



Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy

Prof. Mgr. Martin Kanovský, PhD.

Na tomto mieste uvedieme a zdôvodníme postup, ako sa počítalo skóre prieskumu študentskej spokojnosti, vrátane určenia veľkosti vzorky. Na rozdiel od bežne uvádzaných prezentácií, pri ktorých sa zverejnia iba početnosti (percentá) odpovedí na jednotlivé otázky, v tomto prípade by to ani zďaleka nestačilo. Študentská spokojnosť sa totiž musí posudzovať komplexne: odpovede na jednotlivé izolované otázky majú iba malú informačnú hodnotu.

Na úvod uviesť, ako sa určovala reprezentatívnosť vzorky. Prieskum sa týkal **študentov a študentiek 1., 2. a spojeného stupňa** (bakalárske, magisterské / inžinierske, doktorské štúdium), a to v dennej forme štúdia a bez samoplatcov. Počet celej populácie bol **87 077**. Boli určené kvóty, aby sa zabezpečila reprezentatívnosť na úrovni vysoká škola / fakulta / študijný odbor. Keďže boli k dispozícii údaje z prieskumu Akademická štvrťhodinka s rovnakým skórovaním, bolo možné použiť informácie o tendenciách odpovedí (v tomto prieskume mali respondenti sklon dávať odpovede posunuté skôr smerom k spokojnosti). Podiel populácie s takými posunutými odpoveďami bol **73,9 %**. Pre účely výkonnostných zmlúv bola potrebná miera chybovosti (margin of error) na úrovni nie vyššej než **1,42 %**, a úroveň spoľahlivosti **95 %**. Po zadaní do štandardného nástroja na výpočet veľkosti vzorky - <https://www.calculator.net/sample-size-calculator.html> bola určená nasledujúca veľkosť potrebnej vzorky:

Sample Size Calculator

Find Out The Sample Size

This calculator computes the minimum number of necessary samples to meet the desired statistical constraints.

Result

Sample size: **3526**

This means 3526 or more measurements/surveys are needed to have a confidence level of 95% that the real value is within $\pm 1.42\%$ of the measured/surveyed value.

Confidence Level: ⓘ	<input type="text" value="95%"/>	▼
Margin of Error: ⓘ	<input type="text" value="1.42"/>	%
Population Proportion: ⓘ	<input type="text" value="73.9"/>	% Use 50% if not sure
Population Size: ⓘ	<input type="text" value="87077"/>	Leave blank if unlimited population size.
<input type="button" value="Calculate"/> <input type="button" value="Clear"/>		



Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy

Bolo teda potrebné získať veľkosť vzorky **3 526**. Oslovených bolo **18 190** respondentov a respondentiek, predpokladala sa miera návratnosti 25 % (teda získaná veľkosť vzorky **4 548**). V skutočnosti bola návratnosť vyššia, teda **36 %**, a finálna veľkosť vzorky bola **6 504**. To umožnilo zvýšiť presnosť merania, takže chybovosť nebola na predpokladanej úrovni **1,42 %**, ale na úrovni **1,03 %**:

Find Out the Margin of Error

This calculator gives out the margin of error or confidence interval of observation or survey.

Result

Margin of error: **1.03%**

This means, in this case, there is a 95% chance that the real value is within $\pm 1.03\%$ of the measured/surveyed value.

Confidence Level: ?	<input type="text" value="95%"/>	▼
Sample Size: ?	<input type="text" value="6504"/>	
Population Proportion: ?	<input type="text" value="73.9"/>	%
Population Size: ?	<input type="text" value="87077"/>	Leave blank if unlimited population size.
<input type="button" value="Calculate"/>		<input type="button" value="Clear"/>

Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy

Pokiaľ ide štruktúru vzorky podľa vysokých škôl v porovnaní s populáciou, vzhľadom na rovnomernosť počtov odpovedí bolo potrebné zabezpečiť, aby z každej vysokej školy odpovedalo najmenej 5 % populácie, a na žiadnej vysokej škole nepresiahol počet odpovedí asi 10 %. Teda rozsah proporcií odpovedí by mal byť v intervale 5 % - 10 %, a celková vzorka by mala dosiahnuť asi 7,5 %. Ako vieme, celkový počet odpovedí bol **6 504**, teda **7,47 %** z populácie, a výrazne menej než 5 % alebo výrazne viac než 10 % odpovedí z jednej konkrétnej vysokej školy by mohol viesť k tomu, že údaje by mohli byť skreslené skupinovými efektami. To by síce neovplyvnilo výsledky pri výpočtoch jednotlivých skóre (tie sa počítali osobitne za každú vysokú školu), no mohlo by to ovplyvniť výsledky štatistického overovania modelov, ktoré si vyžadujú celú vzorku. Podiely odpovedí za každú vysokú školu uvádzame v tabuľke 1, z ktorej je zrejmé, že očakávané proporcie a ich rozsah sa podarilo naplniť:

Tabuľka 1: Proporcie odpovedí v porovnaní s populáciou

Názov vysokej školy	populácia	vzorka	podiel
Akadémia umení v Banskej Bystrici	439	50	11,39%
Ekonomická univerzita v Bratislave	5 920	456	7,70%
Katolícka univerzita v Ružomberku	1 987	134	6,74%
Prešovská univerzita v Prešove	6 014	418	6,95%
Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre	3 239	274	8,46%
Slovenská technická univerzita v Bratislave	9 046	686	7,58%
Technická univerzita v Košiciach	9 922	718	7,24%
Technická univerzita vo Zvolene	1 163	89	7,65%
Trenčianska univerzita Alexandra Dubčeka v Trenčíne	2 039	132	6,47%
Trnavská univerzita v Trnave	3 553	226	6,36%
Univerzita J. Selyeho	1 035	77	7,44%
Univerzita Komenského v Bratislave	15 925	1 146	7,20%
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre	4 825	342	7,09%
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici	4 276	295	6,90%
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach	4 957	479	9,66%
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave	3 375	291	8,62%
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie v Košiciach	1 609	107	6,65%
Vysoká škola múzických umení v Bratislave	895	81	9,05%
Vysoká škola výtvarných umení v Bratislave	575	44	7,65%
Žilinská univerzita v Žiline	6 283	459	7,31%
	87 077	6 504	7,47%

Otázky prieskumu boli zoskupené podľa svojho obsahu do oblastí: tieto oblasti sa pri štatistickom vyhodnotení nazývajú dimenzie alebo faktory. Tieto oblasti sa zameriavali na rôzne aspekty študentskej spokojnosti – napríklad podpora pri štúdiu, obsah štúdia a jeho hodnotenie, výučba a prístup učiteľov, zručnosti a kvalifikačné štandardy, internacionalizácia. Pri korektnom určení skóre je potrebné vyriešiť **tri základné otázky**:

Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy



(1) **Do akej miery každá oblasť spoľahlivo meria svoj obsah a je možné použiť jedno celkové skóre za celú škálu? V štatistike ide o otázku reliability a škálovateľnosti:** súbor otázok v danej oblasti (batéria) je reliabilný vtedy, ak sú odpovede konzistentné – respondenti s určitými odpoveďami na niektoré otázky poskytujú podobné odpovede aj na iné otázky. Ak by to tak nebolo, jednotlivé otázky by síce mohli presne merať každá svoj predmet, no nebolo by možné požiť jedno skóre za celú oblasť. Druhá záležitosť sa týka toho, nakoľko presne je možné použiť jediné skóre za celú oblasť: teda či toto skóre zachytáva skutočný rozptyl v odpovediach, alebo je ovplyvnené chybami merania. Teda otázky môžu navzájom súvisieť (oblasť má vysokú reliabilitu), no táto súvislosť nie je dostatočne silná, aby sa dalo použiť jedno skóre. Musíme teda zistiť tak reliabilitu (spoľahlivosť), ako aj škálovateľnosť do jedného skóre. Tak reliabilita, ako aj škálovateľnosť sa dajú exaktne štatisticky merať a overiť.

(2) **Druhá otázka spočíva v tom, koľko a aké skóre sa dajú použiť. Ak je možné použiť skóre za jednotlivé oblasti, bolo by zároveň možné použiť aj celkové skóre študentskej spokojnosti?** Toto závisí od faktu, nakoľko silne spolu tieto oblasti vzájomne súvisia (korelujú). Vysoké korelácie medzi nimi by znamenali, že sa dá spoľahlivo použiť jediné skóre študentskej spokojnosti. Avšak ak by tieto korelácie boli príliš vysoké, používať by sa malo iba toto jediné celkové skóre, pretože skóre za jednotlivé oblasti by mali zanedbateľnú štatistickú silu. Môžu teda nastať viaceré prípady: a) dá sa použiť iba celkové skóre, a skóre za jednotlivé oblasti sú zanedbateľné – v štatistickom jazyku, dotazník je striktné jednodimenzionálny, b) dajú sa použiť iba skóre za jednotlivé oblasti, celkové skóre sa použiť nedá – v štatistickom jazyku, dotazník je striktné multidimenzionálny, c) dá sa použiť aj celkové skóre, aj skóre za jednotlivé dimenzie – v štatistickom jazyku, dotazník je multidimenzionálny, no napriek multidimenzionalite je prítomná silná jediná všeobecná dimenzia, d) nedá sa použiť ani celkové skóre, ani skóre za jednotlivé oblasti, lebo dotazník nie je reliabilný (nemeria spoľahlivo ani celkovú študentskú spokojnosť, ani jej jednotlivé oblasti). Opäť platí, že všetky tieto možnosti sa dajú exaktne štatisticky merať a overiť.

(3) **V prípade, že je možné počítať skóre, je potrebné vyriešiť ešte jednu záležitosť, a to zabezpečiť, aby toto výsledné skóre bolo robustné: znamená to, že by nemalo byť ovplyvnené extrémnymi hodnotami odpovedí (outliers).** Extrémne odpovede sú také, ktoré sa výrazne odchyľujú od veľkej väčšiny ostatných odpovedí vo vzorke, či už jedným, alebo druhým smerom. Existujú overené štatistické riešenia, ktoré dokážu do veľkej miery urobiť skóre robustným.



Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy



Uvedieme teraz odborné štatistické riešenia, ktoré boli použité na overenie týchto otázok.

(1) Reliabilita a škálovateľnosť

Štandardným a najčastejšie používaným štatistickým nástrojom na overenie reliability je Cronbachovo alpha, ktoré nadobúda hodnoty od -1 po 1, a štatistická literatúra odporúča (Nunnally & Bernstein, 1994) minimálnu hodnotu pre použiteľnosť testového skóre nad 0,70. Optimálna hodnota má byť nad 0,80 a v prípade, že ide o dôležité rozhodovania (prijímanie na školy, finančné dôsledky), hodnota má byť nad 0,95. Neskôr sa ukázalo, že tento koeficient poskytuje iba nízky prah reliability, a najmä v prípade takých otázok, ktoré sú skórované ordinálne (a to je aj prípad dotazníka študentskej spokojnosti), odporúča sa použiť Cronbachovo alpha, ktoré je vypočítané z polychorickej matice odpovedí (Gadermann, Guhn & Zumbo, 2012). Polychorická matica zohľadňuje, že údaje sú ordinálne.

V tabuľke 2 sú uvedené hodnoty Cronbachovho alpha za jednotlivé vysoké školy.

Tabuľka 2: Reliabilita (Cronbachovo alpha) za vysoké školy

Názov vysokej školy	Cronbach alpha	Alpha polychoric
Akadémia umení v Banskej Bystrici	0,946	0,941
Ekonomická univerzita v Bratislave	0,938	0,952
Katolícka univerzita v Ružomberku	0,947	0,959
Prešovská univerzita v Prešove	0,947	0,960
Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre	0,950	0,961
Slovenská technická univerzita v Bratislave	0,942	0,955
Technická univerzita v Košiciach	0,940	0,954
Technická univerzita vo Zvolene	0,937	0,940
Trenčianska univerzita Alexandra Dubčeka v Trenčíne	0,959	0,964
Trnavská univerzita v Trnave	0,946	0,957
Univerzita J. Selyeho	0,946	0,944
Univerzita Komenského v Bratislave	0,936	0,952
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre	0,940	0,953
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici	0,954	0,964
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach	0,948	0,961
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave	0,954	0,964
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie v Košiciach	0,931	0,930
Vysoká škola múzických umení v Bratislave	0,953	0,951
Vysoká škola výtvarných umení v Bratislave	0,959	0,950
Žilinská univerzita v Žiline	0,953	0,965
Celá vzorka	0,945	0,959



Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy

Ako vidíme v tabulke, reliabilita dotazníka je vysoká: všetky hodnoty buď presahujú, alebo sú veľmi blízke odporúčanej hodnote **0,95**.

Vysoká reliabilita však ešte nezaručuje škálovateľnosť (teda možnosť použiť jedno skóre za celú batériu otázok namiesto odpovedí na jednotlivé otázky). Škálovateľnosť sa dá najpresnejšie testovať overením, či položky tvoria Mokkenovu škálu: ak áno, jedno sumárne skóre relatívne presne vyjadruje skutočný rozptyl a nie chyby merania (Sijtsma & van der Ark, 2017). Číselne to vyjadruje Loevingerov koeficient, ktorý uvádza na základe kovariancií medzi jednotlivými otázkami silu danej škály – ak sa má použiť jedno skóre, hodnota tohto koeficientu by nemala klesnúť pod 0,300 za danú batériu / dimenziu. V tabulke 3 sú uvedené hodnoty Loevingerovho koeficientu za jednotlivé vysoké školy.

Tabuľka 3: **Škálovateľnosť (Loevingerov koeficient) za jednotlivé vysoké školy**

Názov vysokej školy	coeff
Akadémia umení v Banskej Bystrici	0,354
Ekonomická univerzita v Bratislave	0,314
Katolícka univerzita v Ružomberku	0,354
Prešovská univerzita v Prešove	0,349
Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre	0,372
Slovenská technická univerzita v Bratislave	0,324
Technická univerzita v Košiciach	0,318
Technická univerzita vo Zvolene	0,310
Trenčianska univerzita Alexandra Dubčeka v Trenčíne	0,417
Trnavská univerzita v Trnave	0,344
Univerzita J. Selyeho	0,346
Univerzita Komenského v Bratislave	0,302
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre	0,318
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici	0,388
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach	0,353
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave	0,378
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie v Košiciach	0,288
Vysoká škola múzických umení v Bratislave	0,382
Vysoká škola výtvarných umení v Bratislave	0,425
Žilinská univerzita v Žiline	0,380
Celá vzorka	0,334

Z tabuľky 3 je zrejmé, že škálovateľnosť dotazníka za jednotlivé vysoké školy je na prijateľnej úrovni, lebo všetky hodnoty Loevingerovho koeficientu presahujú 0,300.

Keďže bude potrebné overiť aj možnosť, že okrem celkového skóre študentskej spokojnosti sa použijú aj skóre za jednotlivé oblasti, je potrebné overiť reliabilitu a škálovateľnosť týchto oblastí jednotlivo. Keďže tieto skóre budú poskytovať iba doplňujúce a detailnejšie informácie a nebudú sa používať na výpočet dotácií na výkonnostné zmluvy, bude stačiť nižší prah reliability než 0,90 – no reliabilita by podľa odporúčaní v štatistickej literatúre nemala byť nižšia než 0,70 (Nunnally & Bernstein, 1994). Škálovateľnosť (Loevingerov koeficient) by mal byť vyšší než 0,300.

Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy

Tabuľka 4: Reliabilita a škálovateľnosť (Loevingerov koeficient) za jednotlivé oblasti

Oblasti	Cronbach	Alpha polychoric	coeffH
podpora pri štúdiu	0,715	0,781	0,378
prehľadný študijný plán	0,701	0,758	0,418
férové hodnotenie	0,702	0,746	0,358
kvalita výučby	0,789	0,841	0,408
prístup učiteľov	0,790	0,837	0,404
získavanie zručností	0,828	0,868	0,439
osobná podpora	0,824	0,859	0,452

Všetky hodnoty reliability a škálovateľnosti sú bezpečne nad odporúčanými hodnotami. Ak sa definitívne potvrdí, že je možné použiť tieto skóre, čomu sa budeme venovať v nasledujúcej časti, ich reliability a škálovateľnosť sú prijateľné.

(2) Overenie použitia celkového skóre a čiastkových skóre za oblasti

Potvrdenie reliability a škálovateľnosti za celkové skóre a jednotlivé oblasti je síce nevyhnutnou, ale nie dostatočnou podmienkou na ich použitie. Problém spočíva v tom, že všetky tieto overenia sa vykonávajú izolovane a jednotlivo – raz sa použila celková vzorka, inokedy vzorky za jednotlivé oblasti. Netestovali sme zatiaľ jednotný štatistický model, ktorý by použil vzorku na testovanie sily celkového skóre a skóre za jednotlivé oblasti naraz, aby bola zaručená dostatočná štatistická sila. Na tieto účely sa používa takzvaný bifaktorový model (Reise, 2012). V tomto modeli, na rozdiel od tradičných faktorových analýz, sa zároveň testuje prítomnosť jediného všeobecného faktora / oblasti, ako aj prítomnosť viacerých ďalších oblastí. Inými slovami, testuje sa hypotéza, či napriek multidimenzionalite (prítomnosti viacerých oblastí) je jeden všeobecný faktor natoľko silný, že vysvetľuje podstatnú časť rozptylu v údajoch napriek prítomnosti iných čiastkových faktorov. Štatisticky povedané predpokladá sa, že rozptyl odpovedí na každú otázku sa dá vysvetliť tromi zdrojmi: všeobecný faktor (v tomto prípade celková študentská spokojnosť, teda rozptyl odpovedí, ktorý otázka zdieľa so všetkými ostatnými otázkami), čiastkový faktor (v tomto prípade jedna z oblastí študentskej spokojnosti, napríklad prístup učiteľov, teda rozptyl odpovedí, ktorý otázka zdieľa s ostatnými otázkami v tejto jednej oblasti), a napokon náhodné jedinečné chyby, špecifické iba pre túto jedinú otázku.

Bifaktorový model a následná použiteľnosť skóre sa testujú dvomi na seba nadväzujúcimi krokmi: a) v prvom kroku sa na základe štatistických indexov zhody testuje, či má samotný bifaktorový model prijateľnú zhodu s údajmi – ak nie, procedúra sa skončí konštatovaním, že celkové skóre sa vôbec nedá použiť. Zhoda s údajmi sa overuje pomocou štyroch štatistických indexov zhody (Perry, Nicholls, Clough & Crust, 2015): CFI (Comparative Fit Index), TLI (Tucker-Lewis Index), RMSEA (Root Mean Squared Error of Approximation) a SRMR (Standardized Root Mean Square of Residuals) – ak majú indexy CFI a TLI hodnoty nad 0,95 a indexy RMSEA a SRMR hodnoty pod 0,050, ide o excelentnú zhodu modelu s údajmi, ak majú indexy CFI a TLI hodnoty nad 0,90 a indexy RMSEA a SRMR hodnoty pod 0,080, ide o prijateľnú mieru zhodu modelu s dátami. V prípade, že majú indexy CFI a TLI hodnoty pod 0,90 a indexy RMSEA a SRMR hodnoty nad 0,050, model nemá prijateľnú zhodu s údajmi; b) ak má bifaktorový model prijateľnú zhodu s údajmi, vypočítajú sa z neho špeciálne indexy reliability, ktoré exaktne určia, či a do akej miery sa dá použiť celkové skóre a čiastkové skóre za jednotlivé oblasti.

Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy

Pri faktorových analýzach sa používa jeden z dvoch hlavných prístupov: exploračná faktorová analýza (EFA) alebo konfirmačná faktorová analýza. Každá má svoje výhody a nevýhody. Pri exploračnej faktorovej analýze nie je v modeli vopred určené, do ktorých oblastí otázky patria a stanovuje sa to podľa toho, v akých faktoroch majú najvyššie faktorové sýtenie (factor loading), čo je hodnota, ktorá vyjadruje, koľko rozptylu zdieľa daná otázka s inými otázkami v danom faktore. Otázky, ktoré najvyššie sýtia daný faktor, by mali mať najvýznamnejšie obsahové súvislosti. Exploračná faktorová analýza má zvyčajne vyššiu štatistickú silu a aj vyššiu zhodu s údajmi. Jej nevýhodou je, že sa pomocou nej nedajú priamo testovať hypotézy, ktoré priradujú konkrétne otázky k určitým faktorom / oblastiam. Pri konfirmačnej faktorovej analýze sa naproti tomu musí zadať presný model, podľa ktorého každá otázka patrí do konkrétnej oblasti, a testuje sa zhoda tohto modelu s údajmi. Výhodou je presné testovanie modelu, nevýhodou je menšia štatistická sila, pretože nie je psychologicky reálne, aby otázka sýtala iba jediný faktor / oblasť a nemala nijaký, ani najmenší vzťah s inými otázkami v iných oblastiach. Pomerne nedávno však bola vyvinutá nová metóda faktorovej analýzy, ktorá kombinuje výhody oboch prístupov, a to exploračné štrukturálne modelovanie (ESEM, Asparouhov & Muthén, 2009). Pri tomto postupe máme presný model, tak ako v konfirmačnej faktorovej analýze, no zároveň sa umožní, aby každá otázka sýtala nielen faktor, ktorý určí model, no v určitej malej miere aj iné faktory, tak ako to je v exploračnej faktorovej analýze. Metóda, ktorou sa to dosiahne, sa nazýva cieľená rotácia (target rotation).

Ak bude mať takýto model prijateľnú zhodu s údajmi, vypočítajú sa tri štatistické indexy (Rodriguez, Reise & Haviland, 2016): celkový omega index, ktorý určuje, koľko rozptylu vysvetľujú všetky faktory (jeden všeobecný a sedem čiastkových). Ide o pomer vysvetleného rozptylu a náhodných chýb. Prijateľná miera tohto indexu je najmenej 0,70 a optimálne nad 0,80. V prípade, že by celková omega reliabilita bola pod 0,70, nedá sa použiť ani celkové skóre, ani čiastkové skóre za jednotlivé oblasti. Celkový omega index nám však nevraví nič o tom, koľko rozptylu vysvetľuje jeden všeobecný faktor – to nám povie až hierarchický omega index, čo je pomer rozptylu, ktorý vysvetľuje jeden všeobecný faktor voči rozptylu, vysvetlenému čiastkovými faktormi a náhodným chybám. Tento index udáva niečo ako silu všeobecného faktoru. Prijateľná miera tohto indexu je tiež najmenej 0,70 a optimálne nad 0,80. V prípade, že by hierarchická omega reliabilita bola pod 0,70, nedá sa použiť celkové skóre (teda nemohli by sme hovoriť o nejakej celkovej študentskej spokojnosti), no dali by sa použiť čiastkové skóre za jednotlivé oblasti. Posledným indexom je vysvetlený spoločný rozptyl (ECV), čo je pomer rozptylu, ktorý vysvetľuje jeden všeobecný faktor a rozptylu, ktorý vysvetľujú čiastkové faktory. Všimnime si, že v tomto indexe vystupuje na rozdiel od hierarchického omega indexu iba vysvetlený rozptyl a nie náhodné chyby, teda testuje sa, či je jeden silný všeobecný faktor dominantný a jediný – tento index sa niekedy nazýva aj indexom podstatnej jednodimenzionálnosti: môže totiž nastať situácia, že hierarchická omega index je vysoký (všeobecný faktor je silný), no vysvetlený spoločný rozptyl je nízky, teda že čiastkové faktory nie sú zanedbateľné. Ak sú hodnoty vysvetleného spoločného rozptylu nad 0,85, je možné použiť jedno celkové skóre a skóre za čiastkové oblasti sú zanedbateľné a nepoužiteľné, ak sú jeho hodnoty od 0,65 po 0,85, je možné použiť aj celkové skóre, aj čiastkové skóre, a ak sú jeho hodnoty pod 0,65, dajú sa použiť iba čiastkové skóre, ale nie celkové skóre.

Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy

Vypočítal sa teda bifaktorový ESEM model, v ktorom 42 otázok sýtlo jeden všeobecný faktor študentskej spokojnosti a zároveň sedem čiastkových faktorov podľa siedmich oblastí študentskej spokojnosti. Tento model mal excelentnú zhodu s údajmi (CFI = 0,974, TLI = 0,960, RMSEA = 0,024, SRMR = 0,013). Celkový omega index mal hodnotu 0,956, čo znamená že jeden všeobecný faktor a sedem čiastkových faktorov vysvetľujú asi 96 % rozptylu v odpovediach, čo je vynikajúca hodnota. Hierarchický omega index mal hodnotu 0,912, čo znamená, že jeden všeobecný faktor (študentská spokojnosť) je veľmi dominantný a vyjadruje dostatočnú veľkosť rozptylu, aby sa dalo použiť jedno celkové skóre. Index vysvetleného spoločného rozptylu (ECV) mal hodnotu 0,694, teda z vysvetleného rozptylu pripadá na jeden všeobecný faktor asi 69 % a na čiastkové faktory asi 31 %. Znamená to, že okrem jedného silného všeobecného skóre je možné použiť aj čiastkové skóre za jednotlivé oblasti, pretože 31 % vysvetleného rozptylu v odpovediach nie je možné úplne ignorovať.

(3) Výpočet robustného skóre

Keďže vieme, že môžeme použiť jedno celkové skóre a zároveň aj čiastkové skóre za jednotlivé oblasti, je ešte potrebné, aby toto skóre bolo robustné, teda odolné proti extrémnym hodnotám. Málokedy sa berie do úvahy, že bežné bodové odhady (ako je napríklad priemer) nie sú robustné a niekoľko málo hodnôt ich môže zásadným spôsobom skresliť.

Predstavme si to pomocou jednoduchého príkladu. Predpokladajme, že máme vzorku 20 študentiek a študentov daného študijného odboru. Z nich 18 malo skóre spokojnosti 130 (teda boli veľmi spokojní) a 2 mali skóre 45 (teda boli veľmi nespokojní). Asi by sme mali sklon konštatovať, že veľká väčšina (90 %) bola veľmi spokojná. Ak to však chceme presne vyjadriť, priemer z týchto odpovedí je 121,5 – dvaja nespokojní respondenti výrazne znížili priemerné skóre, a to až o takmer 10 bodov. Vidíme, že priemer v tomto prípade nie je dobrým bodovým odhadom, lebo extrémne hodnoty ho výrazne skresľujú.

Jedným z najjednoduchších a dobre preskúmaných postupov na robustný odhad je takzvaný orezaný (trimmed) priemer – pri tomto postupe sa odstránia niektoré okrajové hodnoty (zvyčajne 20 %) a priemer sa vypočíta zo zvyšných hodnôt (Keselman et al., 2002; Kanovský, 2016; Wilcox, 2022). Ak by sme sa vrátili k príkladu z predošlého odseku, hodnota orezaného priemeru by bola 130, pretože extrémne odpovede 2 respondentov by sa nebrali do úvahy.

Ak by niekto namietal, že ide o neprípustné vyradovanie dát, ide o nepochopenie základov matematickej štatistiky: orezané priemery a iné robustné bodové odhady sa sústreďujú na najpočetnejšie oblasti distribúcií, aby poskytli neskreslený údaj. Mimochodom, veľmi často používaný medián (stredná hodnota) je iba špeciálnym prípadom orezaného priemeru – ide štatisticky o 50 % orezaný priemer, a nikto nenamieta, že sa vyradili všetky dáta okrem jednej strednej hodnoty (alebo dvoch, ak je vo vzorke párny počet).

Vo všetkých údajoch, ktoré sú vo výsledkoch prieskumu študentskej spokojnosti uvedené, teda ide o 20 % orezaný priemer, aby sa minimalizovalo skreslenie extrémnymi odpoveďami.

Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy



Ešte na záver niekoľko upozornení, ktoré sú dôležité pre korektnú interpretáciu skóre:

(1) Vyradili sa tie odpovede, kde počet respondentov a respondentiek bol menší ako 9. Upozorňujeme, že neboli vyradení, vopred, úplne a definitívne: ak ich bolo napríklad menej ako 9 v prípade študijného odboru, boli vyradení, avšak ich odpovede sa počítali do skóre spokojnosti za celú fakultu alebo celú vysokú školu. V zobrazení výsledkov sa na vyradenie kvôli malému počtu vždy upozorňuje.

(2) Každé skóre má teoretickú strednú hodnotu, ktorá oddeľuje „nespokojnosť“ od „spokojnosti“. V znázornení výsledkov sa to zobrazuje hrubou sivou čiarou spolu s upozornením. Dôvodom je to, že pri nepozornej interpretácii vzniká neblahý sklon chápať tých, ktorí sú v porovnaní najmenej spokojní, ako nespokojných. To tak môže byť, ale nemusí: skutočne nespokojní sú iba a výhradne tí, ktorí nedosahujú sivú čiaru – môže sa totiž ľahko stať, že všetky porovnávané skupiny sú celkovo spokojné, no niektorá skupina z nich je najmenej spokojná, čo však vonkoncom nemusí znamenať nespokojnosť.



Výpočet skóre študentskej spokojnosti: štatistické základy



Štatistická odborná literatúra

- (1) Adam, L., Bejda, P., 2018. Robust estimators based on generalization of trimmed mean. *Communications in Statistics–Simulation and Computation* 47, 2139–2151.
- (2) Asparouhov, T. & Muthén, B. 2009. Exploratory structural equation modeling. *Structural Equation Modeling* 16, 397–438.
- (3) Gadermann, A. M., Guhn, M., Zumbo, B. D. 2012. Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: a conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 17 (3): 1–13.
- (4) Kanovský, M. *Robustné štatistické metódy v sociálnych vedách*, Bratislava: SASA 2016.
- (5) Keselman, H.C., Wilcox, R.R., Othman, A.R., Fradette, K., 2002. Trimming, transforming statistics, and bootstrapping: circumventing the biasing effects of heteroscedasticity and nonnormality. *Journal of Modern Applied Statistical Methods* 1, 288–309.
- (6) Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. 1994. *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- (7) Perry, J. L., Nicholls, A. R, Clough, P. J., & Crust, L. 2015. Assessing model fit: Caveats and recommendations for confirmatory factor analysis and exploratory structural equation modeling. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 19(1), 12–21.
- (8) Reise, S. P., 2012. The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667–696.
- (9) Rodriguez A., Reise S. P., Haviland M. G. 2016. Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21, 137–150.
- (10) Sijtsma, K., & van der Ark, L. A. 2017. A tutorial on how to do a Mokken scale analysis on your test and questionnaire data. *The British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 70 (1), 137–158.
- (11) Wilcox, R. R. (2022). *Introduction to Robust Estimation and Hypothesis Testing*, 5th Edn. San Diego, CA: Academic Press
<https://www.calculator.net/sample-size-calculator.html>

