

Tendencia súhlasiť bez ohľadu na obsah položiek ako možný zdroj skreslenia v sociálnovednom výskume

PATRIK HAVAN^❶, PETER HALAMA^❷, MICHAL KOHÚT^{❷*}

^❶Ústav experimentálnej psychológie, Centrum spoločenských a psychologických vied SAV, v. v. i., Bratislava

^❷Filozofická fakulta, Trnavská univerzita v Trnave

The Tendency to Agree with Items in Social Survey Regardless of Their Content as a Possible Source of Bias

Abstract: Acquiescence is defined as the tendency of respondents to shift their answer towards agreeing rather than disagreeing with items, regardless of the items' content. As a response style, it can be a significant factor in distorting research results. This article examines the nature, predictors, and consequences of this response style and the possibility of identifying and controlling it. The results of time stability and domain/method specificity of acquiescence suggest that it is more a participant-related than situational-related construct. Two categories of correlates or predictors of acquiescence were identified: a high level of social deference/conformity and a low level of cognitive processing on the part of respondents. The two most common approaches used to estimate acquiescence are the manifest approach, which involves computing the deviation from the median of the response scale, and the latent approach, which uses confirmatory factor analysis with a bifactor model. The advantage of the manifest approach is its technical simplicity when certain criteria are met, but its ability to cleanse the results of the effect of acquiescence is rather limited. The more technically demanding latent approach, by contrast, is useful for its ability not only to identify acquiescence bias but also to reduce bias. In a model analysis using the latent approach, the results were cleansed of the effect of acquiescence.

Keywords: acquiescence, response styles, bias, assessment

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2025, Vol. 61, No. 3: 301–321

Uverejnené online: 6. júna 2024, <https://doi.org/10.13060/csr.2024.013>

* Všetku korešpondenciu posielajte na adresu: Mgr. Patrik Havan, PhD., Katedra psychológie, Filozofická fakulta, Trnavská univerzita v Trnave, Hornopotočná 23, 918 43, Trnava, e-mail: Patrik.havan@savba.sk.

Úvod

V sociálnych vedách sú na meranie stanovených konštruktov vo veľkej miere používané sebavýpovedové metódy, ako napríklad dotazníky, inventáre, postojoyé škály a pod (Weijters et al., 2010a). Aj keď sa pri týchto metódach implicitne pracuje s predpokladom, že respondenti odpovedajú úprimne a vedci merajú práve zamýšľaný konštrukt, je zároveň faktom, že meracie nástroje tohto typu sú zaťažené rôznymi chybami merania. Práve vysoká frekvencia používania týchto metód spôsobila aj obavy o prílišné skreslenie chybami, ktoré sa pri nich môžu vyskytovať (napr. Pelt et al., 2021). Jedna kategória týchto chýb sú aj skresľujúce odpovedové štýly (Lechner a Rammstedt, 2015), ktoré sa definujú ako tendencie respondentov odpovedať na položky špecifickým konzistentným spôsobom, ktorý nezodpovedá miere meraného konštraktu (Plieninger a Heck, 2018; Primi et al., 2019; Wetzel a Carstensen, 2017). Odpovedových štýlov je mnoho, medzi najznámejšie patria sociálna žiaducnosť, nedbanlivé odpovedanie, extrémny odpovedový štýl, či bezobsahový súhlas (anglicky acquiescence) a nesúhlas (disacquiescence) (napr. Baumgartner a Steenkamp, 2001; He et al., 2014).

Práve posledný menovaný odpovedový štýl zaznamenal v posledných dekádach výraznú teoretickú aj empirickú pozornosť a to najmä pre jeho potenciál skresliť výsledky výskumov a ohroziť (ak už nie priamo narušiť) validitu meracích nástrojov (napr. Aichholzer, 2015; Bentler et al., 1971; Lechner et al., 2017; Weydmann et al., 2020). Bezobsahový súhlas chápeme ako konzistentnú tendenciu respondentov prikláňať sa pri odpovedaní na položky k súhlasu bez ohľadu na ich obsah. Treba hneď uviesť, že definície anglického pojmu acquiescence sa v psychometrickej literatúre líšia, niektoré ho považujú len za tendenciu príklonu k súhlasu radšej ako k nesúhlasu (Biderman et al., 2019; Ferrando a Anguiano-Carrasco, 2012; Primi et al., 2019; Schaeffer a Presser, 2003; Weijters et al., 2013; Weydmann et al., 2020), no niektoré ho považujú za tendenciu prikláňať sa konzistentne buď k súhlasu (radšej ako k nesúhlasu) alebo k nesúhlasu (radšej ako k súhlasu) (Denissen et al., 2020; Jackson a Messick, 1958; Rammstedt a Farmer, 2013; Soto a John, 2017), teda pod pojem acquiescence zahŕňajú súhlasné aj nesúhlasné tendencie. Táto nejednoznačnosť vedie k tomu, že sa pojem acquiescence niekedy používa alternatívne. Podľa nášho názoru je potrebné odlišovať acquiescence a disacquiescence (tendencia k nesúhlasu), a v našom texte, ako uvádzame nižšie budeme v súlade s väčšinou literatúrou ako preklad anglického acquiescence používať termín bezobsahový súhlas.

Táto štúdia chce prostredníctvom kritickej reflexie doterajších teoretických a empirických poznatkov ohľadne bezobsahového súhlasu priniesť odpovede na niekoľko otázok o tomto odpovedovom štýle: v prvom rade o jeho povahe, teda či sa dá považovať skôr za črtovú alebo situačnú charakteristiku, či možno identifikovať konkrétne premenné, ktoré prispievajú k výskytu bezobsahového súhlasu, aké konkrétne dôsledky má prítomnosť bezobsahového súhlasu pre výskumné aktivity, a tiež, aké sú silné stránky jednotlivých prístupov merania bezobsahového súhlasu a následne aj jeho kontrolovania. Aby sme zachovali transparentnosť našich záverov, v texte vychádzame zo štúdií registrovaných v databázach WoS

a Scopus, pričom sme výber štúdií pohrdli tomu, aby reprezentatívne zastúpili rôzne postoje a prístupy k témam a oblastiam, ktoré sme sa rozhodli v našom článku priblížiť

Bezobsahový súhlas – črta respondentov alebo situačný faktor?

V prvom rade chceme zdefinovať a ujasniť, ako v tomto článku chápeme a ako pristupujeme k bezobsahovému súhlasu. Ako už bolo spomenuté vyššie, definície bezobsahového súhlasu nie sú jednotné. Zhodujú sa v tom, že ide o odpovedanie na položky, ktoré nezodpovedá realite (miere meraného konštruktu) a je nezávislé od obsahu položiek. Naopak sa nezhodujú v tom, či ide o konzistentný príklon radšej k súhlasu ako k nesúhlasu, alebo konzistentný príklon buď k súhlasu alebo k nesúhlasu. Vzhľadom na prevahu definícií, ktoré chápu bezobsahový súhlas ako tendenciu prikláňať sa k súhlasu bez ohľadu na obsah položiek, na faktický preklad zahraničného termínu acquiescence (súhlas) a vzhľadom na skutočnosť, že v zahraničnej literatúre existuje aj ekvivalent bezobsahového nesúhlasu (disacquiescence, pozri Soto a John, 2019; Wetzel et al., 2013), prikláňame sa k hlavnému prúdu a aj v tomto článku budeme bezobsahový súhlas chápať ako tendenciu príklonu k súhlasu bez ohľadu na obsah položiek.

Následne je naším cieľom hľadať odpovede na prvú otázku spomenutú v úvodnej kapitole – je bezobsahový súhlas skôr stabilnou, osobnostnou charakteristikou alebo skôr situačnou premennou? Podľa Danner et al. (2015) sa táto otázka dá špecifikovať tým, že si odpovieme na to, či je bezobsahový súhlas časovo stabilný a či je doménovo, respektíve metódovo špecifický.

Viacere zahraničné výskumy preukázali, že bezobsahový súhlas je stabilný v čase (napr. Billiet a Davidov, 2008; Danner et al., 2015; Weijters et al., 2010b; Wetzel et al., 2016), čo potvrdili aj slovenské dáta (Havan et al., 2022a). Tento fakt bol preukázaný na štúdiách s rôznou variabilitou v dĺžke času medzi meraniami na základe ktorých bola testovaná časová stabilita bezobsahového súhlasu (jeden rok; Weijters et al., 2010b; až štyri roky; Billiet a Davidov, 2008). Jeden z výskumov tento predpoklad dokonca preukázal na viacnásobnom zbere dát, a to pomerne stabilne (Wetzel et al., 2016; korelačný koeficient r bol v rozpätí od 0,53 po 0,71).

Stabilita v čase môže indikovať aj to, že za premennú sú skôr zodpovedné charakteristiky na strane respondentov, ako situačné faktory. Ak respondenti odpovedajú konzistentne v smere bezobsahového súhlasu v dvoch časoch (prípadne aj vo viacerých), môže to napovedať, že situačné faktory (napr. emocionálne rozpoloženie respondentov, aktuálna miera prežívaného stresu, a pod.) nie sú také zásadné a rozhodujúce, a zmysluplné je skôr hľadať dôvody takéhoto odpovedania pri dlhodobých respondentových charakteristikách. Na druhej strane však nemožno vylúčiť, že takáto stabilita je skôr efektom znenia položiek v meracom nástroji administrovanom vo viacerých časových bodoch. Tento problém by vyriešil výskum, ktorý by časovú stabilitu bezobsahového súhlasu skúmal s odlišnými metódami, taký však podľa našich vedomostí zatiaľ k dispozícii nie je.

Pri diskusii o doménovej a metodovej špecifickosti je to s vedeckým konsenzom už o niečo zložitejšie. V tomto prípade máme pod doménovou špecifickosťou na mysli nekonzistenciu medzi viacerými doménami/subškálami v rámci jedného meracieho nástroja a pod metodovou špecifickosťou zas nekonzistenciu medzi viacerými meracími nástrojmi. Autori Danner et al. (2015) zistili, že bezobsahový súhlas je metodovo konzistentný, avšak v inej ich štúdii (Danner a Rammstedt, 2016) im vyšlo, že je metodovo špecifický. Vo výskume realizovanom na Slovensku (Havan et al., 2022b) v zhode s Danner et al. (2015) sme zistili, že bezobsahový súhlas je metodovo konzistentný. Keďže sme v štúdii pracovali s konceptom Veľkej päťky, skúmali sme aj doménovú špecifickosť. Aj v tomto prípade sme preukázali, že bezobsahový súhlas je doménovo konzistentný. Podobne ako pri časovej stabilite sa dá aj pri doménovej a metodovej konzistencii uvažovať, že takéto charakteristiky môžu naznačovať skôr stabilný charakter premennej na strane respondentov ako situačný charakter premennej.

Na základe spomenutých výsledkov o časovej stabilite a doménovej/metodovej konzistencii (opak špecifickosti) sa teda dá o bezobsahovom súhlase uvažovať skôr ako o črtovom konštrukte – teda ako o konštrukte, ktorý je závislý od osobnostných charakteristík respondentov. Keďže však predpoklad nebol potvrdený vo všetkých štúdiách, je pravdepodobné, že ho môžu ovplyvňovať v interakcii ako osobnostné, tak aj situačné faktory, napr. okolnosti testovania a ich motivačná zložka pre respondentov (Lechner et al., 2019), prípadne náročnosť použitej metódy merania (Davis et al., 2020).

Koreláty a prediktory bezobsahového súhlasu

Druhým cieľom tejto práce odpovedať na otázku, aké premenné prispievajú k výskytu bezobsahového súhlasu – teda jeho možné koreláty a prediktory. Lechner et al. (2019) stanovili dva mechanizmy, vďaka ktorým podľa nich funguje bezobsahový súhlas – sociálnu poddajnosť (konformita a tradicionalizmus) a schopnosť kognitívneho spracovania (kognitívna náročnosť metódy a kognitívne zručnosti respondentov). Podporu pre predpoklad, že sociálna poddajnosť pozitívne súvisí s bezobsahovým súhlasom, priniesli Johnson et al. (2005), ktorí tvrdia, že konformita je jeden zo spôsobov, akým sa môže prejavovať bezobsahový súhlas. Avšak konformita môže viesť aj k inému (už v úvode spomenutému) odpovedovému štýlu, konkrétne k sociálnej žiaducnosti. Autori tejto štúdie preto skôr predpokladajú, že sociálna poddajnosť môže mať efekt na bezobsahový súhlas len v interakcii s kognitívnym spracovaním. To potvrdzuje aj štúdia od Tett et al. (2012), v ktorej bolo zistené, že sociálna žiaducnosť narozdiel od bezobsahového súhlasu súvisí s kognitívnymi zručnosťami opačne, pozitívne. Treba však brať do úvahy, že daná štúdia bola realizovaná na výskumnom súbore v USA a v našom kultúrnom prostredí by sa takýto vzťah mohol líšiť.

Okrem sociálnej poddajnosti by podľa Lechnera et al. (2019) mala s bezobsahovým súhlasom súvisieť aj schopnosť kognitívneho spracovania. Negatívny vzťah medzi kognitívnymi zručnosťami (súčasť kognitívneho spracovania) a bezobsahovým súhlasom potvrdili Lechner a Rammstedt (2015). Interpretácia a vy-

svetlenie týchto súvislostí môže byť založené na procese, akým respondenti odpovedajú na položky – aby vôbec na položky mohli odpovedať, musia ich najprv pochopiť, vyvolať si potrebné informácie, spraviť úsudok a následne až poskytnúť odpoveď (Tourangeau a Rasinski, 1988). Všetky popísané štádia odpovedania na položky vyvolávajú potrebu zapojiť určité kognitívne zručnosti. Otázka, ktorú si položili aj Lechner a Rammstedt (2015) však znie: ktoré kognitívne zručnosti sú pre bezobsahový súhlas dôležité? Za podporu predpokladu súvislosti bezobsahového súhlasu a kognitívnych zručností sa dá brať aj zistený negatívny vzťah medzi bezobsahovým súhlasom a vzdelaním (napr. Billiet a McClendon, 2000; Danner a Rammstedt, 2016; Rammstedt et al., 2017). Vzdelanie môže byť v tomto prípade chápané ako indikátor kognitívnych zručností. Problematiku súvislostí bezobsahového súhlasu a vzdelania viac rozoberáme ďalej, pri opise možných externých validizačných faktorov pre bezobsahový súhlas.

Iný pohľad týkajúci sa súvisu kognitívneho spracovania a bezobsahového súhlasu sa môže objaviť ak otočíme vnímanie problematiky bezobsahového súhlasu – na jednej strane sú kognitívne zručnosti respondentov, na druhej strane je kognitívna náročnosť použitej metódy, ktorú majú respondenti pochopiť, aby na položky mohli uspokojivo odpovedať. Tým pádom nielen nízka úroveň kognitívnych zručností, ale podobne aj vysoká kognitívna náročnosť položiek/metód môže zvyšovať mieru bezobsahového súhlasu u respondentov (Davis et al., 2020; Lechner a Rammstedt, 2015; Rammstedt a Kemper, 2011). Respektíve, odlišná miera kognitívnych zručností je potrebná pri odpovedaní na položky odlišne kognitívne náročných metód – pre bezobsahový súhlas tak nie sú dôležité len kognitívne zručnosti a len kognitívna náročnosť použitej metódy, ale pravdepodobne ich vzájomná interakcia. V našom kultúrnom prostredí túto problematiku bližšie preskúmali len Havan et al. (2025), kde overovali rolu sociálnej poddajnosti, kognitívnych zručností a kognitívnej náročnosti na mieru bezobsahového súhlasu v slovenskom prostredí. Výsledky preukázali, že sociálna poddajnosť pozitívne predikuje mieru bezobsahového súhlasu, zatiaľ čo ostatné spomenuté faktory nemali signifikantný efekt na bezobsahový súhlas (meraná bola kognitívna reflexia a selektívna pozornosť). Stále však nie je úplne možné tento teoretický model zamietnuť – opätovne sa môžeme vrátiť k tomu, že je dôležité ďalej hľadať odpovede na otázku, ktoré kognitívne faktory na strane respondentov a respondentiek sú dôležité pre bezobsahový súhlas. Ak takéto faktory nájdeme a presvedčivo overíme, bude jednoduchšie aj overiť interakciu kognitívnych faktorov so sociálnou poddajnosťou.

Okrem spomenutých faktorov súvisí s bezobsahovým súhlasom napríklad aj miera motivácie (Lechner et al., 2019), konzervativizmu (Rammstedt et al., 2017) a individualizmu respondentov (Johnson et al., 2005), prípadne kultúrne rozdiely ako napríklad ekonomický rozvoj a miera korupcie v krajine, v ktorých žijú respondenti (Lechner et al., 2019). Pri miere korupcie a ekonomického rozvoja hrá rolu aj sociálna poddajnosť – v krajinách s vyššou mierou korupcie a s nižšou mierou ekonomického rozvoja sú ľudia skôr poddajnejší, čo má pozitívny efekt na odpovedanie bezobsahovým súhlasom (Lechner et al., 2019). Pri konzervativizme je prepojenie so sociálnou poddajnosťou ešte priamejšie – konformita a tradicionalizmus sú označované ako konzervatívne hodnoty (napr. Robinson,

2012) a tým pádom je logické, že v krajinách s vyšším konzervativizmom je aj vyššia miera odpovedania bezobsahovým súhlasom. Naopak v krajinách s vysokou mierou individualizmu je nižšia miera konformity a poddajnosti a tým pádom nižšia miera odpovedania bezobsahovým súhlasom (Johnson et al., 2005).

Otázka aké sú premenné, ktoré môžu zvyšovať mieru bezobsahového súhlasu, súvisí a nadväzuje na otázku, či je bezobsahový súhlas skôr osobnostná charakteristika alebo situačná premenná. Aktuálne vedecké poznanie odhalilo niektoré koreláty a prediktory bezobsahového súhlasu – je však badateľné, že sa v tejto téme nachádza pomerne veľká medzera, ktorú by sa budúce výskumy mali snažiť zaplniť. Odpoveď na otázku, či je bezobsahový súhlas osobnostná premenná alebo skôr situačná, nie je ani po zohľadnení korelátov a prediktorov bezobsahového súhlasu jednoznačná. Na základe výsledkov výskumov o charakteristikách a súvislostiach bezobsahového súhlasu sa aktuálne prikláňame k možnosti, že bezobsahový súhlas je čiastočne osobnostnou premennou, ktorú však do veľkej miery môžu ovplyvňovať aj situačné premenné. Na jednoznačnejší záver sú však potrebné ďalšie výskumy, najmä tie, ktoré by skúmali vzájomnú interakciu viacerých faktorov.

Ak by sme mali odpovedať na otázku položenú na začiatku tejto podkapitoly, existuje dosť dôkazov na to, aby sme za prediktory bezobsahového súhlasu považovali kognitívne zručnosti a sociálnu poddajnosť, respektíve konformitu (napr. Johnson et al., 2005; Lechner et al., 2019). Zo situačným premenných je to najmä kognitívna náročnosť metódy (napr. Davis et al., 2020; Lechner a Rammstedt, 2015). Pre jednoznačnejšie potvrdenie efektu ostatných premenných na bezobsahový súhlas sú však potrebné ďalšie výskumy.

Dôsledky prítomnosti bezobsahového súhlasu pre výskum

Ako už bolo vyššie spomenuté, pomerne veľká pozornosť, ktorá sa venuje bezobsahovému súhlasu v zahraničnej literatúre, je spôsobená negatívnymi efektami, ktoré môže bezobsahový súhlas mať na výsledky výskumu. Pokiaľ respondenti odpovedajú v smere bezobsahového súhlasu konzistentne pri rôznych metódach, pozitívne korelácie budú silnejšie a negatívne korelácie budú slabšie (Soto et al., 2008). Platí to aj naopak, ak respondenti odpovedajú v smere bezobsahového súhlasu nekonzistentne pri rôznych metódach a teda odpovedajú metódovo špecificky, bude bezobsahový súhlas umelo znižovať vzťahy medzi premennými (Soto a John, 2019). Bezobsahový súhlas môže takisto vytvárať problémy pri porovnávaní skupín v rámci rôznych premenných, keďže platí, že sa respondenti medzi sebou líšia v tom, v akej miere bezobsahového súhlasu odpovedajú. Miera bezobsahového súhlasu totiž nie je dichotómna – nie je to tak, že buď bezobsahový súhlas prítomný je a všetky odpovede sú krajné súhlasné odpovede, alebo bezobsahový súhlas nie je (Lechner a Rammstedt, 2015; McCrae a Terracciano, 2005; Rammstedt et al., 2017). Pokiaľ teda porovnávame dvoch respondentov, ktorí odpovedajú odlišne v rámci bezobsahového súhlasu, skreslí to výsledky rozdielov. Ak skutočný rozdiel medzi obsahovou premennou u respondentov neexistuje,

bezobsahový súhlas ho umelo vytvorí – a naopak, ak rozdiel existuje, bezobsahový súhlas ho môže umelo znížiť alebo eliminovať (Soto a John, 2019).

Ukazuje sa však, že skreslenie korelácií je významné zväčša len v prípade, že má bezobsahový súhlas vysokú varianciu. V prípade, že variancia bezobsahového súhlasu vysoká nie je, korelácie sú síce skreslené, avšak len v malej miere (napr. Havan et al., v recenznom konaní; Ferrando a Lorenzo-Seva, 2010; Plieninger, 2016). Tieto poznatky z výskumov poukazujú na to, že kontrolovať, respektíve redukovať rozsah odpovedania v smere bezobsahového súhlasu, je potrebné najmä pri jeho vysokej variancii.

Výskumy ale naznačujú, že bezobsahový súhlas je problémom pri faktorových analýzach, a to hneď na viacerých úrovniach. Prvou úrovňou sú faktorové náboje – tie sú pri obsahových faktoroch odlišné vzhľadom na to, či je bezobsahový súhlas kontrolovaný alebo nie. Aj v tomto prípade ide o podstatné skreslenie len v prípade, keď má bezobsahový súhlas vysokú varianciu (Ferrando a Lorenzo-Seva, 2010). Efekt bezobsahového súhlasu je však konzistentne dokázaný pri zohľadnení faktorovej štruktúry so zohľadnením indexu zhody modelu s dátami. Pokiaľ je bezobsahový súhlas prítomný v dátovom súbore, naruša faktorovú štruktúru. Ide o tak konzistentný jav, že sa sám dokonca stal jednou z podmienok toho, aby sme mohli presvedčivo dokázať, že niečo ako bezobsahový súhlas sme vlastne namerali a že je v našich dátach prítomný (Billiet a McClendon, 2000; Havan et al., 2022a, 2022b; Hřebíčková et al., 2020). Keďže tento problém súvisí s metódami identifikácie a kontroly bezobsahového súhlasu, bližšie sa ním budeme zaoberať v nasledujúcich kapitolách.

Odpoveď na otázku položenú na začiatku tejto časti je teda jasná – bezobsahový súhlas môže skresľovať výsledky merania, no to, v akej miere sa to deje, závisí od toho, aký ukazovateľ skreslenia si zvolíme a zároveň aj aká vysoká miera variancie bezobsahového súhlasu je v danom dátovom súbore prítomná. V prípade vyššej variancie bezobsahového súhlasu sa výsledky môžu skresliť na všetkých úrovniach – či už výsledky korelácií, testov rozdielov, faktorových nábojov a faktorovej štruktúry. Pokiaľ je však variancia bezobsahového súhlasu malá, rozsah možných dôsledkov sa zužuje. Na prvý pohľad sa tak môže zdať, že v takýchto prípadoch bezobsahový súhlas nie je problémom pre meranie. Výsledky faktorových analýz a zmena indexu zhody modelu s dátami však ukazujú, že aj v takomto prípade má bezobsahový súhlas efekt na validitu výsledkov (Billiet a McClendon, 2000; Danner et al., 2021; Havan et al., 2022a, 2022b; Hřebíčková et al., 2020; Cheung a Chan, 2002). Pre minimalizáciu skresľujúceho efektu bezobsahového súhlasu je teda vhodné využívať nástroje a metódy na jeho kontrolu a redukciu jeho vplyvu.

Spôsoby identifikácie a merania bezobsahového súhlasu

Nevyhnutným predpokladom pre reflektovanie efektu bezobsahového súhlasu na psychologické, sociologické a iné sociálnovedné výskumy je schopnosť bezobsahový súhlas identifikovať a odmerať. V tejto kapitole sa chceme pozrieť na to,

aké sú výhody a prípadné nevýhody jednotlivých prístupov na meranie bezobsahového súhlasu. Konkrétne rozoberieme dva najčastejšie používané prístupy – manifestný s použitím priemernej odchýlky od mediánu odpovedovej škály a latentný s použitím konfirmačnej faktorovej analýzy s bifaktor modelom.

Prvá vec, ktorú je nutné spomenúť pri meraní bezobsahového súhlasu, je to, že jeho meranie je limitované vlastnosťami samotnej metódy. Platí, že pre možnosť merania a identifikovania bezobsahového súhlasu je potrebné, aby aspoň nejaké položky boli reverzné (napr. Rammstedt et al., 2018), inak nie je možné odlišiť bezobsahový súhlas od pôvodne meranej premennej (napr. de la Fuente a Abad, 2020). To stanovuje pomerne podstatné obmedzenie – pokiaľ merací nástroj reverzné položky neobsahuje, identifikácia bezobsahového súhlasu možná nie je. Ideálnym prípadom na meranie bezobsahového súhlasu je metóda s rovnakým počtom kladných a reverzných položiek (napr. Baumgartner a Steenkamp, 2001; Danner a Rammstedt, 2016; Welkenhuysen-Gybels et al., 2003). V prípade, že metóda nie je v tomto smere vyvážená, je možné použiť aj páry opozitných výrokov/položiek (napr. Rammstedt a Farmer, 2013; Soto et al., 2008), prípadne je možné aj použitie metódy s nevyváženým počtom kladných a reverzných položiek, má to však svoje limity, ktoré uvádzame ďalej pri opise manifestného prístupu.

Manifestný prístup

Pre identifikáciu bezobsahového súhlasu sa využívajú najčastejšie dva prístupy: manifestný pomocou ipsatívneho skóre a latentný pomocou štruktúrneho modelovania (Havan et al., 2022a; Soto a John, 2019). Manifestný prístup sa realizuje pomocou vypočítania priemernej odchýlky od mediánu odpovedovej škály pri nerékodovaných položkách (napr., Havan et al., 2022a; Welkenhuysen-Gybels et al., 2003). Pre ilustráciu uvádzame vzorec na vypočítanie manifestného skóre bezobsahového súhlasu:

$$\text{Bezobsahový súhlas} = \frac{\sum_{i=1}^n \text{skóre položky}_i}{n} - \text{medián odpovedovej škály}$$

Práve pri manifestnom prístupe sa kladie požiadavka, aby metóda mala vyvážený počet kladných a reverzných položiek. Ako bolo vyššie spomenuté, s určitými limitami sa dá použiť aj metóda s nevyváženým počtom kladných a reverzných položiek, v takom prípade by však bolo nutné takéto skóre upraviť vážením. Práve tento fakt je aj najväčšou nevýhodou tohto prístupu. Ďalšou nevýhodou je, že pokiaľ metóda obsahuje vyvážený počet kladných a reverzných položiek (a práve takéto metódy sú ideálne pre identifikáciu bezobsahového súhlasu manifestným spôsobom), výsledky sa od bezobsahového súhlasu nedajú dodatočne očistiť manifestným spôsobom. Očistenie je z veľkej miery zabezpečené práve vyváženým počtom kladných a reverzných položiek (pozri Soto a John, 2017, 2019).

Tabuľka 1. Príklady odpovedí a ich manifestného skóre bezobsahového súhlasu

	Položka 1	Položka 2 (R)	Položka 3	Položka 4 (R)	Priemerné skóre	Mani- festný indikátor bezobsa- hového súhlasu
Respondentka 1	5	5	5	5	5	2
Respondent 2	5	1	5	1	3	0
Respondentka 3	5	3	5	3	4	1
Respondent 4	5	3	4	2	3,5	0,5

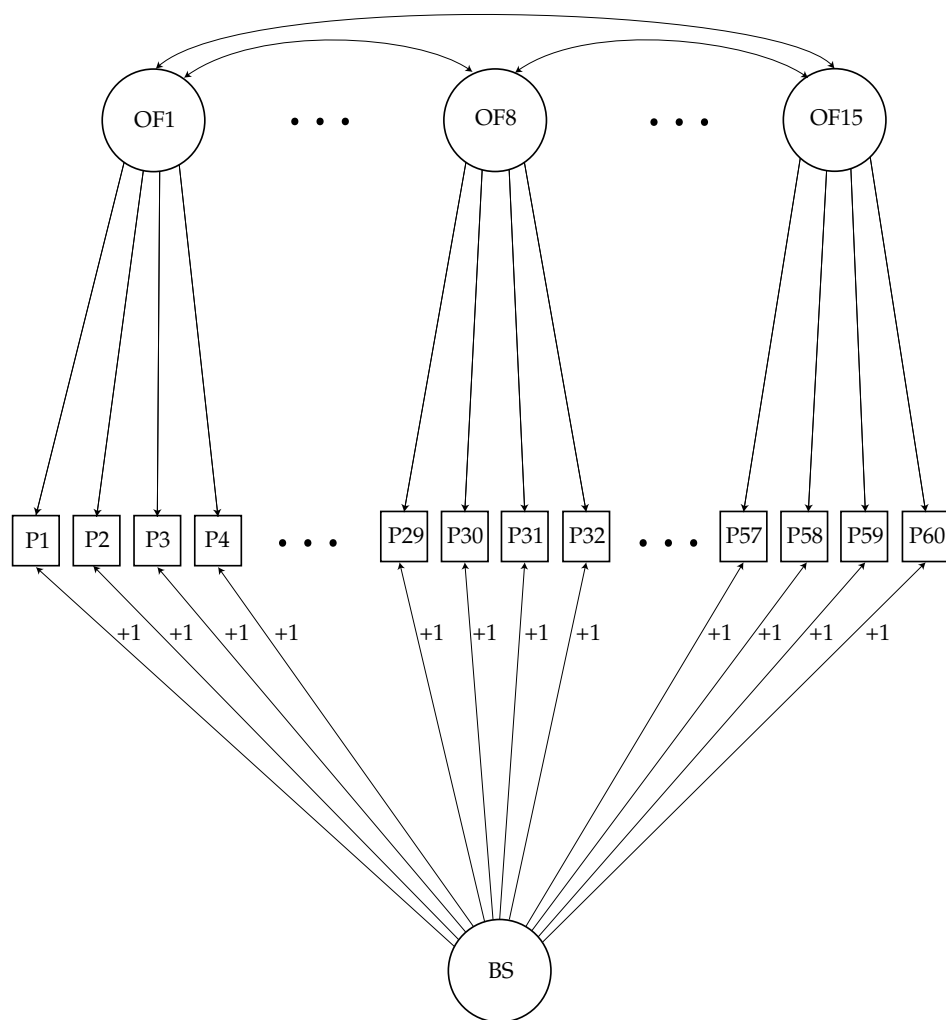
Poznámky: Položky označené (R) sú reverzné. Uvedené príklady sú s nere kódovanými reverznými položkami. V uvedených príkladoch bola použitá päťbodová Likertová škála, kde odpoveď 5 bola veľmi súhlasím.

To však neznamená, že bezobsahový súhlas nie je prítomný a naďalej neskresľuje výsledky (pozri tiež de la Fuente a Abad, 2020; Savalei a Falk, 2014), čo možno dokázať práve latentným prístupom. Problematiku kontroly a očistenia výsledkov od bezobsahového súhlasu však bližšie rozoberieme v nasledujúcej kapitole. Pre lepšie názornosť manifestného prístupu uvádzame aj niekoľko príkladov v Tabuľke 1.

Latentný prístup

Latentný prístup je realizovaný pomocou konfirmačnej faktorovej analýzy (CFA) s bifaktor modelom (napr. Billiet a McClendon, 2000; Danner a Rammstedt, 2016; Chylíková, 2020; Havan et al., 2022b). Bifaktor model dovoľuje identifikovať po pri obsahových faktorov aj určitý všeobecný faktor (napr. Biderman et al., 2018). Aby sme v rámci všeobecného faktora identifikovali práve bezobsahový súhlas, je dôležité zafixovať faktorové náboje všeobecného faktora na +1, keďže sa predpokladá, že všetky položky sú k bezobsahovému súhlasu náchylné rovnako (Obrazok 1). Pri použití tohto prístupu už je technicky jednoduchšie identifikovať bezobsahový súhlas aj v metóde, ktorá neobsahuje vyvážený počet kladných a reverzných položiek. Ak je aspoň jedna položka reverzná, latentný faktor dokáže odlíšiť obsah od odpovedového štýlu (tým, že je ortogonálny voči obsahovým faktorom). Aktuálne však nevieme o žiadnom výskume, ktorý by preskúmal, ako nevyrovnaný pomer kladných a reverzných položiek ešte dokáže identifikovať bezobsahový súhlas – patrí to medzi medzere v poznaní tohto konštruktu. Ak už však budeme pracovať s vyššie uvedeným, pri latentnom prístupe a nevyváženom počte kladných a reverzných položiek nie je žiadne váženie potrebné, stačí len správne zafixovať faktorové náboje. Flexibilita latentného prístupu pri nevyváženom počte kladných a reverzných položiek je jedna z jeho výhod.

Obrázok 1. Grafické znázornenie namodelovania faktora bezobsahového súhlasu popri obsahových latentných faktoroch



Keďže teoreticky by mal byť bezobsahový súhlas nezávislý od ostatných obsahových faktorov, mal by byť voči nim ortogonálny (nemal by s nimi korelovať). Existuje ešte niekoľko ďalších podmienok, ktoré je dôležité splniť na to, aby sme mohli relatívne bezpečne tvrdiť, že faktor, ktorý sme takto namodelovali a identifikovali je práve bezobsahový súhlas (pozri tiež Billiet a McClendon, 2000; Havan et al., 2022b; Chylíková, 2020). Po pridaní faktora bezobsahového súhlasu sa musí zlepšiť index zhody modelu s dátami. Pokiaľ je bezobsahový súhlas naozaj prí-

tomný v dátach, jeho zahrnutie do modelu by malo pomôcť lepšej zhody modelu s dátami. Variancia bifaktora (bezobsahového súhlasu) musí byť nenulová, ale nižšia ako variancie obsahových faktorov; faktorové náboje bifaktora (bezobsahového súhlasu) musia byť nenulové, ale nižšie ako faktorové náboje obsahových faktorov. Pokiaľ sa bezobsahový súhlas v dátach vyskytuje, mal by mať nenulovú varianciu a nenulové faktorové náboje. Dôvod, prečo stále má byť či už variancia, ale aj faktorové náboje nižšie, ako pri obsahových faktoroch je spôsobený teóriou, že aj napriek tomuto skresleniu meraním stále zisťujeme a identifikujeme primárne zamýšľanú meranú premennú, nie odpovedový štýl.

Pre posúdenie indexu zhody modelu s dátami sú na výber bežne používané indikátory štrukturálnych modelov ako napr. CFI, TLI, RMSEA, SRMR a test χ^2 . Bezobsahový súhlas sa dá napríklad namodelovať v prostredí konfirmačnej faktorovej analýzy aj v R kóde (R Core Team, 2021) s balíkom lavaan (Rosseel, 2012). Ako prvé sa vypočítajú analýzy pre model len s obsahovými faktormi (zatiaľ nie je zahrnutý bezobsahový súhlas). Ďalším krokom je pridanie všeobecného latentného faktora, respektíve latentného faktora bezobsahového súhlasu. Ako už bolo napísané, tento faktor sýti všetky položky a faktorové náboje sú zafixované na +1. Zároveň však faktor bezobsahového súhlasu nemôže korelovať s obsahovými faktormi – je voči nim ortogonálny. Interpretácia toho, či model s bezobsahovým súhlasom platí (alebo je aspoň lepší ako model bez bezobsahového súhlasu), je závislá od splnenia už spomenutých podmienok. Pokiaľ je index zhody modelu s dátami zlepšený, faktorové náboje a variancia faktora bezobsahového súhlasu sú nenulové, ale zároveň nižšie ako faktorové náboje a variancia obsahových faktorov, je možné model prijať a ďalej s ním pracovať podľa potrieb a cieľov. Pre ilustráciu môže slúžiť tabuľka 3 v článku Havan et al. (2022a). Takisto prikladáme link na syntax kódu pre identifikáciu bezobsahového súhlasu¹. Je však možnosť aj externej validizácie bezobsahového súhlasu, čo znamená ešte niekoľko ďalších krokov pre akceptáciu identifikovania bezobsahového súhlasu.

Validizačné faktory

Na validizáciu bezobsahového súhlasu navrhujú niektorí autori dve možnosti – kognitívne premenné a sumy súhlasov (Billiet a McClendon, 2000; Chylíková, 2020).

Ako najpraktickejšie kognitívne faktory pre validizáciu bezobsahového súhlasu sa ukazujú premenné najvyššie dosiahnuté vzdelanie a vek vzhľadom na to, že je štandardom zisťovať odpovede na tieto premenné už len v rámci popisu výskumného súboru a tým pádom nie je potrebné pridávať ďalšie položky do zberu dát pre validizáciu. Vzdelanie ukazuje pomerne stabilnú negatívnu súvislosť s bezobsahovým súhlasom (napr. Billiet a McClendon, 2000; Danner a Rammstedt, 2016; Lechner et al., 2019; Rammstedt et al., 2017; Rammstedt a Far-

¹ https://osf.io/92vd4/?view_only=8b16b4d73f794348be3b39d251b862c5

mer, 2013; Rammstedt a Kemper, 2011; Schaeffer a Presser, 2003) len s občasnými výnimkami, kde sa táto súvislosť nepotvrdila (Danner et al., 2015; Chylíková, 2020). Menším problémom môže byť, že väčšina týchto výskumov bola uskutočnená v USA a v západnej Európe, a je teda otázne, či to platí aj vo zvyšných častiach sveta. Problematickosť prenesenia týchto výsledkov do prostredia Slovenska a Česka môžu byť aj výsledky z medzinárodného výskumu Rammstedt et al. (2013), kde zistili, že súvislosti medzi bezobsahovým súhlasom a vzdelaním sa líšia naprieč krajinami. V rámci Česka autori Rammstedt et al. (2013) zistili prekvapivo dokonca opačný, pozitívny vzťah medzi bezobsahovým súhlasom a vzdelaním. Problematickosť tohto vzťahu zistila aj autorka Chylíková (2020) vo viacerých analýzach a vo viacerých dátových súboroch, kde nezistila konzistentné výsledky a prevažne zistila nesignifikantné vzťahy medzi týmito dvoma premennými. Havan et al. (2022a) tieto analýzy overili a zistili, že táto súvislosť je nekonzistentná aj v slovenskom prostredí – vo viacerých analýzach boli výsledky odlišné, a aj keď bol v niektorých analýzach zistený signifikantný vzťah, mal zanedbateľnú mieru efektu. Jedna z možných interpretácií je, že dosiahnuté vzdelanie nemusí v našom kultúrnom prostredí dostatočne reflektovať kognitívne zručnosti respondentov. Rôzni autori kritizujú vzdelávací proces na Slovensku v rámci rozvíjania zručností – napr. autori Čavojová a Jurkovič (2017) spomínajú nerozvíjanie kritického myslenia. Je teda na zváženie, či môže byť vzdelanie použité pre validizačné účely aj v našom kultúrnom prostredí.

Použitie veku ako validizačného kritéria pre bezobsahový súhlas je ešte problematickejšie. V tomto prípade nie sú jednotné ani zahraničné výskumy – pozitívny vzťah bezobsahového súhlasu s vekom zistili Davis et al. (2020) (tak tiež aj Meisenberg a Williams, 2008) a naopak negatívny vzťah zistili Soto et al. (2008). Lechner et al. (2019) sa pozreli na súvislosti veku a bezobsahového súhlasu z iného pohľadu – rozdelili si svoj výskumný súbor na viaceré skupiny na základe veku. Zistili, že najvyššiu mieru bezobsahového súhlasu dosiahli najstarší respondenti a následne najmladší. Tento výsledok naznačuje distribúciu vzťahu medzi vekom a bezobsahovým súhlasom podľa písmena U. Problematickosť využitia veku ako validizačného kritéria bola overená aj na Slovensku (Havan et al., 2022a) a v česku (Chylíková, 2020), kde sa podobne ako pri vzdelaní zistili nekonzistentné výsledky, ktoré, aj keď už boli signifikantné, mali zanedbateľnú mieru efektu. Výsledky slovenskej a českej štúdie sú tak v zhode s nekonzistentnými výsledkami z iných krajín.

Existuje samozrejme aj možnosť sa naďalej držať potreby validizovať identifikovaný latentný faktor skrz kognitívne zručnosti respondentov a respondentiek – otázka, ktorá vyvstáva, však je, aké kognitívne premenné sú pre tieto účely najvhodnejšie? V už spomenutej štúdii od Chylíkovej (2020) bol v jednej časti použitý kognitívny test (Wordsum), ktorý skúma verbálne kognitívne zručnosti, a predpokladaný negatívny vzťah zistila len pri jednom z troch identifikovaných latentných faktorov. V štúdii Havana et al. (2025), kde skúmali súvislosti bezobsahového súhlasu, kognitívnej reflexie, selektívnej pozornosti a subjektívnym zhodnotením náročnosti položiek od respondentov v Slovenskom prostredí, potvrdili len vzťah so selektívnou pozornosťou a aj to so zanedbateľnou mierou

efektu. V ďalšej štúdii Havan et al. (2024) zas nepotvrdili vzťah medzi bezobsahovým súhlasom a schopnosťou riešiť verbálne analógie, opäť v Slovenskom prostredí. V prvej spomínanej štúdii však zistili signifikantný vzťah so strednou mierou efektu bezobsahového súhlasu s inou premennou, ktorá sme už vyššie spomenuli a ktorú Lechner et al. (2019) označili ako jeden z potenciálnych zdrojov a príčin bezobsahového súhlasu – sociálnu poddajnosť. Takýto vzťah podľa nás ďalej znižuje pravdepodobnosť, že identifikovaný odpoveďový štýl nie je bezobsahový súhlas, ale nedbanlivý odpoveďový štýl, ako o tom uvažuje Chylíková (2020) vo svojej štúdii. Stále ešte ostáva priestor pre hľadanie toho, ktoré kognitívne faktory na strane respondenta (napr. kognitívna únava) môžu hrať rolu a spôsobovať odpovedanie v smere bezobsahového súhlasu. Takisto je na mieste úvaha nad povahou bezobsahového súhlasu v našom kultúrnom prostredí – minimálne jedna štúdia už napovedá o efekte sociálnej poddajnosti na bezobsahový súhlas. V tomto bode vidíme pomerne veľkú medzeru v poznaní a priestor pre budúce výskumy.

Druhou kategóriou validizačných kritérií bezobsahového súhlasu sú sumy súhlasov. Sumy súhlasov sú manifestné premenné a môžu mať rôznu podobu. Billiet a McClendon (2000) a Chylíková (2020) sa zhodli na podobe sumy absolútnych súhlasov – ide o spočítanie všetkých absolútnych súhlasov (pri použití Likertovej škály od 1 po 5, kde 5 je veľmi súhlasím, sú spočítané všetky odpovede č. 5 s nere kódovanými reverznými položkami). Billiet a McClendon (2000) použili ešte druhé kritérium, s ktorým naopak bezobsahový súhlas nemal korelovať – sumu stredných odpovedí. Pri príklade použitia tej istej Likertovej škály ide o spočítanie všetkých odpovedí č. 3. Chylíková (2020) namiesto sumy stredných odpovedí použila sumu príklonov k súhlasu, čo je rozšírená suma absolútnych súhlasov o odpovede 4 v prípade uvedenej Likertovej škály. To znamená, že do tejto manifestnej premennej sú započítané okrem absolútnych súhlasov aj všetky príklony k súhlasu. Je však ideálne, pokiaľ sú sumy súhlasov vypočítané z iného merania ako z toho, kde sa identifikuje bezobsahový súhlas – v prípade, ak majú výskumníci dáta z viacerých meraní, tak by mal faktor bezobsahového súhlasu korelovať so sumami súhlasov z druhého merania (pozri Havan et al., 2022a), prípadne so sumami súhlasov vypočítaných z iných použitých metód (pozri Havan et al., 2022b). Použitie súm súhlasov z tej istej metódy a toho istého merania sa totiž ukazuje ako problematické z hľadiska konvergenzie modelu.

Pri manifestnom prístupe väčšina autorov vôbec nevyužíva validizačné kritériá pre identifikáciu bezobsahového súhlasu – ostávajú v rovine, že pokiaľ je manifestný indikátor vypočítaný korektne, ide už z jeho matematického základu o bezobsahový súhlas (napr. Rammstedt a Farmer, 2013; Soto et al., 2008). V prípade latentného prístupu je situácia zložitejšia. V niektorých štúdiách sú používané všetky spomenuté validizačné kritériá (Billiet a McClendon, 2000; Chylíková, 2020), v iných len sumy súhlasov (Havan et al., 2022b), prípadne v niektorých sú použité len podmienky pre identifikáciu bezobsahového súhlasu bez ďalšej validizácie (Danner et al., 2015; Danner a Rammstedt, 2016). Argumentácia pre nepoužitie súm súhlasov ako validizačných kritérií je tá, že už len samotné podmienky namodelovania bezobsahového súhlasu môžu spoľahlivo zaručiť, že

faktor, ktorý bol namodelovaný je práve bezobsahový súhlas (Havan et al., 2025). Autorka Chylíková (2020) interpretovala zistené nesignifikantné vzťahy medzi bezobsahovým súhlasom a vekom spolu so vzdelaním, ktoré boli použité ako validizačné kritériá, ako dôkaz toho, že konfirmačná faktorová analýza s bifaktor modelom mohla v českých dátových súboroch identifikovať iný odpoveďový štýl – konkrétne nedbanlivý odpoveďový štýl (careless response style). My zastávame opačný postoj – vek a vzdelanie vzhľadom na nekonzistenciu výsledkov rôznych štúdií (napr. Havan et al., 2022a; Lechner et al., 2019; Soto et al., 2008) pravdepodobne nie sú ideálnymi validizačnými kritériami. Neexistencia vzťahov z nášho pohľadu nevypovedá o tom, aký odpoveďový štýl bol identifikovaný, ale skôr o problematickosti vybraných validizačných kritérií.

Okrem už dvoch spomenutých metód na identifikáciu bezobsahového súhlasu existujú samozrejme aj iné, napríklad DPF (anglicky Differential Person Functioning, Primi et al., 2019), pomocou iných analýz z kategórie IRT ako napríklad Item Response Tree Models (pozri napr. Ferrando a Lorenzo-Seva, 2010; Park a Wu, 2019; Plieninger, 2016), pomocou exploračného štruktúrneho modelovania (ESEM, Aichholzer, 2014; Danner et al., 2021), prípadne miernou úpravou podmienok v rámci už spomínanej konfirmačnej faktorovej analýzy (Biderman et al., 2019). Existujú aj simplexnejšie spôsoby, napr. spočítanie súhlasov (prípadne s miernou úpravou, napr. Beuthner et al., 2018; Meisenberg a Williams, 2008), čo ako už bolo spomenuté, niektorí autori používajú ako validizačné kritérium pre bezobsahový súhlas, nie za samotný bezobsahový súhlas (Billiet a McClendon, 2000; Chylíková, 2020).

Napriek existencií viacerých prístupov k identifikácii a meraniu bezobsahového súhlasu, nie je zatiaľ možné jednoznačne určiť, ktorý prístup je najlepší. Rôzne prístupy majú svoje silné a slabé stránky pri rôznom počte položiek, distribúcii hodnôt a pod. Navyše, výber tej ktorej metódy je ovplyvnený aj štatistickou zručnosťou a obľúbeným prístupom výskumníkov, no tiež účelom. Z nášho pohľadu je praktické využitie konfirmačnej faktorovej analýzy s použitím bifaktor modelu. Je to najmä možnosťou identifikácie bezobsahového súhlasu aj v prípade nevyrovnaného počtu kladných a reverzných položiek a skúmania tohto fenoménu v latentnom prostredí. Ak je však účelom napríklad skúmanie bezobsahového súhlasu s vyváženým počtom kladných a reverzných položiek, je možné použiť aj technicky jednoduchý manifestný prístup, ktorý môže byť výsledkom podobný latentnému prístupu (napr. Havan et al., 2022a), a silne koreluje s technicky náročnejším DPF alebo multidimenzionálnym IRT (Primi et al., 2019), ktorý naopak môže nájsť obľubu a uplatnenie u výskumníkov pokročilých v IRT.

Kontrola a korekcia bezobsahového súhlasu

Posledná a možno aj tá najdôležitejšia otázka je, aké prístupy na meranie bezobsahového súhlasu dokážu jeho efekt aj kontrolovať a aké sú výhody jednotlivých prístupov pri kontrolovaní bezobsahového súhlasu.

Tabuľka 2. Príklady ipsatívnej transformácie

	P1	P2 (R)	P3	P4 (R)	Priemerné skóre	Manifestný indikátor bezobsahového súhlasu
Respondentka 1						
Nerekódované	5(3)	5(3)	5(3)	5(3)	5(3)	2
Rekódované	5(3)	1(3)	5(3)	1(3)	3(3)	
Respondent 2						
Nerekódované	5(5)	1(1)	5(5)	1(1)	3(3)	0
Rekódované	5(5)	5(5)	5(5)	5(5)	5(5)	
Respondentka 3						
Nerekódované	5(4)	3(2)	5(4)	3(2)	4(3)	1
Rekódované	5(4)	3(4)	5(4)	3(4)	4(4)	
Respondent 4						
Nerekódované	5(4,5)	3(2,5)	4(3,5)	2(1,5)	3,5(3)	0,5
Rekódované	5(4,5)	3(3,5)	4(3,5)	4(4,5)	4(4)	

Poznámky: Položky označené (R) sú reverzné. V uvedených príkladoch bola použitá päťbodová Likertová škála, kde odpoveď 5 bola veľmi súhlasím. Hodnoty v zátvorkách sú hodnoty odpovedí na položky, respektíve ich priemerné skóre po ipsatívnej transformácii.

Pri manifestnom spôsobe je metóda korekcie bezobsahového súhlasu nazývaná ipsatívna transformácia. Ipsatívna transformácia je odpočítanie manifestného indikátora bezobsahového súhlasu od každej odpovede respondenta/respondentky na položku pri nerekódovaných reverzných položkách (pozri napr. Lechner a Rammstedt, 2015; Primi et al., 2019). Nasledujúca Tabuľka 2 je podobná tej predchádzajúcej, avšak je do nej pridaný už aj krok ipsatívnej transformácie.

Následne môžu výskumníci a výskumníčky pracovať s takto upravenými položkami. Po rekódovaní reverzných položiek môžu vypočítať hrubé, priemerné, prípadne nejaké iné skóre podľa manuálu a potreby, ktoré však už bude očistené od skreslenia bezobsahovým súhlasom. V praxi je však použitie takejto korekcie pomerne problematické a v podstate aj zbytočné, najmä na úrovni priemernej odpovede/hrubého skóre. Ak je totiž použitá metóda s rovnakým počtom kladných a reverzných položiek, už len samotná vyváženosť takýchto položiek dáva po ich rekódovaní a po vypočítaní priemerného skóre (alebo hrubého) hodnotu, ktorá je v podstate očistená od bezobsahového súhlasu (je takmer identická ako po ipsatívnej transformácii) (napr. Soto a John, 2017). Ak teda ostávame len na manifestnej úrovni bezobsahového súhlasu a manifestnej úrovni kontroly tohto skreslenia a zároveň nás zaujíma priemerná odpoveď alebo hrubé skóre respon-

dentov, je očistenie od bezobsahového súhlasu v podstate zabezpečené samotnou charakteristikou metódy. Tým pádom je odpoveďou na otázku, či máme metódy na korekciu skreslenia bezobsahovým súhlasom pri manifestných analýzach áno a sú ňou metódy s vyváženým počtom kladných a reverzných položiek. Avšak, aj pri týchto metódach určitá miera skreslenia ostáva aj naďalej, odhaliteľná je len pri latentnom prístupe.

Pri latentnom prístupe je po namodelovaní bezobsahového súhlasu obsahový faktor očistený od skreslenia bezobsahového súhlasu. Pri ďalších analýzach s obsahovými faktormi máme na výber viacero postupov – môžeme v analýzach pokračovať na latentnej úrovni pomocou štrukturálneho modelovania (napr. Danner et al., 2021), alebo môžeme latentný faktor extrahovať z prostredia konfirmačnej faktorovej analýzy a pracovať s ním na manifestnej úrovni (Ferrando a Lorenzo-Seva, 2010). Flexibilita následnej práce s očistenými dátami od bezobsahového súhlasu je jednou z výhod tohto prístupu. To, v akej miere budú výsledky následných analýz odlišné oproti tým, pri ktorých nebol bezobsahový súhlas braný do úvahy, je závislé od variancie bezobsahového súhlasu u respondentov v dátovom súbore (pozri tiež Havan et al., v recenznom konaní).

Na základe uvedeného konštatujeme, že psychológia, sociológia ako aj iné sociálne vedy disponujú metódami na korekciu dát od skreslenia bezobsahovým súhlasom. Aktuálne považujeme za najoptimálnejšiu metódu korekcie dát od skreslenia bezobsahovým súhlasom latentný prístup s použitím konfirmačnej faktorovej analýzy s bifaktor modelom. Tento prístup umožňuje oproti manifestnému prístupu dodatočne očistiť dáta aj po tom, ako túto korekciu automaticky urobí samotný vyvážený počet kladných a reverzných položiek (Ferrando a Lorenzo-Seva, 2010). Ak výskumníci a výskumníčky nepreferujú vykonávať aj následne analýzy v latentnom prostredí, je stále možná extrakcia latentného faktorového skóre, ktoré je už od tohto typu skreslenia očistené.

Záver

Bezobsahový súhlas predstavuje riziko pre výskumy v sociálnych vedách. V tomto prehľadovom článku sme sa pokúsili zodpovedať na otázky ohľadom povahy, prediktorov, dôsledkov a metód identifikácie a kontroly bezobsahového súhlasu. Doterajšie zistenia neumožňujú jednoznačne určiť, či je bezobsahový súhlas fenoménom na strane respondentov alebo situácie. Avšak výsledky o časovej stabilite a metodovej konzistencii bezobsahového súhlasu naznačujú, že ide pravdepodobne skôr o črtový než situačný konštrukt. Medzi hlavné prediktory bezobsahového súhlasu patria sociálna poddajnosť a kognitívne spracovanie, v zmysle kognitívnych zručností respondentov a kognitívnej náročnosti metódy, avšak tejto problematike je potrebné venovať viac pozornosti. Napriek nejasnostiam v spomenutých oblastiach je vhodné brať bezobsahový súhlas v úvahu, keďže má dopad na faktorovú štruktúru a v prípade vysokej variancie môže mať dopad aj na zistenia výskumov v podobe skreslených vzťahov medzi premennými.

V rámci identifikácie a kontroly bezobsahového súhlasu možno použiť technicky nenáročný, avšak pomerne limitovaný manifestný prístup či rôzne štatisticky náročnejšie metódy. Za užitočný považujeme prístup založený na konfirmačnej faktorovej analýze s bifaktor modelom, ktorý je použiteľný nie len pre identifikáciu či meranie, ale aj kontrolu bezobsahového súhlasu.

PATRIK HAVAN *vyštudoval psychológiu na Filozofickej fakulte Trnavskej univerzity v Trnave. Výskumne sa primárne zaoberá odpoveďovými štýlmi, najmä bezobsahovým súhlasom (acquiescence) a sociálne žiaducim odpoveďovým štýlom. Aktuálne je takisto zapojený do projektov venujúcim sa tranzícii v období vynárajúcej sa dospelosti a tranzícii na dôchodok. Aktuálne pôsobí ako odborný asistent na katedre psychológie na Filozofickej fakulte Trnavskej univerzity v Trnave a ako vedecký zamestnanec na Ústave experimentálnej psychológie, Centra spoločenských a psychologických vied, Slovenskej akadémie vied (CSPV SAV). ORCID: 0000-0003-3725-7718*

PETER HALAMA *prednáša na katedre psychológie Filozofickej fakulty Trnavskej univerzity v Trnave psychológiu osobnosti a teóriu psychodiagnostiky a pracuje ako výskumný pracovník na Ústave experimentálnej psychológie CSPV SAV. Vo svojom výskume sa okrem iného orientuje na osobnostné aspekty optimálneho fungovania človeka v rôznych fázach ľudského vývinu. Venuje sa aj aplikácii psychometrickej analýzy meracích nástrojov. ORCID: 0000-0002-6938-4845*

MICHAL KOHÚT *vyštudoval psychológiu na Filozofickej fakulte Trnavskej univerzity v Trnave kde momentálne prednáša a pôsobí ako odborný asistent. Výskumne sa zaoberal konceptom odlišného fungovania položiek a venuje sa psychometrii. Je spoluautorom slovenskej adaptácie Inventára Veľkej Päťky 2, čo viedlo k ďalšiemu záujmu o témy spojené s tzv. Veľkou päťkou osobnosti. Je primárnym autorom niekoľkých vedeckých štúdií, ktoré sú publikované v domácich, ale aj medzinárodných časopisoch. Momentálne sa venuje najmä problematike optimálneho psychologického fungovania u vynárajúcich sa dospelých. ORCID: 0000-0002-4544-1331*

Literatúra

- Aichholzer, J. (2014). Random intercept EFA of personality scales. *Journal of Research in Personality*, 53, 1–4. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.07.001>
- Aichholzer, J. (2015). Controlling acquiescence bias in measurement invariance tests. *Psychologija*, 48(4), 409–429. <https://doi.org/10.2298/PSI1504409A>
- Baumgartner, H. a Steenkamp, J. E. M. (2001). Response styles in marketing research: A cross-national investigation. *Journal of Marketing Research*, 38(2), 143–156. <https://doi.org/10.1509/jmkr.38.2.143.18840>

- Bentler, P. M., Jackson, D. N. a Messick, S. (1971). Identification of content and style: A two-dimensional interpretation of acquiescence. *Psychological Bulletin*, 76(3), 186–204. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/h0031474>
- Beuthner, C., Friederich, M., Herbes, C. a Ramme, I. (2018). Examining survey response styles in cross-cultural marketing research: A comparison between Mexican and South Korean respondents. *International Journal of Market Research*, 61(3), 257–267. <https://doi.org/10.1177/1470785318762015>
- Biderman, M. D., McAbee, S. T., Chen, Z. J. a Hendy, N. T. (2018). Assessing the evaluative content of personality questionnaires using bifactor models. *Journal of Personality Assessment*, 100(4), 375–388. <https://doi.org/10.1080/00223891.2017.1406362>
- Biderman, M. D., McAbee, S. T., Hendy, N. T. a Chen, Z. J. (2019). Validity of evaluative factors from Big Five and HEXACO questionnaires. *Journal of Research in Personality*, 80, 84–96. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2019.04.010>
- Billiet, J. B. a Davidov, E. (2008). Testing the stability of an acquiescence style factor behind two interrelated substantive variables in a panel design. *Sociological Methods Research*, 36(4), 542–562. <https://doi.org/10.1177/004912107313901>
- Billiet, J. B. a McClendon, M. J. (2000). Modeling acquiescence in measurement models for two balanced sets of items. *Structural Equation Modeling*, 7(4), 608–628. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0704_5
- Čavojská, V. a Jurkovič, M. (2017). Comparison of experienced vs. novice teachers in cognitive reflection and rationality. *Studia Psychologica*, 59(2), 100–112. <https://doi.org/10.21909/sp.2017.02.733>
- Danner, D., Aichholzer, J. a Rammstedt, B. (2015). Acquiescence in personality questionnaires: Relevance, domain specificity and stability. *Journal of Research in Personality*, 57, 119–130. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2015.05.004>
- Danner, D., Lechner, C. M., Soto, C. J. a John, O. P. (2021). Modelling the incremental value of personality facets: The domain-incremental facets-acquiescence bifactor model. *European Journal of Personality*, 35(1), 67–84. <https://doi.org/10.1002/per.2268>
- Danner, D. a Rammstedt, B. (2016). Facets of acquiescence: Agreeing with negations is not the same as accepting inconsistency. *Journal of Research in Personality*, 65, 120–129. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2016.10.010>
- Davis, R. E., Lee, S., Johnson, T. P., Conrad, F., Resnicow, K., Thrasher, J. F., Mesa, A. a Peterson, K. E. (2020). The influence of item characteristics on acquiescence among Latino survey respondents. *Field Methods*, 32(1), 3–22. <https://doi.org/10.1177/1525822X19873272>
- de la Fuente, J. a Abad, F. J. (2020). Comparing methods for modeling acquiescence in multidimensional partially balanced scales. *Psicothema*, 32(4), 590–597. <https://doi.org/10.7334/psicothema2020.96>
- Denissen, J. J. A., Geenen, R., Soto, C. J., John, O. P. a van Aken, M. A. G. (2020). The Big Five Inventory-2: Replication of psychometric properties in a Dutch adaptation and first evidence for the discriminant predictive validity of the facet scales. *Journal of Personality Assessment*, 102(3), 309–324. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1539004>
- Ferrando, P. J. a Anguiano-Carrasco, C. (2012). Response certainly, conscientiousness, and self-concept clarity as antecedents of acquiescence: A prediction model. *Anuario de Psicología*, 42(1), 103–112.
- Ferrando, P. J. a Lorenzo-Seva, U. (2010). Acquiescence as a source of bias and model and person misfit: A theoretical and empirical analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 63(2), 427–448. <https://doi.org/10.1348/000711009X470740>
- Havan, P., Halama, P., Čavojská, V. a Kohút, M. (2024). Who agrees more? The role of age, education, and the ability to solve verbal analogies on acquiescence. *Curr Issues Personal Psychol.*, 12(4), 243–249. <https://doi.org/10.5114/cipp/186715>
- Havan, P., Kohút, M. a Halama, P. (2022a). Time stability of acquiescence as estimated by manifest and latent approaches. *Studia Psychologica*, 64(4), 329–342. <https://doi.org/10.31577/sp.2022.04.857>

- Havan, P., Kohút, M. a Halama, P. (2022b). Domain and method-specificity of acquiescence estimated in different measures. *Personality and Individual Differences*, 187, 111437. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2021.111437>
- Havan, P., Kohút, M. a Halama, P. (2025). Interaction of social deference and cognitive processing in the prediction of acquiescence. *International Journal of Testing*, 25(2), 144–157. <https://doi.org/10.1080/15305058.2025.2458826>
- Havan, P., Kohút, M. a Halama, P. (v recenznom konaní). To control or not to control? And does it even matter? Multi-sample multi-method study of the effect of acquiescence on the correlation coefficients and factor loadings in personality measures.
- He, J., Bartram, D., Inceoglu, I. a van de Vijver, F. J. R. (2014). Response styles and personality traits: A multilevel analysis. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 45(7), 1028–1045. <https://doi.org/10.1177/0022022114534773>
- Hřebíčková, M., Jelínek, M., Květon, P., Benkovič, A., Botak, M., Sudzina, F., Soto, Ch. J. a John, O. P. (2020). Big Five Inventory 2 (BFI-2): Hierarchický model s 15 subškálami. *Československá psychologie*, 64(4), 437–459.
- Cheung, M. W.-L. a Chan, W. (2002). Reducing uniform response bias with ipsative measurement in multiple-group confirmatory factor analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(1), 55–77. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0901_4
- Chylíková, J. (2020). (Un)expected exception: Validating acquiescent response style factor in the Czech republic. *International Journal of Social Research Methodology*, 23(6), 677–694. <https://doi.org/10.1080/13645579.2020.1733182>
- Jackson, D. N. a Messick, S. (1958). Content and style in personality assessment. *Psychological Bulletin*, 55(4), 243–252. <https://doi.org/10.1037/h0045996>
- Johnson, T., Kulesa, P., Cho, Y. I. a Shavitt, S. (2005). The relation between culture and response styles – Evidence from 19 countries. *Journal of Cross-cultural Psychology*, 36(2), 264–277. <https://doi.org/10.1177/0022022104272905>
- Lechner, C. M., Danner, D. a Rammstedt, B. (2017). How is personality related to intelligence and achievement? A replication and extension of Borghans et al. and Salkever. *Personality and Individual Differences*, 111, 86–91. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.01.040>
- Lechner, C. M., Partsch, M. V., Danner, D. a Rammstedt, B. (2019). Individual, situational and cultural correlates of acquiescent responding: Towards a unified conceptual framework. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 72(3), 426–446. <https://doi.org/10.1111/bmsp.12164>
- Lechner, C. M. a Rammstedt, B. (2015). Cognitive ability, acquiescence, and the structure of personality in a sample of older adults. *Psychological Assessment*, 27(4), 1–12. <https://doi.org/10.1037/pas0000151>
- McCrae, R. R. a Terracciano, A. (2005). Personality profiles of cultures: Aggregate personality traits. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(3), 407–425. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.89.3.407>
- Meisenberg, G. a Williams, A. (2008). Are acquiescent and extreme response styles related to low intelligence and education? *Personality and Individual Differences*, 44, 1539–1550. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2008.01.010>
- Park, M. a Wu, A. D. (2019). Item response tree models to investigate acquiescence and extreme response styles in Likert-type rating scales. *Educational and Psychological Measurement*, 79(5), 911–930. <https://doi.org/10.1177/0013164419829855>
- Pelt, D. H. M., Van der Linden, D., Dunkel, C. S. a Born, M. P. (2021). The motivation and opportunity for socially desirable responding does not alter the general factor of personality. *Assessment*, 28(5), 1376–1396. <https://doi.org/10.1177/1073191119880960>
- Plieninger, H. (2016). Mountain or molehill? A simulation study on the impact of response styles. *Educational and Psychological Measurement*, 77, 32–53. <https://doi.org/10.1177/0013164416636655>

- Plieninger, H. a Heck, D. W. (2018). A new model for acquiescence at the interface of psychometrics and cognitive psychology. *Multivariate Behavioral Research*, 53(5), 633–654. <https://doi.org/10.1080/00273171.2018.1469966>
- Primi, R., Santos, D., De Fruyt, F. a John, O. P. (2019). Comparison of classical and modern methods for measuring and correcting for acquiescence. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 72, 447–465. <https://doi.org/10.1111/bmsp.12168>
- R Core Team (2021). *R: A Language and environment for statistical computing*. R Foundation for statistical computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org/>.
- Rammstedt, B., Danner, D. a Bosnjak, M. (2017). Acquiescence response styles: A multilevel model explaining individual-level and country-level differences. *Personality and Individual Differences*, 107, 190–194. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.11.038>
- Rammstedt, B., Danner, D., Soto, C. J. a John, O. P. (2018). Validation of the short and extra-short forms of the Big Five Inventory-2 (BFI-2) and their German adaptations. *European Journal of Psychological Assessment*, 36(1), 149–161. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000481>
- Rammstedt, B. a Farmer, R. F. (2013). The impact of acquiescence on the evaluation of personality structure. *Psychological Assessment*, 25(4), 1137–1145. <https://doi.org/10.1037/a0033323>
- Rammstedt, B. a Kemper, C. J. (2011). Measurement equivalence of the Big Five: Shedding further light on potential causes of the educational bias. *Journal of Research in Personality*, 45, 121–125. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2010.11.006>
- Rammstedt, B., Kemper, C. J. a Borg, I. (2013). Correcting Big Five personality measurements for acquiescence: An 18-country cross-cultural study. *European Journal of Personality*, 27(1), 71–81. <https://doi.org/10.1002/per.1894>
- Robinson, O. C. (2012). Values and adult age: Findings from two cohorts of the European Social Survey. *European Journal of Ageing*, 10(1), 11–23. <https://doi.org/10.1007/s10433-012-0247-3>
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.108637/jss.v048.i02>
- Savalei, V. a Falk, C. F. (2014). Recovering substantive factor loadings in the presence of acquiescence bias: A comparison of three approaches. *Multivariate Behavioral Research*, 49(5), 407–424. <https://doi.org/10.1080/00273171.2014.931800>
- Schaeffer, N. C. a Presser, S. (2003). The science of asking questions. *Annual Review of Sociology*, 29, 65–88. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.29.110702.110112>
- Soto, C. J. a John, O. P. (2017). The next Big Five Inventory (BFI-2): Developing and assessing a hierarchical model with 15 facets to enhance bandwidth, fidelity, and predictive power. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113(1), 117–143. <https://doi.org/10.1037/pspp0000096>
- Soto, C. J. a John, O. P. (2019). Optimizing the length, width, and balance of a personality scale: How do internal characteristics affect external validity? *Psychological Assessment*, 31(4), 444–459. <https://doi.org/10.1037/pas00000586>
- Soto, C. J., John, O. P., Gosling, S. D. a Potter, J. (2008). The developmental psychometrics of Big Five self-reports: Acquiescence, factor structure, coherence, and differentiation from ages 10 to 20. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94(4), 718–737. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.94.4.718>
- Tett, R. P., Freund, K. A., Christiansen, N. D., Fox, K. E. a Coaster, J. (2012). Faking on self-report emotional intelligence and personality tests: Effects of faking opportunity, cognitive ability, and job type. *Personality and Individual Differences*, 52(2), 195–201. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.10.017>
- Tourangeau, R. a Rasinski, K. A. (1988). Cognitive processing underlying contexts effects in attitude measurement. *Psychological Bulletin*, 103(3), 299–314. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.299>

- Weijters, B., Baumgartner, H. a Schillewaert, N. (2013). Reverse item bias: An integrative model. *Psychological Methods*, 18(3), 320–334. <https://doi.org/10.1037/a0032121>
- Weijters, B., Geuens, M. a Schillewaert, N. (2010a). The individual consistency of acquiescence and extreme response style in self-report questionnaires. *Applied Psychological Measurement*, 34(2), 105–121. <https://doi.org/10.1177/0146621609338593>
- Weijters, B., Geuens, M. a Schillewaert, N. (2010b). The stability of individual response styles. *Psychological Methods*, 15(1), 96–110. <https://doi.org/10.1037/a0018721d>
- Welkenhuysen-Gybels, J., Billiet, J. a Cambré, B. (2003). Adjustment for acquiescence in the assessment of the construct equivalence of Likert-type score items. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 34(6), 702–722. <https://doi.org/10.1177/0022022103257070>
- Wetzel, E. a Carstensen, C. H. (2017). Multidimensional modeling of traits and response styles. *European Journal of Psychological Assessment*, 102(5), 714–726. <https://doi.org/10.1080/00223891.2019.1614011>
- Wetzel, E., Carstensen, C. H. a Böhnke, J. R. (2013). Consistency of extreme response style and non-extreme response style across traits. *Journal of Research in Personality*, 47, 178–189. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2012.10.010>
- Wetzel, E., Lüdtkke, O., Zettler, I. a Böhnke, J. R. (2016). The stability of extreme response style and acquiescence over 8 years. *Assessment*, 23(3), 279–291. <https://doi.org/10.1177/1073191115583714>
- Weydmann, G., Hauck Pilho, N. a Bizzaro, L. (2020). Acquiescent responding can distort the factor structure of the BIS/BAS scales. *Personality and Individual Differences*, 152, 1–7. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109563>