

Procedura Multi Trăsătură Multi Metodă: o abordare din perspectiva SEM¹

Róbert Balázi²

Universitatea Babeș Bolyai, Cluj Napoca

Cercetarea empirică în psihologie, în marea majoritate a domeniilor sale, poate fi asemănată cu o vânătoare de stafii. Principala preocupare a cercetătorilor este de a pune în evidență relații (cauzale sau doar corelative) între entități, denumite *constructe psihologice*, care nu sunt accesibile în mod direct simțurilor noastre (Michell, 1990). În cercetare, acestea funcționează ca niște concepte ipotetice, a căror validitate este sau nu susținută de datele rezultate în urma cercetărilor empirice (Anderson, 2001). Din această perspectivă istoria psihologiei poate fi percepută ca un demers evolutiv caracterizat de apariția continuă a unor concepte noi (le putem numi meme, vezi Dawkins, 1976), care intră în concurență cu cele deja existente și bineînțeles de dispariția altora. Forța de selecție care guvernează această evoluție este validarea empirică.

În acest context, una dintre problemele esențiale ale cercetării empirice o reprezintă măsurarea constructelor psihologice (Embretson & Hershberger, 1999). Concluziile referitoare la relațiile dintre constructele implicate în cercetare sunt valide în măsura în care instrumentele utilizate în cercetare într-adevăr măsoară constructele vizate (Nunnally, 1978). Există o serie de strategii empirice de validare a instrumentelor de măsurare, respectiv a concluziilor bazate pe acestea. O metodă frecvent utilizată este cea propusă de Campbell și Fiske (1959), procedura Multi Trăsătură Multi Metodă (MTMM). În domeniul psihologiei industriale această metodă se pretează bine la validarea evaluărilor 360° (de exemplu, evaluarea a trei trăsături de către superior, coleg, subaltern și autoevaluare).

Scopul acestui articol este de a prezenta procedura clasică propusă de autori și modul în care aceasta s-a schimbat în urma

abordării ei din perspectiva SEM. Preluând exemplul prezentat de Trochim (2006), vom prezenta succint modul de analiză a unei matrice MTMM, ulterior discutând neajunsurile criteriilor de evaluare propuse de autori și urmând ca în final să prezentăm 3 alternative de analiză statistică, toate aparținând paradigmei SEM.

Pentru a defini validitatea relativă la construct a unui instrument de măsură, Campbell și Fiske (1959) introduc două noțiuni noi, validitate convergentă și validitate discriminantă. Validitatea convergentă reprezintă măsura în care variabilele care măsoară același concept sunt într-adevăr corelate. Vorbim despre existența validității discriminante în cazul în care variabilele care măsoară diferite constructe nu sunt corelate (sau valoarea corelației este foarte aproape de zero).

Indicatorii de validitate, potriviți definițiilor oferite, pot fi citiți în matricea MTMM, care nu este altceva decât o matrice de corelație care rezultă în urma evaluării a mai multor trăsături (în exemplul dat notate cu A și B) cu diferite metode (notate cu M1 și M2), fiecare trăsătură fiind măsurată cu fiecare metodă (vezi tabelul 1).

Tabelul 1. Matricea Multi Trăsătură Multi Metodă (după Trochim, 2006)

		M1		M2	
		A1	B1	A2	B2
M1	A1	X			
	B1	Z	X		
M2	A2	W	Y	X	
	B2	Y	W	Z	X

În tabelul de mai sus sunt valabile următoarele notații:

- X teoretic reprezintă corelația unei măsurători cu ea însăși, dar în practică pe această diagonală sunt trecute valorile indicatorilor de fidelitate.
- W reprezintă corelația existentă între două măsurători, ale aceleiași trăsături, efectuate cu metode diferite

¹ SEM (*Structural Equation Modeling*) în limba română se traduce *Modelare prin Ecuații Structurale*.

² Adresa de corespondență:
RobertBalazsi@psychology.ro

(de ex. A1A2). Din moment ce trăsătura evaluată este aceeași, se presupune că valorile w trebuie să fie destul de mari (Althaus & Heberlein, 1970; Alwin, 1974). Valoarea acestei corelații indică validitatea convergentă.

- Z marchează valoarea corelației existente între două trăsături diferite evaluate cu aceeași metodă. Existența corelației relevă un efect important la metodei de evaluare.
- Y reprezintă valoarea coeficientului de corelație înregistrat între două măsurători diferite a două trăsături diferite. Deoarece aceste scoruri nu împărtășesc nici trăsătura nici metoda de evaluare, corelația lor trebuie să fie una mică.
- În interpretarea matricii MTMM se utilizează următoarele criterii:
 - valoarea coeficienților de consistență internă (notată cu X) trebuie să fie cea mai mare din tabel;
 - valorile coeficienților de validitate (marcate cu W) trebuie să difere semnificativ de 0 și să aibă valori destul de mari.
 - valoarea unui coeficient de validitate (notat cu W) să fie mai mare decât valorile Y din linia și coloana blocului (ex. $A1A2 > B1A2$, $A1A2 > C1A2$, $A1A2 > A1A2$, $A1A2 > A1A2$).
 - valoarea fiecărui coeficient de validitate (notat cu W) să fie mai mare decât valorile coeficienților de corelație rezultate în urma măsurării a două trăsături diferite cu aceeași metodă (notate cu Z).

Metoda propusă de Campbell și Fiske (1959) a fost criticată atât din punct de vedere metodologic cât și statistic. În interpretarea coeficienților de corelație nu există criterii clare (Wothke, 1996). Criteriile cu privire la mărimea corelațiilor din diferite căsuțe ale matricii pot fi interpretate ca fiind potrivite sau nepotrivite în funcție de aprecierea subiectivă a cercetătorului (Kenny & Kashy, 1992; Reichardt & Coleman, 1995).

O altă componentă importantă a acestor critici este însăși faptul că indicatorul de validitate este în esență un coeficient de corelație, o estimare a relației dintre două variabile (Cohen & Cohen 1983; Pedhazur, 1982). Ca și pentru orice estimare, interpretarea, respectiv compararea a doi indicatori trebuie să țină cont de fluctuațiile de valori datorată eșantionării (adică de valoarea erorii standard a indicatorului) (Balázsi, 2006).

Dincolo de problema fluctuațiilor de eșantionare în compararea statistică a corelațiilor din matricea MTMM mai există o problemă, și anume nu toate corelațiile comparate sunt independente, ceea ce impune un tratament diferit (Hubert & Baker, 1978). În consecință, analiza MTMM se poate rezuma doar la compararea intuitivă a celor două valori.

Un alt aspect important îl reprezintă impactul pe care îl are valoarea coeficientului de fidelitate asupra mărimii coeficienților de validitate. În mod firesc aceasta va distorsiona estimarea relațiilor dintre diferitele măsurători și varianța explicată de acestea în factori, trăsătură și metodă (Widaman, 1985). Ceea ce este pus sub semnul întrebării este măsura în care putem trage concluzii referitoare la factori latenți bazându-ne direct pe corelațiile observate între variabile observate (Bollen & Lennox, 1991; Kenny & Kashy, 1992).

Ca și răspuns la aceste neajunsuri s-au dezvoltat două direcții de cercetare metodologică, cea care propune analiza de varianță ca și metodă de analiză a datelor și cea, care propune analiza factorială. Metoda larg acceptată astăzi este cea factorială, această linie de cercetare oferind numeroase modele statistice a căror eficiență relativă este însă și astăzi intens discutată.

Primele modele factoriale utilizate sunt cele exploratorii, însă dezvoltarea tehnologică și apariția softurilor statistice performante a dus la o răspândire a modelelor confirmatorii.

Primul *model factorial confirmator* utilizat este cel denumit *complet* în taxonomia lui Widaman (1985). În figura 1 am prezentat modul de specificare a acestui model luând o situație ipotetică în care avem 3 trăsături (A, B și C) și 3 metode de evaluare (M1, M2 și M3).

Conform specificării din figură, fiecare variabilă manifestă este o rezultată a trei factori latenți: trăsătură, metodă și eroare. Fiecare variabilă încarcă pe o singură trăsătură (de ex. A1 încarcă doar pe trăsătura A) și variabilele aparținând aceluiași construct dar evaluate cu metode diferite încarcă pe un singur factor (de ex. A1, A2 și A3 încarcă pe A). La fel și pe latura metodei, fiecare variabilă încarcă pe o singură metodă (de ex. A1 încarcă pe metoda M1) și diferitele trăsături evaluate prin aceeași metodă încarcă pe același factor (de ex. A1, B1 și C1 încarcă pe M1). Modelul specifică existența unor corelații între factorii trăsătură (A, B și C), respectiv factorii metodă (M1, M2 și M3) dar nu specifică existența unor relații între factorii metodă și

trăsătură (de ex. între M1 și A). Ultima componentă latentă a modelului specificat este eroarea, sau factorul unic (de obicei notat cu e). Aceasta include varianța explicată de alți factori decât cei incluși în model (factorii trăsătură și metodă). Din acest punct de vedere factorul unic poate fi conceput ca fiind o măsură a gradului de fidelitate, fără însă a uita că aceasta poate include și erori sistematice (Kenny & Kashy, 1992).

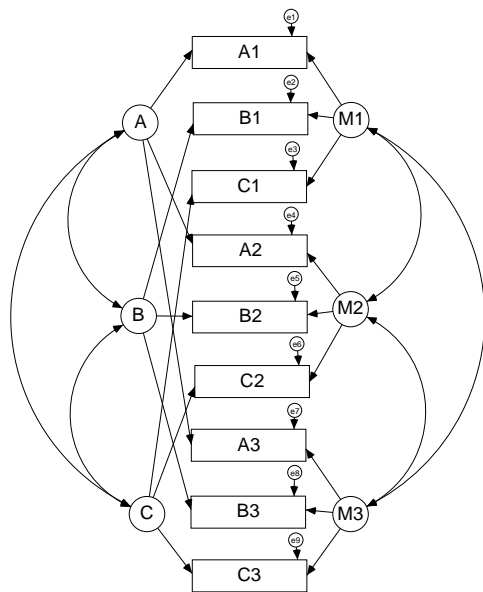


Figura 1. Modelul complet de analiză factorială conformatorie a matricii MTMM

Modelul complet este unul foarte promițător teoretic deoarece, ca și structură, corespunde în întregime modului de conceptualizare a matricii MTMM de către Campbell și Fiske (1959). Utilizarea acestui model în ultimii 15 ani însă a relevat o serie de probleme care o fac mai puțin atractivă (Marsh, 1989; Marsh & Bailey, 1991). Principala problemă a modelului este că în marea majoritate a cazurilor aceasta oferă soluții nepotrivite cauzate de neidentificarea teoretică sau empirică (Schmitt & Stults, 1986). Ca urmare se observă frecvent lipsa convergenței procedurii iterative de estimare a parametrilor (Schumacker & Lomax, 2004), valori aberante ale parametrilor (ex. varianță negativă denumite cazuri Heywood) (Bollen & Lennox, 1991) sau valori exagerat de mari pentru varianțele erorilor. Aceste dificultăți de estimare apar chiar și în cazul în care modelul teoretic este unul identificat (Browne, 1984).

Studiile efectuate arată că problemele menționate apar mai frecvent în cazul în care: (a) volumul eșantionului este unul redus; (b)

numărul indicatorilor pentru fiecare factor este redus; (c) când un indicator încarcă pe mai mulți factori; (d) când corelația dintre variabilele măsurate are valori ridicate; și, (e) când se utilizează metoda ștergerii perechilor în managementul datelor lipsă (Marsh, 1989).

Pentru a soluționa neajunsurile modelului complet, Kenny (1979) propune modificarea modelului inițial. Raționamentul care stă la baza modificării este unul foarte simplu, și constă în reconceptualizarea factorilor metodă. În modelul complet efectul metodei este specificat sub forma unor variabile latente intercorelate (și necorelate cu factorii trăsătură). Modificarea presupune reprezentarea efectului metodei sub forma corelațiilor existente între măsurătorile efectuate cu aceeași metodă.

Reconceptualizarea factorului metodă sub forma erorilor intercorelate are sens, din moment ce erorile care afectează măsurarea nu vor afecta și măsurarea doi sau trei. Ca urmare, erorile de măsurare vor fi corelate, iar valoarea corelațiilor va fi un indicator al efectului metodei. Modelul rezultat se numește cel al *erorilor corelate* (vezi figura 2).

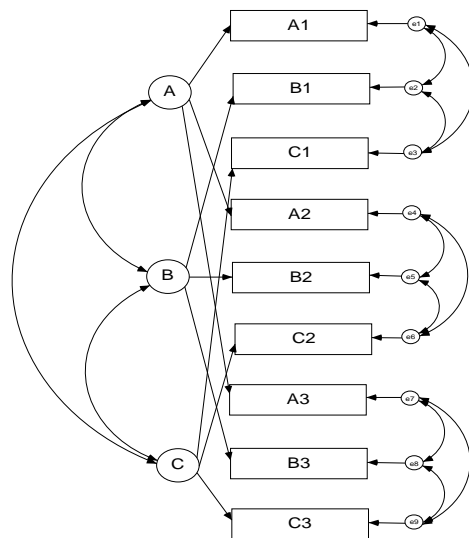


Figura 2. Modelul erorilor corelate de analiză factorială conformatorie a matricii MTMM

Modelul erorilor corelate evită dificultățile de ordin empiric ce caracterizau modelul complet, însă principala problemă a acestui model este că nu oferă o estimare directă a efectului metodei. Corelațiile calculate între erorile de măsurare (sau factorii unici) pot fi explicate în diferite moduri, nu doar prin efectul metodei (Scullen, 1999). Astfel, aceasta se poate datora: tendinței participantului de a fi de acord cu toate

întrebările unui chestionar, variații ale paternului de răspunsuri și/sau diferențele datorate unor răspunsuri diferite la întrebări relaționate (Schumacker & Lomax, 2004).

O caracteristică esențială a modelului complet, și al celor derivate din aceasta până în prezent (precum și al matricii tradiționale MTMM) îl reprezintă definirea unei diade trăsătură-metodă prin scorul la o singură scală. Ca urmare a acestei proceduri, conceptualizarea erorii de măsurare diferă în abordarea analizei factoriale confirmatorii tradiționale de cea a psihometriei clasice. În demersul analizei confirmatorii, eroarea de măsurare este dedusă din unicitatea sa, din varianța neexplicată de alte scale introduse în analiză (să nu uităm că în matricea MTMM corelațiile sunt calculate pe baza scorurilor obținute la scale). Dar această unicitate include atât eroare aleatoare (evaluați prin indicii de stabilitate), cât și varianță unică, sau specifică (independentă de celelalte scale incluse). În schimb, în demersul psihometriei clasice eroarea de măsurare se calculează pe baza concordanței existente între mai mulți indicatori ai aceleiași scale (Marsh & Hocevar, 1988). Ca urmare, modelul complet nu poate separa eroarea aleatoare veritabilă de unicitatea specifică scalei. Încărcarea redusă a unui indicator pe un factor (metodă sau trăsătură) poate fi rezultatul faptului că aceasta este afectată serios de eroarea de măsurare (are fidelitate redusă) sau de faptul că aceasta nu încarcă pe factorul respectiv.

Această separare devine însă posibilă dacă în model sunt incluși și itemii unei scale, și nu doar scorul final (vezi figura 3). Doar în acest caz unicitatea unui item față de alți itemi care măsoară același construct poate fi interpretată ca fiind varianță eroare.

În figura 3, indicatorul A11 reprezintă un item al unei scale de evaluare a trăsăturii A prin prima metodă, A12 cu al doilea item, și așa mai departe. Variabilele latente A1M1 sunt echivalenți indicatorilor A1, A2, etc. din figura 1, cu specificarea că de data aceasta vorbim de variabile latente (inferate) și nu variabile manifeste măsurate. Fiecare variabilă latentă de ordinul unu este determinată de combinația unui factor Trăsătură-Metodă (asemenea indicatorilor din modelul complet). Variabilele latente de ordinul doi sunt factorii trăsătură (A, B sau C) și factorii metodă (M1, M2 sau M3).

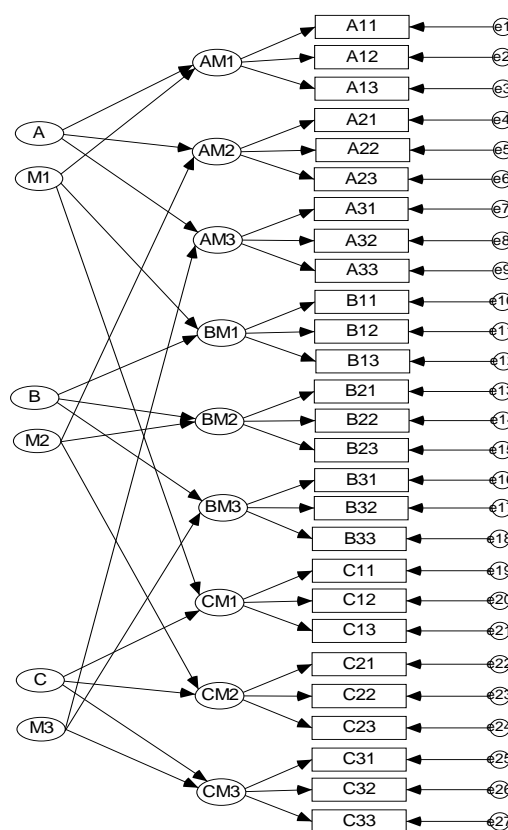


Figura 3. Modelul analizei factoriale confirmatorii de ordin doi al matricii MTMM (după Marsh & Hocevar, 1988)

Modelul factorial propus de Marsh & Hocevar (1988) are o serie de avantaje față de modelul prezentate anterior.

Un prim avantaj este că respectă structura MTMM tradițional propus de Campbell și Fiske (1959). Efectele vizate sunt cele ale factorului metodă, factorului trăsătură și a factorului unic. Spre deosebire de modelul complet confirmator de ordinul unu, acest model de ordin doi permite izolarea efectelor metodă-trăsătură de cele ale erorii.

Avantajul acestui model față de modelul erorilor corelate este că permite izolarea efectului metodei, ceea ce nu era posibil în cazul erorilor corelate (Scullen, 1999).

Dincolo de aceste aspecte statistice, modelul de ordinul doi mai permite, și impune reverificarea relației existente între itemii fiecărei scale. O relație subînțeleasă de obicei în studiile MTMM, dar care prin această metodă poate fi verificată direct (Wothke, 1996).

Întrebările referitoare la acest model țin de gradul de generalitate al abordării. În ce măsură acest model, relativ nou, poate substitui toate modelele factoriale definite de

Widaman (1985), elaborate în scopul analizei matricilor MTMM? În ce măsură acest model se poate aplica și în cazul în care numărul itemilor este unul foarte mare?

Se consideră că modelul de ordin doi este mult mai general decât cel de ordin unu, astfel se poate aplica în toate situațiile în care cel de ordinul unu se dovedește limitat. S-au descris modele de ordinul doi care permit analiza unor matrici doar cu două trăsături (Kenny, 1979) sau doar cu două metode (Marsh & Hocevar, 1985). Există studii de simulare care atestă superioritatea modelului de ordin doi față de modelul de ordin unu în cazul modelelor erorilor corelate (Scullen, 1999). De asemenea, modelul de ordin doi se consideră a fi superior celui de ordin unu chiar și dacă numărul indicatorilor este unu. Însă în acest caz, modelul de ordin doi va fi superior doar dacă în model sunt introduse valorile indicilor de fidelitate.

Ca răspuns la a doua problemă, Marsh & Hocevar (1985) au împărțit un inventar de întrebări cu 56 itemi în 28 de perechi de itemi pentru a defini șapte factori de ordinul întâi. Acest tip de analiză va duce în mod inevitabil la pierderea unor informații la nivelul itemului oferind însă cercetătorului toate avantajele metodei descrise anterior.

Concluzii

Abordarea SEM, în particular modelele de analiză factorială cofirmatorie au permis corectarea unor serii de neajunsuri care afectau analiza și interpretarea matricilor MTMM. Soluțiile oferite sunt numeroase, astfel încât permit analiza diferitelor tipuri de matrici. Unul dintre cel mai frecvent folosit model, modelul confirmator complet, s-a dovedit a fi unul cu eficiență practică redusă. Pentru a corecta modelul inițial, s-au propus diferite soluții, printre care cel mai cunoscut este modelul erorilor corelate. Principala problemă a acestui model este că nu permite izolarea efectului metodei. Modelul factorial de ordin doi, propus de Marsh & Hocevar (1985) corectează acest neajuns, în timp ce păstrează structura inițială a matricii MTMM. Deocamdată însă, generalitatea acestui model este deocamdată mai degrabă dedusă, decât verificată. Există studii care au dovedit eficiența sa în cazul câtorva tipuri de matrici, însă mai sunt necesare investigații ulterioare care să permită generalizarea acestor rezultate.

Bibliografie

- Althausser, R. P., & Heberlein, T. A. (1970). A causal assessment of validity and the multitrait-multimethod matrix. In E. Borgatta (Ed.), *Sociological methods* (pp. 151-169). San Francisco: Jossey-Bass.
- Alwin, D. F. (1974). Approaches to the interpretation of relationships in the multitrait-multimethod matrix. In H. L. Costner (Ed.), *Sociological methodology 1973-1974* (pp. 79-105). San Francisco: Jossey-Bass.
- Anderson, N. H. (2001). *Empirical Direction in Design and Analysis*. Lawrence Erlbaum Associates, New Jersey.
- Balazsi, R. (2006). Compararea statistică a coeficienților de corelație. *Psihologia Resurselor Umane*, vol. IV, nr.2, p. 103.
- Bollen, K. A. & Lennox, R. (1991). Conventional Wisdom on Measurement: A Structural Equation Perspective. *Psychological Bulletin*, 1991, Vol. 110, 2, 305-314.
- Browne, M. W. (1984). The decomposition of multitrait-multimethod matrices. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 1-21.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81-105.
- Cohen, J. & Cohen, P. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. Lawrence Erlbaum Associates, London.
- Dawkins, R. (1976). *The Selfish gene*. Oxford University Press, Oxford.
- Embretson, S., S. & Hershberger, S., L. (1999). *The New Rules of Measurement What Every Psychologist and Educator Should Know*. LAWRENCE ERLBAUM ASSOCIATES, PUBLISHERS, New Jersey London.
- Hubert, L. J., & Baker, F. B. (1978). Analyzing the multitrait-multimethod matrix. *Multivariate Behavioral Research*, 13, 163-179.
- Kenny, D. A. (1979). *Correlation and causality*. New York: Wiley.
- Kenny, D.A. & Kashy, D.A. (1992). Analysis of the Multitrait-Multimethod Matrix by Confirmatory Factor Analysis. *Psychological Bulletin* 1992, Vol. 112, 1, 165-172
- Marsh, H. W. (1989) Confirmatory Factor Analyses of Multitrait-Multimethod Data: Many Problems and a Few Solutions. *Applied Psychological Measurement* 1989; Vol. 13, 4, 335-361.
- Marsh, H.W. & Bailey, M. (1991) Confirmatory Factor Analyses of Multitrait-Multimethod Data: A Comparison of Alternative Models.

- Applied Psychological Measurement*, Vol. 15, 1, 47-70.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). The application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First and higher order factor structures and their invariance across age groups. *Psychological Bulletin*, 97, 562-582.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1988). A New, More Powerful Approach to Multitrait-Multimethod Analyses: Application of Second-Order Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Applied Psychology* Vol. 73, 1, 107-117
- Michell, J. (1990). An Introduction to the Logic of Psychological Measurement. Editura Lawrence Erlbaum Associates, New Jersey.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Pedhazur, E. J. (1982). *Multiple regression in behavioral research*. New York: Holt, Rinehart & Winston.
- Reichardt, C. S., & Coleman, S. C. (1995). The criteria for convergent and discriminant validity in a multitraitmultimethod matrix. *Multivariate Behavioral Research*, 30, 513-538.
- Schmitt, N., & Stults, D. M. (1986). Methodological review: Analysis of multitrait-multimethod matrices. *Applied Psychological Measurement*, 10, 1-22.
- Schumacker, R. & Lomax, R. (2004). A beginner's guide to structural equation modeling. Lawrence Erlbaum Associates, New Jersey.
- Scullen, S.E. (1999) Using Confirmatory Factor Analysis of Correlated Uniquenesses to Estimate Method Variance in Multitrait-Multimethod Matrices. *Organizational Research Methods*, Vol. 2 No. 3, 275-292.
- Trochim, W.M.K. (2006). Social research methods.<http://www.socialresearchmethods.net/kb/contents.php>
- Widaman, K. F (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, 9, 1-26.
- Wothke, W. (1996). Models for multitrait-multimethod matrix analysis. In G. M. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.



testcentral

Editor de teste psihologice

PERSONALITATE

NEO PI-R: NEO Psychological Inventory, Revised
 CPI™: California Psychological Inventory (462, 434, 260)
 FPI™: Freiburger Persönlichkeitsinventar
 NPQ™: Nonverbal Personality Questionnaire
 ABCD-M: Chestionarul Big Five Minulescu
 BFQ™/BFA™: Big Five Questionnaire / Big Five Adjectives
 EPQ™-R/IVE: Scalele Eysenck pentru Adulti

APTITUDINI COGNITIVE

GAMA™ (General Ability Measure for Adults)
 MAB™-II (Multidimensional Aptitude Battery)

ANALIZA MUNCII

FJAS™ (Fleishman Job Analysis Survey)

MOTIVATIE

AMI™ (Achievement Motivation Inventory)

LEADERSHIP

MLQ™ (Multifactor Leadership Questionnaire)
 SBDQ™ (Supervisory Behavior Description Questionnaire)
 LOQ™ (Leadership Opinion Questionnaire)

INTELGENTA EMOTIONALA

EQ-i™ (Emotional Quotient Inventory)
 MSCEIT (Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test)

STRESS

SWS™ (Survey of Work Styles)
 ASSET™ (A Shortened Stress Evaluation Tool)

ORIENTARE VOCATIONALA / PROFESIONALA

JVIS™ (Jackson Vocational Interest Survey)
 SDS/Holland™ (Self-Directed Search)

PSIHOLOGIE SCOLARA

LSI™ (Learning Styles Inventory)
 TTCT® (Torrance® Tests of Creative Thinking)
 BASC™-2 (Behavior Assessment System for Children)

PSIHOLOGIE CLINICA

STAXI-2™ (State-Trait Anger Expression Inventory)
 STAI™-Y (State-Trait Anxiety Inventory)
 STAI™-C (State-Trait Anxiety Inventory for Children)

Testcentral este un serviciu al:



Str. Zambilelor nr. 41, sector 2, Bucuresti
 tel: +4 021 204 61 99, fax: +4 021 242 89 63
 e-mail: support@testcentral.ro, www.testcentral.ro