

## Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

Marian Popa<sup>1</sup>

### Abstract

Range restriction is manifested by reducing artificial variability in the measured values of sample variability relative to the reference population. Its direct effect is to reduce the Pearson correlation coefficient and underestimation of the predictive power of psychological tests. The article analyzes the sources and effects of range restriction, and describes how to correct it.

**Keywords:** range restriction, variability, predictive power, psychological tests

### Résumé

La restriction d'amplitude se manifeste par la réduction artificielle de la variabilité dans les valeurs mesurées sur échantillon, par rapport à la population de référence. Son effet direct est de réduire le coefficient de corrélation de Pearson et de sous-estimation de la puissance prédictive des tests psychologiques. L'article analyse les sources et les effets de la restriction d'amplitude, et décrit comment la corriger.

**Mots-clés:** la restriction d'amplitude, variabilité, puissance prédictive, tests psychologiques

### Rezumat

Restricția de amplitudine se manifestă prin diminuarea artificială a variabilității valorilor măsurate la nivelul eșantionului în raport cu variabilitatea populației de referință. Efectul direct al acesteia este reducerea coeficientului de corelație Pearson și subestimarea puterii predictive a testelor psihologice. Articolul analizează sursele și efectele restricției de amplitudine, și descrie modalitățile de corecție ale acesteia.

**Cuvinte-cheie:** restricția de amplitudine, variabilitate, putere predictivă, teste psihologice

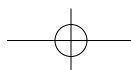
### Introducere

Fenomenul de restricție a amplitudinii apare atunci când probabilitatea de selecție nu este aceeași pentru fiecare dintre indivizii care compun populația, ceea ce înseamnă că valorile măsurate pe eșantion au o variabilitate limitată (Aguinis, 1995). Este un lucru îndeobște cunoscut că mărimea coeficientului de corelație *Pearson* depinde de dispersia variabilelor analizate.

La limită, dacă presupunem, de exemplu, că una sau ambele variabile, au o dispersie egală cu zero, corelația lor va fi și ea egală cu zero. Atunci când calculăm corelația ne așteptăm ca variabilele măsurate pe eșantion să capteze cât mai mult din variabilitatea populației. Dacă această presupunere nu se susține, iar dispersia eșantionului este mai mică decât dispersia populației de referință, atunci valoarea calculată a lui  $r$  este mai mică decât valoarea reală acestuia.

<sup>1</sup> Universitatea din București.

Adresa de corespondență: popamarian@gmail.com



### Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

Acest fenomen, denumit ”restricție de amplitudine”, a fost semnalat încă din anul 1903, de către Karl Pearson, dar efectele lui sunt încă destul de frecvent ignorate în analiza statistică a datelor de cercetare (Raju & Brand, 2003).

Restricția de amplitudine își manifestă efectele negative nu doar în cazul coeficientului de corelație *Pearson*, ci și în contextul altor statistici bazate pe modelul liniar: analiza de regresie, analiza factorială, testele *t* pentru diferența dintre grupuri, analiza de varianță. Aceste proceduri pot fi utilizate, fie pentru analiza unor date de cercetare, fie în contextul unor examene de selecție psihologică. De asemenea, restricția de amplitudine poate fi indusă și de utilizarea unor instrumente psihologice a căror adaptare pentru cultura românească nu este adecvată. În acest scop, în procesul de adaptare se impune acordarea unei atenții speciale analizei variabilității scorurilor obținute pe populația românească, comparativ cu variabilitatea obținută pe populația pe care a fost creat instrumentul.

Ceea ce ne propunem în acest articol este analizarea surselor restricției de amplitudine, evaluarea efectelor acesteia și descrierea unor soluții pentru corecția valorilor coeficienților de corelație afectați de restricția de amplitudine. În final, vom aborda și problema dihotomizării artificiale a criteriului, care reprezintă o formă specifică de manifestare a restricției de amplitudine.

#### Surse ale restricției de amplitudine

Restricția de amplitudine este determinată de orice factor care limitează în mod artificial dispersia variabilelor măsurate la nivelul eșantionului, în raport cu dispersia adevărată a populației. Identificarea prezenței fenomenului se face prin compararea celor două dispersii. Acest lucru presupune, desigur, ca ele să fie disponibile, ceea ce în practică ridică unele probleme, la care ne vom referi mai târziu. O altă soluție de identificare constă în utilizarea unei măsuri absolute a variabilității, așa cum este amplitudinea absolută (diferența dintre valoarea cea mai mare și valoarea cea mai mică a variabilei) (Jex, 2002). De exemplu, dacă avem un chestionar cu 50 de întrebări, cu doar două

variante de răspuns (codificate cu 0 și 1), teoretic, scorurile ar trebui să se distribuie între 0 și 50. Dacă scorurile obținute sunt cuprinse doar între 0 și 30, atunci este posibil să avem o problemă de restricție de amplitudine.

Analizând fenomenul în contextul selecției psihologice, Thorndike (apud Aguinis, Henle, & Ostroff, 2001) a definit trei cazuri tipice de restricție de amplitudine:

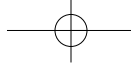
*Cazul I* se referă la situația în care restricția afectează ambele variabile, dar avem informații cu privire la abaterea standard a lotului restricționat și a celui nerestricționat numai pentru criteriu, nu și pentru predictor. Acest caz ar corespunde unei proceduri de validare concurrentă în care, pentru valorile criteriului avem date pentru un număr mai mare de angajați, în timp ce pentru predictor avem valori doar pentru eșantionul de validare.

*Cazul II* se referă la situația specifică procedurii de validare predictivă în care avem abaterea standard a predictorului, atât pentru lotul nerestricționat (toți candidații) cât și pentru lotul restricționat (candidații selecționați), dar pentru criteriu avem doar abaterea standard a lotului restricționat.

*Cazul III* corespunde situației în care avem restricție de amplitudine atât la nivelul predictorului cât și al criteriului, dar aceasta este indusă prin corelația lor cu o altă(alte) variabilă(e), de cele mai multe ori nespecificabile.

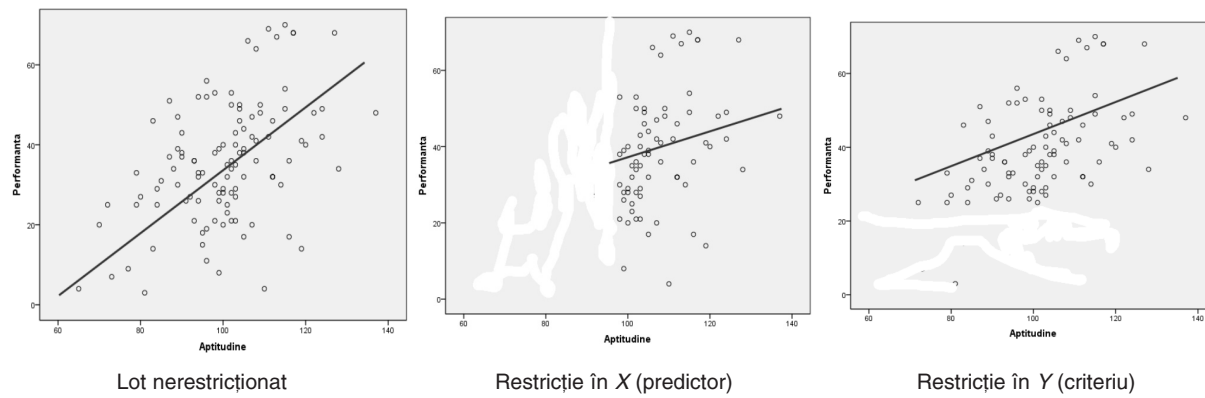
În literatura de specialitate, *Cazurile I și II* sunt consacrate sub denumirea de restricție *directă*, iar *Cazul III*, sub denumirea de restricție *indirectă* (Dunbar & Linn, 1991; Sackett & Lievens, 2008). Deși, în general, restricția directă este creditată cu cea mai mare influență asupra validității, restricția indirectă nu trebuie nici ea subestimată, contribuind într-o măsură mai mare la diminuarea validității decât cea directă (Schmidt & Shaffer, 2008). Figura 1 permite comparația între graficul *scatter-plot* al unei corelații nerestricționate (a) dintre aptitudine (predictor) și performanță (criteriu), cu situațiile în care sursa restricției este predictorul (b) sau criteriul (c).

Borack (1994) scoate în evidență faptul că restricția directă poate afecta în mod distinct,

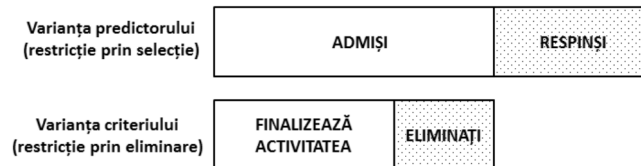


**Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu**

**Figura 1.** Diagrame *scatter-plot*, pentru corelația nerestricționată și restricționată la nivelul variabilei X (aptitudine) și Y (performanță)



**Figura 2.** Restricția de amplitudine directă dublă, prin selecție și eliminare



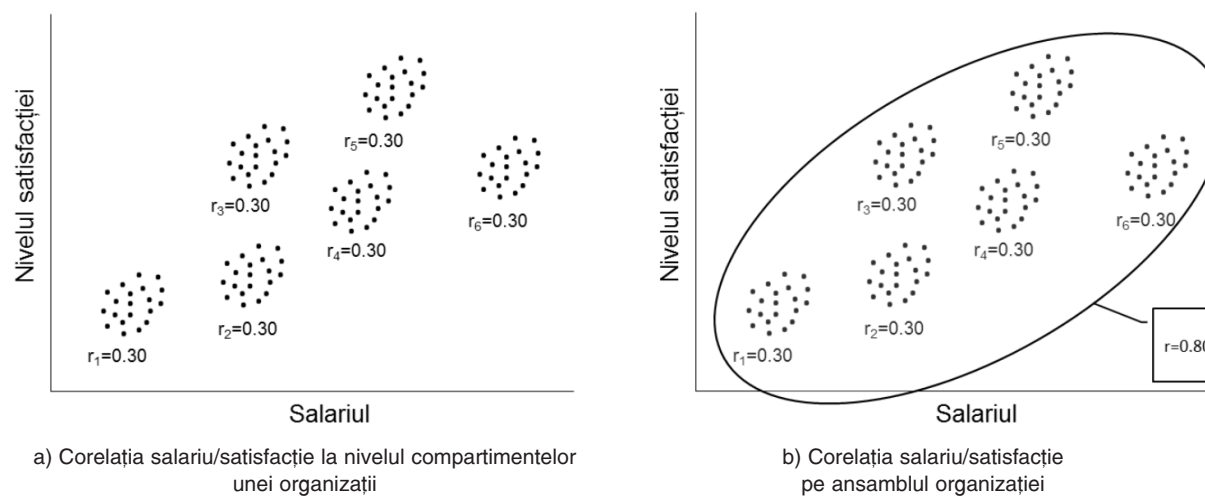
atât predictorul cât și criteriul. De exemplu, în cazul validării predictive dispersia valorilor testului este limitată prin decizia de angajare, iar în cazul valorilor performanței profesionale dispersia poate fi limitată prin decizii de eliminare a unor angajați înainte ca aceștia să ajungă să fie evaluați sub aspectul criteriului (Figura 2).

În aceste condiții, coeficientul de validitate este afectat de o dublă restricție directă, fiind calculat doar pentru subiecții care au fost admiși și nu au fost excluși din procesul de muncă

înainte de măsurarea criteriului. Dacă supra-punem mental graficele din figurile 1b și 1c vom înțelege că efectul restricției directe cumulate este mai mare decât restricția simplă.

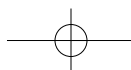
Restricția de amplitudine se poate manifesta în studii corelaționale și atunci când variabilele sunt măsurate pe grupuri parțiale, omogene, care compun un lot de subiecți mai mare. Am ilustrat această situație în Figura 3, care prezintă graficele *scatter-plot* și corelațiile aferente (ipotetice) dintre salariu și satisfacția în

**Figura 3.** Restricție de amplitudine generată de nivelul de analiză



a) Corelația salariu/satisfacție la nivelul compartimentelor unei organizații

b) Corelația salariu/satisfacție pe ansamblul organizației



### Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

muncă, la nivelul mai multor compartimente ale unei organizații (a) și la nivelul întregii organizații (b). Așa cum se poate observa, putem obține corelații mici pe grupuri izolate, afectate de restricția de amplitudine, dar o corelație substanțial mai mare atunci când corelația este calculată pe întreaga organizație.

#### Efecte ale restricției de amplitudine

În principiu, restricția de amplitudine are ca efect micșorarea artificială a indicatorului de asociere (Urbina, 2004). Acest efect a fost analizat mai ales în contextul validității selecției psihologice. Carreta și Ree (2003) evocă un studiu efectuat de Thorndike, în anul 1944, în legătură cu validitatea selecției piloților militari. Un număr de 1036 candidați piloți din *U.S. Army Air Corps* au fost admiși în procesul de instruire, indiferent de scorul obținut la cinci teste de aptitudini. Ulterior, au fost calculați coeficienții de validitate pentru rezultatele la testele psihologice în raport cu un criteriu de performanță în instruire, pentru toți cei 1036 candidați și separat, pentru 136 de candidați care ar fi fost admiși dacă s-ar fi aplicat standardul de selecție existent în uz. Scorul compozit rezultat din cele cinci teste psihologice a obținut o corelație de 0.64 pentru întregul lot evaluat și de numai 0.18 pentru lotul care ar fi putut fi selectat conform standardului existent. Diferența este imputabilă diminuării dispersiei predictorului în cazul lotului restricționat.

Dar efectele restricției de amplitudine sunt departe de a se limita la reducerea nivelului validității. Aceasta afectează rezultatele tuturor procedurilor statistice care se bazează pe asocierea variabilelor cantitative: analiza factorială, modelarea ecuației de structură (Kline, 2011; Muthén & Hsu, 1993), analiza relației de mediere (Frazier, Tix, & Barron, 2004). Mai mult decât atât, restricția de amplitudine tinde să subestimeze și diferențele dintre grupuri, ceea ce afectează puterea testului *t* pentru diferența dintre medii (Bobko, Roth, & Bobko, 2001), dar și nivelul validității examenelor de selecție, atunci când candidații aparțin unor grupuri diferite (gen, etnie, rasă). Fenomenul este

cunoscut sub denumirea de ”dilema diversitate-validitate”: restricția de amplitudine face dificilă maximizarea validității concomitent cu realizarea unei diversități cât mai mari la angajare, sub aspectul categoriilor în care se grupează candidații (Ployhart & Holtz, 2008; Pyburn, Ployhart, & Kravitz, 2008).

#### Corecții ale restricției de amplitudine

Soluții de corecție pentru restricția de amplitudine au fost propuse încă din primele decenii ale sec. XX de către Kelley, Otis, Gullikson, Thorndike ș.a. (apud, Alexander, Carson, Alliger, & Barrett, 1984; Dunbar & Linn, 1991; Mumford & Mendoza, 1983). Discuțiile cu privire la formulele de corecție nu sunt nici în prezent epuizate, având în vedere problemele pe care le ridică necesitatea de a limita erorile de corecție în diverse situații: încălcarea condiției de normalitate, restricția directă cumulată, prezența restricției indirecte etc. (Alexander et al., 1984; Mumford & Mendoza, 1983; Sackett, Lievens, Berry, & Landers, 2007; Wiberg & Sundström, 2009). O analiză extensivă a acestei problematice nu face obiectul acestui articol.

În principiu, formulele propuse de diverși autori se bazează pe coeficientul de corelație necorectat (observat) și abaterile standard sau dispersiile, pentru lotul restricționat și nerestricționat. Aspectul cel mai delicat îl constituie, evident, faptul că în condițiile *Cazului I* nu cunoaștem abaterea standard a predictorului (*X*) pentru lotul nerestricționat. În această situație, o soluție acceptabilă este aceea de a utiliza abaterea standard a lotului pe care a fost realizată etalonarea instrumentului de măsură respectiv, de preferință la nivel național. Sackett și Ostgaard (1994) au analizat abaterea standard a scorului la testul de abilități cognitive *Wonderlic Personnel Test* pentru 80 de profesii diferite, comparativ cu un eșantion mare, compus din subiecți de toate profesiile. Rezultatele au arătat că, în medie, abaterea standard pentru profesii distincte (loturi restricționate) a fost cu 10% mai mică decât pentru lotul general (nerestricționat). Mai mult, 90% dintre abaterile standard

### Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

restricționate sunt mai mici cu 20% față de lotul general. La o concluzie similară au ajuns și Lang et al. (2010), care au analizat rezultatele la două teste de abilități cognitive, pentru 8276 candidați la nouă profesii, în cadrul unor organizații guvernamentale din Germania. Rezultatele au arătat că abaterile standard pentru fiecare context profesional specific sunt mai mici, în medie, cu 10-12% decât abaterea standard a lotului național de etalonare, și cu 4-6% mai mici decât abaterea standard a lotului integral de candidați. Ambele studii susțin concluzia că nivelul calculat al validității pentru testele utilizate, este mai mic decât cel real, fapt care justifică aplicarea unor corecții.

În continuare, vom prezenta câteva soluții de corecție, pe baza unora dintre cele mai uzuale formule propuse în literatura de specialitate. Pentru **corecția restricției directe** este vizată mai ales situația în care avem variantele predictorului, atât pentru lotul integral, cât și pentru cel restricționat prin selecție. În acest caz, una dintre formulele utilizate este următoarea (Bobko, 2001):

$$r_c = \frac{r'_{xy}(s_x/s'_x)}{\sqrt{1-r'^2_{xy} + r'^2_{xy}(s_x/s'_x)^2}} \quad (1)$$

unde:

$r'_{xy}$  = corelația necorectată

$r_c$  = corelația corectată

$s'_x$  = abaterea standard a lotului restricționat

$s_x$  = abaterea standard a grupului nerestricționat

Pentru ilustrare, am calculat corelația câtorva scale ale chestionarului *Armstrong Laboratory Personality Survey (ALAPS)* (Popa, 2002; Retzlaff, 2002; Retzlaff, King, McGlohn, & Callister, 1996), cu o serie de indicatori ai performanței adaptative, evaluați prin intermediul unui chestionar sociometric. Tabelul 1 prezintă rezultatele corecției pentru restricția de amplitudine, calculată după aplicarea prealabilă a corecției de atenuare pentru fidelitatea măsurării\*.

Valorile din Tabelul 1 indică un impact important al celor două corecții succesive asupra coeficientului de validitate. De exemplu, în cazul corelației dintre "depresie" și "preferințele exprimate", corelația inițială, necorectată, este  $r=-0.186$ , care crește la  $r=-0.212$  după corecția de atenuare pentru fidelitate, și mai departe, la  $r=-0.289$ , după corecția pentru restricția de amplitudine. Pe ansamblu, după aplicarea celor două corecții succesive, coeficienții din Tabelul 1 prezintă creșteri care merg de la 33% până la 56% din valoarea lor inițială. Pentru comparație, evocăm un studiu efectuat de Campbell et al. (2010), cu privire la validitatea predictorilor de personalitate în raport cu succesul în instruirea aviatorilor, care au constatat că *nevrotismul*, *anxietatea* și *extraversia* apar cel mai frecvent ca fiind statistic semnificative. În urma corecției pentru atenuarea de fidelitate și restricția de amplitudine, cea mai mare creștere a fost obținută pentru *nevrotism* ( $r=-0.15/r_c=-0.25$ ). Gradul de corecție este cu atât mai mare cu cât fidelitatea este mai mică și

**Tabelul 1.** Corecția pentru restricția de amplitudine (după corecția de atenuare pentru fidelitate) (N=195)

		Preferințe exprimate	Preferințe primite	Preferințe reciproce
Depresie	<i>Necorectat</i>	-0.186	-0.182	-0.166
	<i>Corecția de atenuare</i>	-0.212	-0.208	-0.189
	<i>Corecție RA</i>	-0.289	-0.284	-0.259
Orientarea pentru risc	<i>Necorectat</i>	0.259	0.225	0.235
	<i>Corecția de atenuare</i>	0.294	0.255	0.267
	<i>Corecție RA</i>	0.347	0.302	0.316
Negativism	<i>Necorectat</i>	-0.164	-0.188	-0.186
	<i>Corecția de atenuare</i>	-0.202	-0.231	-0.229
	<i>Corecție RA</i>	-0.229	-0.262	-0.259

\* Corecția de atenuare pentru fidelitate nu face obiectul acestui articol, dar pentru detalii se poate consulta: Popa, M. (2011) "Infidelitățile" coeficientului de fidelitate Cronbach alfa. *Psihologia resurselor umane*, vol. 9, nr. 1, pp. 85-99.

### Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

cu cât dispersia lotului nerestricționat este mai mare față de dispersia lotului restricționat\*. Atunci când dispersia lotului nerestricționat este mai mică decât cea a lotului restricționat, coeficientul corectat este mai mic decât cel necorectat. Acest lucru este imposibil în cazul selecției pe baza unui predictor unic, dar posibil atunci când sunt utilizați mai mulți predictorii.

În exemplul nostru, am aplicat mai întâi corecția pentru fidelitate și apoi pe cea pentru restricția de amplitudine. În practică, ordinea de aplicare a corecțiilor trebuie să se supună unei anumite fundamentări, deoarece cele două formule de corecție au fost create independent una de alta. Regula de principiu se bazează pe natura estimării fidelității (calculată pe eșantion restricționat sau nerestricționat). Ca urmare, atunci când coeficientul de fidelitate este el însuși afectat de restricție, se efectuează mai întâi corecția pentru fidelitate, altfel, prima este corecția pentru restricția de amplitudine. Stauffer și Mendoza (2001) adoptă o poziție critică față de acest raționament, susținând că fundamentarea secvenței de corecție este impusă de natura restricției de amplitudine și nu de natura coeficientului de fidelitate. Ei consideră că regula de mai sus se susține numai atunci când corecția nu include chiar variabila după care s-a făcut selecția eșantionului. Ca urmare, cei doi autori susțin primatul corecției pentru fidelitate numai atunci când corecția pentru restricție are nevoie de rezultatul acesteia. În caz contrar, corecția va începe cu restricția de amplitudine, urmată de cea pentru fidelitate.

Procedura aplicată pentru obținerea valorilor din Tabelul 1 s-a bazat pe corecțiile predictorului, situație specifică pentru *Cazul II* de restricție, cel mai frecvent întâlnit în psihologia industrial-organizațională. În condițiile acestui caz cunoaștem fidelitatea predictorului (calculată pe lotul nerestricționat) precum și dispersiile acestuia, pentru lotul nerestricționat și restricționat. Totuși, nivelul corecției este limitat de faptul că se ignoră efectul de restricție a amplitudinii asupra criteriului, care vizează doar persoanele angajate pe baza unui proces selec-

tiv. Acest fenomen afectează, în primul rând, fidelitatea criteriului, a cărui subestimare este cu atât mai mare cu este calculată pe un eșantion mai mic de persoane (Ercan, Yazici, Sigirli, Ediz, & Kan, 2007). În al doilea rând, se manifestă o restricție a valorilor criteriului, care descrie numai performanța caracteristică persoanelor selecționate. Ambele aspecte au, în ultimă instanță, un efect suplimentar de reducere a validității, pe lângă cel determinat de restricția la nivelul predictorului. Acesta este motivul pentru care corecția validității ar trebui să vizeze, simultan, atât atenuarea de fidelitate, cât și restricția de amplitudine a valorilor criteriului (Oswald & Converse, 2005).

Pentru *corecția restricției indirecte*, care în practică se utilizează mai rar, una din formulele utilizabile este următoarea (Dunbar & Linn, 1991):

$$R_{xy} = \frac{r_{xy} + (s_z^2 / s_z'^2 - 1)r_{xz}r_{yz}}{\sqrt{[1 + (s_z^2 / s_z'^2 - 1)r_{xz}^2] * [1 + (s_z^2 / s_z'^2 - 1)r_{yz}^2]}} \quad (2)$$

unde

$r_{xy}$  = corelația corectată dintre  $X$  și  $Y$ , în condițiile restricției impuse de corelația lor cu  $Z$

$r$  = corelația necorectată dintre variabilele respective

$s^2$  = dispersia lotului neselecționat

$s'^2$  = dispersia lotului selecționat

Corecția efectuată cu formula 2 rezolvă doar restricția de amplitudine simplă, pentru variabila  $X$ . În practică, așa cum am precizat mai sus, este posibil să existe o restricție dublă, la nivelul ambelor variabile. În acest caz, abaterile standard restricționate se abat de la valorile nerestricționate, pentru variabila  $X$ , de exemplu, atât în funcție de restricția lui  $X$  cât și în funcție de restricția lui  $Y$ . Același raționament este valabil concomitent și pentru  $Y$ . Pentru a rezolva această problemă, Wells și Fruchter (1970) au elaborat o procedură compusă din 7 pași, prin care, mai întâi sunt corectate abaterile standard în funcție de cele două surse de restricționare, iar apoi acestea sunt utilizate în formula de corecție pentru  $r$ . Eficiența acestei proceduri în

\* Corecția pentru atenuarea de fidelitate și cea pentru restricția de amplitudine pot fi aplicate și independent una de cealaltă, dar utilizarea lor succesivă ne apropie mai mult de valoarea adevărată a corelației.

### Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

raport cu formula clasică a fost analizată de Alexander et al. (1984), care au ajuns la concluzia că rezultatele corecției pentru ambele variabile sunt superioare corecției simple. Dezavantajul acestei soluții constă însă în complexitatea calculelor, ceea ce o face dificil de aplicat în absența unui program adecvat.

Revenind la corecția simplă, Sackett et al. (2007) semnalează faptul că aplicarea corecției pentru restricție directă în condițiile prezenței suplimentare a unei restricții indirecte, determină o subevaluare a validității, uneori într-o proporție de până la 25% din valoarea adevărată a acesteia. Efectul de subestimare poate fi chiar mult mai mare în cazul validării cu mai mulți predictorii coliniari (care corelează între ei) sau atunci când se operează corecția pentru restricție directă, deși restricția indirectă este mai importantă.

Formulele de corecție pentru restricția de amplitudine funcționează corect atunci când sunt întrunite două condiții: (i) *liniaritatea* relației dintre predictor și criteriu (aceeași pantă de regresie pentru lotul restricționat și lotul nerestricționat); (ii) *homoscedasticitatea* regresiei (aceeași varianță a erorii în jurul dreptei de regresie), atât pentru lotul restricționat cât și pentru lotul nerestricționat. Totuși, se consideră că formula de corecție este robustă în raport cu încălcarea condiției de homoscedasticitate, în timp ce violarea condiției de liniaritate tinde să supraestimeze sau să subestimeze corecția coeficientului de validitate (Bobko, 2001).

Corecția pentru restricția de amplitudine reduce numai o parte din eroarea de estimare a validității, valoarea corectată fiind întotdeauna mai mică decât cea reală. Acest fapt este determinat, fie de dificultatea corecției complete pentru restricția indirectă, fie de alte cauze ale restricției pe care nu le putem controla. De exemplu, în cazul criteriului, ca urmare a distorsiunilor de evaluare prin efectul de indulgență/severitate sau efectul tendinței centrale (Landy & Conte, 2009; Muchinsky, 2006; Pitariu, 2003).

Nu trebuie să ometem nici faptul că, devenind mai mici prin restricționare, coeficienții de

validitate ating mai greu pragul de semnificație statistică, ceea ce înseamnă o reducere a puterii, situație care reclamă un volum mai mare al eșantionului. De exemplu, pentru un coeficient de validitate  $r=0.50$ , obținut pe un lot nerestricționat, este suficient un eșantion de 38 de subiecți, pentru o putere statistică de 0.90. Pentru a conserva această putere în cazul unui eșantion restricționat cu 30%, volumul eșantionului trebuie să crească la minimum 125 de subiecți (Retzlaff, 2002). Totuși, se apreciază că în cazul restricției indirecte volumul eșantionului necesar atingerii pragului semnificației statistice este sensibil mai mic decât în cazul restricției directe (Sackett & Wade, apud Retzlaff et al., 1996).

În paragraful anterior am evocat problema semnificației statistice a coeficientului de corelație (validitate) restricționat. Din păcate, dacă valoarea necorectată este statistic semnificativă aceasta nu înseamnă că și valoarea corectată își păstrează această proprietate. Motivul constă în modificarea caracteristicilor distribuției de nul pentru coeficientul corectat, ceea ce, implicit, impune modificarea modului de calcul al erorii standard a acestuia. Raju și Brand (2003) au propus formule specifice pentru estimarea erorii standard în cazul coeficienților corecțai pentru fidelitate, pentru restricție, sau pentru ambele situații, cu ajutorul cărora se poate calcula un test Z pentru coeficienții corecțai\*.

#### Dihotomizarea, o formă particulară a restricției de amplitudine

Există situații în care validarea se bazează pe un criteriu valorizat dihotomic, de exemplu, *admis/respins* la examenul de finalizare a unui program de instruire; *succes/eșec* în dobândirea licenței profesionale etc. În aceste exemple dihotomizarea a criteriului reflectă starea reală sub care se prezintă informația. Uneori însă, există tentația de a dihotomiza o variabilă (criteriul) măsurată pe scală cantitativă, cu speranța că prin compararea unor grupuri extreme, fie se

\* Raționamentele și calculele sunt relativ laborioase pentru a fi reproduse aici, dar pot fi consultate în sursa citată.

### Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

amplifică mărimea efectului și, implicit, puterea testului de semnificație, fie se obține o simplificare a procesului de analiză statistică și de prezentare a rezultatelor. În realitate, aceste așteptări nu au un suport statistic real, ci dimpotrivă. Clasificarea forțată a unor valori continue în categorii dihotomice are efecte negative importante pe mai multe planuri: pierderea de informație individuală, prin clasificarea în aceeași categorie a unor subiecți cu valori sensibile diferite; diminuarea mărimii efectului și a puterii testului statistic; riscul de mascare a unor posibile asocieri de tip nelinier între variabile; diminuarea fidelității măsurării (Borack, 1994; Salgado, Viswesvaran, & Ones, 2005; Schmidt & Hunter, 2005).

Este important să precizăm faptul că atunci când una dintre variabile este exprimată cantitativ, iar cealaltă este o dihotomie, nu se calculează coeficientul de corelație *Pearson* ( $r$ ), ci coeficientul de corelație *punct-biserial* ( $r_{pb}$ )\*. Valoarea acestuia nu depinde doar de intensitatea relației dintre cele două variabile, ci și de proporția cazurilor (subiecților) incluși în cele două grupuri dihotomice. Astfel, coeficientul *punct-biserial* poate lua valoarea maximă numai atunci când grupurile în care au fost împărțite valorile variabilei dihotomice sunt egale (50%-50%). Chiar și așa, valoarea sa maximă este doar o fracțiune ( $\pm 0.798$ ) din valoarea maximă teoretică ( $\pm 1$ ) pe care ar putea să o aibă coeficientul de corelație *Pearson*, dacă variabila nu ar fi dihotomizată. Cu cât dihotomizarea se bazează pe o valoare care se îndepărtează mai mult de medie (presupunând că distribuția criteriului este normală), cu atât abaterea ( $e$ ) a coe-

ficientului *punct-biserial* ( $r_{pb}$ ) de la valoarea coeficientului bivariat ( $r$ ) este mai mare. Transpusă în formula (3) această afirmație ne sugerează că valoarea observată a coeficientului de corelație cu o variabilă dihotomizată se îndepărtează de valoarea corelației bivariante, cu atât mai mult cât eroarea este mai mare:

$$r_{pb} = e * r \quad (3)$$

Din această expresie este dedusă formula de principiu a corecției pentru dihotomizare:

$$r = \frac{r_{pb}}{e} \quad (4)$$

Cohen (apud Salgado et al., 2005) a propus o formulă pentru calcularea erorii de estimare, care a deschis calea corecției pentru dihotomizare:

$$e = \frac{h}{\sqrt{p*(1-p)}} \quad (5)$$

unde:

$h$  = ordonata (înălțimea) corespunzătoare valorii standard care separă cele două grupuri, pe distribuția normală

$p$  = proporția valorilor din oricare dintre cele două categorii rezultate prin dihotomizare

De exemplu, în cazul dihotomizării la medie,  $p=0.50$ ,  $h=0.3989$ , iar valoarea lui  $e$  calculată cu formula (5) este 0.798, care este exact limita teoretică pe care o poate atinge  $r_{pb}$ , evocată anterior. Aceasta înseamnă, de exemplu, că pentru un coeficient de corelație  $r_{pb}=0.30$ , obținut cu criteriu dihotomizat în grupuri egale, valoarea corectată a corelației bivariante ar fi  $r=0.30/0.798=0.37$ . În Tabelul 2 exemplificăm

**Tabelul 2.** Coeficienții de corelație dintre un predictor cu valori continue și criteriul cu valori continue și dihotomizat în proporții diferite (N=474)

Nedihotomizat	Criteriu (Y)				
	Dihotomizat (%)				
	50-50	40-60	30-70	20-80	10-90
0.880**	0.519**	0.467**	0.410**	0.339**	0.257**

\*\* Statistic semnificativ la pragul  $p<0.001$

\* SPSS calculează automat coeficientul de corelație *punct-biserial* în locul celui *bivariat* (*Pearson*), atunci când valorile unei variabile sunt de tip continuu (cantitative), iar ale celeilalte sunt dihotomice, codificate cu 0 și 1.

### Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu

efectul dihotomizării asupra corelației dintre două variabile cantitative, ambele cu distribuții asimetrice, dintre care una a fost dihotomizată în grupuri cu proporții diferite.

Rezultatele arată că, pornind de la o corelație  $r=0.88$  între predictor și criteriul nedihotomizat, obținem prin dihotomizarea criteriului corelații din ce în ce mai mici, pe măsură ce proporțiile grupurilor sunt tot mai dezechilibrate.

Efectele negative sunt aceleași, indiferent dacă se dihotomizează una sau alta dintre variabile (criteriul sau predictorul), și se amplifică atunci când sunt dihotomizate simultan ambele variabile (Borack, 1994; Campbell et al., 2010). Astfel, dacă dihotomizarea are loc atât pentru ambele variabile în aceeași proporție, subestimarea valorii corelației bivariate este mai mare (de exemplu:  $r=0.30/(0.798*0.798)=0.47$ ). În mod obișnuit, coeficienții de corelație cu variabile dihotomizate ( $r_{pb}$ ) sunt mai mici decât cei pentru valori continue ( $r$ ), dar este posibil uneori ca, accidental, aceștia să fie mai mari, ca efect al erorii de eșantionare sau al unor anomalii ale distribuției variabilei continue (Borack, 1994).

Aplicarea procedurii de corecție pentru dihotomizare nu este lipsită de controverse. Este de precizat mai ales faptul că aceasta este recomandabilă numai în cazul dihotomizării "artificiale" a criteriului, nu și atunci când dihotomia este "naturală" (de ex., *șoferi care au avut accident/șoferi care nu au avut accident*) (Carretta & Ree, 2001). Aspectul cel mai controversat însă, rămâne tentația de a dihotomiza variabilele măsurate cantitativ, tentație care, în mod normal, ar trebui evitată în practica de cercetare, fiind declarată de către Royston et al. (2006) drept o "idee rea".

#### Concluzii

Restricția de amplitudine este una dintre cauzele cele mai frecvente ale diminuării coeficienților de corelație în general, și a coeficienților de validitate, în particular. Efectele de subestimare a intensității asocierii dintre variabile conduc la erori în interpretarea rezultatelor, și pot avea un impact negativ asupra unor decizii practice. În cazul studiilor de vali-

dare de criteriu, de exemplu, restricția de amplitudine maschează o parte destul de importantă a capacității de predicție a testelor psihologice. Este suficient să amintim aici doar controversa legată de validitatea testelor de personalitate, pentru a înțelege cât de importantă poate fi luarea în considerare a problemei restricției de amplitudine (Barrick, Mount, & Judge, 2001; Campbell et al., 2010; Hogan, 1998; Hurtz & Donovan, 2000; Leaetta & Frederick, 2000; Morgeson et al., 2007; Nowack, 1997; Salgado et al., 2005; Whetzel, McDaniel, Yost, & Kim, 2010). Atunci când avem dovezi ale prezenței acesteia, aplicarea unei corecții adecvate reprezintă o soluție utilă și necesară.

În conformitate cu standardele și recomandările științifice uzuale (Judge, Klinger, Simon, & Yang, 2008; SIOP, 2003), studiile de validare trebuie să analizeze și să identifice artefactele și sursele de contaminare care pot afecta coeficienții de validitate. Efectuarea tuturor corecțiilor este legitimă, dar trebuie însoțită de furnizarea informațiilor complete cu privire la procedurile utilizate, iar valorile corectate vor fi însoțite întotdeauna de valorile necorectate. De asemenea, se recomandă calcularea și publicarea erorii standard a coeficienților corecți, iar pe baza lor, a limitelor intervalului de încredere. În fine, generalizarea validității reprezintă o modalitate promițătoare prin care variațiile locale ale validității pot fi atenuate prin studii de meta-analiză efectuate pe un număr mare de studii.

#### Bibliografie

- Aguinis, H. (1995). Statistical power problems with moderated multiple regression in management research. *Journal of Management Research*, 21, 1141-1158.
- Aguinis, H., Henle, C. A., & Ostroff, C. (2001). Measurement in Work and Organizational Psychology. In N. Anderson, D. S. Ones, H. K. Sinangil & C. Viswesvaran (Eds.), *Handbook of Industrial, Work and Organizational Psychology* (Vol. 1 – Personnel Psychology, pp. 27-50).
- Alexander, R. A., Carson, K. P., Alliger, G. M., & Barrett, G. V. (1984). Correction for Restriction of Range when Both X and Y are Truncated. *Applied Psychological Measurement*, 8(2), 231-241.

**Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu**

- Barrick, M. R., Mount, M. K., & Judge, T. A. (2001). Personality and Performance at the Beginning of the New Millennium: What Do We Know and Where Do We Go Next? *Personality and Performance*, 9(1/2), 9-30.
- Bobko, P. (2001). *Correlation and Regression. Applications for Industrial Organizational Psychology and Management* (Second ed.). Thousand Oaks: Sage Publications.
- Bobko, P., Roth, P. L., & Bobko, C. (2001). Correcting the Effect Size of *d* for Range Restriction and Unreliability. *Organizational Research Methods*, 4(1), 46-61.
- Borack, J. I. (1994). Estimating Predictive Validity When Restriction Due To Range Restriction and Attrition Is Present. *Military Psychology*, 6(3), 193-204.
- Campbell, J. S., Castaneda, M., & Pulos, S. (2010). Meta-Analysis of Personality Assessments as Predictors of Military Aviation Training Success. *International Journal of Aviation Psychology*, 20(1), 92-109. doi: 10.1080/10508410903415872
- Carretta, T. R., & Ree, M. J. (2001). Pitfalls of Ability Research. *International Journal of Selection and Assessment*, 9(4), 325-335.
- Carretta, T. R., & Ree, M. J. (2003). Pilot Selection Methods In P. S. Tsang & M. A. Vidulich (Eds.), *Principles and Practice of Aviation Psychology* (pp. 357-396). London: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Dunbar, S. B., & Linn, R. L. (1991). Range Restriction Adjustments in the Prediction of Military Job Performance. In A. K. Wigdor & B. F. Green Jr. (Eds.), *Performance Assessment for the Workplace – Technical issues* (Vol. II, pp. 127-157). Washington D.C.
- Ercan, I., Yazici, B., Sigirli, D., Ediz, B., & Kan, I. (2007). Examining Cronbach Alpha, Theta, Omega Reliability Coefficients According to the Sample Size. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 6(1), 291-303.
- Frazier, P. A., Tix, A. P., & Barron, K. E. (2004). Testing Moderator and Mediator Effects in Counseling Psychology Research. *Journal of Counseling Psychology*, 51(1), 115-134.
- Hogan, J. (1998). Personality and Job Performance. *Human Performance*, 11(2/3), 125.
- Hurtz, G. M., & Donovan, J. J. (2000). Personality and Job Performance: The Big Five Revisited. *Journal of Applied Psychology*, 85(6), 869-879.
- Jex, S. M. (2002). *Organizational psychology : a scientist-practitioner approach*. New York: John Wiley & Sons.
- Judge, T. A., Klinger, R., Simon, L. S., & Yang, I. W. F. (2008). The Contributions of Personality to Organizational Behavior and Psychology: Findings, Criticisms, and Future Research Directions. *Social and Personality Psychology Compass* 2(5), 1982-2000.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (Third ed.). New York: The Guilford Press.
- Landy, F. J., & Conte, J. M. (2009). *Work in the 21st Century: An Introduction to Industrial and Organizational Psychology* (Third ed.): Wiley-Blackwell.
- Lang, J. W. B., Kersting, M., & Hülshager, U. R. (2010). Range Shrinkage of Cognitive Ability Test Scores in Applicant Pools for German Governmental Jobs: Implications for range restriction corrections. *International Journal of Selection and Assessment*, 18(3), 321-327.
- Leaetta, M. H., & Frederick, L. O. (2000). Personnel Selection: Looking Toward the Future – Remembering the Past. *Annual Review of Psychology*, 51, 631-666.
- Morgeson, F. P., Campion, M. A., Dipboye, R. L., Hollenbeck, J. R., Murphy, K., & Schmitt, N. (2007). Reconsidering the Use of Personality Tests in Personnel Selection Contexts. *Personnel Psychology*, 60(3), 683-729. doi: 10.1111/j.1744-6570.2007.00089.x
- Muchinsky, P. (2006). *Psychology Applied To Work* (Eight ed.): Thomson Learning Inc.
- Mumford, M. D., & Mendoza, J. e. L. (1983, March, 23-26). *Range Restriction and Attenuation Corrections*. Paper presented at the Annual Meeting of the Southeastern Psychological Association, Atlanta, GA.
- Muthén, B. O., & Hsu, J.-W. Y. (1993). Selection and predictive validity with latent variable structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 46, 255-271.
- Nowack, K. (1997). Personality Inventories: The Next Generation. Performance in Practice. *American Society of Training and Development* (Winter 1996/1997).
- Oswald, F. L., & Converse, P. D. (2005). *Correcting for Reliability and Range-Restriction in Meta-Analysis*. Paper presented at the 20th Annual Conference for the Society for Industrial and Organizational Psychology, Los Angeles, CA.
- Pitariu, H. (2003). *Proiectarea fișelor de post, evaluarea muncii și aprecierea personalului*. București: Irecson.
- Ployhart, R. E., & Holtz, B. C. (2008). The diversity–validity dilemma: strategies for reducing race/ethnic and sex subgroup differences and adverse impact in selection. *Personnel Psychology*, 61, 153–172.
- Popa, M. (2002). *Armstrong Laboratory Aviation Personality Survey Inventory (ALAPS); Romanian Release*. Paper presented at the 25-th EAAP Conference, Warsaw.

---

**Restricția de amplitudine, o amenințare ascunsă la adresa validității de criteriu**


---

- Pyburn, K. M., Ployhart, R. E., & Kravitz, D. A. (2008). The diversity–validity dilemma: overview and legal context. *Personnel Psychology*, *61*(1), 143-151. doi: 10.1111/j.1744-6570.2008.00108.x
- Raju, N. S., & Brand, P. A. (2003). Determining the significance of correlations corrected for unreliability and range restriction. *Applied Psychological Measurement*, *27*(1), 52-71.
- Retzlaff, P. D. (2002). The Armstrong Laboratory Aviation Personality Survey: Development, Norming, and Validation. *Military Medicine*, *167*(12).
- Retzlaff, P. D., King, R. E., McGlohn, S. E., & Callister, J. D. (1996). The Development of the Armstrong Laboratory Aviation Personality Survey (ALAPS), : Interim Technical Report, Aerospace Medicine Directorate, Clinical Sciences Division, Brooks Air Force Base, TX.
- Royston, P., Altman, D. G., & Sauerbrei, W. (2006). Dichotomizing continuous predictors in multiple regression: a bad idea. *Statistics in Medicine*, *25*, 127-141.
- Sackett, P. R., & Lievens, F. (2008). Personnel Selection. *Annual Review of Psychology*, *59*:16.1–16.32 (<http://users.ugent.be/~flievens/ar.pdf>).
- Sackett, P. R., Lievens, F., Berry, C. M., & Landers, R. N. (2007). A Cautionary Note on the Effects of Range Restriction on Predictor Intercorrelations. *Journal of Applied Psychology* *92*(2), 538–544.
- Sackett, P. R., & Ostgaard, D. J. (1994). Job-specific applicant pools and national norms for cognitive ability tests: Implications for range restriction corrections in validation research. *Journal of Applied Psychology*, *79*(5), 680-684.
- Salgado, J. F., Viswesvaran, C., & Ones, D. S. (2005). Predictors Used for Personnel Selection: An Overview of Constructs, Methods and Techniques. In N. Anderson, D. S. Ones, H. K. Sinangil & C. Viswesvaran (Eds.), *Handbook of Industrial, Work & Organizational Psychology* (Vol. 1 – Personnel Psychology, pp. 165-199). London: Sage Publishing.
- Schmidt, F. L., & Hunter, J. (2005). Meta-Analysis. In N. Anderson, D. S. Ones, H. K. Sinangil & C. Viswesvaran (Eds.), *Handbook of Industrial, Work & Organizational Psychology* (Vol. 1 – Personnel Psychology, pp. 51-70). London: Sage Publishing.
- Schmidt, F. L., & Shaffer, J. A. (2008). Increased Accuracy for Range Restriction Corrections: Implications for the Role of Personality and General Mental Ability In Job and Training Performance. *Personnel Psychology*, *61*(4), 827–868.
- SIOP. (2003). *Principles for the Validation and Use of Personnel Selection Procedures* (Fourth ed.): Society for Industrial Organizational Psychology ([http://www.siop.org/\\_Principles/principles.pdf](http://www.siop.org/_Principles/principles.pdf)).
- Stauffer, J. M., & Mendoza, J. L. (2001). The Proper Sequence for Correcting Correlation Coefficients for Range Restriction and Unreliability. *Psychometrika*, *66*(1), 63-68.
- Urbina, S. (2004). *Essentials of Psychological Testing*. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc.
- Wells, D. G., & Fruchter, B. (1970). Correcting the Correlation Coefficient for Explicit Restriction on Both Variables. *Educational and Psychological Measurement*, *30*(4), 925-934. doi: 10.1177/001316447003000412
- Whetzel, D. L., McDaniel, M. A., Yost, A. P., & Kim, N. (2010). Linearity of Personality–Performance Relationships: A large-scale examination. *International Journal of Selection and Assessment*, *18*(3), 310-320. doi: 10.1111/j.1468-2389.2010.00514.x
- Wiberg, M., & Sundström, A. (2009). A comparison of two approaches to correction of restriction of range in correlation analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation* (<http://pareonline.net/pdf/v14n5.pdf>), *14*(5).