.40	0.97	0.24	-0.91	0.75	-0.07	0.51
17	1.93	0.95	0.73	-0.44	0.17	0.56	0.45
18	2.24	1.02	0.41	-0.93	0.71	-0.02	0.49
19	2.18	1.00	0.42	-0.89	0.59	0.05	0.38
20	2.00	0.98	0.71	-0.49	0.39	0.39	0.47

^a Valorile scrise cu cifre îngroșate reprezintă saturațiile corespunzătoare itemilor care au fost reținuți pentru fiecare factor în parte

Fidelitate

Tabelul 5 prezintă valorile consistenței interne (coeficientul α -Cronbach), calculate atât pentru întregul lot de elevi, cât și pentru subloturile de băieți, respectiv de fete de la care provin datele prezentate în acest studiu.

Tabelul 5. Fidelitatea inventarului TAI

Scale	Băieți (N = 407)	Fete (N = 391)	Total (N = 798)
TAI (n = 20 itemi)	0.88	0.91	0.90
Emotivitate (n = 8 itemi)	0.81	0.86	0.85
Îngrijorare (n = 8 itemi)	0.76	0.82	0.80

Constatăm valori mai ridicate ale consistenței interne pentru fete, comparativ cu băieții. Pe de altă parte, valorile consistenței interne pentru scala Îngrijorare au fost mai scăzute decât cele înregistrate pentru scala Emotivitate. Privite în ansamblul lor, valorile indică o fidelitate bună pentru ambele scale ale inventarului TAI, ca și pentru ansamblul itemilor.

Valorile pe care le-am obținut pentru consistența internă a inventarului TAI au fost ușor mai scăzute, comparativ cu cele raportate în manualul inventarului, pentru eșantionul normativ de 1118 elevi de liceu, dintre care 527 de băieți și 591 de fete (Spielberger, 1980, p. 9).

Pentru băieții de liceu americani, valorile consistenței interne au fost: ansamblul itemilor – 0.92; scala Îngrijorare – 0.86; scala Emotivitate – 0.90. Fetele au obținut următoarele valori: ansamblul itemilor – 0.93; scala Îngrijorare – 0.89; scala Emotivitate – 0.91. Și în cazul datelor raportate de Spielberger (1980), constatăm valori ușor mai ridicate pentru fidelitatea scalei Emotivitate, comparativ cu cea a scalei Îngrijorare.

Câteva precizări de ordin metodologic

Diferențele legate de nivelul anxietății față de testare (scorurile totale la inventarul TAI) în funcție de variabila <<sex>> au fost studiate prin două strategii, de altfel convergente în ceea ce privește posibilele rezultate: 1) compararea mediilor scorurilor obținute de fete, respectiv de băieți (testul t-Student pentru două eșantioane independente + mărimea efectului variabilei <<sex>>, calculată cu ajutorul coeficientului d-Cohen); 2) compararea incidenței anxietății față de testare (nivelul ridicat) în subloturile de fete, respectiv de băieți (studiul prevalenței anxietății față de testare în funcție de variabila <<sex>>).

Incidența unui fenomen se referă la amploarea răspândirii acestuia (de cele mai multe ori, exprimată procentual) în populația generală dintr-un anumit areal sau în subpopulațiile acesteia. Subpopulațiile sunt stabilite, de obicei, în funcție de o serie de variabile socio-demografice, precum sexul, vârsta, nivelul de studii, statutul socio-economic, etnia sau în funcție de alte variabile, precum anumite categorii clinice.

În cazul anxietății față de testare, incidența se referă la numărul (procentul) de elevi dintr-o anumită populație școlară, în cazul cărora nivelul anxietății față de evaluare (stabilit, de cele mai multe ori, pe baza răspunsurilor la instrumente standardizate, de genul scalelor și inventarelor) este ridicat sau foarte ridicat.

Prevalența anxietății față de testare în funcție de variabila <<sex>> se referă la subpopulația (stabilită în funcție de sexul elevilor), în cazul căreia incidența anxietății față de evaluare este mai ridicată. În studiul de față, prevalența anxietății față de testare în funcție de variabila <<sex>> a fost stabilită prin compararea valorilor incidenței acesteia în subloturile de fete, respectiv de băieți.

În vederea studierii incidenței anxietății față de testare – atât în cadrul întregului lot de elevi, cât și în cadrul subloturilor diferențiate în funcție de variabila <<sex>> – am utilizat criteriul $m \pm s$ pentru gruparea scorurilor pe care le-au obținut elevii la inventarul TAI în: scoruri scăzute, scoruri moderate, respectiv scoruri ridicate.

Valorile descriptive ale distribuției scorurilor pe care le-au obținut cei 798 de elevi, ale căror protocoale au fost reținute pentru prelucrări, au fost: $m = 39.25$, $s = 10.87$, $\min = 20$, $\max = 75$. În consecință, toate scorurile situate între 20 și 28 ($39.25 - 10.87 = 28.38 \sim 28$) au fost considerate ca fiind scăzute, scorurile situate în intervalul 29 - 50 ($39.25 + 10.87 = 50.12 \sim 50$) au fost considerate ca fiind moderate, iar scorurile situate în intervalul 51 - 75 au fost considerate ca fiind ridicate.

Toate prelucrările și analizele statistice, pe care se bazează rezultatele raportate în acest studiu, au fost efectuate cu aplicația SPSS 10.00 for Windows.

Rezultate

Prevalența anxietății față de testare în funcție de <<sex>>

Între distribuțiile de frecvențe ale nivelului anxietății față de testare în rândul băieților, respectiv al fetelor s-a înregistrat o diferență semnificativă statistic ($\chi^2 = 50.46$, $p < 0.001$; coeficientul V-Cramer = 0.25⁹).

Așa cum se poate constata din Tabelul 6, doar 8.1 % dintre băieți s-au încadrat, în funcție de criteriul pe care l-am utilizat pentru gruparea scorurilor totale brute la inventarul TAI, în categoria <<nivel ridicat al anxietății față de testare>>. În cazul fetelor, procentul a fost de trei ori mai mare. Diferența între cele două procente¹⁰ a fost semnificativă statistic ($z = - 6.56$, $p < 0.001$), însă mărimea efectului a fost scăzută ($h = 0.17$ ¹¹).

Tabel 6. Incidența anxietății față de testare în funcție de variabila <<sex>>

Nivel anxietate față de testare	Băieți (N = 407)		Fete (N = 391)		Total (N = 798)	
	N	%	N	%	N	%
scăzut	90	22.1	41	10.5	131	16.4
moderat	284	69.8	254	65.0	538	67.4
ridicat	33	8.1	96	24.6	129	16.1

Această comparație este relevantă, deoarece efectivele subloturilor de fete, respectiv de băieți au fost apropiate.

Pe de altă parte, 22.1 % dintre băieți – față de numai 10.5 % dintre fete – s-au încadrat în categoria <<nivel scăzut al anxietății față de testare>>. Diferența în favoarea băieților a fost semnificativă statistic ($z = 4.8$, $p < 0.01$; $h = 0.11$). Procentele de băieți, respectiv de fete care s-au încadrat în categoria <<nivel moderat al anxietății față de testare>> nu au diferit semnificativ ($z = 1.45$, $p > 0.05$; $h = 0.06$).

Analizând incidența anxietății față de testare la nivelul întregului lot de elevi de la care au provenit datele prezentului studiu, constatăm că puțin peste 16 % (ceea ce este echivalent cu unu din cinci elevi) s-au încadrat în categoria <<nivel ridicat al anxietății față de testare>>, iar 16.4 % în categoria <<nivel scăzut al anxietății față de testare>>. Dintre toți elevii care s-au încadrat în categoria <<nivel ridicat al anxietății față de testare>>, 74.4 % au fost fete, iar dintre toți elevii care s-au încadrat în categoria <<nivel scăzut al anxietății față de testare>>, 68.7 % au fost băieți. Constatăm un procent mult mai ridicat de fete, comparativ cu cel de băieți, în categoria <<nivel ridicat al anxietății față de testare>>, respectiv un procent mult mai ridicat de băieți, comparativ cu cel de fete, în categoria <<nivel scăzut al anxietății față de testare>>. Din datele pe care le-am comentat mai sus, rezultă clar o incidență mai ridicată a anxietății față de testare în rândul fetelor, comparativ cu sublotul băieților. Acest rezultat este echivalent cu a spune că anxietatea față de testare a prevalat în rândul fetelor.

Comparațiile mediilor în funcție de variabila <<sex>>

Datele obținute în urma comparațiilor mediilor obținute de băieți, respectiv de fete la inventarul TAI au evidențiat diferențe semnificative statistic la ambele scale ale inventarului, precum și în ceea ce privește scorurile totale (Tabelul 7). În toate cazurile, fetele au obținut medii mai ridicate decât cele ale băieților. Cea mai ridicată valoare a mărimii efectului a fost înregistrată în cazul scalei Emotivitate, deși valoarea calculată a indicat un efect de mărime moderată. Pentru scala Îngrijorare, mărimea efectului a fost scăzută spre moderată. În cazul comparației între mediile scorurilor totale obținute de băieți, respectiv de către fete, mărimea efectului a fost moderată. Au fost efectuate, pentru fiecare nivel școlar în parte, comparațiile între mediile obținute de băieți, respectiv de către fete (vezi Tabelul 8).

Tabelul 7. Comparații în funcție de variabila <<sex>>

Scale	Băieți (N = 407)		Fete (N = 391)		t ^a	d ^b (Cohen)
	m	s	m	s		
TAI	36.50	9.53	42.11	11.45	- 7.50	0.53
Emotivitate	15.07	4.58	18.08	5.53	- 8.35	0.59
Îngrijorare	13.52	4.14	14.95	4.92	- 4.43	0.32

^a Toate diferențele au fost semnificative la pragul $p = 0.001$

^b Mărimea efectului a fost calculată cu formula (1)

Cu excepția elevilor de clasa a XI-a, în cazul cărora scorurile obținute de fete au fost semnificativ mai ridicate decât cele obținute de băieți doar pentru scala Emotivitate, pentru toate celelalte subploturi, fetele au obținut scoruri semnificativ mai ridicate decât cele ale băieților la ambele scale ale inventarului TAI, precum și la ansamblul format din toți itemii inventarului. Mărimea efectului variabilei <<sex>> a variat între 0.04 (în cazul comparației mediilor la scala Îngrijorare, obținute de băieții și fetele de clasa a XI-a) și 0.78 (în cazul comparației mediilor scorurilor totale la inventarul TAI, obținute de băieții și fetele de clasa a X-a).

Din Tabelul 8, se poate constata că, pentru fiecare dintre cele patru nivele școlare, mărimea efectului variabilei <<sex>> pentru scala Emotivitate a fost mai ridicată decât mărimea efectului pentru scala Îngrijorare. În cazul elevilor de clasa a IX-a și a celor de clasa a X-a, variabila <<sex>> a avut un efect moderat asupra scorurilor la scala Emotivitate, iar în cel al elevilor de clasa a X-a, respectiv a celor de clasa a XII-a, variabila <<sex>> a avut un efect ridicat asupra scorurilor la scala Emotivitate. Pentru elevii de clasa a IX-a, respectiv pentru cei de clasa a XII-a, efectul variabilei <<sex>> asupra scorurilor la scala Îngrijorare a fost scăzut spre moderat. În cazul elevilor de clasa a X-a, efectul variabilei <<sex>> asupra scorurilor la scala Îngrijorare a fost moderat. În fine, pentru elevii de clasa a XI-a, variabila <<sex>> a avut un efect neglijabil asupra scorurilor la scala Îngrijorare. Variabila <<sex>> a avut un efect scăzut spre moderat asupra scorurilor totale la inventarul TAI pe care le-au obținut elevii de clasa a XI-a și un efect scăzut asupra scorurilor pe care le-au obținut elevii de clasa a X-a. Pentru elevii de clasa a X-a, mărimea efectului variabilei <<sex>> asupra scorurilor la inventarul TAI a fost ridicată, iar pentru elevii de clasa a XII-a – moderată spre ridicată.

Aceste rezultate au fost în concordanță cu cele pe care le-am trecut în revistă mai sus, potrivit cărora incidența scorurilor ridicate la anxietatea față de testare a fost mai ridicată rândul fetelor, comparativ cu cel al băieților.

Analiza multivariată

Considerând variabilele <<sex>> și <<clasă școlară>> ca factori ficși, iar scorurile la scalele inventarului TAI, precum și scorurile totale ca variabile dependente, am efectuat o analiză multivariată (MANOVA). Variabila <<clasă școlară>> a avut un efect nesemnificativ statistic asupra scorurilor pe care elevii le-au obținut la scala Emotivitate ($F = 0.33$, $p = 0.80$, $\eta^2 = 0.001$), precum și asupra scorurilor totale pe care aceștia le-au obținut la inventarul TAI ($F = 1.66$, $p = 0.17$, $\eta^2 = 0.006$). În schimb, efectul variabilei <<clasă școlară>> asupra scorurilor la scala Îngrijorare a fost semnificativ ($F = 3.32$, $p = 0.02$, $\eta^2 = 0.01$). Comparațiile detaliate, utilizând testul t-Student pentru eșantioane independente, au evidențiat o diferență semnificativă statistic între media obținută de elevii de clasa a IX-a la scala Îngrijorare și media obținută de cei de clasa a XII-a ($t = 3.28$, $p < 0.001$, $d = 0.32$).

Interacțiunea variabilelor <<sex>> și <<clasă școlară>> nu a avut efecte semnificative statistic asupra scorurilor pe care elevii le-au obținut la inventarul TAI. Astfel, datele au indicat: $F = 1.02$, $p = 0.38$, $\eta^2 = 0.004$ – pentru scala Emotivitate; $F = 1.62$, $p = 0.18$, $\eta^2 = 0.006$ – pentru scala Îngrijorare, respectiv $F = 2.16$, $p = 0.09$, $\eta^2 = 0.008$ – pentru scorurile totale.

Discuții

Datele pe care le-am obținut au evidențiat clar o incidență mai ridicată a anxietății față de testare în rândul fetelor. Astfel, aproximativ un sfert dintre fetele din lotul investigat (față de numai 8 % dintre băieți) s-au încadrat în categoria <<nivel ridicat al anxietății față de testare>>. Pe de altă parte, aproximativ trei sferturi dintre toți elevii care s-au încadrat în categoria <<nivel ridicat al anxietății față de testare>> au fost fete. Aceste rezultate au fost în concordanță cu datele raportate de Zeidner și Nevo (1992; apud Zeidner, 1998, p. 263), care au pornit de la analiza răspunsurilor unui lot de elevi de liceu, candidați la examenul de admitere într-un colegiu israelian.

Comparațiile nivelului anxietății față de testare în funcție de variabila <<sex>> au evidențiat, pentru ambele scale ale inventarului TAI, precum și pentru scorurile totale, medii semnificativ mai ridicate în cazul fetelor, comparativ cu cel al băieților. Aceste rezultate au confirmat pe cele raportate de Hembree (1988; apud Zeidner, 1998, p. 262), Spielberger (1980, pp. 8-9), Seipp și Schwarzer (1996; apud Zeidner, 1998, p. 267), Zeidner și Nevo (1992; apud Zeidner, 1998, p. 263), Zeidner (1998, p. 264). De asemenea, din datele pe care le-am obținut, am constatat că mărimea efectului a fost mai ridicată în cazul scalei Emotivitate, comparativ cu scala Îngrijorare. Acest rezultat a confirmat observația făcută de Hembree (1988; apud Zeidner, 1998, p. 262), potrivit căreia diferențele în funcție de variabila <<sex>> privesc în special componenta emoțională a anxietății față de testare.

Analizele întreprinse pentru fiecare clasă școlară în parte au evidențiat, cu excepția elevilor în clasa a XI-a, scoruri semnificativ mai ridicate în rândul fetelor, comparativ cu cel al băieților, la ambele scale ale inventarului TAI, precum și la inventar în întregime. Pentru fiecare dintre cele patru nivele școlare, mărimea efectului variabilei <<sex>>, pentru scala Emotivitate, a fost mai ridicată decât cea pe care am obținut-o pentru scala Îngrijorare. Aceste rezultate au confirmat pe cele raportate de Hill și Sarason (1966; apud Hall, 2005, p. 35), care au găsit, pentru fiecare treaptă școlară de liceu, scoruri semnificativ mai ridicate în rândul fetelor, comparativ cu cel al băieților.

Diferențele semnificative pe care le-am obținut pot fi explicate prin intervenția mai multor variabile, care țin de deosebirile în ceea ce privește funcționarea psihologică a fetelor și cea a băieților. O serie de factori au fost deja trecuți în revistă, în prima parte a acestui articol.

Tabelul 8. Comparațiile în funcție de variabila <<sex>> prezentate pentru fiecare tendință de a avea stări emoționale negative

Clase	Scale	Băieți			Fete			t	d (Cohen) ^a
		N	m	s	N	m	s		
a IX-a	TAI		38.03	9.62		42.24	11.79	- 2.88 **	0.39
	Emotivitate	105	15.63	4.61	115	17.98	5.57	- 3.38 ***	0.46
	Îngrijorare		14.11	4.35		15.59	4.95	- 2.33 *	0.32
a X-a	TAI		35.92	9.69		43.93	11.13	- 5.25 ***	0.78
	Emotivitate	104	14.83	4.72	83	18.60	5.32	- 5.11 ***	0.76
	Îngrijorare		13.28	3.80		15.55	4.94	- 3.44 ***	0.53
a XI-a	TAI		37.87	9.64		41.02	11.48	- 1.96	0.30
	Emotivitate	82	15.29	4.34	92	17.70	5.79	- 3.12 **	0.47
	Îngrijorare		14.17	4.68		14.35	4.79	- 0.26	0.04
a XII-a	TAI		34.68	8.96		41.47	11.26	- 4.86 ***	0.68
	Emotivitate	116	14.61	4.59	101	18.11	5.46	- 5.07 ***	0.70
	Îngrijorare		12.74	3.72		14.27	4.88	- 2.57 **	0.36

^a Mărimea efectului a fost calculată cu formula (1)

* p < 0.05; ** p < 0.01; *** p < 0.001

Unul dintre factorii care ar putea fi răspunzători pentru scorurile la anxietatea față de testare, mai ridicate în rândul fetelor de liceu este predispoziția mai accentuată a acestora către anxietate. Ne referim la anxietatea văzută ca o trăsătură de personalitate, stabilă în timp și rezistentă la schimbare.

În binecunoscutul model Big Five, această trăsătură este conceptualizată ca una dintre fațetele factorului N – nevrotism, mai larg în ceea ce privește conținutul psihologic (Costa și McCrae, 1992, p. 16).

Mai multe cercetări au arătat că subiecții de sex feminin tind să obțină scoruri mai ridicate la scalele sau la inventarele care măsoară trăsătura legată de anxietate (Abdel-Khalek și Alansari, 2004, p. 652; Costa și McCrae, 1992, p. 55) și, mai general, trăsăturile asociate factorului N (Costa și McCrae, 1992, p. 55; Costa, McCrae și Rolland, 1998, p. 79; Costa, Terracciano și McCrae, 2001, p. 322; Hyde, 2005, p. 585). În vederea explicării acestor rezultate, au fost elaborate mai multe modele, dintre care unele au accentuat pe rolul jucat de factorii biologici (de exemplu, diferențele între cele două sexe, în ceea ce privește trăsăturile temperamentale înnăscute, anumite aspecte ale funcționării hormonale sau predispozițiile genetice), iar altele au subliniat rolul jucat de factorii psiho-sociali (de exemplu, internalizarea rolurilor sociale specifice celor două sexe sau dezirabilitatea socială care afectează acuratețea răspunsurilor subiecților la instrumentele prin care este operaționalizată anxietatea) (Costa, Terracciano și McCrae, 2001, pp. 323-324).

Conform lui Costa și McCrae (1992, p. 16), persoanele anxioase tind să fie aprehensive, tensionate și nervoase, predispuse permanent către îngrijorare; mai general, persoanele nevrotice (instabile emoțional) manifestă

tristețe, furie, vină, dezgust, etc.), de a avea idei iraționale, au probleme legate de controlul propriilor impulsuri și sunt mai puțin rezistente în situațiile stresante pe care le întâmpină (p. 14). Caracteristicile la care ne-am referit pot manifesta tendința de a fi prezente la persoanele de sex feminin, care acuză simptomele specifice anxietății față de situațiile evaluative.

Un alt posibil factor explicativ, pentru diferența care a fost observată între subiecții de sex feminin și cei de sex masculin, în ceea ce privește nivelul auto-raportat al anxietății față de testare, este disponibilitatea subiecților de a recunoaște că suferă de simptomele specifice anxietății față de testare, mai scăzută în rândul bărbaților (Deax, 1977; Hill și Sarason, 1966; Sarason et al., 1960; apud Zeidner, 1998, pp. 267-268). Aceștia tind să fie mai puțin onești, comparativ cu femeile, atunci când răspund la scalele sau la inventarele care măsoară anxietatea față de testare (Silvestri, 1986; Sowa și LaFleur, 1986; Zoller și Ben-Chaim, 1990; apud Fiore, 2003, p. 14). Observația la care ne-am referit poate fi corelată cu tendința, mai accentuată în rândul bărbaților, de a răspunde dezirabil din punct de vedere social la itemii instrumentelor destinate evaluării personalității și comportamentelor în general (Ones și Visweswaran, 1998; apud Riketta, 2005, p. 17).

Faptul că subiecții de sex masculin tind într-o mai mare măsură să-și ascundă simptomele specifice anxietății față de testare a fost legat de pattern-urile diferite de educare și de socializare a fetelor și a băieților (Deaux, 1977; apud Zeidner, 1998, p. 267). Astfel, fetele sunt încurajate să-și exprime deschis anxietatea, care este percepută social ca fiind o trăsătură specific feminină. În schimb, băieții sunt impulsionați să-și reprime și să nege

anxietatea pe care o resimt, aceasta fiind percepută ca o trăsătură incongruentă cu masculinitatea. Pe de altă parte, fetele par să resimtă o presiune mai puternică, legată de insuccesul școlar. Acestea manifestă tendința de a percepe fiecare situație evaluativă ca o altă posibilă șansă de eșec, fapt care se asociază cu un nivel mai ridicat al anxietății față de testare auto-raportată (Brutsaert și Van Haute, 2004; Eccles, 1994; apud Moore, 2006, p. 53).

O direcție de continuare a cercetării, pe care ne-o propunem, constă în efectuarea unui studiu corelațional, în care să măsurăm atât anxietatea față de testare, cât și tendința generală a subiecților de a răspunde dezirabil din punct de vedere social la diverse scale și inventare, care implică auto-raportarea. Compararea valorilor corelațiilor între anxietatea față de testare și tendința generală către răspunsuri dezirabile social, pe care le vom obține pentru subiecții de sex feminin cu cele obținute pentru subiecții de sex masculin poate oferi răspunsul la întrebarea: Nivelul anxietății față de testare (stabilit pe baza auto-raportărilor), mai ridicat în rândul fetelor, se datorează tendinței mai scăzută în rândul acestora (comparativ cu cel al băieților) de a răspunde dezirabil din punct de vedere social la scalele sau la inventarele destinate măsurării anxietății față de testare ?

Concluzii

1. Datele pe care le-am raportat în acest articol, rezultate în urma analizei răspunsurilor la itemii inventarului TAI, pe care le-au dat un număr de fete și de băieți români (elevi de liceu) demn de a fi luat în seamă au fost în concordanță cu datele obținute în urma administrării aceluiași inventar pe loturi de fete și de băieți (elevi de liceu) din: SUA (Spielberger, 1980, pp. 8-9), Germania (Schwarzer și Kim, 1984; apud Zeidner, 1998, p. 264), Italia (Comunian, 1985; apud Zeidner, 1998, p. 264), Israel (Zeidner și Nevo, 1992; apud Zeidner, 1998, pp. 262-263), Iordania (Ahlawat, 1989; apud Zeidner, 1998, p. 264), Turcia (Öner și Kaymak, 1987; apud Zeidner, 1998, p. 264), India (Sud și Sharma, 1990; apud Zeidner, 1998, p. 264) sau Coreea (Schwarzer și Kim, 1984; apud Zeidner, 1998, p. 264).

2. Pentru diferența între scorurile totale la inventarul TAI obținute de fetele și cele obținute de băieții de liceu români, valoarea mărimii efectului (coeficientului d-Cohen) a fost moderată, însă mai ridicată decât valorile mărimii efectului, raportate în studiile întreprinse pe loturile de elevi de liceu din Coreea, Germania, Iordania, India, Israel, Italia și SUA. Valoarea mărimii efectului, obținută pe lotul de elevi români, a fost cu 0.01 mai scăzută decât valoarea raportată de Öner și Kaymak (1987; apud Zeidner, 1998, p. 264), pentru un lot de elevi turci.

3. Consistența comparațiilor efectuate este asigurată de structura factorială a versiunii inventarului TAI tradusă și adaptată în limba română, foarte apropiată de cea identificată de autorul inventarului (vezi Spielberger, 1980, pp. 28-29), precum și de valorile bune ale

fidelității (consistența internă), pe care le-am obținut pentru lotul de elevi români.

4. Rezultatele pe care le-am obținut nu pot fi generalizate pentru populațiile de elevi de școală elementară sau de studenți. Pentru acestea, sunt necesare raportări separate.

5. Rezultatele pe care le-am obținut pot fi explicate prin intervenția unui complex de variabile: de la sensibilitatea în raport cu situațiile evaluative, mai accentuată în rândul fetelor la pattern-urile diferite de socializare a fetelor și a băieților.

Bibliografie:

- Abdel-Khalek, A. M., & Alansari, B. M. (2004). Gender differences in anxiety among undergraduates from ten arab countries. *Social Behavior and Personality*, 32 (7), 649-656
- Bowler, R. (1987). A brief review of test anxiety in West German schools. R. Schwarzer, H. M. Van der Ploeg, & C. D. Spielberger (Eds.). *Advances in Test Anxiety Research* (Vol. 5., pp. 85-90). Lisse, The Netherlands: Swets & Zeitlinger.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112 (1), 155-159.
- Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1992). *Revised NEO Personality Inventory (NEO PI-R™) and NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI)*. Professional Manual. Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources, Inc.
- Costa, P. T., Jr., McCrae, R. R. et Rolland, J.-P. (1998). *NEO PI-R. Inventaire de personnalité-révisé. Manuel* (adaptation française par Jean-Pierre Rolland). Paris: Éditions du Centre de Psychologie Appliquée.
- Costa, P. T. Jr., Terracciano, A., & McCrae, R. R. (2001). Gender differences in personality traits across cultures. Robust and surprising findings. *Journal of Personality and Social Psychology*, 81 (2), 322-331.
- Everitt, B. S. (2002). *The Cambridge Dictionary of Statistics*. Second Edition. Cambridge: Cambridge University Press.
- Everson, H. T., Millsap, R. E., and Rodriguez, C. M. (1991). Isolating gender differences in test anxiety: a confirmatory factor analysis of the Test Anxiety Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 51 (1), 243-251.
- Fiore, A. (2003). *Gender Differences in Test Anxiety*. Unpublished master's thesis, College of Human Resources and Education, West Virginia University. <http://www.hre.wvu.edu>. Accesat la 18.03.2008.
- Hall, T. S. (2005). Is test anxiety a form of specific social phobia? *Unpublished Master's Thesis*. University of Maryland: College Park. <http://www.lib.umd.edu>. Accesat la 12.03.2007.
- Hedl, J. J. (1982). A factor analytic study of the Test Anxiety Inventory and A-state worry and emotionality items from the State-Trait Anxiety Inventory (Form Y). Paper presented at the *Annual*

Meeting of the Southwestern Psychological Association, Dallas, TX, USA, April 15-17.

- Herrmann, C., Liepmann, D., Otto, J. (1987). Problem-solving and action control as determinants of test anxiety. In R. Schwarzer, H. M. Van der Ploeg, & C. D. Spielberger (Eds.). *Advances in Test Anxiety Research* (Vol. 5., pp. 87-96). Lisse, The Netherlands: Swets & Zeitlinger.
- Hyde, J. S. (2005). The gender similarities hypothesis. *American Psychologist*, 60 (6), 581-592.
- Moore, M. M. (2006). *Variations in Test Anxiety and Locus of Control Orientation in Achieving and Underachieving Gifted and Nongifted Middle School Students*. Unpublished doctoral dissertation, University of Connecticut.
http://www.gifted.uconn.edu. Accesat la 25.06.2007.
- Labăr, A. V. (2008). *SPSS pentru științele educației*. Iași: Editura Polirom.
- Popa, M. (2008). *Statistică pentru psihologie. Teorie și aplicații SPSS*. Iași: Editura Polirom.
- Ricketta, M. (2005). Gender and socially desirable responding as moderators of the correlation between implicit and explicit self-esteem. *Current research in social psychology*, 11 (2), 14-28.
- Spielberger, C. D. (1980). *Test Anxiety Inventory. Preliminary Professional Manual*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Ware, W. B., Galassi, J. P., & Harris-Dew, K. M. (1990). The test anxiety inventory: A confirmatory factor analysis. *Anxiety, Stress & Coping*, 3 (3), 205-212.
- Zeidner, M. (1998). *Test Anxiety: The State of the Art*. New York: Kluwer Academic Publishers.

Note

¹ Coeficientul d-Cohen reprezintă indicatorul mărimii efectului (engl. *effect size*) pentru comparația mediilor scorurilor obținute de grupul de subiecți de sex feminin, respectiv de cel de subiecți de sex masculin. Formula de calcul a acestuia este (apud Popa, 2008, p. 124):

$$d = \frac{m_1 - m_2}{\sqrt{\frac{(N_1 - 1) \times s_1^2 + (N_2 - 1) \times s_2^2}{(N_1 - 1) + (N_2 - 1)}}} \quad (1)$$

unde m_1 și m_2 sunt mediile, N_1 și N_2 sunt efectivele, iar s_1^2 și s_2^2 sunt varianțele distribuțiilor scorurilor pentru cele două grupuri comparate. Cohen a sugerat următoarele repere pentru interpretarea semnificației valorii coeficientului d (cf. Popa, 2008, p. 124): 0.20 – efect mic (scăzut); 0.50 – efect mediu (moderat); 0.80 – efect mare.

² Este vorba despre autorul acestei lucrări și despre un traducător atestat, din cadrul unui cabinet de traduceri autorizat.

³ Este vorba atât de adjectivele care descriu stări emoționale și cognitive, precum *confident*, *relaxed*, *uneasy*, *tense*, *nervous*, cât și de prepozițiile sau conjuncțiile care sugerează momentul în care aceste reacții se manifestă în raport cu situația de examinare, precum: *on*, *while*, *during*, *after*, *before*.

⁴ Pentru a nu exista multicolaritate sau singularitate, valoarea determinantului matricei de corelații între variabile trebuie să fie situată peste 0.00001 (cf. Labăr, 2008, p. 309).

⁵ Kaiser-Meyer-Olkin/KMO (*Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy*) și indicatorul Bartlett pentru evaluarea sfericității (*Bartlett's test of sphericity*) sunt două teste statistice prin care putem evalua gradul de asociere a variabilelor, pe care urmează să le introducem în analiză (vezi Labăr, 2008, pp. 308-309). Primul verifică ipoteza potrivit căreia matricea de corelații între variabilele de start este o matrice-identitate (variabilele corelează doar cu ele însele, valorile

corelațiilor cu celelalte variabile fiind apropiate de sau egale cu zero). Cel de-al doilea indicator arată gradul de adecvare a eșantionului de variabile în raport cu modelul factorial care urmează a fi extras. Valori mari (apropiate de 1.00) și semnificative statistic pentru ambele teste sunt un argument în favoarea existenței unor factori, adică a legitimității analizei factoriale pe care urmează să o întreprindem pornind de la datele respective.

⁶ Acestea au fost situate între 0.48 și 0.75.

⁷ Valorile absolute ale saturațiilor în cel de-al doilea factor extras au fost cuprinse între 0.01 și 0.22.

⁸ Din analiza factorială confirmatorie, pe care Spielberger (1980, p. 29) a întreprins-o pe eșantionul normativ care a inclus 1449 de studenți în ultimul an de colegiu (654 de sex masculin și 795 de sex feminin), au rezultat, pentru itemul 16 („I worry a great deal before taking an important examination”, „Îmi fac foarte multe griji înaintea unui examen/test important”), saturații mai ridicate ca valoare în factorul I – Emotivitate (0.65 pentru subeșantionul de studenți de sex masculin, respectiv 0.71 pentru subeșantionul de studenți de sex feminin) decât în factorul II – Îngrijorare (0.40 pentru subeșantionul de studenți de sex masculin, respectiv 0.35 pentru cel de studenți de sex feminin). Ca atare, Spielberger (1980) l-a inclus în componența factorului Emotivitate. Considerăm, însă, că, prin conținutul său, itemul se referă clar la factorul Îngrijorare, motiv pentru care ar trebui reformulat, pentru a se distinge mai clar între cele două componente ale anxietății față de testare.

⁹ Coeficientul V propus de H. Cramér exprimă mărimea efectului, în cazul testului χ^2 pentru diferența între distribuțiile de frecvențe a două variabile nominale (tabel de contingență cu $l = 2, 3, 4, \dots$ linii și $c = 3, 4, 5, \dots$ coloane). Formula de calcul este (apud Everitt, 2002, p. 99):

$$V - Cramer = \sqrt{\frac{\phi^2}{\min[(l-1); (c-1)]}} \quad (2),$$

$$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{N \times [\min(l; c) - 1]}} \quad (3), \text{ iar } l = \text{numărul de linii, } c = \text{numărul}$$

de coloane, N = numărul total de subiecți și χ^2 = coeficientul lui Pearson obținut cu formula clasică. Cohen a propus următoarele repere pentru interpretarea mărimii efectului, în cazul testului χ^2 (apud Popa, 2004, p. 193): 0.10 – efect mic; 0.25 – efect moderat; 0.40 – efect mare.

¹⁰ Comparația între procentul de băieți și cel de fete cu un nivel ridicat al anxietății față de testare a fost efectuată cu testul z pentru diferența între două proporții independente.

¹¹ Coeficientul h este mărimea efectului în cazul diferenței între două proporții independente. Formula de calcul este (Cohen, 1992, p. 157): h

$$= \phi_{p_1} - \phi_{p_2} \quad (4), \text{ unde } p_1 \text{ și } p_2 \text{ sunt cele două proporții, iar } \phi_{p_1} \text{ și}$$

ϕ_{p_2} sunt valorile corespunzătoare, obținute în urma transformării

valorilor p_1 și p_2 prin aplicarea funcției *arcsin*. Cohen (1992, p. 157) sugerează următoarele repere pentru interpretarea semnificației valorii coeficientului h : 0.20 – efect mic; 0.50 – efect moderat; 0.80 – efect mare.

Lucrare publicată în: M. Milcu, W. Griebel, R. Sassu (coordonatori). *Cercetarea psihologică modernă: direcții și perspective* (pp. 116-131). București: Editura Universitară