Verificarea invarianței măsurătorilor prin utilizarea modelelor CFA[1]

Róbert Balázsi[2]
Universitatea Babeş Bolyai, Cluj Napoca

Una dintre cele mai dificile probleme ale cercetărilor transculturale din domeniul psihologiei muncii şi organizaționale o reprezintă stabilirea *invarianței măsurătorilor* (Bandalos, 1993). Nici cea mai bună traducere a unui chestionar nu poate garanta faptul că itemii îşi păstrează semnificația inițială sau că vor fi interpretați asemenea itemilor chestionarului original (Cheung, 2008).

În acest context doar invarianța măsurărilor conferă cercetătorilor dreptul de a compara scorurile eşantioanelor care aparțin diferitelor culturi (Mullen, 1995). Doar un studiu de invarianță permite verificarea măsurii în care itemii unui chestionar respectă aceeaşi structură factorială în toate subgrupele unei populații (Vandenberg, 2002). Compararea mediilor latente într-un studiu longitudinal are sens doar în cazul în care încărcarea pe factor şi interceptul au valori similare pentru măsurările efectuate în diferite faze ale cercetării (Byrne & Watkins, 2003). În mod similar, compararea varianței şi covarianței factorilor pentru două eşantioane are sens doar în cazul în care încărcarea pe factor este similară (Brown, 2006; Singh, 1995).

Un instrument care s-a dovedit a fi eficient în testarea invarianței este analiza factorială confirmatorie (CFA) (Byrne, Shavelson & Muthrn, 1989). Deoarece demersul de verificare a invarianței este strâns legat de parametrii modelului CFA, într-un prim pas vom trece în revistă diferitele categorii de parametrii.

Asemenea oricărui model de măsurare, modelele CFA implică trei tipuri de parametrii: încărcarea factorială a itemilor (matricea coeficienților lambda λ), valoarea interceptului (matricea coeficienților tau τ) şi varianța reziduală (matricea coeficienților theta θ). În cazul în care constructul validat are mai multe fațete mai apare o categorie de parametrii, şi anume corelația factorilor (matricea coeficienților kxi ξ).

În funcție de care dintre parametrii unui model CFA au valori similare distingem mai multe tipuri de invariențe (Meredith, 1993). *Invarianța configurală* a măsurătorilor (reflectă egalitatea numărului de factori şi similaritatea paternului de încărcare a itemilor pe factori în cele două eşantioane), *invarianță metrică* (mai este denumită invarianță factorială slabă) se verifică în cazul în care încărcarea itemilor pe factori este identică în fiecare subgrupă a populației (Byrne, Shavelson & Muthrn, 1989). Valori similare ale interceptului calculat pentru diferite eşantioane susțin *invarianța scalară* a instrumentului (invarianță factorială puternică) (Labouvie & Ruetsch, 1995). A patra formă a invarianței, *invarianța factorială strictă,* se verifică în cazurile în care nu există diferență între valorile varianțelor reziduale estimate pentru cele două eşantioane (Millsap & Everson, 1991).

În procesul de specificare şi identificare a modelului, parametrii pot fi definiți ca fiind: liberi, cu valori setate şi cu valori constrânse. Parametrii liberi ai unui model reprezintă necunoscute ale modelului a căror valori sunt estimate printr-un algoritm stabilit (cel mai frecvent, cel al maximei verosimilități), astfel încât discrepanța dintre matricile de varianță-covarianță observate şi expectate să fie minimă (Cohen & Cohen, 1983). Într-un studiu obişnuit de verificare a validității de construct prin utilizarea unui model CFA, toți parametrii specificați mai sus (încărcarea pe factor, valoarea interceptului şi varianța reziduală) sunt liberi.

Din anumite considerente metodologice (nevoia de a conferi o metrică variabilelor latente) sau empirice (de ex. cercetări anterioare care au dovedit lipsa corelației între două variabile latente) cercetătorii prestabilesc valorile unor parametrii înainte de a derula algoritmul de estimare. Cele mai frecvente valori utilizate sunt: 1 (dacă cercetătorul doreşte să specifice metrica unei variabile latente) şi 0 (pentru cazurile în care nu există corelație între două

[1] CFA (Confirmatory Factor Analysis) în limba română se traduce Analiză Factorială Confirmatorie.
[2] Adresa de corespondență: RobertBalazsi@psychology.ro

variabile latente sau o variabilă manifestă nu încarcă pe o variabilă latentă).

Parametrii cu valori constrânse reprezintă necunoscute ale modelului, asemenea parametrilor liberi, însă estimarea valorii acestora se realizează prin respectarea unor condiții impuse de cercetător (de ex., cercetătorul constrânge modelul astfel încât încărcarea factorială a doi itemi să aibă aceeaşi valoare).

Studiul invarianței prin utilizarea modelelor CFA se reduce la creşterea progresivă a constrângerilor impuse modelului (Cheung & Rensvold, 2000). Strategia generală presupune analiza factorială confirmatorie efectuată: i) separat pe cele două eşantioane pentru care se verifică invarianța; ii) simultan pentru cele două eşantioane, fără a constrânge parametrii lor; iii) simultan pentru cele două eşantioane specificând egalitatea încărcărilor pe factor pentru fiecare dintre ele; iv) simultan pentru cele două eşantioane specificând egalitatea valorilor interceptului pentru fiecare dintre ele; şi, v) simultan pentru cele două eşantioane specificând egalitatea valorilor variantelor reziduale pentru fiecarea dintre ele (Drasgow & Kanfer, 1985).

Modelele obținute prin impunerea succesivă a constrângerilor sunt de tip cuib. Semnificativitatea modificărilor survenite odată cu adăugarea unei noi constrângeri este calculată prin diferența dintre coeficienții de potrivire ai modelului actual şi cei ai modelului anterior (Cheung & Rensvold, 2002). Raționamentul care fundamentează acest demers este unul simplu. De exemplu, dacă în prima fază parametrii de încărcare ai itemilor pe factori sunt liberi, atunci pentru un anumit item vom obține două estimări independente, una pentru eşantionul 1 şi una pentru eşantionul 2. Dacă valorile estimate independent sunt apropiate (de ex., 0.73 şi 0.75), constrângerea ulterioară, care specifică egalitatea acestor parametrii, nu va modifica semnificativ gradul de potrivire al modelului. Dacă însă valorile estimate independent sunt foarte diferite (de ex., 0.34 şi 0.75) impunerea egalității celor doi parametrii va duce la o modificare a gradului de potrivire. Acest raționament poate fi interpretat şi din perspectiva principiului de parcimonitate, care ne va spune că nu este nevoie să estimăm independent doi parametrii din moment ce estimarea lor simultană (stabilind o valore unică pentru ambele) oferă acelaşi grad de potrivire.

Pentru a ilustra modul de specificare a modelului CFA vom prezenta un exemplu ipotetic în care avem un construct cu două fațete, fiecare fiind operaționalizat prin trei itemi. Conform modelului din Figura 1, fiecare variabilă manifestă (a1, a2, a3, b1, etc) este o rezultantă a doi factori latenți: trăsătură (notată A sau B) şi eroare (ea1, ea2, etc).

Fazele i) şi ii) ale demersului de verificare a invarianței presupun estimarea parametrilor modelului specificat în Figura 1 separat (punctul i) şi simultan (punctul ii) în cele două eşantioane. Precondiția testării simultane a modelului în cele două eşantioane este ca datele celor două eşantioane luate separat să se potrivească cu modelul formulat.

Aşa cum se observă în figură, anumiți parametri au valori setate (de ex., din motive de identificare a modelului, încărcarea itemului pe variabila reziduală are valoarea 1, la fel şi pentru itemul de referință care permite stabilirea scalei variabilei latente).

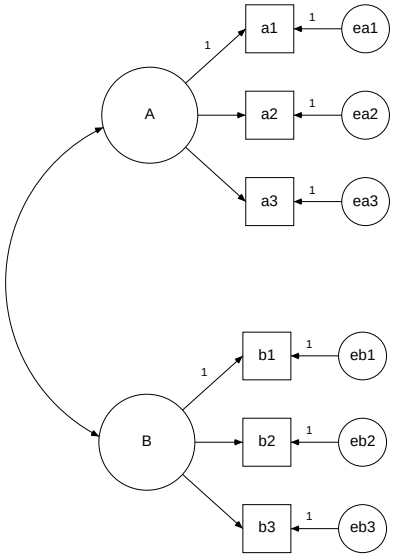

Figura 1. Modelul clasic CFA al unui instrument de evaluare cu două scale

De asemenea se observă că, anumiți parametrii au valori setate la 0. De exemplu, încărcarea itemului b2 pe factorul A. În sfârşit, figura mai indică şi faptul că o serie de parametrii sunt liberi, valoarea lor urmând să fie stabilită pe parcursul procesului de estimare (Kline, 2005).

Testarea simultană în cele două eşantioane a modelului, fără a impune constrângeri suplimentare (vezi punctul ii) al demersului) permite testarea invarianței configurale. Dacă indicatorii de potrivire indică

diferențe semnificative atunci înseamnă că itemii verificați nu respectă aceeaşi structură factorială în cele două eşantioane.

Conform punctului iii) al demersului de verificare al invarianței, următorul pas presupune constrângerea încărcărilor itemilor pe factori. În AMOS aceasta se poate realiza fie prin introducerea comenzilor potrivite în sintaxa analizei (vezi Arbuckle, 2005) fie în forma grafică, prin specificarea unei valori non-numerice pentru încărcarea pe factor a fiecărui item (de ex. a2, a3, etc., vezi Figura 2).

Modelul astfel obținut se verifică simultan pe ambele eşantioane. Pentru a decide dacă aceste constrângeri impuse modelului potrivesc cu datele celor două eşantioane, se compară indicatorii de potrivire obținuți în etapele ii) şi iii).

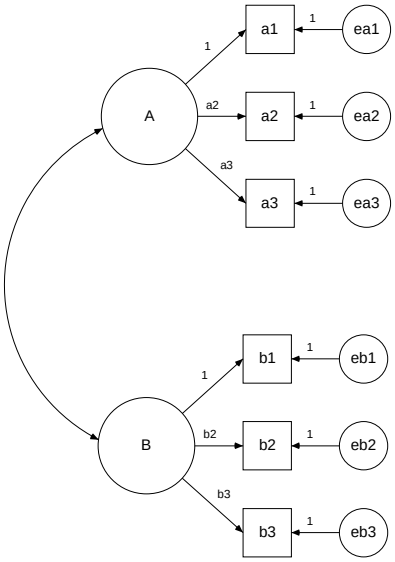

Figura 2. Modelul CFA valorile încărcărilor pe factori fiind constrânse

Diferențele nesemnificative indică o similaritate a valorilor parametrilor de încărcare a itemilor pe factori în cele două eşantioane, fiind vorba de invarianță metrică.

Următorul pas al demersului, descris în punctul iv) presupune adăugarea unei noi constrângeri la cele existente, şi anume, specificarea egalității valorii interceptului în cele două eşantioane pentru fiecare item în parte. Aceasta operație poate fi executată doar în modulul de sintaxă al programului statistic AMOS, prin utilizarea comenzilor potrivite (vezi Arbuckle, 2005). În mod similar, valorile indicatorilor de potrivire calculați în această etapă vor fi comparate cu cele obținute în etapa precedentă. Dacă diferențele nu sunt semnificative, atunci datele noastre susțin existența invarianței scalare.

În ultima fază a demersului vom adăuga o nouă constrângere, şi anume, egalitatea varianțelor reziduale în cele două eşantioane (vezi Figura 3). Similar etapelor anterioare, lipsa unei diferențe semnificative între indicatorii de potrivire calculați în această etapă şi cele calculate în etapa precedentă, susține prezența unei invariațe factoriale stricte.

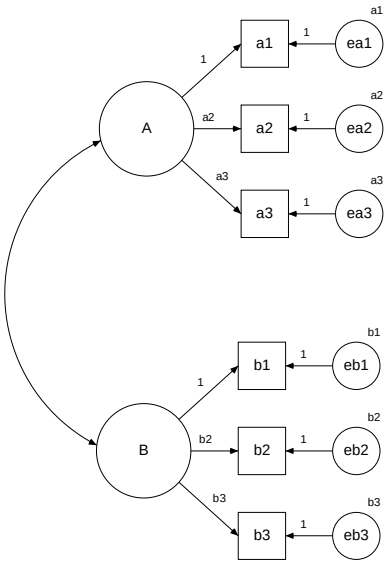

Figura 3. Modelul CFA valorile încărcărilor pe factori şi a varianțelor reziduale fiind constrânse

Aplicarea corectă a demersului presupune respectarea a două reguli: a) alegerea corectă a variabilei de referință pentru fiecare construct în parte; şi, b) numărul subiecților din cele două eşantioane să fie comparabil.

Un indicator de referință al cărui relație cu variabila latentă investigată diferă de la un eşantion la altul va distorsiona întregul demers de estimare a coeficienților de potrivire, fără ca cercetătorul să îşi dea seama, din moment ce acestui indicator îi este asignată o valoare standardizată (de obicei 1). Pentru a evita astfel de distorsiuni, în cazul infirmării invarianței se recomandă repetarea procedurii utilizând un alt indicator de referință (Vandenberg & Lance, 2000).

Numărul subiecților este o componentă esențială a calculării coeficientului de potrivire χ^2. Chiar dacă valoarea funcției de potrivire va fi aceeaşi în cele două eşantioane,

diferența mare dintre volumul celor două eşantioane va determina discrepanțe mari între indicii de potrivire calculați (Hu & Bentler, 1999). Pentru a evita această problemă este recomandat ca volumul celor două eşantioane pe care se verifică invarianța să fie comparabile.

Pentru a oferi un exemplu de studiu de verificare a varianței vom analiza rezultatele unui studiu efectuat de Brown (2006). În acest studiu autorul şi-a propus să investigheze invarianța pe cele două categorii de gen a criteriilor de diagnostic DSM pentru Depresia majoră.

În studiu au fost evaluate nouă simptome somatice asociate depresiei pe o scală de la 0-8, unde 0 însemna lipsa completă a simptomului, iar 8 prezența accentuată a acestuia. Modelul specificat este un model unifactorial, cele nouă simptome încărcând pe acest unic factor (vezi Figura 4).

Aşa cum apare din descrierea demersului, autorul a verificat gradul de potrivire a modelului unifactorial separat pentru cele două eşantioane. În afară de valorile χ^2 a căror semnificativitate indică prezența unei discrepanțe între valorile observate şi valorile expectate pe baza modelului, ceilalți indicatori susțin potrivirea modelului cu datele. Dat fiind, numărul mare al subiecților, χ^2 va fi semnificativ chiar şi pentru discrepanțe minore, ceea ce argumentează reducerea ponderii oferite acestui indicator în interpretarea datelor.

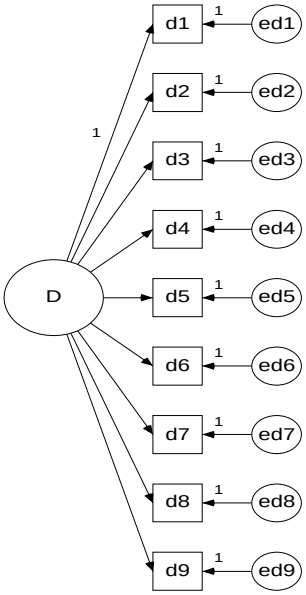

Figura 4. Modelul CFA studiul Brown (2006)

Tabel 1. Rezultatele studiului de analiză a invariației criteriilor de diagnostic DSM a depresiei majore pe cele două categorii de gen (Brown, 2006)

Estimări independente	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δ df	RMSEA	CFI
Bărbați(n=375)	**45.96**	26	-	-	.045	.97
Femei(n=375)	**52.95**	26	-	-	.053	.96
Invarianță						
Configurală	**98.91**	52	-	-	.049	.96
Metrică	**102.84**	60	3.93	8	.045	.96
Scalară	**115.31**	68	12.47	8	.043	.96
Factorială strictă	**125.02**	77	9.71	9	.048	.96

RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation (Eroarea a Aproximării) ; CFI – Comparativ Fit Index (Index de Potrivire Comparativă); $\Delta\chi^2$ - Diferența de χ^2; Δ df – Diferența de grade de libertate.

Următoarea fază a studiului invarianței presupune verificarea modelului, simultan în cele două eşantioane, fără a impune constrângeri asupra parametrilor. Şi de această dată, se observă că valoarea χ^2 este semnificativă, însă importanța ei în continuare este redusă. În rest valorile coeficienților RMSEA (<0.5) şi CFI (>0.95) indică o potrivire bună (Bentler, 1990; Hu & Bentler, 1999).

Următoarele faze vizează verificarea varianței metrice, scalare şi factoriale stricte. În interpretarea rezultatelor s-a recurs la calculul $\Delta\chi^2$, ce reflectă diferența dintre coeficientul χ^2 pentru faza actuală şi χ^2 calculat pentru faza anterioară. Lipsa semnificativității statistice a acestor diferențe arată că impunerea unor constrângeri nu modifică semnificativ potrivirea modelului. Acest fapt este susținut şi de ceilalți coeficienți de potrivire.

Concluzii

Cercetările transnaționale impun cu necesitate adaptarea unor instrumente de evaluare, astfel încât acelaşi construct să fie măsurat în diferite culturi. Adaptarea însă nu se rezumă doar la traducerea şi retroversiunea instrumentelor de evaluare psihologică. Cercetătorii trebuie să se asigure că itemii chestionarului sunt interpretați în mod similar în toate culturile implicate. O modalitate de a verifica invarianța instrumentului, presupune utilizarea analizei factoriale confirmatorii. Aceasta este o procedură flexibilă, care spre deosebire de alte modele permite evaluarea tuturor componentelor invarianței.

Bibliografie

Arbuckle, J. L. (2005). *Amos 6.0 User's Guide.* Chicago, IL.: SPSS Inc.

Bandalos, D. L. (1993). Factors influencing cross-validation of confirmatory factor analysis models. *Multivariate Behavioral Research*, 28, 351-374.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.

Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Anaysis for Applied Research.* NY: Guilford Press.

Byrne, B. M., Shavelson, R. J., & Muthrn, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin,* 105, 456-466.

Byrne, B. M., & Watkins, D. (2003). The issue of measurement invariance revisited. *Journal of Cross-cultural Psychology,* 34 (2), 155-175.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2000). Assessing extreme and acquiescence response sets in cross-cultural research using structural equation modeling. *Journal of Cross-Cultural Research,* 31, 187-212.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indices for testing measurement equivalence. *Structural Equation Modeling*, 9, 233-255.

Cheung, G. W. (2008). Testing Equivalence in the Structure, Means, and Variances of Higher-Order Constructs With Structural Equation Modeling. *Organizational Research Methods*, 11, 593-613.

Cohen, J., & Cohen, P. (1983). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Drasgow, F., & Kanfer, R. (1985). Equivalence of psychological measurement in heterogeneous populations. *Journal of Applied Psychology,* 70, 662-680.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.

Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.

Labouvie, E., & Ruetsch, C. (1995). Testing for equivalence of measurement scales: Simple structure and metric invariance reconsidered. *Multivariate Behavioral Research*, 30, 63-76.

Meredith, W. (1993). Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, 58, 525-543.

Millsap, R. E., & Everson, H.(1991). Confirmatory measurement model comparisons using latent means. *Multivariate Behavioral Research*, 26, 479-497.

Mullen, M. R. (1995). Diagnosing measurement equivalence in cross-national research. *Journal of International Business Studies,* 26, 573-596.

Singh, J. (1995). Measurement issues in cross-national research. *Journal of International Business Studies*, 26, 597-619.

Vandenberg, R. J. (2002). Toward a further understanding of and improvement in measurement equivalence methods and procedures. *Organizational Research Methods*, 5, 139-158.

Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement equivalence literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3, 4-69.