



Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

prof. Mgr. Martin Kanovský, PhD.

Na tomto mieste uvedieme a zdôvodníme postup, ako sa počítalo skóre prieskumu spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl. 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. Spokojnosť sa totiž musí posudzovať komplexne: odpovede na jednotlivé izolované otázky majú iba malú informačnú hodnotu.

Podiely odpovedí za každú vysokú školu uvádzame v tabuľke 1:

Tabuľka 1: Počty odpovedí

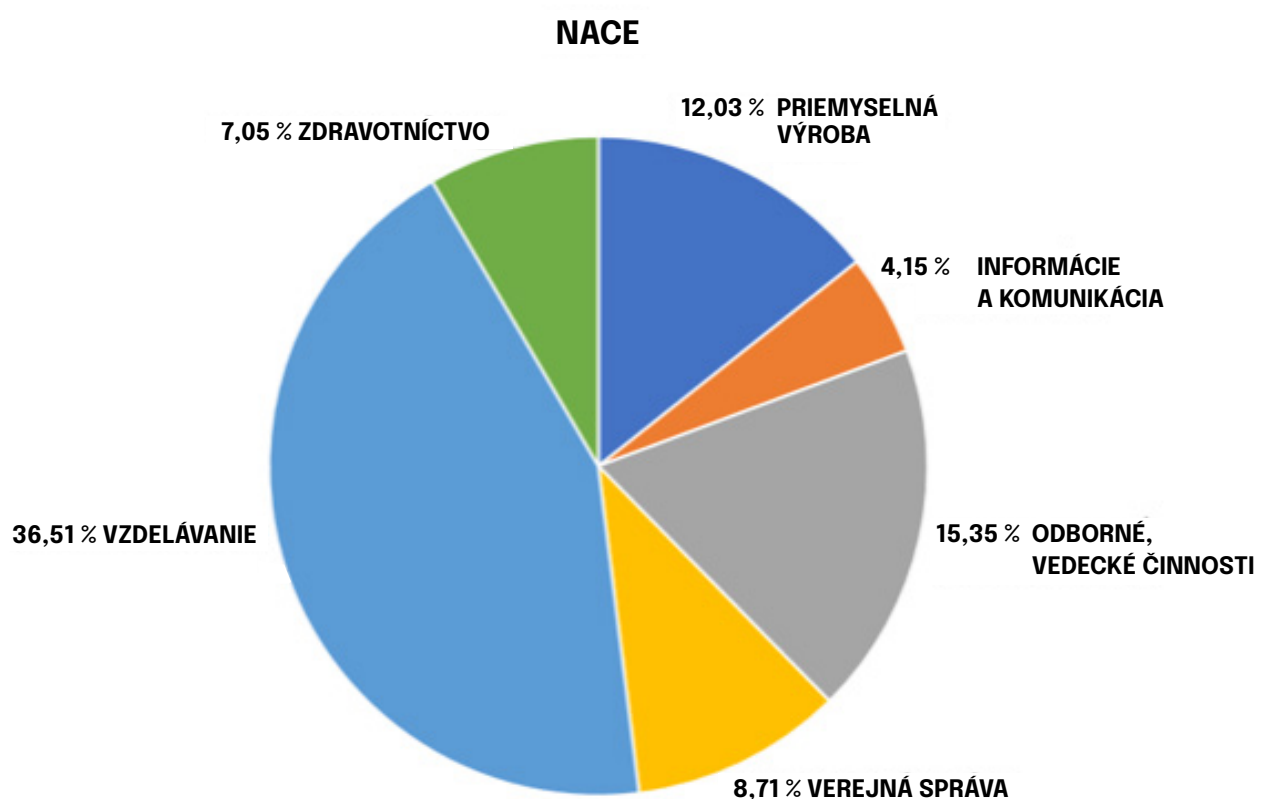
Verejná vysoká škola	vzorka
Akadémia umení v Banskej Bystrici	0
Ekonomická univerzita v Bratislave	21
Katolícka univerzita v Ružomberku	13
Prešovská univerzita v Prešove	28
Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre	8
Slovenská technická univerzita v Bratislave	11
Technická univerzita v Košiciach	14
Technická univerzita vo Zvolene	2
Trenčianska univerzita Alexandra Dubčeka v Trenčíne	5
Trnavská univerzita v Trnave	12
Univerzita J. Selyeho v Komárne	8
Univerzita Komenského v Bratislave	41
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre	18
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici	10
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach	15
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave	7
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie v Košiciach	9
Vysoká škola múzických umení v Bratislave	4
Vysoká škola výtvarných umení v Bratislave	0
Žilinská univerzita v Žiline	15

Ako vidíme z tabuľky 1, za niektoré vysoké školy odpovedalo veľmi málo zamestnávateľov, alebo dokonca žiadni zamestnávatelia. Vzhľadom na štatistické obmedzenia (o tom viac nižšie v texte) je možné vypočítať skóre spokojnosti iba vtedy, ak vzorka dosiahne aspoň 4 odpovede. V prípade, že odpovedí bolo menej než 4, skóre spokojnosti za danú vysokú školu sa nedá vypočítať.

Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

Pokiaľ ide o reprezentatívnosť odpovedí, skladba odpovedí dobre reprezentovala sektorovú štruktúru zamestnanosti absolventov, ako ukazuje obrázok 1.

Obrázok 1: podiel odpovedí zamestnávateľov podľa sektorovej štruktúry NACE



Najviac absolventov sa zamestnáva v oblasti vzdelávania (aj celkový počet absolventov v študijnom odbore učiteľstvo a pedagogické vedy je najvyšší, a v tomto sektore sa zamestnávajú aj absolventi iných študijných odborov). Nasledujú odborné a vedecké činnosti, teda pozície, ktoré obsadzujú predovšetkým absolventi študijných odborov ekonómia a právo. Ďalšou v poradí je priemyselná výroba.

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 spokojnosti zamestnávateľov – napríklad spokojnosť s organizačnými zručnosťami absolventov, alebo s ich odbornými zručnosťami či adaptívnymi zručnosťami. Pri korektnom určení skóre je potrebné vyriešiť tri základné otázky:

Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: 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 spokojnosti zamestnávateľov? 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 spokojnosti zamestnávateľov. 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 spokojnosť zamestnávateľov, 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. 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 spokojnosti zamestnávateľov), 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 z polychorickej matice za jednotlivé vysoké školy.



Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

Tabuľka 2: Reliabilita (Cronbachovo alpha) za vysoké školy

Verejná vysoká škola	alpha
Ekonomická univerzita v Bratislave	0,96
Katolícka univerzita v Ružomberku	0,97
Prešovská univerzita v Prešove	0,97
Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre	0,96
Slovenská technická univerzita v Bratislave	0,99
Technická univerzita v Košiciach	0,96
Trenčianska univerzita Alexandra Dubčeka v Trenčíne	0,98
Trnavská univerzita v Trnave	0,98
Univerzita J. Selyeho v Komárne	0,95
Univerzita Komenského v Bratislave	0,97
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre	0,99
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici	0,95
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach	0,96
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave	0,99
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie v Košiciach	0,99
Vysoká škola múzických umení v Bratislave	0,98
Žilinská univerzita v Žiline	0,98

Ako vidíme v tabuľke 2, reliabilita dotazníka je vysoká: všetky hodnoty buď dosahujú, alebo prekračujú odporúčanú hodnotu 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. Hodnoty pod 0,300 znamenajú, že skóre nemožno škálovať do jednej škály, hodnoty od 0,300 po 0,400 predstavujú prijateľnú škálu, hodnoty od 0,300 po 0,400 predstavujú stredne silnú škálu a hodnoty nad 0,500 predstavujú 0,500 veľmi silnú škálu. V tabuľke 3 sú uvedené hodnoty Loevingerovho koeficientu za jednotlivé vysoké školy.

Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

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

Verejná vysoká škola	coefH
Ekonomická univerzita v Bratislave	0,455
Katolícka univerzita v Ružomberku	0,630
Prešovská univerzita v Prešove	0,532
Slovenská poľnohospodárska univerzita v Nitre	0,445
Slovenská technická univerzita v Bratislave	0,840
Technická univerzita v Košiciach	0,520
Trenčianska univerzita Alexandra Dubčeka v Trenčíne	0,780
Trnavská univerzita v Trnave	0,677
Univerzita J. Selyeho v Komárne	0,423
Univerzita Komenského v Bratislave	0,585
Univerzita Konštantína Filozofa v Nitre	0,804
Univerzita Mateja Bela v Banskej Bystrici	0,457
Univerzita Pavla Jozefa Šafárika v Košiciach	0,560
Univerzita sv. Cyrila a Metoda v Trnave	0,912
Univerzita veterinárskeho lekárstva a farmácie v Košiciach	0,942
Vysoká škola múzických umení v Bratislave	0,551
Žilinská univerzita v Žiline	0,772

Z tabuľky 3 je zrejmé, že škálovateľnosť dotazníka za jednotlivé vysoké školy je na vysokej úrovni, lebo všetky hodnoty Loevingerovho koeficientu za jednotlivé vysoké školy predstavujú stredne silné (nad 0,400) alebo veľmi silné (nad 0,500) škály.

Keďže bude potrebné overiť aj možnosť, že okrem celkového skóre spokojnosti zamestnávateľov sa použijú aj skóre za jednotlivé oblasti, je potrebné overiť reliabilitu a škálovateľnosť týchto oblastí jednotlivo.

Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

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

Oblasti	alpha	coefH
Základné zručnosti	0,960	0,681
Adaptívne zručnosti	0,960	0,725
Kooperatívne zručnosti	0,980	0,848
Odborné zručnosti	0,950	0,743
Organozačné zručnosti	0,960	0,686

Všetky hodnoty sú bezpečne nad odporúčanými hodnotami pre reliabilitu (nad 0,90) aj pre škálovateľnosť (hodnoty nad 0,500 predstavujú veľmi silnú škálu). 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 jednotlivito – 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 podstatný 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 spokojnosť zamestnávateľov, teda rozptyl odpovedí, ktorý otázka zdieľa so všetkými ostatnými otázkami), čiastkový faktor (v tomto prípade jedna z oblastí spokojnosti zamestnávateľov, napríklad odborné zručnosti, teda rozptyl odpovedí, ktorý otázka zdieľa s ostatnými otázkami v tejto jednej oblasti), a napokon náhodné jedinečné chyby, špecifické iba pre túto jedinou 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,

Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

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 päť 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 spokojnosti zamestnávateľov), 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

Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

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 37 otázok sýtilo jeden všeobecný faktor spokojnosti zamestnávateľov a zároveň päť čiastkových faktorov podľa siedmich oblastí spokojnosti zamestnávateľov. Tento model mal excelentnú zhodu s údajmi (CFI = 0,953, TLI = 0,932, RMSEA = 0,052, SRMR = 0,022). Celkový omega index mal hodnotu 0,984, čo znamená že jeden všeobecný faktor a päť čiastkových faktorov vysvetľujú asi 98 % rozptylu v odpovediach, čo je vynikajúca hodnota. Hierarchický omega index mal hodnotu 0,929, čo znamená, že jeden všeobecný faktor (celková spokojnosť zamestnávateľov) je veľmi dominantný a vyjadruje dostatočnú veľkosť rozptylu, aby sa dalo použiť jedno celkové skóre. Index vysvetleného spoločného rozptylu (ECV) mal hodnotu 0,730, teda z vysvetleného rozptylu pripadá na jeden všeobecný faktor asi 73 % a na čiastkové faktory asi 27 %. Znamená to, že okrem jedného silného všeobecného skóre je možné použiť aj čiastkové skóre za jednotlivé oblasti, pretože 27 % 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 zamestnávateľov, ktorí hodnotia absolventov jednej vysokej školy. 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.

Výpočet skóre spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: štatistické základy

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).

Problémom pri orezanom priemere je, že nie je stabilný pri veľmi malých vzorkách – v takýchto prípadoch sa používa iný robustný odhad, a to M-estimátor: ide o iteratívnu procedúru, ktorá sa osvedčila aj pri veľkosti vzoriek rovných alebo väčších než 4 (Rousseeuw & Verboven 2002).

Vo všetkých údajoch, ktoré sú vo výsledkoch prieskumu spokojnosti zamestnávateľov uvedené, teda ide o odhady skóre M-estimátorom, aby sa minimalizovalo skreslenie extrémnymi odpoveďami.

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

(1) Vyradili sa tie vysoké školy, kde počet respondentov a respondentiek bol menší ako 4.

(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 sa 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 spokojnosti zamestnávateľov s absolventami vysokých škôl: 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) Rousseeuw, P. J. & Verboven, S. 2002. Robust estimation in very small samples. *Computational Statistics & Data Analysis*, 40, 741–758.
- (11) 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.
- (12) Wilcox, R. R. (2022). *Introduction to Robust Estimation and Hypothesis Testing*, 5th Edn. San Diego, CA: Academic Press

