

UTILITATEA BATERIEI FACTORIALE PMA ÎN PREDICȚIA PERFORMANȚELOR ȘCOLARE ALE ELEVILOR AFLAȚI ÎN PRAGUL ABSOLVIRII CICLULUI GIMNAZIAL

ROBU VIOREL

Universitatea „Petre Andrei”, Facultatea de Psihologie, Asistență Socială, Sociologie, Catedra de Psihologie
Iași, România
viorel.robust@rcpsi.ro

Introducere

ABSTRACT: The purpose of this study is to explore the utility of the Primary Mental Abilities (PMA) factorial battery in prediction of school performances of pupils that are about to graduate gymnasium, under the criteria of their grades and average grades in final exams. The study was made on a group of 123 pupils in the 8th grade, out of which 54 boys and 69 girls. An hierarchical linear regression analysis showed a significant contribution of scores on verbal significance and abstract reasoning test to explanation of the final average grade variance, the variance of grades in mathematics and history/geography. An additional analysis, considering the composite scores to what the authors of PMA called school ability showed (for the entire group of pupils and for the subgroups of boys and girls) a significant contribution to explanation of the average grade variance in final exam and the whole others criteria.

Keywords: PMA battery, school performances, prediction, educational guidance

Exercitarea unei profesii la un nivel de performanță ridicat necesită un ansamblu de aptitudini specifice, o motivație (interese, valori, atitudini) adecvată, precum și o serie de caracteristici ale personalității care pot constitui resurse cheie ale succesului în acea profesie.

Baza formării profesionale se pune încă din școală, începând cu alegerea specialității liceale pe care elevii, absolvenți de clasa a VIII-a, o au de făcut. În timpul claselor gimnaziale, elevii încep să-și facă planuri de viitor și să caute informații pentru a lua o decizie în legătură cu filiera pe care o vor urma, în vederea continuării studiilor. În acest proces, elevii trebuie să fie sprijiniți într-un mod competent de un consilier școlar. Informațiile furnizate de o baterie de aptitudini, alături de urmărirea intereselor pentru unul sau altul dintre domeniile profesionale care „au căutare pe piața muncii”, pot servi drept ghid în ceea ce privește luarea unor decizii cu privire la continuarea studiilor și alegerea unei cariere profesionale. Important de reținut este și faptul că, în timp, ca urmare a procesului de maturizare și pe baza experienței acumulate, aptitudinile intelectuale, ca și interesele, se diferențiază și se cristalizează, făcând necesară continuitatea în orientarea școlară și profesională.

În opinia noastră, activitatea de orientare școlară presupune ca prime două etape majore:

1) examinarea psihologică a elevului care dorește să fie orientat, sub aspectul potențialului aptitudinal, al intereselor și aspirațiilor pe care le are, precum și al celorlalte laturi ale personalității (valori care îi ghidează existența, trăsături temperamentale, imagine și stimă de sine, etc.);

2) corelarea profilului psihologic rezultat cu cerințele exercitării unei anumite profesii. Examinarea psihologică va furniza consilierului un profil individualizat care trebuie comparat cu profilul ocupației/ocupațiilor pentru care elevul își manifestă activ un interes predominant. În demersul de orientare, consilierul va lua în calcul și resursele oferite de

mediul familial/educațional în care elevul evoluează, respectiv dinamica pieței muncii, care se află într-o continuă schimbare. Utilitatea actului orientării se va reflecta în performanțele academice pe care le va obține elevul, precum și în statutul ocupațional pe care acesta îl va achiziționa după finalizarea formării. Nivelul material pe care îl va atinge un individ, satisfacția în planul activității profesionale, precum și statutul social pe care îl va achiziționa sunt o parte dintre indicatorii prin care trebuie evaluată utilitatea practică a activității de orientare educațională și profesională.

O precizare ne pare importantă: exigențele cerute actualmente la interviul de selecție pentru diverse posturi reflectă nevoia angajatorilor de a avea personal bine pregătit, capabil să facă față schimbărilor imprevizibile și rapide. Acest lucru implică, din partea candidaților, o bună cunoaștere a propriilor resurse și a dinamicii acestora (aptitudini, aspirații, oportunități oferite de mediu, etc.). Dată fiind această tendință, tinerii aflați încă în procesul de formare trebuie educați să-și cunoască și să-și dezvolte permanent propriile competențe, pentru a-și mări șansele de a fi selectați pe piața muncii.

Un examen psihologic complex, în vederea orientării educaționale, trebuie să surprindă personalitatea elevului în ansamblu și, în mod special, interesele și aptitudinile acestuia. Cel mai important aspect îl constituie corelarea intereselor exprimate de elev cu aptitudinile intelectuale generale și specifice de care acesta dispune. Din acest punct de vedere, inventarele de interese propuse de psihologul american John L. Holland pot oferi consilierului posibilitatea de a diagnostica rapid și cu un cumul informațional prețios „personalitatea vocațională” a unui individ, precum și mediul profesional sau mediile care îi vor permite să-și materializeze cel mai bine în performanțe notabile resursele de care dispune (Holland, 1997, pp. 17-54). Consilierul poate avea astfel un punct de plecare pertinent, în demersul de orientare pe care trebuie să-l întreprindă.

Determinarea nivelului inteligenței generale, a aptitudinilor specifice, a profilului intereselor pentru diverse domenii, a aspirațiilor și valorilor elevului adolescent constituie un aspect foarte important în cadrul orientării școlare. Justețea deciziilor luate de elev este strâns legată de profilul competențelor de care acesta dispune, iar eficiența deciziei de succesul pe care îl va obține ulterior în domeniul profesional în care se va forma.

În vederea evaluării aptitudinilor generale și specifice de care dispune un elev, se pot folosi atât teste separate, cât și colecții de teste construite după anumite principii și cunoscute sub numele de *baterii de teste*. Criteriile cu care se operează, în general, pentru selectarea unei baterii de teste cât mai adecvată scopurilor orientării școlare și vocaționale sunt (Gysbers, 1997, p. 420): 1) validitatea testelor (mai ales, cea legată de predicția performanțelor într-un anumit domeniu de activitate); 2) fidelitatea; 3) costul aplicării, pe o piață a serviciilor de evaluare orientată tot mai mult către economia de resurse; 4) modul de obținere și de evaluare a rezultatelor; 5) accesibilitatea și utilitatea normelor; 6) necesitatea formării consilierilor în vederea aplicării bateriei de teste și interpretării rezultatelor obținute de un individ; 7) utilitatea bateriei în raport cu obiectivele acțiunii de consiliere.

În încercarea de a determina teste „pure din punct de vedere factorial”, numeroși autori au căutat să construiască și să perfecționeze baterii care să măsoare într-o manieră cât mai economicoasă factorii care apar ca fiind cei mai importanți pentru reușita academică și profesională a unui individ (Pichot, 1997, p. 68). În acest sens, tehnica analizei factoriale, pusă la punct de psihologul englez Charles Spearman, a constituit o strategie foarte des utilizată. Louis Leon Thurstone, ale cărui studii au fost fundamentale în acest domeniu, a construit o baterie pentru evaluarea aptitudinilor mentale primare, despre care vom vorbi în continuare. Autorul și-a fundamentat demersul pe un model multifactorial al structurii și organizării aptitudinilor. O nouă versiune, *Schaier-Thurstone Adult Mental Abilities Test* (1985), a fost etalonată în SUA, pentru subiecții cu vârste de la 5 ani în sus. O serie de baterii analoage se disting de cea construită de Thurstone, prin modul în care au fost selectate testele care le compun. Alegerea a fost determinată de rezultatele analizelor factoriale, dar și de anumite aspecte practice. Au fost incluse numai testele care aveau, din punct de vedere empiric, o valoare predictivă pentru reușita într-un anumit sector de activitate (Pichot, 1997, p. 69). O baterie de acest gen este *Differential Aptitude Test Battery* (DAT) a lui Bennett, Seashore și Wesman, publicată în 1947 și supusă de atunci unor revizuirii periodice. Destinată subiecților aflați la finele studiilor profesionale/liceale, această baterie ne furnizează opt note legate de: raționamentul verbal, aptitudinea numerică, raționamentul abstract, viteza și precizia percepției, raționamentul mecanic, relațiile spațiale, ortografie și utilizarea limbajului (gramatică). Timpul de lucru pentru întreaga baterie este de aproximativ două ore și jumătate, dar a fost dezvoltată și o versiune scurtă (alcătuită numai din testele de raționament verbal și aptitudine numerică), care necesită doar o oră și jumătate de lucru. Cercetările asupra bateriei au demonstrat că testele de raționament verbal și de aptitudine numerică sunt cei mai buni predictorii ai notelor obținute de elevii de liceu, respectiv de studenții de colegiu (Aiken, 1997, p. 223). Bateria a fost construită inițial cu scopul de a fi utilizată în orientarea școlară și profesională a adolescenților, dar s-a dovedit a fi utilă și pentru programele educaționale incluzând adulți. Cu toate acestea, unii autori (Aiken, 1997, p. 223)

recomandă utilizarea cu precauție a bateriei, ca un predictor diferențial a succesului în anumite ocupații. Mai amintim bateriile *Wechsler Intelligence Scale for Children – Third Edition* (WISC-III), *Wechsler Preschool and Primary Scale of Intelligence-Revised* (WPPSI-R), *Stanford-Binet Intelligence Scale – Fourth Edition* (SB-IV), *Otis-Lennon School Ability Test* (OLSAT) și *Kaufman Assessment Battery for Children* (K-ABC), care pot fi utilizate pentru evaluarea aptitudinilor cognitive ale copiilor și adolescenților, în cadrul programelor de orientare școlară. În cele ce urmează, ne vom îndrepta atenția asupra bateriei PMA, care a constituit obiectul cercetării întreprinse de noi.

Bateria factorială PMA

Bateria factorială PMA (engl. *Primary Mental Abilities*) este rezultatul unei serii de cercetări efectuate de către o echipă de psihologi din cadrul Laboratorului de Psihometrie al Universității din Chicago, sub coordonarea profesorului Louis Leon Thurstone. Prima versiune a bateriei a fost publicată în 1941. În România, bateria a fost adaptată și experimentată începând cu anul 1995, în cadrul *Societății de Psihologie Aplicată PSITEST* din Iași.

Acest ansamblu de teste, destinat să măsoare cinci dintre aptitudinile cognitive (V – semnificația verbală, R – raționamentul abstract, N – aptitudinea numerică, S – aptitudinea spațială și W – fluiditatea verbală), a fost conceput inițial pentru elevii cu vârste între 11 și 17 ani, dar poate fi utilizat și în selecția profesională a adulților cu pregătire școlară generală sau medie. Prin tehnici de analiză factorială, autorii au identificat și au descris diferite aptitudini, denumite prin termenul *aptitudini mentale primare*. Bateria PMA a fost construită, în așa fel încât să măsoare un număr cât mai mare de factori cognitivi într-un timp relativ scurt (cu tot cu citirea consemnelor de către subiecți, aplicarea individuală/colectivă a bateriei necesită cel mult o oră). În continuare, prezentăm semnificația testelor care compun această baterie.

Semnificația verbală (V) este aptitudinea de a înțelege ideile exprimate prin cuvinte. Această aptitudine intervine în orice activitate în care informațiile sunt obținute prin lectura sau audierea cuvintelor. Semnificația verbală este măsurată prin intermediul testului de sinonime (50 de itemi), cu o durată de rezolvare de patru minute.

Raționamentul abstract (R) este aptitudinea de a rezolva probleme logice. Este una din cele mai importante aptitudini mentale. Persoanele care au un raționament bun pot analiza o situație pe baza experienței trecute, pot concepe planuri de acțiune și le pot duce la bun sfârșit, ținând cont de faptele constatate. Durata de rezolvare a celor 30 de itemi (șiruri de litere, construite după anumite reguli pe care subiectul trebuie să le descopere și să le aplice pentru a completa șirurile) este de șase minute.

Aptitudinea numerică (N) este aptitudinea de a lucra cu cifre, de a rezolva probleme cantitative simple. Este una dintre aptitudinile cele mai ușor de pus în evidență și de explicat, deoarece se referă în principal la rapiditatea și exactitatea în „mânuirea” cifrelor. Durata de rezolvare a testului de aptitudine numerică (care cuprinde 70 itemi, reprezentând adunări cărora subiectul trebuie să le verifice corectitudinea) este de șase minute.

Aptitudinea spațială (S) se referă la aptitudinea unei persoane de a-și reprezenta mental obiecte în două sau trei dimensiuni. Această aptitudine poate fi mai bine descrisă ca fiind aptitudinea unei persoane de a-și imagina cum ar arăta un obiect sau desen dacă ar suferi o rotație și de a sesiza relațiile

spațiale dintr-un aranjament de obiecte. Testul conține un număr de 20 de itemi (figuri bidimensionale care se rotesc). Durata de rezolvare a testului de aptitudini spațiale este de cinci minute.

Fluiditatea verbală (W) se referă la aptitudinea unei persoane de a găsi și utiliza cu ușurință diverse cuvinte. Acest factor diferă de semnificația verbală, prin importanța mai mare pe care o au rapiditatea și ușurința cu care o persoană utilizează cuvintele decât gradul în care aceasta înțelege conceptele exprimate verbal. Timpul limită de rezolvare a acestei probe este de cinci minute (timp în care subiectul trebuie să scrie cât mai multe cuvinte care încep cu litera S).

Cea de-a doua ediție pentru limba franceză a manualului bateriei prezintă rezultatele studiilor americane, întreprinse în perioada 1947-1958, în vederea verificării calităților psihometrice legate de fidelitate și validitate.

Două studii privind fidelitatea testelor bateriei PMA (Thurstone și Thurstone, 1941, respectiv Jacobs, 1948; apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p.8) au utilizat metoda estimării fidelității unui test cu durată de rezolvare limitată (metodă introdusă de Spearman și Brown). Primul studiu s-a bazat pe rezultatele a 500 de elevi, înscriși la cursurile mai multor școli secundare din Chicago. Cel de-al doilea studiu a fost efectuat pe un eșantion de 97 elevi dintr-o școală secundară americană. Rezultatele au indicat valori ridicate ale fidelității estimate (între 0.89 și 0.96, pentru studiul întreprins de Thurstone și Thurstone, respectiv între 0.87 și 0.96 pentru studiul lui Jacobs). În ambele studii, fidelitatea estimată a testului de aptitudine spațială a avut cea mai ridicată valoare (0.96). Un al treilea studiu, efectuat de Anastasi și Drake (1954), pe un eșantion de 104 elevi din două școli secundare din New Jersey, a utilizat metoda corelației între jumătățile testelor bateriei, cronometrate separat. Acest studiu a găsit valori ale fidelității ușor mai mici comparativ cu valorile obținute în cele două studii citate mai sus. Valorile au variat între 0.72 (pentru testul de fluiditate verbală) și 0.90 (pentru testul de semnificație verbală). Testul de raționament abstract a înregistrat o valoare a coeficientului de fidelitate de 0.87. Rezultatele acestui studiu au indicat cele mai ridicate valori ale fidelității pentru testele V și R.

Un alt studiu interesant privind fidelitatea (realizat în 1954 de Sexton, în Noua Zeelandă) a evidențiat o stabilitate longitudinală foarte bună a notei compozite $V+S+2R+N+W$ (corelația între notele obținute la prima testare și cele obținute la testarea realizată după opt luni fiind de 0.83).

Datele cu privire la validitatea internă a bateriei sunt numeroase. În tabelul 1, am indicat corelațiile (calculate cu formula Bravais-Pearson) între notele brute la testele bateriei obținute de elevii de clasa a VIII-a, pe care i-am investigat în cercetarea noastră. Valorile corelațiilor prezentate nu au fost corectate în vederea atenuării artefactelor legate de fidelitatea testelor, de mărimea lotului de elevi utilizat sau de mărimea varianței distribuțiilor.

Teste PMA	V	R	N	S
V				
R	0.39 **			
N	0.12	0.31 **		
S	0.06	0.27 **	0.08	
W	0.09	0.28 **	0.27 *	- 0.04

V – semnificație verbală, R – raționament abstract, N – aptitudine numerică, S – aptitudine spațială, W – fluentă verbală

* corelații semnificative la pragul $p = 0.05$

** corelații semnificative la pragul $p = 0.01$

Cea mai ridicată corelație am obținut-o între testele V (semnificație verbală) și R (raționament abstract), valoare care confirmă rezultatele obținute în studiile americane întreprinse în vederea validării bateriei. În cea de-a doua ediție a manualului de limbă franceză al bateriei, sunt citate șase studii americane care au vizat corelațiile între teste, efectuate pe eșantioane de diferite mărimi, după cum urmează: 500 de elevi din mai multe școli secundare din Chicago - studiul lui Thurstone și Thurstone (1941), 97 elevi de școală secundară - studiul lui Jacobs (1948), 565, respectiv 559 elevi din mai multe școli secundare din Minnesota - studiile efectuate de Mouly și Robinson (1949), 120 elevi de școală secundară - studiul lui Wellman (1957), respectiv 400 de elevi admiși la școala de meserii - studiul lui Hite (1956). Din sinteza acestor studii, rezultă corelații între factorul verbal și raționament cuprinse între $r = 0.33$ (Thurstone și Thurstone, 1941) și $r = 0.55$ (Jacobs, 1948), cu o valoare mediană a coeficienților de 0.50 (apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 10).

Așa cum am arătat numeroși autori (Sexton, 1954; Shinn, 1956), notele la testele V și R sunt cei mai buni predictorii ai aptitudinii școlare. Corelațiile acestora cu nota compozită $AS = 2V+R$, reprezentând aptitudinea școlară au fost semnificative statistic ($r = 0.96$ între V și AS, respectiv $r = 0.63$ între R și AS). Valoarea mai ridicată a corelației între V și AS poate fi explicată prin ponderea mai mare a notei la testul V.

Corelațiile nesemnificative între notele la testul V, respectiv cele la testele N (aptitudine numerică) și S (aptitudine spațială) pot fi luate ca o dovadă a relativei independențe a factorului verbal de cel numeric, respectiv spațial. De asemenea, corelația nesemnificativă între notele la testul V și notele la testul W (fluentă verbală) confirmă relativa independență a celor doi factori, stabilită în studiile de validare americane. Așa cum am menționat, fluiditatea verbală se referă la aptitudinea unei persoane de a găsi și emite cu ușurință termeni, propoziții sau fraze. Ea diferă de semnificația verbală (în cazul căreia, se are în vedere mai ales gradul înțelegerii semnificației cuvintelor), prin importanța pe care o are indicatorul legat de rapiditatea cu care persoana utilizează cuvintele în exprimarea verbală, orală sau scrisă.

Corelația semnificativă între notele la testele R și N ar putea fi explicată pe baza implicării unui factor comun, care ține de viteza de lucru. Aceeași explicație (factorul legat de rapiditatea în desfășurarea operațiilor mentale) poate fi avansată în cazul corelațiilor semnificative statistic, deși modeste ca valoare, între notele la testele R și S, respectiv R și W. Testul S pare a fi cel mai independent în ansamblul bateriei PMA. Aceleași pattern-uri corelaționale au fost obținute pentru loturile de băieți, respectiv fete.

În rezumat, valorile corelațiilor între testele bateriei PMA obținute de noi au fost mai mici decât valorile corelațiilor obținute în cele șase studii americane, citate în cea de-a doua ediție a manualului francez. Coeficientul de corelație median, pentru ansamblul testelor bateriei PMA,

Tabelul 1. Corelații între testele bateriei factoriale PMA (N=123 elevi, aflați în pragul absolvirii clasei a VIII-a)

obținut în cercetarea noastră a fost $r = 0.19$ ¹, valoare care concordă cu afirmația autorilor cu privire la independența testelor bateriei. Precizăm că datele prezentate mai sus nu au pretenția de a epuiza studiul validității interne. În continuare, vom trece la prezentarea unor studii care au vizat validitatea externă a bateriei PMA.

O serie de studii au corelat rezultatele la testele bateriei PMA cu alte teste de inteligență. Thurstone (1957) a administrat unui lot de 92 de elevi de școală secundară atât bateria PMA, cât și *Otis Self-Administering Test of Mental Ability* (Forma B). Corelația multiplă (R) între notele la testele V, R și N și notele globale la testul Otis a fost de 0.71, cea mai importantă contribuție având-o testul V ($\beta = 0.48$) (apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 12). Același autor a aplicat unui lot de 142 elevi bateria PMA, respectiv *Kuhlmann-Anderson Intelligence Test*. Corelația multiplă între testele V și R pe de o parte, respectiv coeficientul de inteligență estimat pe baza rezultatelor la testul Kuhlmann-Anderson, pe de alta a fost de 0.63, contribuțiile celor două teste fiind $\beta = 0.52$ (pentru semnificația verbală), respectiv $\beta = 0.22$ (pentru raționamentul abstract).

Mouly și Robinson (1949) au administrat bateriile PMA și GATB (*General Aptitude Test Battery*) pe două eșantioane de elevi din mai multe școli secundare din Minnesota. Primul eșantion a cuprins 565 elevi, iar cel de-al doilea 559. Pentru ambele studii, corelațiile între testele bateriei PMA și omoloagele lor din bateria GATB au fost semnificative și destul de ridicate ca valoare. De exemplu, corelațiile între notele la testul de semnificație verbală și notele la testul de vocabular din bateria GATB au fost 0.69 (pentru lotul de 565 elevi), respectiv 0.77 (pentru lotul de 559 elevi) (apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 13). Între notele la testul de aptitudine numerică (N) din bateria PMA și cele la testul de calcul din bateria GATB, corelațiile au fost 0.63 (pentru lotul de 565 elevi), respectiv 0.65 (pentru lotul de 559 elevi).

O serie de studii au corelat notele la bateria PMA cu notele la teste de cunoștințe. Schneider (1956) a aplicat pe un eșantion de 206 elevi de școală secundară bateria PMA, iar trei ani mai târziu *Iowa Tests of Educational Development* (ITED). Tabelul 2 prezintă corelațiile obținute (apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 14):

Tabelul 2. Corelații între notele la testele bateriei PMA și notele la probele din ITED (N = 206 elevi) *

Teste ITED	V	R	N	S	W
Elemente de studii sociale	0.57	0.46	0.18	0.19	0.13
Elemente de științe ale naturii	0.51	0.31	0.27	0.22	0.17
Limbaj scris	0.73	0.60	0.41	0.21	0.35
Raționament cantitativ	0.42	0.32	0.30	0.29	0.14
Lecturi: studii sociale	0.67	0.42	0.42	0.17	0.20
Lecturi: științe ale naturii	0.54	0.38	0.29	0.24	0.25
Lecturi: literatură	0.69	0.43	0.32	0.24	0.32
Vocabular general	0.73	0.49	0.29	0.13	0.23
Note globale	0.72	0.33	0.23	0.19	0.19

V – semnificație verbală, R – raționament abstract, N – aptitudine numerică, S – aptitudine spațială, W – fluentă verbală

* Corelațiile scrise cu cifre îngroșate au fost semnificative statistic

Testele V și R s-au dovedit a fi cei mai buni predictorii pentru notele la probele din ITED. Contribuția testului V a fost mai mare decât cea a testului R.

Într-o serie de studii, Shinn (1956) a calculat corelațiile între bateriile PMA și ITED, separat pentru fete, eleve în mai multe școli secundare (N = 303), respectiv băieți (N = 308). Rezultatele studiilor sale au indicat valori apropiate pentru cele două sexe ale corelațiilor între notele la testele bateriei PMA și criteriile din ITED (vezi Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 14). Corelațiile între notele la testele V și R pe de o parte, respectiv criteriile din ITED, pe de altă parte au fost, pentru fiecare sex în parte, comparabile cu cele raportate de Schneider (1956). În cazul fiecărui sex, autorul citat a găsit notele la testele V și R ca fiind cei mai buni predictorii pentru nivelul cunoștințelor școlare. Ecuțiile de regresie calculate l-au condus către formula $2V+R$, pentru estimarea nivelului cunoștințelor școlare. Această formulă a fost considerată o bună estimare a *aptitudinii școlare*.

Un studiu întreprins de Sexton (1954), pe un lot de 100 de elevi din Noua Zeelandă, a calculat corelațiile între notele la testele bateriei PMA și notele la disciplinele limba engleză, ortografie, probleme de aritmetică și calcul mecanic. Acestea sunt prezentate în tabelul 3 (apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 16).

Tabelul 3. Corelațiile obținute de Sexton (1954) (N = 100 elevi) *

Discipline	V	R	N	W
Note limba engleză	0.64	-	-	-
Note ortografie	0.59	-	-	0.32
Note probleme aritmetice	-	0.52	0.45	-
Note calcul mecanic	-	-	0.51	-

* În studiul său, autorul nu a raportat decât corelațiile prezentate în acest tabel

Din nou, observăm că testul de semnificație verbală a furnizat o corelație destul de mare ca valoare cu notele la disciplina limba engleză. Corelațiile între notele la testele N și R, respectiv notele la disciplinele calcul mecanic și probleme de aritmetică s-au situat în zona valorilor medii.

Într-un studiu condus de autorii bateriei (N = 348 elevi dintr-o școală secundară din Chicago), notele la testele V, R, N și S au fost corelate cu notele la limba engleză, respectiv cu mediile generale. Tabelul 4 prezintă corelațiile obținute (apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 17).

Tabelul 4. Datele unei cercetări întreprinse de autorii bateriei PMA (N = 348 elevi de școală secundară) *

Criterii școlare	V	R	N	S
Note limba engleză	0.48	0.43	0.32	0.17
Medii generale	0.55	0.52	0.40	0.27

* Corelațiile scrise cu cifre îngroșate au fost semnificative statistic

Testele V și R au furnizat din nou cele mai bune corelații cu notele la criteriile școlare luate în considerare. De asemenea, corelația între notele la testul N și mediile generale a avut o valoare de neneglijat.

Încheiem prezentarea datelor privitoare la validitatea relativă la criteriu a bateriei PMA cu studiul efectuat de Wellman (1957), al cărui obiectiv a fost să determine contribuția fiecăruia dintre testele bateriei, respectiv a testului *Otis Quick-Scoring Mental Ability* la notele obținute de elevi la mai multe discipline școlare. Subiecții au fost 120 elevi dintr-o școală secundară din statul Iowa. Testul Otis a fost administrat în cursul primului semestru după admiterea în școala secundară a elevilor, iar testele bateriei PMA doi ani

¹ În manualul francez, valoare mediană raportată este 0.31.

mai târziu. Criteriile școlare au fost reprezentate de mediile pe patru semestre de școlarizare la disciplinele limba engleză, științe exacte și matematică, precum și de mediile generale de studiu. Tabelul 5 prezintă valorile corelațiilor obținute (apud Centre de Psychologie Appliquée, 1964, p. 17):

Tabelul 5. Validitatea externă a bateriei PMA (N = 120 elevi)
(conform datelor oferite de Wellman, 1957) *

Criteria școlare	V	R	N	S	W
Note limba engleză	0.61	0.47	0.52	0.23	0.35
Note științe exacte	0.66	0.52	0.53	0.24	0.36
Note matematică	0.41	0.47	0.41	0.50	0.17
Medii generale	0.60	0.51	0.51	0.29	0.31

* Corelațiile scrise cu cifre îngroșate au fost semnificative statistic

Spre deosebire de studiile citate anterior, datele studiului întreprins de Wellman au indicat, alături de testele V și R (care au înregistrat corelații între 0.41 și 0.66 cu valorile criteriilor școlare luate în considerare), testul N, care a furnizat rezultate semnificative (de exemplu, corelația cu notele la disciplina științe exacte a fost 0.53, foarte apropiată de cea înregistrată pentru testul R; corelațiile cu mediile generale au fost aceleași ca valoare pentru testele N și R). Considerând criteriile limba engleză, științe exacte și media generală, testul V a înregistrat cele mai ridicate valori ale corelațiilor. Pe de altă parte, testul S a înregistrat cea mai ridicată valoare a corelației cu notele la disciplina matematică. Datele de ansamblu obținute în acest studiu arată că testul V a avut cea mai mare contribuție în explicarea rezultatelor la trei dintre cele patru criterii școlare luate în considerare.

Rezumând datele obținute în studiile citate mai sus, putem spune că testele V și R s-au dovedit a fi cei mai buni predictorii ai rezultatelor la diferite discipline școlare. Notele la aceste două teste au demonstrat o fidelitate satisfăcătoare și au furnizat corelații bune cu notele școlare, precum și cu notele la alte teste de inteligență generală. Testele S și N deși au demonstrat validități mai scăzute, sunt utilizabile, oferind informații satisfăcătoare. Testul W (*Fluiditate verbală*), deși a furnizat dovezi mai puțin consistente ale valorii sale predictive, dezvăluie un anumit conținut psihologic, altul decât cel exprimat de restul testelor bateriei.

Studiile asupra PMA au condus la formula $2V + R$ pentru estimarea aptitudinii școlare, în care testele V și R sînt exprimate în note brute. Datele sugerează că, împreună cu anumite criterii școlare, bateria PMA poate furniza măsuri destul de valide pentru aptitudinile cognitive primare ale unei persoane, importante pentru estimarea reușitei acesteia în cadrul traseului educațional, respectiv într-o anumit domeniu ocupațional sau de activitate profesională.

Scopul cercetării noastre

În cadrul cercetării ale cărei rezultate le vom prezenta în cele ce urmează, am urmărit explorarea utilității testelor bateriei PMA în predicția performanțelor școlare ale elevilor aflați în pragul absolvirii gimnaziului, luând drept criterii notele acestora la disciplinele examenului de capacitate, respectiv mediile finale la acest examen. Ca tehnici statistice, am utilizat calculul corelațiilor între notele la cele cinci teste ale bateriei și notele la disciplinele limba română, matematică, opțional (geografie/istorie), respectiv mediile finale. De asemenea, pentru estimarea contribuției fiecăruia dintre teste la varianța performanțelor la capacitate, am utilizat tehnica analizei de regresie liniară multiplă.

Lotul experimental de elevi

Cercetarea a fost realizată în perioada ianuarie – iunie 2003, pe un lot de 123 elevi de clasa a VIII-a, provenind din clasele liceului teoretic „Dimitrie Cantemir” din Iași. Dintre aceștia, 54 (43.9 %) au fost băieți și 69 (56.1 %) fete.

Precizări de ordin metodologic

Scopul nostru explicit a fost de a determina utilitatea bateriei factoriale PMA în predicția performanțelor școlare ale elevilor aflați în pragul absolvirii clasei a VIII-a. Am luat drept criteriu pentru performanțele școlare atât notele obținute de elevi la cele trei discipline la care au susținut examenul de capacitate, cât și mediile finale. Atragem atenția asupra faptului că media la examenul de capacitate constituie doar unul dintre criteriile care pot fi utilizate pentru evaluarea reușitei școlare a elevilor aflați la sfârșitul primilor opt ani de studiu. În afară de acesta, mai pot fi utilizate: media generală de absolvire a clasei a VIII-a, media generală pentru clasele V-VIII sau, în funcție și de natura testelor-predictor, mediile elevilor la discipline precum limba română, matematică, științe sociale, științe exacte, etc. În toate cazurile, însă, se pune problema alegerii unui criteriu cât mai obiectiv, neafectat de distorsiunile care pot să apară în evaluările nivelului achizițiilor școlare de ansamblu sau la diferite discipline, realizate de profesori. Această necesitate justifică, în parte, alegerea performanțelor la examenul de capacitate drept criterii, în cadrul cercetării noastre. Am pornit de la premisa că, indiferent de capacitățile individuale și de nivelul de pregătire al elevilor care s-au prezentat, condițiile în care s-a desfășurat acest examen au fost standardizate (subiecte și bareme unice la nivel național, control strict al comportamentului elevilor în timpul rezolvării probelor), iar notările au fost efectuate de alți profesori decât pe care elevii i-au avut în timpul școlarizării și care, din motive care pot fi expuse în altă parte, ar fi putut fi influențați de anumite criterii subiective.

Se mai impune să precizăm că cercetările cu privire la validitatea testelor psihologice au arătat că valoarea coeficientului de validitate relativă la criteriu poate fi afectată de diverse *artefacte statistice*, care conduc, de regulă, la o subestimare a acesteia. Salgado (2001, p. 11) citează următoarele trei artefacte mai importante: 1) volumul redus al eșantioanelor utilizate în studiile de validare; 2) fidelitatea scăzută a testului și a criteriului; 3) dispersia redusă ca valoare a scorurilor la test, ca și a valorilor criteriului (așa-numitul efect de restrângere a eșantionului). În virtutea acestei observații, interpretarea semnificațiilor corelațiilor între variabilele predictor și criteriile legate de performanțele școlare, pe care le-am obținut în cercetarea noastră, am făcut-o conform reperelor (tabelul 6) sugerate de Smith, Gregg și Andrews (1995).

Tabelul 6. Limite pentru interpretarea coeficienților de corelație în domeniul ocupațional (după Smith, Gregg și Andrews, 1995)

Valori coeficient „r”	Intensitatea corelației
$0.10 \leq r < 0.20$	corelație mediocră
$0.21 \leq r < 0.30$	corelație acceptabilă
$0.31 \leq r < 0.40$	corelație bună
$r \geq 0.40$	corelație foarte bună

Rezultate

Statistici descriptive

Tabelul 7 prezintă indicatorii statistici descriptivi pentru distribuțiile notelor brute la cele cinci teste ale bateriei.

Tabelul 7. Indicatori statistici descriptivi pentru distribuțiile notelor brute la testele bateriei PMA (N = 123 elevi de clasa a VIII-a)

Indicatori	V	R	N	S	W
medie	19.86	14.84	13.29	18.37	41.05
ab. std.	6.78	4.82	5.28	12.45	10.37
asimetrie	0.35	- 0.43	0.34	0.10	- 0.05
boltire	0.32	- 0.47	0.23	- 0.82	0.78
minim	2	2	3	0	2
maxim	40	23	28	48	68

V – semnificație verbală, R – raționament abstract, N – aptitudine numerică, S – aptitudine spațială, W – fluentă verbală

Valorile statistice descriptive au indicat o asimetrie neglijabilă a distribuțiilor notelor brute pentru testele S (aptitudine spațială) și W (fluentă verbală). Distribuția notelor la testul R a fost ușor asimetrică spre zona notelor ridicate, iar distribuțiile notelor la testele V și N au fost ușor asimetrice spre zona notelor scăzute. În ceea ce privește variabilitatea rezultatelor, testele R și N au înregistrat distribuții omogene în raport cu amplitudinea teoretică a notelor care pot fi obținute (între 0 și 30 – pentru testul R, respectiv între 0 și 70 pentru testul N).

Comparații în funcție de sex

Compararea notele obținute de băieți cu cele obținute de fete la testele bateriei PMA a evidențiat o serie de diferențe, așa cum rezultă din datele sintetizate în tabelul 8.

Tabelul 8. Comparații în funcție de sex (N₁ = 54 băieți, N₂ = 69 fete)

Teste	Loturi	Medii	t	p
V	băieți	19.15	- 1.30	ns
	fete	20.75		
R	băieți	15.24	1.04	ns
	fete	14.33		
N	băieți	12.98	- 0.72	ns
	fete	13.68		
S	băieți	15.65	- 2.81	**
	fete	21.85		
W	băieți	43.86	3.55	***
	fete	37.46		
AS	băieți	53.56	- 0.78	ns
	fete	55.85		

V – semnificație verbală, R – raționament abstract, N – aptitudine numerică, S – aptitudine spațială, W – fluentă verbală, AS – aptitudine școlară

** diferență semnificativă la pragul p = 0.01

*** diferență semnificativă la pragul p = 0.001

ns – diferențe ne semnificative statistic

Datele indică doar două diferențe semnificative statistic între notele medii obținute de băieți și cele obținute de fete, și anume la testele S (în favoarea fetelor), respectiv W (în favoarea băieților). Lotul fetelor a obținut note în medie mai mari decât lotul băieților și la testele V, respectiv N, dar diferențele nu au fost semnificative din punct de vedere statistic. La rândul lor, băieții au obținut la testul R o medie a notelor mai mare comparativ cu fetele, însă din nou diferența nu a fost semnificativă. În ceea ce privește aptitudinea școlară (obținută cu formula 2V+R), lotul fetelor a obținut note în

medie mai mari comparativ cu lotul băieților, fără însă ca diferența să fie semnificativă.

Corelații cu notele la examenul de capacitate

Tabelul 9 prezintă corelațiile între notele la testele bateriei PMA și notele la disciplinele limba română, matematică, opțional (istorie/geografie), respectiv mediile finale la examenul de capacitate. Corelațiile sunt indicate atât pentru întreg lotul de elevi testați, cât și pentru loturile de băieți, respectiv fete. Valorile acestora nu au fost corectate pentru atenuarea artefactelor legate de fidelitatea testelor bateriei PMA și a variabilelor criteriu, respectiv variabilitatea distribuțiilor variabilelor corelate.

Tabelul 9. Corelații între notele la testele bateriei PMA și notele la disciplinele de la examenul de capacitate, respectiv mediile finale

Loturi	Teste	Discipline capacitate			Med. finală
		lb. rom.	mat.	opțional	
total (N = 123)	V	0.22 *	0.36 **	0.27 **	0.35 **
	R	0.24 **	0.40 **	0.30 **	0.39 **
	N	0.003	0.22 *	0.11	0.15
	S	0.01	0.26 **	0.07	0.15
	W	0.22 *	0.06	0.22 *	0.20 *
	AS	0.26 **	0.43 **	0.32 **	0.42 **
băieți (N = 54)	V	0.22	0.31 *	0.22	0.31 *
	R	0.15	0.44 **	0.30 *	0.37 **
	N	- 0.16	0.13	0.07	0.02
	S	0.01	0.34 *	- 0.04	0.14
	W	0.20	0.009	0.36 **	0.21 *
	AS	0.23	0.39 **	0.27 *	0.37 **
fete (N = 69)	V	0.33 **	0.43 **	0.35 **	0.44 **
	R	0.31 **	0.35 **	0.28 *	0.40 **
	N	0.13	0.33 **	0.18	0.33 **
	S	0.15	0.25 *	0.21	0.25 *
	W	0.11	0.07	0.08	0.13
	AS	0.37 **	0.48 **	0.38 **	0.50 **

V – semnificație verbală, R – raționament abstract, N – aptitudine numerică, S – aptitudine spațială, W – fluentă verbală, AS – aptitudine școlară; lb. rom. – limba română, mat. – matematică, med. finală – media finală obținută la examenul de capacitate

* corelații semnificative la pragul p = 0.05

** corelații semnificative la pragul p = 0.01

Aptitudinea școlară a corelat semnificativ pozitiv ($r = 0.42$, $p < 0.01$) cu mediile generale la examenul de capacitate, respectiv cu notele la matematică ($r = 0.43$, $p < 0.01$). Dacă ținem cont de reperele indicate de Smith, Gregg și Andrews (1995), valorile obținute indică corelații foarte bune. Corelațiile aptitudinii școlare cu notele la disciplinele limba română și opțional au fost, de asemenea, semnificative statistic, deși mai modeste ca valoare. În valorile acestora se reflectă, probabil, corelațiile între notele la factorul V și notele la cele două criterii ($r = 0.22$ - cu limba română, respectiv $r = 0.27$ - cu notele la disciplina opțională), în legătură cu care ne-am așteptat să fie mai ridicate.

Factorii V și R au furnizat fiecare corelații bune cu mediile finale la examenul de capacitate. Factorii N și S au înregistrat aceeași valoare, mediocră și ne semnificativă statistic, a corelației cu mediile finale. Factorul W a corelat semnificativ cu mediile finale, dar valoarea corelației a fost una mediocră. Notele la testul W s-au asociat semnificativ pozitiv, așa cum era și firesc, cu notele la limba română, respectiv cu cele la disciplina opțională, dar valorile coeficienților de corelație obținuți au fost mediocre.

Corelația semnificativă și bună ca valoare între notele la testul de raționament abstract și notele la disciplina matematică ar putea fi explicată prin semnificația factorului măsurat de testul R - aptitudinea unei persoane de a rezolva probleme logice, utilizând raționamentul. Natura sarcinii propuse de testul R implică capacitatea subiectului de a percepe (deduce) relații ascunse între elemente abstracte (în acest caz, litere dispuse într-un șir), de a le generaliza și de a le conserva în vederea reaplicării (completarea șirului cu litera care ar urma în mod logic).

În ceea ce privește corelația notelor la testul V cu notele la disciplina matematică (bună ca valoare), aceasta ar putea fi explicată, în parte, prin importanța pe care o are înțelegerea cerințelor formulate verbal în rezolvarea problemelor de matematică (mai ales, în cazul celor de geometrie). Acest rezultat concordă cu datele obținute în studiile americane, care au raportat corelații destul de bune între notele la factorul V și notele la discipline, precum algebră ($r = 0.38$, $N = 240$ elevi din mai multe școli secundare din Chicago - Thurstone și Thurstone, 1941), geometrie plană ($r = 0.46$, $N = 109$ elevi - Thurstone și Thurstone, 1947) sau matematică generală ($r = 0.41$, $N = 120$ elevi de școală secundară - Wellman, 1957).

Corelațiile nesemnificative între notele la testul N și notele la disciplinele limba română, respectiv opțional (geografie/istorie) reflectă independența performanțelor la astfel de discipline (saturate mai mult de factori verbali - înțelegerea conceptelor și fluența verbală) de aptitudinea numerică. În schimb, ne-am așteptat la o valoare mai ridicată a corelației între notele la testul N și rezultatele la disciplina matematică, deși corelația obținută a fost semnificativă statistic. Studiile americane întreprinse în vederea validării bateriei au raportat corelații mai bune între factorul N și notele la discipline, precum calculul aritmetic ($r = 0.45$, $N = 100$ elevi de școală secundară din Noua Zeelandă - Sexton, 1954) sau matematică generală ($r = 0.41$, $N = 120$ elevi - Wellman, 1957).

Analiza datelor obținute de lotul de fete a evidențiat corelații mai mari ca valoare decât cele obținute de lotul de băieți, precum și decât cele obținute de toți elevii testați. În cazul fetelor, doar testul W a înregistrat o corelație nesemnificativă statistic cu mediile finale la examenul de capacitate ($r = 0.13$), celelalte teste înregistrând, comparativ cu întreg lotul, valori mai mari ale corelațiilor cu acest criteriu ($r = 0.44$ față de $r = 0.35$ - pentru testul V, $r = 0.33$ față de $r = 0.15$ - pentru testul N, $r = 0.25$ față de $r = 0.15$ - pentru testul S, respectiv $r = 0.50$ față de $r = 0.42$ - pentru aptitudinea școlară AS). De asemenea, testul V a înregistrat corelații mai mari cu notele la disciplinele limba română și opțional. Valorile acestor corelații sunt bune, dacă ținem cont de reperele orientative sugerate de Smith, Gregg și Andrews (1995). Și în cazul testului N, valoarea corelației cu notele la disciplina matematică a fost mai ridicată pentru lotul de fete decât pentru întreg lotul de elevi ($r = 0.33$ față de $r = 0.22$).

Rezumând, valorile corelațiilor între notele la testele bateriei PMA, pe de o parte și notele la disciplinele la care elevii au fost testați în cadrul examenului național de capacitate, respectiv mediile finale la acest examen, pe de altă parte ne-au sugerat că testele V (aptitudinea verbală, legată de înțelegerea ideilor exprimate prin cuvinte) și R (aptitudinea de a rezolva probleme logice, utilizând raționamentul abstract) ar putea fi cei mai buni predictorii pentru performanța școlară generală, precum și pentru performanța la diferite discipline școlare. Datele pe care le vom prezenta în cadrul următorului subpunct susțin această ipoteză. Testele N și S pot fi legate de

predicția rezultatelor școlare la discipline, precum matematica sau fizica, iar testul W de predicția rezultatelor la discipline precum limba și literatura română, limbi străine sau științe socio-umane.

Rezultatele analizelor de regresie liniară multiplă

Calculul corelațiilor ne indică sensul și măsura în care două sau mai multe variabile se asociază. Atunci când se pune problema determinării influenței pe care un set de variabile o are asupra variației altei variabile, cu care fiecare dintre acestea covariază și a cărei dinamică ne interesează, apelul la *tehnica regresiei liniare multiple* este absolut necesar. Această tehnică este foarte adecvată în studiile în care se pune problema validării unei baterii de teste pentru procesul de orientare școlară, vocațională sau pentru procesul de selecție. În astfel de cazuri, rezultatele la teste constituie variabilele predictor, iar indicatorii performanțelor academice sau a performanțelor pe un anumit post reprezintă variabilele criteriu. Tehnica poate fi utilizată, însă, și în studiile din alte domenii ale psihologiei, în vederea surprinderii relațiilor complexe presupuse a exista între mai multe variabile, care covariază liniar.

Următoarele cinci tabele prezintă datele obținute în urma efectuării unor analize de regresie liniară multiplă, introducând succesiv notele la testele bateriei PMA, respectiv notele la aptitudinea școlară ca variabile predictor și considerând ca variabile criteriu: mediile finale la examenul de capacitate, notele la disciplina limba română, notele la disciplina matematică, respectiv notele la disciplina opțională. Analizele au fost efectuate utilizându-se opțiunile aplicației informatizate *SPSS for Windows*, versiunea 10.00.

Tabelul 10 prezintă datele obținute în urma analizei de regresie liniară multiplă, efectuată luând ca predictorii notele la testele bateriei PMA (introduse în cinci modele, în ordinea descrescătoare a valorilor corelațiilor cu variabila criteriu) și ca variabila criteriu mediile finale pe care elevii testați le-au obținut la examenul de capacitate.

Tabelul 10. Rezultatele analizei de regresie liniară multiplă (variabila criteriu - medii finale examen capacitate)

Variabile predictor	Semnif. contribuției fiecărui predictor	F	p	R	R ²
R	***	22.24	***	0.39	0.156
R V	*** **	15.36	***	0.45	0.205
R V W	** ** ns	10.85	***	0.46	0.216
R V W N	** ** ns ns	8.07	***	0.46	0.216
R V W N S	** ** ns ns ns	6.56	***	0.47	0.221

R - raționament abstract, V - semnificație verbală, W - fluență verbală, N - aptitudine numerică, S - aptitudine spațială
** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$; ns - nesemnificativ

Din tabel, se poate observa că, atunci când doar notele la testul de raționament abstract (R) au fost incluse în analiză ca variabilă predictor, acestea au avut o contribuție semnificativă la varianța mediilor finale, explicând o proporție

de 15.6 % din aceasta. Relația liniară între notele la testul R și mediile finale la examenul de capacitate a fost semnificativă statistic ($F = 22.24$, $p < 0.001$). Adăugarea notelor la testul V (semnificație verbală) a condus la o relație liniară semnificativă între setul de predictor și variabila criteriu luată în considerare ($R = 0.45$; $F = 15.36$, $p < 0.001$), notele la cele două teste (R și V) explicând împreună peste 20 % din varianța mediilor finale la examenul de capacitate. Deși ambele teste au avut o contribuție semnificativă statistic, ponderea pentru testul R a fost mai mare decât cea pentru testul V ($\beta = 0.30$ – pentru testul R, respectiv $\beta = 0.23$ – pentru testul V). Într-un al treilea model, am introdus ca variabile predictor notele la testele R, V și W (fluență verbală). Deși cele trei variabile au înregistrat o relație liniară semnificativă cu variabila criteriu ($R = 0.46$; $F = 10.85$, $p < 0.001$), iar proporția din varianța acesteia explicată de combinația celor trei variabile predictor a crescut ușor ($R^2 = 0.216$) în comparație cu valoarea înregistrată pentru modelul anterior, notele la testul W nu au avut o contribuție semnificativă. În schimb, notele la testele R și V au înregistrat din nou, fiecare, contribuții semnificative în explicarea varianței mediilor finale obținute de elevii investigați la examenul de capacitate. Adăugarea notelor la testul N (modelul 4) la setul de predictor nu a schimbat deloc valoarea coeficientului R. Contribuția notelor la testul N a fost, de asemenea, nesemnificativă statistic. În fine, ultimul model de analiză a inclus și testul S (aptitudine spațială). Contribuția notelor la acest test în explicarea varianței mediilor finale la examenul de capacitate a fost nesemnificativă statistic, ceea ce s-a reflectat și în creșterea neglijabilă a coeficientului de corelație multiplă ($R = 0.47$ față de $R = 0.46$ - pentru modelul anterior). Deși, împreună, notele la toate cele cinci teste ale bateriei PMA au explicat 22.1 % din varianța mediilor finale la examenul de capacitate, doar testele R și V au avut o contribuție semnificativă din punct de vedere statistic.

Datele obținute au confirmat ipoteza pe care am formulat-o, în urma analizei corelațiilor liniare între fiecare dintre testele bateriei PMA și mediile finale obținute de elevii investigați la examenul de capacitate (vezi tabelul 9). Am văzut că doar testele R și V au înregistrat corelații bune ca valoare (dacă avem în vedere reperatele sugerate de Smith, Gregg și Andrews, 1995) cu mediile finale. Atunci când am luat în considerare, drept criteriu școlar, mediile la examenul de capacitate, testele R și V s-au dovedit a fi cei mai buni predictor, având constant contribuții semnificative în explicarea varianței criteriului.

Tabelul 11 prezintă rezultatele analizei de regresie, efectuată luând ca variabilă criteriu notele la disciplina limba română.

Tabelul 11. Rezultatele analizei de regresie liniară multiplă (variabila criteriu – note limba română)

Variabile predictor	Semnif. contribuției fiecărui predictor	F	p	R	R ²
R	**	7.50	**	0.24	0.059
R	*	5.14	**	0.28	0.080
V	ns				
R	*	4.76	**	0.32	0.108
V	ns				
W	ns				

R – raționament abstract, V – semnificație verbală, W – fluență verbală

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; ns - nesemnificativ

Din nou, testul R, luat ca variabilă predictor (model 1), a înregistrat o relație liniară semnificativă cu notele la limba română ($R = 0.24$; $F = 7.50$, $p < 0.01$). Notele la acest test au explicat aproximativ 6 % din varianța rezultatelor la limba română. Procentul este destul de mic, însă contribuția testului a fost semnificativă statistic. În cadrul celui de-al doilea model, relația liniară dintre notele la testele R și V, pe de o parte și variabila criteriu, pe de alta a fost semnificativă statistic ($R = 0.28$; $F = 5.14$, $p < 0.01$), dar proporția din varianță explicată de combinația testelor R și V nu s-a modificat semnificativ ($R^2 = 0.08$ față de $R^2 = 0.059$ - pentru modelul anterior). Datele au indicat că, deși adăugarea testului V a condus la o ușoară creștere a proporției din varianța criteriului explicată de cei doi predictor, contribuția acestui test nu a fost semnificativă statistic. O verificare pe care am întreprins-o, luând doar testul V ca predictor, a indicat o proporție explicată de doar 5.1 % din varianța notelor la limba română (relația dintre testul V și criteriu fiind semnificativă, însă mai slabă ca valoare – $R = 0.22$; $F = 6.42$, $p < 0.05$).

În cadrul unui ultim model, am testat relația dintre notele la testele R, V și W, considerate ca predictor și nota la limba română. Datele au indicat o relație liniară semnificativă între predictor și criteriu ($R = 0.32$; $F = 4.76$, $p < 0.01$). Cei trei predictor au acoperit, împreună, aproximativ 11 % din varianța notelor la limba română, dar numai notele la testul R au avut o contribuție semnificativă, deși nu prea ridicată ca valoare ($\beta = 0.18$). Testul W, deși a contribuit la creșterea valorii coeficientului de corelație multiplă între predictor și criteriu, nu a avut o contribuție semnificativă statistic. Singure, notele la acest test au acoperit doar 5.2 % din varianța rezultatelor la disciplina limba română ($R = 0.22$; $F = 6.54$; $p < 0.05$).

Testele N și S nu au mai fost luate în considerare, datorită corelațiilor liniare nesemnificative statistic și foarte mici ca valoare, pe care acestea le-au înregistrat cu notele la disciplina limba română (vezi tabelul 9).

Tabelul 12 sintetizează datele obținute în urma analizei de regresie liniară, efectuată luând ca variabilă criteriu notele la disciplina matematică.

Tabelul 12. Rezultatele analizei de regresie liniară multiplă (variabila criteriu – note matematică)

Variabile predictor	Semnif. contribuției fiecărui predictor	F	p	R	R ²
R	***	22.52	***	0.39	0.158
R	***	15.97	***	0.46	0.212
V	**				
R	**	12.36	***	0.48	0.239
V	**				
S	*				
R	*	9.67	***	0.49	0.248
V	*				
S	*				
N	ns				

R – raționament abstract, V – semnificație verbală, S – aptitudine spațială, N – aptitudine numerică

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$; ns - nesemnificativ

Au fost testate patru modele. Primul a inclus, ca variabilă predictor, doar notele la testul R, care a înregistrat cea mai mare valoare a corelației cu notele la matematică (vezi tabelul 9). Notele la acest test au explicat aproximativ 16 % din varianța performanțelor la disciplina matematică, având o contribuție semnificativă. În cadrul celui de-al doilea

model, testele R și V au explicat împreună 21.2 % din varianța variabilei criteriu, fiecare având o contribuție semnificativă². Cel de-al treilea model a inclus, ca predictor, notele la testele R, V și S. Fiecare dintre cele trei teste a avut o contribuție semnificativă în explicarea varianței criteriului, ponderile fiind $\beta = 0.24$ – pentru testul R, $\beta = 0.25$ – pentru testul V, respectiv $\beta = 0.17$ – pentru testul S. Observăm că testul S a avut o pondere a contribuției mai redusă ca valoare. Împreună, cele trei teste au acoperit aproximativ 24 % din varianța notelor la disciplina matematică. În fine, ultimul model a luat în considerare și notele la testul N, dar acestea nu au avut o contribuție semnificativă. Datele de mai sus demonstrează din nou importanța mai mare pe care au avut-o testele R și V, atunci când variabila criteriu a fost reprezentată de notele la disciplina matematică.

Tabelul 13 prezintă datele obținute în urma analizei de regresie, în care variabila criteriu a fost reprezentată de notele la disciplina opțională (istorie/geografie).

Tabelul 13. Rezultatele analizei de regresie liniară multiplă (variabila criteriu – note opțional)

Variabile predictor	Semnif. contribuției fiecărui predictor	F	p	R	R ²
R	***	11.86	***	0.30	0.090
R	**	8.07	***	0.34	0.119
V	*				
R	*	6.50	***	0.37	0.142
V	*				
W	ns				

R – raționament abstract V – semnificație verbală, W – fluență verbală

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$; ns - nesemnificativ

Și în cazul acestui criteriu, notele la testele R și V au dovedit o contribuție semnificativă. Astfel, notele la testul R au explicat 9 % din varianța rezultatelor la disciplina opțională, relația liniară fiind semnificativă din punct de vedere statistic ($R = 0.30$; $F = 11.86$, $p < 0.001$). Adăugarea notelor la testul V (modelul 2) a ridicat procentul din varianța criteriului, explicat de cele două variabile predictor, de la 9 % la aproximativ 12 %. Ambele teste au avut contribuții semnificative, deși valoarea coeficientului β a fost mai mare pentru testul R (0.23) decât pentru testul V (0.19). În cadrul unui al treilea model, notele la testele R, V și W au dovedit o relație liniară semnificativă cu notele la disciplina opțională ($R = 0.37$; $F = 6.50$, $p < 0.001$), explicând împreună 14.2 % din varianță. Doar contribuțiile testelor R și V au fost semnificative ($\beta = 0.18$ pentru ambele teste). Singur, testul W a dovedit o contribuție semnificativă în explicarea varianței notelor la disciplina opțională, însă redusă ca valoare (doar o proporție de 5.1 %) ($R = 0.22$; $F = 6.38$, $p < 0.05$; $\beta = 0.22$, $p < 0.05$).

Analiza de regresie liniară multiplă, efectuată luând ca variabilă predictor aptitudinea școlară ($AS = 2V+R$) și ca variabile criteriu notele obținute de elevi la disciplinele limba română, matematică, opțional, respectiv mediile finale la examenul de capacitate, a produs următoarele rezultate (vezi tabelul 14):

Tabelul 14. Rezultatele analizei de regresie liniară multiplă (variabila predictor – aptitudinea școlară/AS)

Variabila	Semnif.	F	p	R	R ²
-----------	---------	---	---	---	----------------

² Ca valoare, ponderea testului R ($\beta = 0.30$) a fost mai mare decât cea a testului V ($\beta = 0.25$).

criteriu	contribuției variabilei AS				
lb. rom.	**	8.96	**	0.26	0.070
mat.	***	27.01	***	0.42	0.184
opțional	***	13.79	***	0.32	0.103
med. finală	***	25.58	***	0.41	0.176

** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

Datele indică relații liniare semnificative din punct de vedere statistic ale aptitudinii școlare cu toate cele patru criterii școlare luate în considerare. Contribuțiile variabilei AS în explicarea varianței fiecăreia dintre variabilele criteriu au fost semnificative statistic. Astfel, atunci când variabila criteriu a fost reprezentată de mediile finale la examenul de capacitate, notele la aptitudinea școlară au explicat 17.6 % din varianță ($R = 0.41$; $R^2 = 0.176$). De asemenea, aptitudinea școlară a explicat 18.4 % din varianța notelor la disciplina matematică, un procent deloc de neglijat. Acest rezultat trebuie corelat cu valoarea corelației liniare între cele două variabile ($r = 0.43$).

Datele obținute au indicat că aptitudinea școlară, calculată cu formula $2V+R$, prezintă o anumită importanță în predicția performanțelor școlare ale elevilor aflați la finele ciclului gimnazial și care se pregătesc de continuarea studiilor.

Puterea predictivă a notei compozite $V+R$

Datele privitoare la corelațiile notelor la testele V și R cu variabilele criteriu, respectiv la modelele de regresie liniară testate, pe care le-am obținut³ ne-au determinat să testăm puterea predictivă a notei compozite $V+R$. Următoarele două tabele prezintă corelațiile între notele compozite $V+R$ și variabilele criteriu, respectiv rezultatele analizei de regresie liniară, în care aceste note au fost considerate ca variabile predictor, iar notele la disciplinele limba română, matematică, opțional, respectiv mediile finale la examenul de capacitate ca variabile criteriu.

Tabelul 15. Corelații între notele compozite $V+R$ și criteriile școlare

Loturi	Discipline capacitate			Med. finală
	lb. rom.	mat.	opțional	
total (N = 123)	0.28 **	0.45 **	0.34 **	0.44 **
băieți (N = 54)	0.22	0.43 **	0.30 *	0.40 *
fete (N = 69)	0.39 **	0.48 **	0.39 **	0.52 **

* corelații semnificative la pragul $p = 0.05$

** corelații semnificative la pragul $p = 0.01$

Comparativ cu datele obținute pentru nota compozită $2V+R$, corelațiile între notele $V+R$ și criteriile școlare luate în considerare au avut valori ușor mai ridicate, atât pentru întreg lotul de elevi testați, cât și pentru loturile de fete, respectiv de băieți. Pentru toți cei 123 de elevi testați, valoarea corelației între notele $V+R$ și notele la disciplina limba română a fost acceptabilă (a se vedea reperele sugerate de Smith, Gregg și Andrews, 1995), iar cea a corelației cu notele la disciplina opțională a fost bună. Valorile corelațiilor cu notele la matematică, respectiv cu mediile finale la examenul de capacitate au fost foarte bune. Ca și în cazul notei compozite $2V+R$, corelațiile cu variabilele criteriu, pe care le-a înregistrat variabila $V+R$, au avut valori mai ridicate pentru lotul de fete, comparativ cu cel de băieți. Rezultatele analizei de regresie

³ Ne referim, în special, la ponderile β , care au avut valori apropiate, în cadrul modelelor în care au fost considerate ca variabile predictor doar cele două teste.

liniară, considerând notele V+R ca predictor, confirmă corelațiile obținute (vezi tabelul 16).

Tabelul 16. Rezultatele analizei de regresie liniară multiplă (variabila predictor – nota compozită V+R)

Variabile criteriu	Semnif. contribuției variabilei AS	F	p	R	R ²
lb. rom.	**	10.05	**	0.28	0.077
mat.	***	30.98	***	0.45	0.205
opțional	***	15.66	***	0.34	0.115
med. finală	***	29.56	***	0.44	0.198

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

Notele compozite V+R au înregistrat relații liniare semnificative cu toate cele patru criterii școlare luate în considerare. Proporțiile din varianța variabilelor criteriu, explicate de variabila V+R, au variat între 7.7 % (pentru notele la limba română) și 20.5 % (pentru notele la matematică). Valorile au fost ușor mai ridicate, comparativ cu cele obținute pentru nota compozită 2V+R. Nota compozită V+R a avut cea mai mare contribuție în explicarea varianței notelor la disciplina matematică. Evaluate în ansamblu, rezultatele sunt comparabile cu cele obținute luând în considerare nota compozită 2V+R.

Limite și direcții de aprofundare a cercetării

Rezultatele obținute în cadrul cercetării noastre au indicat, pentru testele bateriei PMA, valori modeste ale coeficienților de validitate relativă la criteriu (corelațiile cu notele la examenul de capacitate) (vezi tabelul 9), însă promițătoare⁴. Testele N, S și W au înregistrat valori mai scăzute ale corelațiilor cu criteriile care, prin conținutul lor, pot fi apropiate de semnificația acestor teste. Testele V și R au înregistrat valori mai ridicate, datele obținute fiind în concordanță cu rezultatele studiilor americane, citate în manualul bateriei. Acestea au demonstrat că notele la cele două teste au o mai mare putere predictivă în raport cu performanțele școlare la diverse discipline (limba maternă, matematică generală, științe exacte), precum și cu mediile de studiu generale (vezi studiile întreprinse de autorii bateriei, de Sexton – 1954, Shinn – 1956 sau Wellman – 1957).

Așa cum am amintit deja într-un punct anterior al acestei prezentări, valoarea corelației între un test și măsurile-criteriu alese pentru validarea sa în domeniul ocupațional poate fi subestimată datorită influenței unor *artefacte*, precum: eroarea de eșantionare, volumul redus al eșantioanelor, fidelitatea scăzută a predictorului și a criteriului sau restrângerea eșantionului (engl. *sample/range restriction*), datorată unor procese prealabile de selecție a subiecților (de exemplu, studiile de validare întreprinse pe angajați). Schmidt și Hunter (2003, p. 540), referindu-se la validarea unui măsurii în vederea utilizării în domeniul ocupațional, adaugă la artefactele amintite: dihotomizarea artificială a variabilei

⁴ De altfel, J. P. Guilford a arătat că, în majoritatea cercetărilor de validare a unui test, valoarea coeficientului de validitate relativă la criteriu (ne referim, aici, la validitatea predictivă) este cuprinsă între 0 și 0.60, de multe ori fiind situată în partea inferioară a acestui interval (apud Pitariu și Albu, 1996, p. 122). La rândul lor, Murphy și Davidshofer (1991) au arătat că un test bun rareori poate da o valoare a coeficientului de corelație mai mare de $r = 0.5$ cu un criteriu bine ales. Atunci când un test este, prin tipul de itemi pe care îi propune, foarte apropiat de conținutul criteriului ales (de exemplu, un test de aptitudini pentru calcul, care este aplicat unor studenți la facultatea de matematică, cărora li se cunosc rezultatele la examenul de algebră), valoarea coeficientului de validitate poate să crească.

independente (notele la testul predictor) sau a celei dependente (valorile-criteriu), valoarea scăzută a validității de construct a predictorului sau a criteriului, erori de transcriere a datelor (de exemplu, în cadrul construirii bazelor de date, în vederea prelucrării statistice cu ajutorul unei aplicații informatizate), varianța valorilor-criteriu datorată intervenției unor factori aleatori (de exemplu, diferențele reale în ceea ce privește experiența pe un post, în momentul în care sunt măsurate performanțele indivizilor, în vederea estimării valorilor-criteriu).

Cel puțin unul dintre aceste artefacte a intervenit și în cadrul cercetării noastre. Astfel, toți cei 123 de elevi, testați în perioada ianuarie-martie 2003, au promovat examenul de capacitate, care a avut loc în luna iunie. Mediile finale au variat între 5.66 și 9.86, o proporție de 45.5 % dintre acestea situându-se peste 8.50. O analiză descriptivă elementară a indicat următoarele valori pentru distribuția mediilor finale obținute la examenul de capacitate de elevii testați: $m = 8.29$, $s = 0.99$ și $skewness = -0.65$ (asimetrie spre dreapta, adică spre zona mediilor ridicate). Tendința distribuției notelor spre zona valorilor ridicate a fost observată și în cazul disciplinelor limba română ($m = 8.41$, $s = 1.18$, $skewness = -1.62$), matematică ($m = 7.90$, $s = 1.32$, $skewness = -0.43$) și opțional ($m = 8.65$, $s = 1.06$, $skewness = -1.06$). Toate aceste date ne-au sugerat ipoteza restrângerii variației valorilor la criteriile școlare luate în considerare. Acest aspect a influențat, probabil, valorile corelațiilor între notele la testele bateriei PMA și criteriile școlare.

Tehnicile metaanalitice dezvoltate în ultimii ani, avându-i ca exponenți de seamă pe Frank L. Schmidt de la Universitatea din Iowa și pe John E. Hunter de la Universitatea din Michigan, permit corectarea valorii coeficientului de validitate, pentru a se elimina influența fiecăruia dintre artefactele amintite mai sus și a se estima valoarea reală. Aplicarea acestor tehnici nu a fost posibilă în cadrul acestei cercetări, datorită indisponibilității lucrărilor de referință, precum și a valorilor fidelității pentru testele bateriei PMA. Aceasta constituie principala limită a cercetării noastre.

În consecință, în viitoarele cercetări asupra validității predictive a testelor bateriei PMA (cercetări care pot fi înscrise în demersul de contra-validare), ne propunem estimarea fidelității testelor, precum și furnizarea valorilor „corectate” ale corelațiilor cu criteriile, ținând cont de efectele erorilor de măsurare, erorii de eșantionare (engl. *sampling error*), precum și restrângerii variației eșantionului, în ceea ce privește valorile predictorului (engl. *range variation*) și ale criteriului (engl. *attrition artifact*).

Implicații ale rezultatelor obținute pentru demersul de orientare școlară

L. L. Thurstone a fost unul dintre pionerii studiului aptitudinilor cognitive ale individului uman. Modelul multifactorial al aptitudinilor pe care l-a propus s-a concretizat în construcția unor teste „pure” din punct de vedere factorial, destinate să măsoare factorii identificați ca fiind „primari” și pe baza cărora autorul spera să descrie funcționarea sistemului cognitiv uman. Chiar dacă nu a ajuns să clarifice îndeajuns acest aspect⁵, lucrările lui Thurstone, precum și bateria PMA

⁵ Thurstone a respins, inițial, ideea existenței unui factor cognitiv general (g), vorbind, într-o primă variantă a modelului său explicativ, de existența mai multor aptitudini mintale primare (factori de ordinul I), prin care ar putea fi caracterizată funcționarea cognitivă a individului uman: factorul S – aptitudinea spațială, factorul P – viteza perceptivă, factorul N – aptitudinea numerică, factorul V – aptitudinea verbală, factorul M – memoria, factorul W

care a fost dezvoltată pe baza acestora, au reprezentat un moment important în istoria concepțiilor despre organizarea și măsurarea aptitudinilor cognitive umane.

Dincolo de criteriul istoric, bateria PMA a constituit obiectul a numeroase cercetări care i-au probat utilitatea în evaluarea diferitelor aptitudini cognitive ale copiilor și adolescenților, elevi de gimnaziu sau de școală secundară. Aceste aptitudini au fost legate de performanțele școlare ale tinerilor, importante în evoluția traseului lor educațional și profesional.

Dincolo de limitele inerente oricărei cercetări, datele pe care le-am obținut sunt consistente cu rezultatele studiilor americane, care și-au centrat atenția asupra validității testelor bateriei PMA. Astfel, corelațiile între notele la testele R și V, respectiv notele la disciplinele limba română, matematică, opțional și mediile finale la examenul de capacitate nu pot fi neglijate, ele fiind, atât pentru întreg lotul de elevi, cât și pentru lotul de fete, cele mai ridicate ca valoare din ansamblul tuturor relațiilor studiate. De asemenea, testele N și S au furnizat, pentru întreg lotul de elevi, ca și pentru lotul de fete, corelații acceptabile⁶ cu notele la disciplina matematică. Aceleași teste au furnizat, pentru lotul de fete, corelații acceptabile și cu mediile finale la examenul de capacitate. Pentru lotul de băieți, datele au fost inconsistente. În fine, testul W a furnizat, pentru întreg lotul de elevi, corelații acceptabile ca valoare cu notele la disciplinele limba română, respectiv opțional. Performanțele la aceste discipline pot fi legate de ușurința producției și utilizării cuvintelor. În schimb, cu mediile finale la examenul de capacitate, corelația, pentru întreg lotul de elevi, a fost mediocră. Pentru lotul de băieți, corelația notelor la testul W cu notele la disciplina opțională a avut o valoare bună, iar cea cu mediile finale o valoare mediocră.

Datele obținute în urma analizelor de regresie liniară multiplă au indicat, de asemenea, rezultate încurajatoare. Cohen (1988) a oferit următoarele repere interpretative pentru valorile coeficientului R^2 , care poate fi considerat un indicator al mărimii efectului (engl: *effect size*) pe care combinarea predictorilor îl are asupra criteriului luat în considerare în cadrul unei analize de regresie liniară multiplă (apud Aiken, West și Pitts, 2003, p. 485): 0.02 (sau 2 %) – efect redus, 0.13 (13 %) – efect moderat, respectiv 0.26 (26 %) – efect semnificativ ca valoare. Judecând din perspectiva acestor repere, putem observa că notele la cele cinci teste ale bateriei PMA, considerate împreună, au avut un efect moderat ($R^2 = 0.221$) asupra varianței mediilor finale la examenul de capacitate, efect care nu poate fi, însă, neglijat. De asemenea, notele la testele R, V, S și N au avut un efect moderat spre semnificativ ca valoare ($R^2 = 0.248$) asupra varianței notelor la disciplina matematică. Dincolo de aceste limite, testele R și V s-au dovedit a avea contribuții semnificative și deloc de neglijat în modelele de regresie în care am considerat ca variabile criteriu mediile finale la examenul de capacitate,

notele la disciplina matematică, respectiv notele la disciplina opțională.

Sperăm ca, prin viitoarele cercetări, să putem clarifica mai bine importanța în predicția performanțelor școlare, pe care o are fiecare dintre testele bateriei PMA. Deocamdată, rezultatele obținute ne sugerează că luarea în considerare, în cadrul demersului de evaluare a resurselor în vederea orientării școlare, a informațiilor privitoare la aptitudinile cognitive „primare” pe care le poate furniza bateria PMA ar putea aduce un plus informațional util în activitatea de orientare educațională a tinerilor absolvenți de școală generală.

Bibliografie:

1. Aiken, L. S. (1997). *Psychological Testing and Assessment*. Ninth Edition. Boston: Allyn and Bacon.
2. Aiken, L. S., West, S. G., Pitts, S. C. (2003). Multiple Linear Regression. In Schinka, J. A., & Velicer, W. F. (eds.). *Handbook of Psychology. Volume 2. Research Methods in Psychology*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 483-507.
3. Gysbers, N. C., (1997). Involving Counseling Psychology in the School-to-Work Movement: An Idea Whose Time has Come. *The Counseling Psychologist*, 25 (3), 413-427.
4. Holland, J. L. (1997). *Making Vocational Choice. A Theory of Vocational Personalities and Work Environments* (third edition). Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources.
5. Howitt, D., Cramer, D. (2006). *Introducere în SPSS pentru psihologie* (trad.). Iași: Editura Polirom.
6. Pichot, P. (1997). *Les tests mentaux* (quinzième édition refondue). Paris: Presses Universitaires de France.
7. Pitariu, H. D., Albu, M. (1996). *Psihologia personalului. Măsurarea și interpretarea diferențelor individuale*. Cluj-Napoca: Presa Universitară Clujeană.
8. Salgado, J. (2001). Pourquoi faut-il utiliser des épreuves d'Aptitude Mentale Générale en recrutement. GMA et prédiction de la performance au travail. În Cl. Lévy-Laboyer, M. Huteau, Cl. Loche, și J.-P. Rolland (coord.). *RH. Les apports de la psychologie du travail*. Paris: Éditions d'Organisation.
9. Schmidt, F. L., Hunter, J. E. (2003). Meta-Analysis. In Schinka, J. A., & Velicer, W. F. (eds.). *Handbook of Psychology. Volume 2. Research Methods in Psychology*. New York: John Wiley & Sons, Inc., 533-554.
10. Smith, M., Gregg, M., Andrews, D. (1995). *Savoir recruter, sélection et évaluation. Une nouvelle approche*. Paris: Eyrolles.
11. Centre de Psychologie Appliquée (1964). *Manuel d'application de la batterie factorielle P.M.A. Aptitudes Mentales Primaires (11 à 17 ans)*. Paris: Les Éditions du Centre de Psychologie Appliquée.

– fluența verbală, factorul R – raționamentul (inductiv și deductiv). Acești factori erau văzuți ca elemente simple, ireductibile și independente ale intelectului. Practic, însă, s-a constatat că, adeseori, interpretarea rezultatelor la teste era prea simplificată și că așa-zii factori primari erau de fapt corelații între ei, deci nu în totalitate independenți așa cum susținea Thurstone. Chiar autorul a admis, ulterior, posibilitatea de a exista o serie de corelații între factorii cognitivi primari. Studiind aceste corelații, autorul a ajuns la concluzia că înrudirea dintre anumiți factori nu putea fi explicată decât apelându-se la existența unui factor general – comun tuturor activităților cognitive, pe care l-a echivalat cu un factor de ordinul II (secundar).

⁶ Dacă ținem cont de reperatele interpretative sugerate de Smith, Gregg și Andrews (1995).

**Cercetarea psihologică modernă: direcții și perspective
Sibiu, 08 -10 iunie 2007**

Aparut în M. Milcu, R. Sassu & A. Brate (eds.) (2008). *Modern Psychological Research: Trends and Prospects*. București: Editura Universitară