



Výpočet skóre študentskej spokojnosti 2025: štatistické základy



prof. Mgr. Martin Konovský, PhD.

Na tomto mieste uvedieme a zdôvodníme postup, ako sa počítalo skóre prieskumu študentskej spokojnosti. 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 samoplacov**. Počet **celej populácie** bol **88 224**. Boli určené kvóty, aby sa zabezpečila reprezentatívnosť na úrovni vysoká škola / fakulta / študijný odbor. Keďže už boli k dispozícii údaje z prieskumu z roku 2024 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 75 %. Pre účely výkonnostných zmlúv bola potrebná **miera chybovosti (margin of error) na úrovni nie vyššej než 1,42 %, a úroveň spoľahlivosti 95 %**. Vzhľadom na **reprezentatívnosť** bola stanovená **kvóta 18 440 respondentov a respondentiek**, predpokladala sa miera návratnosti 25 % (teda získaná veľkosť vzorky 4 610). V skutočnosti bola návratnosť podstatne vyššia, lebo získaná **veľkosť vzorky bola 12 772, teda 69 %**. To umožnilo zásadne zvýšiť presnosť merania, takže **chybovosť** nebola na predpokladanej úrovni 1,42 %, ale na úrovni **0,69 %**, ako ukazuje štandardný nástroj na výpočet chybovosti a veľkosti vzorky (<https://www.calculator.net/sample-size-calculator.html>):

Margin of error: 0.69%

This means, in this case, there is a 95% chance that the real value is within $\pm 0.69\%$ of the measured/surveyed value.

Confidence Level: 95%
Sample Size: 12772
Population Proportion: 75 %
Population Size: 88224 Leave blank if unlimited population size.
Calculate Clear

Pokiaľ ide o **štruktúru vzorky podľa vysokých škôl** v porovnaní s populáciou, vzhľadom na rovnomernosť počtov odpovedí bolo potrebné zabezpečiť, aby z každej vysokej školy odpovedalo najmenej 7,5 % populácie, a na žiadnej vysokej škole nepresiahol počet odpovedí asi 20 %. Teda **rozsah proporcií odpovedí by mal byť v intervale 7,5 % - 20 %, a celková vzorka by mala dosiahnuť asi 13,75 %** (stredná hodnota medzi 7,5 % a 20 %). Ako vieme, celkový počet odpovedí bol 12 772, teda 14,48 % z populácie, a výrazne menej než 7,5 % alebo výrazne viac než 20 % odpovedí z jednej konkrétnej vysokej školy by mohlo 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**

	vzorka	populácia	kvóta	návratnosť	podiel
Akadémia umení Banská Bystrica	72	456	92	78,26%	15,79%
Ekonomická univerzita Bratislava	1 154	5 835	1 167	98,89%	19,78%
Katolícka univerzita Ružomberok	194	2 103	495	39,19%	9,22%
Prešovská univerzita	766	5 977	1 294	59,20%	12,82%
Slovenská poľnohospodárska univerzita Nitra	523	3 272	673	77,71%	15,98%
Slovenská technická univerzita Bratislava	1 381	9 357	1 892	72,99%	14,76%
Technická univerzita Košice	1 458	10 878	2 212	65,91%	13,40%
Trnavská univerzita	473	3 581	777	60,88%	13,21%
Trenčianska univerzita Alexandr Dubčeka	190	1 662	348	54,60%	11,43%
Technická univerzita Zvolen	154	1 136	243	63,37%	13,56%
Univerzita sv. Cyrila a Metoda Trnava	526	3 288	728	72,25%	16,00%
Univerzita Jánoša Selyeho Komárno	138	1 030	216	63,89%	13,40%
Univerzita Komenského Bratislava	2 384	16 132	3 326	71,68%	14,78%
Univerzita Konštantína Filozofa Nitra	632	5 030	1 075	58,79%	12,56%
Univerzita Mateja Bela Banská Bystrica	538	4 339	984	54,67%	12,40%
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika Košice	923	5 046	1 061	86,99%	18,29%
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie Košice	259	1 494	299	86,62%	17,34%
Vysoká škola múzických umení Bratislava	154	853	176	87,50%	18,05%
Vysoká škola výtvarných umení Bratislava	89	586	125	71,20%	15,19%
Žilinská univerzita	764	6 169	1 257	60,78%	12,38%
	12 772	88 224	18 440	69,26%	14,48%

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**:

(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

(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 striktnie jednodimenzionálny, b) dajú sa použiť iba skóre za jednotlivé oblasti, celkové skóre sa použiť nedá – v štatistickom jazyku, dotazník je striktnie 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 (nemiera 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 počítat 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.

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**.

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

Tabuľka 2: **Reliabilita (Cronbachovo alpha) za vysoké školy**

	alpha
Akadémia umení Banská Bystrica	0,95
Ekonomická univerzita Bratislava	0,95
Katolícka univerzita Ružomberok	0,92
Prešovská univerzita	0,94
Slovenská poľnohospodárska univerzita Nitra	0,93
Slovenská technická univerzita Bratislava	0,94
Technická univerzita Košice	0,94
Trnavská univerzita	0,94
Trenčianska univerzita Alexandr Dubčeka	0,93
Technická univerzita Zvolen	0,95
Univerzita sv. Cyrila a Metoda Trnava	0,94
Univerzita Jánoša Selyeho Komárno	0,94
Univerzita Komenského Bratislava	0,94
Univerzita Konštantína Filozofa Nitra	0,93
Univerzita Mateja Bela Banská Bystrica	0,93
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika Košice	0,94
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie Košice	0,93
Vysoká škola múzických umení Bratislava	0,93
Vysoká škola výtvarných umení Bratislava	0,94
Žilinská univerzita	0,94

Ako vidíme v tabuľke, **reliabilita dotazníka je vysoká**: všetky hodnoty dosahujú, 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 tabuľke 3 sú uvedené hodnoty Loevingerovho koeficientu za jednotlivé vysoké školy.

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

	coefH
Akadémia umení Banská Bystrica	0,340
Ekonomická univerzita Bratislava	0,329
Katolícka univerzita Ružomberok	0,307
Prešovská univerzita	0,313
Slovenská poľnohospodárska univerzita Nitra	0,309
Slovenská technická univerzita Bratislava	0,314
Technická univerzita Košice	0,303
Trnavská univerzita	0,301
Trenčianska univerzita Alexandr Dubčeka	0,302
Technická univerzita Zvolen	0,366
Univerzita sv. Cyrila a Metoda Trnava	0,301
Univerzita Jánoša Selyeho Komárno	0,328
Univerzita Komenského Bratislava	0,301
Univerzita Konštantína Filozofa Nitra	0,302
Univerzita Mateja Bela Banská Bystrica	0,302
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika Košice	0,323
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie Košice	0,301
Vysoká škola múzických umení Bratislava	0,302
Vysoká škola výtvarných umení Bratislava	0,308
Žilinská univerzita	0,301

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

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 reliabilita 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 vykonávali 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 multidimensionalite (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 excellentnú 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 da akej miery sa dá použiť celkové skóre a čiastkové skóre za jednotlivé oblasti.

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 cielená 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.

Vypočítal sa teda bifaktorový ESEM model, v ktorom 42 otázok sýtilo jeden všeobecný faktor študentskej spokojnosti a zároveň sedem čiastkových faktorov podľa siedmich oblastí študentskej spokojnosti. Tento model mal excelentnú zhodu s údajmi (CFI = 0,971, TLI = 0,956, RMSEA = 0,024, SRMR = 0,013). Celkový omega index mal hodnotu 0,948, čo znamená že jeden všeobecný faktor a sedem čiastkových faktorov vysvetľujú asi 95 % rozptylu v odpovediach, čo je vynikajúca hodnota. Hierarchický omega index mal hodnotu 0,898, 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 0,668, teda z vysvetleného rozptylu pripadá na jeden všeobecný faktor asi 67 % a na čiastkové faktory asi 33 %. Znamená to, že okrem jedného silného všeobecného skóre je možné použiť aj čiastkové skóre za jednotlivé oblasti, pretože 33 % vysvetleného rozptylu v odpovediach nie je možné úplne ignorovať a použiť iba jediné celkové skóre.

(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**. Málakedy 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 sklón 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.

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.

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) Kanovský, M. *Robustné štatistické metódy v sociálnych vedách*, Bratislava: SASA 2016.
- (4) 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.
- (5) Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. 1994. *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- (6) 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.
- (7) Reise, S. P., 2012. The rediscovery of bifactor measurement models. *Multivariate Behavioral Research*, 47, 667–696.
- (8) Rodriguez A., Reise S. P., Haviland M. G. 2016. Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21, 137–150.
- (9) 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.
- (10) 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>

