

Sociologický časopis

Czech Sociological Review

Volume 61 (2025)
Number 3

3—25



PAVEL POSPĚCH, BARBORA HUBATKOVÁ, ONDŘEJ KLÍMA: Existuje v ČR polarizace mezi městy a venkovem?

LUCIA KOČIŠOVÁ: Možnosti, problémy a odporúčania pri meraní zhody medzi posudzovateľmi – deskriptívny prístup

PATRIK HAVAN, PETER HALAMA, MICHAL KOHÚT: Tendencia súhlasit bez ohľadu na obsah položiek ako možný zdroj skreslenia v sociálnovednom výskume

Sociologický časopis / Czech Sociological Review je recenzovaný vědecký časopis zaměřený na sociologii a příbuzné obory, který publikuje příspěvky z oblasti teorie, empirického výzkumu a metodologie. Rozvíjí sociální vědy, včetně jejich výuky, a zapojuje se do řešení společenských problémů a tvorby politik. Časopis vydává Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., v Praze. Vychází čtyřikrát ročně (česko-anglicky). Časopis uplatňuje politiku otevřeného přístupu a je impaktován v Journal Citation Reports – Social Science Edition, Social Sciences Citation Index (SSCI), Clarivate Analytics, a v dalších scientometrických a bibliografických databázích včetně Scopus, JSTOR, Proquest, EBSCO, CEEOL. Obsah časopisu (od roku 1993) a úplné znění statí (od roku 1995) jsou uveřejněny na sreview.soc.cas.cz.

Sociologický časopis / Czech Sociological Review is a peer-reviewed open-access journal. It aims to serve as an international platform for advancing sociological theory and methodology in CEE and invites submissions from all branches of sociology and related disciplines. Manuscripts are selected with a view to their originality and theoretical and methodological robustness and how they bridge CEE, European, and world sociology. The journal is published 4 times a year (Czech and English) by the Institute of Sociology of the Czech Academy of Sciences in Prague. The journal is listed in Journal Citation Reports – Social Science Edition, Web of Science, Social Sciences Citation Index (SSCI), Clarivate Analytics, and other scientometric and bibliographic databases such as Scopus, JSTOR, Proquest, EBSCO, and CEEOL. Contents of the journal (since 1993) and the full text of articles (since 1995) are published online at sreview.soc.cas.cz.

REDAKCE / EDITORIAL OFFICE

Šéfredaktor/Editor-in-Chief: Ondřej Císař (FSV UK, SOÚ AV ČR / Faculty of Social Sciences, Charles University; Institute of Sociology, Czech Academy of Sciences)

Výkonná redaktorka / Managing Editor: Kristýna Příbylová

REDAKČNÍ RADA / EDITORIAL BOARD

Miloslav Bahna (*Sociologický ústav SAV / Institute of Sociology, Slovak Academy of Sciences*), Kristýna Bašná (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Luděk Brož (*EÚ AV ČR / Institute of Ethnology, CAS*), Dušan Drbohlav (*PřF UK / Faculty of Science, Charles University*), Radka Dudová (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Slavomíra Ferencuhová (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Martin Hájek (*FSV UK / Faculty of Social Sciences, Charles University*), Dana Hamplová (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Seán L. Hanley (*University College London*), Jaroslava Hasmanová Marhánková (*FSV UK / Faculty of Social Sciences, Charles University*), Stanislav Holubec (*HÚ AV ČR; FHS UK / Institute of History, CAS; Faculty of Humanities, Charles University*), Tomáš Katrňák (*FSS MU / Faculty of Social Studies, Masaryk University*), Karel Kouba (*FF UK / Faculty of Arts, Charles University*), Jindřich Krejčí (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Aleš Kudrnáč (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Lukáš Linek (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Zdenka Mansfeldová (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Martina Mysíková (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Miroslav Novák (*FSV UK / Faculty of Social Sciences, Charles University; CEVRO*), William Outhwaite (*Newcastle University*), Zuzana Podaná (*FF UK / Faculty of Arts, Charles University*), Anna Pospěch Durnová (*Universität Wien*), Jiří Příbáň (*Ústavní soud / Constitutional Court of the Czech Republic*), Isaac Reed (*University of Virginia*), Marek Skovajsa (*FF UK / Faculty of Arts, Charles University*), Tomáš Sobotka (*Vienna Institute of Demography*), Jan Spousta (*soukromý sektor / private sector*), Csaba Szaló (*FSS MU / Faculty of Social Studies, Masaryk University*), Jiří Vinopal (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Marta Vohldalová (*SOÚ AV ČR / Institute of Sociology, CAS*), Claire Wallace (*University of Aberdeen*)

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, Jilská 361/1, 110 00 Praha 1
telefon: (+420) 210 310 217 | e-mail: casopis@soc.cas.cz | web: sreview.soc.cas.cz

asistentka redakce / office assistant: Kateřina Projsová, sazba/typeset by: Martin Pokorný,
návrh obálky/cover design: Filip Blažek, Designiq

© Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., 2025
eISSN 2336-128X

STATI/ARTICLES

- Pavel Pospěch, Barbora Hubatková, Ondřej Klíma: Existuje v ČR polarizace mezi městy a venkovem?* 251
- Lucia Kočišová: Možnosti, problémy a odporúčania pri meraní zhody medzi posudzovateľmi – deskriptívny prístup* 277
- Patrik Havan, Peter Halama, Michal Kohút: Tendencia súhlasiť bez ohľadu na obsah položiek ako možný zdroj skreslenia v sociálnovednom výskume* ... 301

ROZHOVOR/INTERVIEW

- Ladislav Holy: A Larger-Than-Life Character with Extremely Strong Opinions. An Interview with Kate Holy (Featuring Petr Skalník)*
(Lenka Jakoubková Budilová) 323

RECENZE/BOOK REVIEWS

- Michal Synek, Dana Hradcová: Souostroví / postižení / veřejnosti*
(Alice Gojová, Zuzana Broskevičová) 333
- Martin Buchtík: Různá vyprávění o jedné společnosti*
(Václav Šmatera) 335
- Jan Blommaert: Jazyková krajina jako kronika komplexity*
(Zuzana Velenská) 337



Existuje v ČR polarizace mezi městy a venkovem?*

PAVEL POSPĚCH^{***}, BARBORA HUBATKOVÁ[®], ONDŘEJ KLÍMA[®]

Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno

Does a Rural-Urban Divide Exist in the Czech Republic?

Abstract: This paper examines whether there is a rural-urban polarisation in values in the Czech Republic, similar in form and extent to corresponding developments across many western European countries and the United States. The paper uses a mixed-method design, combining quantitative and qualitative analysis. The quantitative part works with data from the European Values Study, differentiated by settlement size and commuting time, which allow us to distinguish between rural municipalities based on their level of remoteness. The qualitative part focuses on the media coverage of the relationship between rural and urban populations over the past ten years. This relationship is analysed utilising discourse analysis, drawing on the methods of structural hermeneutics. Using these approaches, we identify three key dimensions that articulate the relationship between urban and rural populations. In conclusion, we argue that rural-urban polarisation as a 'social border' is almost non-existent in the Czech Republic, but it is strongly present in society as a 'symbolic border'. We explain this paradox with reference to the ideological functions played by the social representations of cities and rural areas.

Keywords: rural-urban divide, social representations, polarisation, symbolic borders, culture

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2025, Vol. 61, No. 3: 251–276

Zveřejněno online: 6. června 2024, <https://doi.org/10.13060/csr.2024.009>

Úvod

Hodnotová polarizace mezi městy a venkovem se stala jedním z nejčastěji zmiňovaných sociálních a politických témat poslední doby. Po volbách v téměř každé evropské zemi vidáme volební mapy, ve kterých jsou města vyvedena jinou barvou než zbytek země. Znovuobjevená polarizace se stala globálním fenoménem po událostech z roku 2016: referendu o vystoupení Velké Británie z EU a zvolení Donalda Trumpa prezidentem USA. „Od Trumpa k Brexitu, moc se přelévá z měst na venkov“, zněl název široce citovaného komentáře v *The Guardian* (Bec-

* Tento článek byl realizován v rámci projektu číslo 22-12477S, „Města a venkov: kulturní sociologie společenské polarizace“, který byl financován Grantovou agenturou České republiky.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: doc. Pavel Pospěch, PhD., Fakulta sociálních studií Masarykovy univerzity, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: pospech@fss.muni.cz.

ket, 2016). Vytrvalost, s jakou se tato polarizace stále vrací navzdory procesům suburbanizace, kontraurbanizace, rurální restrukturalizace a dalších, je pozoruhodná a ukazuje nám, že k jejímu pochopení potřebujeme více sociálněvědních dat a výzkumu z různých mezinárodních kontextů.

V tomto textu se zaměříme na to, zda, v jaké míře a v jaké podobě existuje hodnotová polarizace města–venkov v České republice. V první části textu představíme a kriticky prodiskutujeme aktuální literaturu k tématu hodnotové polarizace s důrazem na společenské vnímání hodnotových rozdílů a jejich důsledků. Následně se zaměříme na empirické poznatky o hodnotové polarizaci města–venkov ve střední a východní Evropě, která v mnohém vykazuje odlišné charakteristiky než v zemích staré EU (Kenny a Luca, 2021). V empirické části představíme datové zdroje, s nimiž jsme pracovali, metody analýzy a výsledky. Nejprve budeme prezentovat analýzu založenou na kvantitativních datech a zjištění, která z ní plynou, následně se v rámci smíšeného výzkumného designu přeneseme k analýze s využitím kvalitativních dat. Kombinace kvantitativního a kvalitativního postupu nám umožní formulovat závěr textu: hodnotová polarizace mezi městy a venkovem je v České republice přítomná pouze okrajově, přesto je však prominentně přítomná ve veřejné diskusi. Tento paradox, kdy se relativně nevýznamná *sociální hranice* stává relativně významnou hranicí *symbolickou*, se v závěru pokusíme vysvětlit s odkazem na ideologické funkce reprezentací měst a venkova.

Polarizace města–venkov

V současné diskusi se pod termínem polarizace města–venkov (*rural–urban divide*) většinou rozumí polarizace kulturní, tedy na úrovni hodnot, postojů a potažmo politických preferencí. Kulturní polarizace se v tomto liší od polarizace socioekonomické, která popisuje nerovnosti v oblastech životní úrovně, občanské vybavenosti, populační struktury a dalších strukturálně vyčíslitelných ukazatelů (v ČR např. Bernard et al., 2016; Bernard a Šimon, 2017).

Hodnotová polarizace města–venkov bývá někdy obecněji chápána jako rozpor mezi centrem a periferií, který podle Rokkana (1999) stál v základu budování evropských národních států. Jennings a Stoker (2016) pozorují narůstající rozpor mezi centry spojenými s globálním růstem a periferiemi, které se cítí upozaděny (*left behind*) v politické a ekonomické oblasti. Tento rozpor narůstá v souvislosti s postupující globalizací a narůstající frustrací na periferii (Stein et al., 2021). Obecně vzato existují dva přístupy k vysvětlení této hodnotové polarizace: první se soustředí na sociodemografické proměnné v pozadí. V centrech a ve městech se podle něj budou více vyskytovat lidé napojení na specializované trhy práce, tedy vysoce vzdělaní, spíše mladší a liberálně smýšlející (Kenny a Luca, 2021). Toto vysvětlení bývá v literatuře označováno jako tzv. „kompoziční efekt“. Druhý přístup se soustředí na vliv místa samotného. Podle něj lidé na periferiích zažívají vyšší míru frustrace v souvislosti s vnímaným úpadkem svého okolí (McCann, 2019) a autoři proto mluví o „geografiích nespokojenosti“

(*geographies of discontent*) (Rodríguez-Pose, 2020). Naopak život ve městech může obyvatele center posouvat směrem k liberálnějším a kosmopolitním hodnotám (Kenney a Luca, 2021).

Velká část současného výzkumu se shoduje na tom, že ve vytváření hodnotové polarizace mezi městy a venkovem hraje důležitou roli způsob, jakým jsou interpretovány nerovnosti v každodenním životě (Mamonova et al., 2020). „Tyto nerovnosti,“ píší autoři, „jsou neoddělitelné od narůstajícího pocitu obyvatel venkova, že se jim nedostává respektu a zastání, což vede k pocitům ponížení a hněvu.“ (Mamonova et al., 2020, s. 439) Kulturní vzorce a hodnotové orientace obyvatel periferie mohou být v této souvislosti vnímány jako nižší, respektive zaostalé, což prohlubuje pocity frustrace a odcizení a nespokojenosti (Dijkstra et al., 2020; Flø, 2021). Vik et al. (2022) mluví obecně o odcizení od ekonomického vývoje v periferních oblastech, které je zároveň provázeno proměnou postoje ke státu: sociální stát, v jehož rámci vyrůstali, je v očích obyvatel periferie nahrazován „hamižným státem“ (*greedy state*), který stále více zasahuje do každodenního života, ale zároveň v rámci úsporných opatření ruší infrastrukturu a služby pro obyvatele. Odcizení a frustrace, které obyvatelé periferií zažívají, jsou také shrnuty v konceptu „míst, na kterých nezáleží“ (*places that don't matter*) (Rodríguez-Pose, 2020). Obyvatelé těchto míst mohou podle řady autorů inklinovat k volbě protestních a extremistických politických stran a hnutí (Beecham et al., 2020; Flø, 2021).

Frustrace a odcizení jsou součástí obecněji popisovaného hodnotového konfliktu. Studií, které se zabývají konzervativními a protestními postoji na periferii se především v USA po roce 2016 objevila celá řada (Ashwood, 2018; Hochschild, 2018; Wuthnow, 2019 aj.). Stejně tak v evropských zemích bývá venkov vnímán jako základna pro populistické, sociálně konzervativní, nábožensky dogmatické a nacionalistické hodnoty (Hajdu a Mamonova, 2020). Protestní naladění se mísí s diskurzem, který venkovskému životu přisuzuje vyšší míru autenticity (Bosma a Peeren, 2021) a – ve srovnání s kosmopolitními městy – pevnější spojení s národní ideou. Do popředí tak vystupuje motiv venkova jako esenciálního a ohroženého ze strany městských elit, vykořeněných a odtržených od reality. Obyvatelé periferií často reagují odmítnutím a odporem ve formě protestní volby, občanských protestů a hledání alternativ k liberální demokracii (Flø, 2021). Cramer (2016) tento odpor (*resentiment*) spojuje s identitou spíše než s místem bydliště. Odpor je v jejím pojetí vlastností rurálního vědomí (*rural consciousness*), které může, ale nemusí být svázáno s bydlištěm na venkově. Pocit odcizení, podvedení a hněvu mohou prožívat obyvatelé měst zrovna tak jako venkované.

Skrze pocity odcizení, ponížení a odporu do diskuse vstupuje téma protestní a populistické politiky. Mezinárodní studie ukazují, že se populistickým stranám a hnutím na venkově daří lépe než ve městech (Borras, 2018; Mamonova a Franquesa, 2020; Scoones et al., 2018), a srovnávací studie de Dominicis et al. (2020) ukázala, že tento trend platí ve většině evropských zemí – nikoliv však ve všech. Řada studií vysvětluje relativní úspěch populistů ve venkovských a periferních regionech odkazem ke zmiňovaným nerovnostem a k pocitu deprivace (Bor, 2017; Monnat a Brown, 2017), nedávné výzkumy z Německa (Förtner et al., 2021) a Velké Británie (Woods, 2021) naopak ukazují na důležitost kulturních rám-

ců, do kterých jsou rozdíly mezi městy a venkovem zasazeny. Významným jevem na poli protestní politiky je také francouzské hnutí žlutých vest (*Gilets jaunes*), jehož vzestup bývá často interpretován jako povstání periferie proti centru – i když Bourdin a Torre (2021) ukázali, že protesty žlutých vest neměly největší odezvu na venkově, nýbrž v periurbánních oblastech menších francouzských měst.

Společným prvkem těchto diskusí je, že hranici mezi městem a venkovem, respektive hranici mezi centrem a periferií, pojímají jako *hranici sociální*, tedy – podle klasického textu Lamont a Molnár – „objektifikovanou formu sociálního rozdílu, která se projevuje v nerovném rozdělení zdrojů a příležitostí“ (2002, s. 168). Venkované, o kterých je zde řeč, skutečně na venkově žijí nebo si tak alespoň připadají. Hodnotová polarizace měst a venkova však může nabývat také formu *symbolické hranice*. Taková hranice je především konceptuální a slouží k tomu, aby jejím prostřednictvím aktéři mohli připsat význam světu okolo sebe (Lamont a Molnár, 2002). Symbolická hranice mezi městem a venkovem proto nemusí být reálná v geografickém slova smyslu (viz například kritiku Jehličky a Smithe, 2012). Pro příklad nemusíme chodit daleko: pojem *pražská kavárna*, který v českém politickém diskurzu zdomácněl, sice denotativně odkazuje ke konkrétním místům, jeho skutečný význam je však symbolický: vymezuje skupinu politických oponentů, kteří ve skutečnosti nemusí chodit do kaváren – a nemusí ani žít v Praze. „Polarizace města a venkova“ by v tomto významu byla symbolickou hranicí mezi diskurzivními kategoriemi, sdružujícími specifické významy.

Tato perspektiva je ve výzkumu polarizace měst a venkova zastoupena výrazně méně, dílem proto, že je odtržena od své geografické dimenze. V praxi jde o pojetí analogické Brubakerově *etnicitě bez etnických skupin* (2006): symbolická hranice mezi městy a venkovem může dát vzniknout *venkovanství bez venkova* a tento proces můžeme, tak jako Brubaker, popsat jako formu politického podnikání či politické manipulace. Venkov a města, respektive periferie a centra, zde vystupují jako *sociální reprezentace* (Halfacree, 1993), kterým různé skupiny připisují různé významy, a tento proces významňování je zároveň polem společenského konfliktu. Tyto reprezentace nejsou pouhými kulturními odlesky skutečné sociální reality, nýbrž mají „konstitutivní sílu“ (Jones, 1995, s. 36). Příkladem může být Williamsova (1975) kritika venkovskosti jako ideologie. Idylické obrazy venkova mají podle Williamse ideologické funkce, neboť jsou „mýtem, který vytváří iluzi paměti“: zatímco jsou stvrzovány a reprodukovány populární kulturou, zakrývají tyto obrazy skutečné vztahy moci a dominance v historii venkova. Rurální idyla je podle Williamse trikem, s jehož pomocí se venkovskost prodává převážně městskému publiku. Symbolická hranice mezi městem a venkovem tedy může sloužit k významňování obou celků ve veřejné diskusi, stejně jako k manipulaci a podněcování společenského konfliktu. V tomto textu se existenci symbolické hranice v ČR budeme věnovat ve druhé části analýzy.

Systematická práce o hodnotové polarizaci měst a venkova v ČR dosud neexistuje, a studií, které by se zabývaly sousedními středoevropskými nebo postsocialistickými zeměmi, je také pomálu. Ve srovnávací analýze z roku 2003 pozoroval Johannsen (2003) narůstající polarizaci mezi městy a venkovem v postsocialistických zemích. Tato polarizace je podle něj dána nerovným rozdělením

nákladů ekonomické transformace. Naopak nedávné studie z Polska (Marcinkiewicz, 2018) a východního Německa (Rösel a Samartzidis, 2018) ukazují, že rozhodující polarizující faktory nejsou ekonomické, nýbrž kulturní. V nejnovější srovnávací studii konstatují Kenny a Luca (2021), že hodnotová polarizace mezi městy a venkovem je výrazně přítomná v zemích „staré“ EU-15, kdežto v zemích, které k EU přistoupily v roce 2004 a později, je daleko méně nápadná. Jednou z těchto zemí je i Česká republika.

K tomu, abychom zodpověděli otázku po přítomnosti hodnotové polarizace města–venkov v ČR, jsme využili kombinaci kvantitativních a kvalitativních metod. V první, kvantitativní části, jsme se zaměřili na to, zdali lze hodnotovou polarizaci dokumentovat s použitím dat z výběrového šetření, konkrétně z Evropského výzkumu hodnot (European Values Study, EVS). Ve druhé části analýzy jsme se zaměřili na způsob, jakým je hodnotová polarizace měst a venkova prezentována v mediálním diskurzu jako symbolická hranice. Na rozdíl od dat z výběrových šetření, která z definice vypovídají o svých autorech (tedy respondentech, kteří je poskytli), data z mediálního diskurzu nevypovídají primárně o autorech (tedy novinářích a novinářkách), nýbrž o *významech*, které společnost připisuje sociálním fenoménům. Mediální diskurz je indikátorem významů a emocí, které jsou napříč společnostmi sdíleny (Alexander, 2010, s. 291), a symbolické hranice jsou z těchto významů postaveny. Hodnoty spojené s městy a venkovem proto mohou být zkoumány skrze výběrová šetření (jako *sociální hranice*) nebo skrze analýzu diskurzů (jako *symbolická hranice*). Každá tato hranice je ve společnosti přítomná jiným způsobem, obě však odkazují ke stejnému předmětu: totiž k otázce, zda je rozdíl mezi městy a venkovem důležitý a zda nese význam¹.

Zkoumání sociální hranice: kvantitativní analýza

Obecně rozšířená představa hodnotově liberálních měst a hodnotově konzervativního venkova neplatí stejně ve všech národních kontextech (Kenny a Luca, 2021). Přetrvávajícím problémem je i nejednotná operacionalizace „venkova“, neboť různé kategorizace mohou generovat různá zjištění. Mimo to se napříč zahraničními studiemi liší i použité závisle proměnné: autoři typicky analyzují postoje spojené s rodinou a genderem (Eurofound, 2023; Luca et al., 2022), postoje k migraci a/nebo evropské integraci (Eurofound, 2023; Kenny a Luca, 2021; Luca et al., 2022; Zahl-Thanem a Haugen, 2019) či důvěru k institucím (Mitsch et al., 2021) a postoje k systémům vládnutí (Zumbrunn a Freitag, 2023). V této části analýzy se blíže podíváme na situaci v domácím kontextu, tedy na to, zdali v ČR existují hodnotové rozdíly mezi venkovem a městem. Pokusíme se přitom překročit některé limitace existujících studií, a to prostřednictvím vlastní kategorizace venkovských obcí, která bere do úvahy nejen prostou velikost obce, nýbrž i její odlehlost.

¹ Pro obsáhlejší diskusi o vztahu těchto dvou epistemologických strategií viz Alexander (2010, s. 275–304).

Metodologie kvantitativní analýzy

Pro účely analýzy volíme data z nejnovější vlny EVS z roku 2017.² EVS je průřezové dotazníkové šetření zaměřené na postoje a hodnoty, realizované v řadě evropských zemí každých devět let. Pro naše srovnání z dat vybíráme patnácti-položkovou baterii „ospravedlnitelnosti“³ různých druhů společensky citlivých jevů a jednání, např. potratu, šízení na daních nebo trestu smrti. Respondenti tyto jevy posuzovali na škále od 1 do 10, kde 1 znamenala „nikdy ospravedlnitelné“ a 10 „vždy ospravedlnitelné“. Z původního seznamu konkrétně volíme 6 + 4 položky, které dále shrnujeme do dvou sumárních indexů zachycujících průměrnou hodnotu napříč těmito položkami. Výběr první sady (šesti) položek je založen na nedávných analýzách (Eurofound, 2023; Luca et al., 2022), které je využívají pro konstrukci obecnější škály progresivních hodnot; tvoří ji: potrat, homosexualita, prostituce, rozvod, eutanázie a příležitostný sex. Druhá sada položek se skládá ze čtyř druhů jednání: šidit na daních, přijmout úplatek, požadovat státní podporu, a nemít na ni nárok, vyhýbat se placení jízdného ve veřejné dopravě. Výběr navazuje na text Mitsche et al. (2021), kteří „vyšší ochotu akceptovat asociální jednání, jako jsou daňové podvody“ (s. 1), spojují s nižší mírou důvěry v politiku (*political trust*) a skrze ni pak i s tíhnutím k populismu. Položky v rámci obou indexů jsou silně korelovány, hodnota ukazatele alfa pro první index je 0,82, pro druhý index 0,78.

Hlavní vysvětlující proměnnou je charakter obce, kde respondent žije. Na rozdíl od předchozích analýz pracujících s EVS (např. Eurofound, 2023) máme pro česká data možnost zkonstruovat novou kategorizaci město/venkov, která je založena na odlehlosti od městského centra (proměnná v datech sleduje jen počet obyvatel). Příklon k odlehlosti jakožto způsobu klasifikace obcí volíme na základě teoretických očekávání i empirických zjištění, která s odlehlostí spojují např. tendenci k volbě pravicově populistických stran a hnutí (např. Dvořák et al., 2022; Kevický, 2022). V ČR je „venkov“ obvykle definován počtem obyvatel v obci s typickou hranicí 2000⁴. My se zřetelem k počtu pozorování v datovém souboru

² V rámci příprav tohoto textu jsme provedli rozsáhlou exploraci i několika dalších datových souborů: European Social Survey (2018), International Social Survey Programme (2019, modul „Nerovnosti“) a European Quality of Life Survey (2016). Jejím účelem bylo prověřit, zdali lze v českém kontextu najít rozdíly mezi městem a venkovem již v deskriptivní rovině. Respondenty z měst a venkova (měřeno jako počet obyvatel nebo skrze subjektivní kategorie) jsme srovnávali v celé škále postojů a hodnot (mj. postoje k rodině a genderu, politické postoje, postoje k systémům vládnutí a důvěra institucím). Výsledky neukázaly výraznější systematické rozdíly mezi venkovem a městem. Jedinou výjimkou byly postoje k rodině a partnerství, v nichž byli obyvatelé venkova mírně konzervativnější než obyvatelé měst.

³ Znění otázky: „Prosím řekněte mi pro každý z následujících výroků, zda dané jednání je vždy ospravedlnitelné, není nikdy ospravedlnitelné, nebo něco mezi tím.“

⁴ Pomíjíme zde administrativní definice, které stanovují právní hranici mezi městem a venkovem. Kromě toho vznikají samozřejmě i sofistikovanější typologie založené na různě volených ukazatelích a jejich kombinacích, včetně hustoty zalidnění či subjektivního sebezařazení (pro shrnutí např. Vidovičová et al., 2018, s. 29–30).

EVS venkov pojmáme jako obce do 5000 obyvatel: v obcích do 2000 obyvatel žila zhruba pětina respondentů šetření EVS, v obcích do 5000 obyvatel už to byla zhruba třetina z celkového počtu $n = 1665$ pozorování. Opíráme se zde o analýzu Petra (2015), který prostřednictvím pěti různých indikátorů (mj. hustota zalidnění, dostupnost služeb, obsazená pracovní místa) identifikoval 91 % všech obcí do 5000 obyvatel jako venkovských, zatímco malá města v souboru netvořila ani 1 %. V dalším kroku pak tyto venkovské obce dále dělíme dle dojezdového času⁵ do regionálního „městského centra“, tj. centra, kde jsou soustředěny pracovní příležitosti, služby, zdravotní péče apod. Pro naše účely volíme dojezd do okresního města (cf. Pospěch et al., 2015, s. 68). Dojezdový čas každé obce srovnáváme s průměrným dojezdem v rámci příslušného okresu. Výsledná proměnná má tři kategorie: (1) obec 5000+ (město), (2) obec <5000, v blízkosti centra (tj. obec, jejíž dojezdový čas je v rámci okresu kratší než u většiny obcí) a (3) obec <5000, odlehlá (tj. obec, jejíž dojezdový čas je delší, než je průměrná hodnota v daném okrese, případně se nachází na průměru). Do prvního typu spadá 68 % respondentů EVS, do druhého 17 % a do třetího 15 %.

Na tomto místě je třeba učinit dvě poznámky. Zaprvé, odlehlost je v našem pojetí relativní, daná lokálním kontextem. Tento postup považujeme za méně arbitrární než stanovení „časové hranice odlehlosti“ pomocí prostého počtu minut, neboť co je v jednom okrese považováno za dlouhý dojezdový čas, nemusí tak být vnímáno v okrese jiném (srov. Bernard et al., 2016). Zadruhé, náš výběr okresního města jako „místního centra“ je jistým kompromisem. Jak totiž popisují např. Vaishar et al. (2022), v české sídelní struktuře mohou řadu základních městských funkcí nabízet malá (neokresní) města ve velikosti do 15 tisíc obyvatel. Současně maximum pracovních příležitostí, vzdělání, služeb a vyžití poskytují města krajská. Je pravděpodobné, že v ČR existují lokality, kde je nejsilnějším centrem dojížděky krajské město – a naopak také lokality, kde tuto roli plní obec s rozšířenou působností. Výběr okresního města jako centra nemusí přesně odpovídat místním podmínkám v těchto specifických lokalitách, napříč ČR však poskytuje možnost srovnání dojezdových časů mezi obcemi v různých regionech. Pro úplnost analýzy přesto všechny modely odhadujeme i pro dojezd do města krajského (s použitím krajského průměru).

Na základě výše diskutované literatury by obyvatelé venkova měli být konzervativnější ve vztahu k „liberální morálce“ (*liberal morality*, cf. Eurofound, 2023) (index 1), ale současně tolerantnější k „asociálnímu jednání“ (index 2). Nejvýraznější rozdíly by pak měly existovat mezi městem a odlehlým venkovem. Vztah mezi oběma postojovými závisle proměnnými a hlavní nezávisle proměnnou

⁵ Jedná se o dojezdový čas osobním automobilem po optimální trase v rámci hranic regionu (okresu, kraje). Import do dat EVS byl možný díky informacím o domovské obci respondenta, která byla převedena na číselný kód dle číselníku obcí (CISOB). Informace o domovské obci není od roku 2017 veřejně přístupná – spojování dat tedy probíhalo ve spolupráci s týmem výzkumníků kolem EVS tak, aby nedošlo k porušení ochrany soukromí. Údaj o dojezdovém čase pochází z dřívějšího projektu prvního autora textu Pavla Pospěcha.

v rámci analýzy kontrolujeme pro vybrané individuální charakteristiky a charakteristiky (populací) obcí, které by tento vztah mohly vysvětlit⁶. Asociaci mezi typem obce a postoji k „liberální morálce“ a k „asociálnímu jednání“ analyzujeme pomocí OLS regrese. V obou případech odhadujeme čtyři modely. Model 1 obsahuje jen závislou a hlavní nezávislou proměnnou (kategorizovaný typ obce). Model 2 přidává základní sadu charakteristik respondenta (pohlaví, věk, vzdělání, ekonomická aktivita, rodinný stav, náboženské vyznání). Modely 3 a 4 pak obsahují kontrolní proměnné vztahující se k charakteristice obce nebo jejích obyvatel. Model 3 kontroluje pro podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním. Různé zastoupení vzdělanostních skupin je jedním z hlavních vysvětlujících faktorů hodnotových rozdílů mezi městem a venkovem, a proto jej přidáváme samostatně. Model 4 přidává poslední sadu kontextuálních proměnných: podíl obyvatel hlásících se k nějakému náboženskému vyznání, podíl obyvatel ve věku 65+, podíl nezaměstnaných, migrační saldo a region.

Výsledky kvantitativní analýzy

Výsledky popisné analýzy, tedy průměrnou hodnotu obou sumárních indexů dle typu obce, shrnuje Tabulka 1. Ta do určité míry potvrzuje naše vstupní očekávání zmíněná výše. Co se týče indexu „morálky“, obyvatelé obcí nad 5000 obyvatel byli v průměru méně konzervativní (5,7) než obyvatelé obcí do 5000 obyvatel. Odlehlost hrála roli jen v kontextu dojezdu do krajského města; u dojezdu do města okresního byly průměry pro respondenty z blízkých a odlehlých obcí totožné (5,1). Průměrná hodnota indexu „asociálního jednání“ byla pro všechny kategorie obcí více vyrovnaná, pravděpodobně proto, že v obecné rovině byly vybrané typy jednání pro respondenty jen velice málo ospravedlnitelné (průměr 2,2). Nejvyšší průměr (2,4) nalézáme – navzdory očekáváním – mezi obyvateli blízkého venkova; obyvatelé odlehlých obcí se blíží obyvatelům měst, zejména pokud se jedná o odlehlost od krajského města.

⁶ Charakteristiky respondentů jsou základní znaky: pohlaví (1 = muž, 0 = žena), věk (v rozpětí 18–97 let), vzdělání (kategorizováno, 1 = ZŠ, 2 = SŠ bez maturity, 3 = SŠ s maturitou, 4 = VŠ, VOŠ), ekonomická aktivita (1 = ekonomicky aktivní, 0 = ekonomicky neaktivní), zjednodušený rodinný stav (1 = ženatý/vdaná, 0 = ostatní) a náboženské vyznání (1 = ano, 0 = ne). Zvolené charakteristiky obcí a jejich obyvatel jsou opět výběrem základních popisných znaků: region (1 = Morava, 0 = Čechy), podíl obyvatel hlásících se k nějakému náboženskému vyznání (dle Sčítání lidu, domů a bytů [SLDB] 2011), podíl obyvatel ve věku 65+, podíl nezaměstnaných a migrační saldo. Údaje pro tyto tři naposled zmíněné proměnné byly čerpány z dat, která ČSÚ zveřejňuje pro potřeby místních akčních skupin (MAS). Ve všech třech případech se jedná o pětiletý průměr (2013–2017), který používáme, abychom se vyhnuli zkreslení danému případnou meziroční fluktuací některého z ukazatelů. Pro obce, které vznikly teprve během tohoto pětiletého období, používáme průměr za dobu samostatné existence. Kontrolujeme také pro podíl vysokoškoláků. Údaj pochází ze SLDB 2011. (Vzhledem k tomu, že data EVS byla sbírána v roce 2017, nepoužíváme nová data SLDB 2021.) V obcích nad 5000 obyvatel byl podíl vysokoškoláků 14 %, ve venkovských obcích v blízkosti centra 9 %, v obcích odlehlých 7 %.

Tabulka 1. Průměrná hodnota (a směrodatná odchylka) použitých sumárních indexů dle typu obce. Evropský výzkum hodnot 2017, N = 1665

	Index 1 „lib. morálka“	Index 2 „asoc. jednání“
Celý soubor	5,5 (2,2)	2,2 (1,6)
Dojezd do okresního města		
Obec 5000+	5,7 (2,2)	2,2 (1,6)
Obec <5000, blízka	5,1 (2,1)	2,4 (1,8)
Obec <5000, odlehlá	5,1 (2,3)	2,0 (1,4)
Dojezd do krajského města		
Obec 5000+	5,7 (2,2)	2,2 (1,6)
Obec <5000, blízka	5,3 (2,1)	2,4 (1,7)
Obec <5000, odlehlá	4,9 (2,2)	2,1 (1,5)

Zdroj: EVS 2017.

Otázkou provázející takovéto deskripce samozřejmě je, zdali zjištěné rozdíly pouze neodrážejí rozdíly ve složení obyvatelstva městských a venkovských obcí, např. věkové, vzdělanostní nebo příjmové. Možné zdroje rozdílů v postojích mapuje multivariační část analýzy s pomocí výše popsaných kontrolních proměnných. Výsledky odhadnutých modelů shrnuje Tabulka 2. V zájmu stručnosti prezentujeme vždy jen odhadnuté koeficienty pro typ obce (obce 5000+ jsou v pozici referenční kategorie; prezentace výsledků cf. Luca et al., 2022) a sledujeme jejich změnu po přidání charakteristik jedinců (M2) a charakteristik obyvatel/obce (M3, M4). Modely v úplnosti jsou k dispozici v příloze na konci tohoto textu (Tabulky A1 a A2).

Výsledky pro první index ukazuje levá strana Tabulky 2. Model 1 reflektuje stav, který byl patrný již z popisné Tabulky 1: obyvatelé obou typů venkovských obcí skórovali na desetibodové škále v průměru více než o půl bodu níže. Jinými slovy byli ve svých postojích k šesti vybraným položkám „liberální morálky“ v průměru konzervativnější než obyvatelé obcí 5000+. S kontrolou pro individuální charakteristiky (M2) došlo ke zmenšení koeficientů pro oba typy venkovských obcí (výrazněji pro obce odlehlé), oba ale zůstaly statisticky významné. To znamená, že zjištěný rozdíl v postojích nelze (zcela) připsat individuálním charakteristikám, ačkoli věk, rodinný stav, vzdělání a náboženské vyznání byly s morálkou statisticky významně asociovány (Tabulka A1). Výraznou změnu naopak zaznamenáváme s kontrolou pro podíl vysokoškoláků – v Modelu 3 již nelze doložit statisticky významný rozdíl mezi obyvateli odlehlých venkovských sídel a obyvateli obcí 5000+; statistická významnost byla zachována pro koefici-

ent blízkého venkova, ten se ale opět snížil. Po přidání poslední sady kontrol mizí pak i rozdíl mezi blízkým venkovem a obcemi 5000+. Z charakteristik obyvatelstva/obce byl s liberální morálkou statisticky významně (kladně) asociován podíl nezaměstnaných a (záporně) region Morava. Dalo by se tedy shrnout, že pozorovaná vyšší míra venkovského konzervatismu byla u odlehlých obcí dána nižším podílem vysokoškoláků a u blízkých obcí nižším podílem nezaměstnaných⁷ a nedostatečným regionálním rozlišením. Výsledky pro kategorizaci dle dojezdu do krajského města jsou dosti podobné (levá dolní část Tabulky 2, Tabulka A2). Obecně lze na základě těchto výsledků konstatovat, že rozdíly v postojích k „liberální morálce“ jsou spíše výsledkem tzv. kompozičního efektu než efektu místa⁸.

Výsledky pro druhý index jsou prezentovány v pravé části Tabulky 2 (a Tabulky A1 v příloze). Z ní je patrné, že situace je v případě „asociálního“ jednání opačná. V Modelu 1 jsou rozdíly mezi městem a venkovem malé a statisticky nejsou odlišné od nuly. S přidáním kontrolních proměnných se zvětšují a nabývají na statistické významnosti. To se nejprve týká jen obyvatel obcí v blízkosti okresního města (Modely 2 a 3), v Modelu 4 už jsou statisticky významné oba koeficienty. Oba jsou přitom kladné, což znamená, že obyvatelé obou typů obcí byli k problémovému jednání o něco tolerantnější (nebo tedy o něco méně netolerantní) než obyvatelé obcí 5000+, obyvatelé „blízkého venkova“ o málo více (0,4 bodu) než obyvatelé venkova odlehlého (0,3 bodu) – což neodpovídá našim vstupním očekáváním. Podobný výsledek generuje i kategorizace dle dojezdu do krajského města, zde je však v modelech M2–M4 statisticky významný jen koeficient pro blízké venkovské obce.

Pro kontrolu tohoto zjištění v závěrečném kroku dělíme referenční kategorii obcí 5000+ na (1) okresní a krajská města a na (2) města neokresní a nekrajská. Opakování analýzy (neukázáno) indikuje, že pozorovaný rozdíl mezi městem a venkovem vzniká právě ve srovnání s neokresními a nekrajskými městy ve velikosti 5000+. Ta měla totiž ze všech našich sídelních kategorií nejnižší průměr indexu „asociálního jednání“ (1,8), tj. obyvatelé těchto obcí byli k problémovému jednání spojenému s financemi nejméně tolerantní. Při tomto detailnějším členění nelze již doložit statisticky významný rozdíl mezi obyvateli venkova (blízkého či odlehlého) a obyvateli okresních a krajských měst (jejichž průměrné skóre bylo 2,4).⁹ Kladné a statisticky významné koeficienty pro index „asociálního jednání“ v Tabulce 2 (M4) jsou tedy poněkud zavádějící – outlierem jsou ve skutečnosti „více zásadoví“ obyvatelé neokresních/nekrajských měst, nikoli obyvatelé obcí venkovských (kteří se nijak neliší od obyvatel okresních a krajských měst).

⁷ Podíl nezaměstnaných v průměru činil v obcích blízkého venkova 5,4 %, v obcích 5000+ 6,4 %.

⁸ Kompoziční efekt vyjadřuje rozdíly ve složení obyvatelstva, zejména vzdělanostního. Platí-li kompoziční efekt, pak příčinou sociálního jevu není venkov samotný nebo „venkovskost“, ale charakteristiky obyvatel, kteří z různých důvodů na venkově žijí.

⁹ Pokud tentýž postup kontroly aplikujeme na index „morálka“, koeficienty zůstávají statisticky nevýznamné. Platí to pro obě dojezdové vzdálenosti.

Tabulka 2. Odhadnuté koeficienty z OLS regrese pro typ obce v modelech M1–M4, kráceno. Evropský výzkum hodnot 2017, N = 1665

	Index „liberální morálka“				Index „asociální jednání“			
	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
Dojezd do okresního města								
Typ obce (5000+ ref.)								
<5000, blízka	–0,599***	–0,558***	–0,366*	–0,230	0,158	0,202*	0,305**	0,404**
<5000, odleh.	–0,656***	–0,350*	–0,125	0,083	–0,166	0,012	0,132	0,262*
Demografie	ne	ano	ano	ano	ne	ano	ano	ano
Podíl VŠ	ne	ne	ano	ano	ne	ne	ano	ano
Kontext	ne	ne	ne	ano	ne	ne	ne	ano
Konstanta	5,715***	6,408***	6,016***	5,205***	2,213***	3,545***	3,337***	2,936***
Dojezd do krajského města								
Typ obce (5000+ ref.)								
<5000, blízka	–0,415**	–0,321*	–0,153	0,042	0,150	0,249*	0,340**	0,471***
<5000, odleh.	–0,848***	–0,611***	–0,388*	–0,200	–0,146	–0,030	0,091	0,188
Demografie	ne	ano	ano	ano	ne	ano	ano	ano
Podíl VŠ	ne	ne	ano	ano	ne	ne	ano	ano
Kontext	ne	ne	ne	ano	ne	ne	ne	ano
Konstanta	5,715***	6,418***	6,050***	4,981***	2,213***	3,541***	3,343***	2,766***

Zdroj: EVS (2017); grafické zpracování dle Luca et al. (2022).

Poznámka: „ano“ a „ne“ indikují, že daný soubor proměnných ne/byl v daném modelu použit. „Demografie“ = individuální charakteristiky (pohlaví, věk, vzdělání, ekonomická aktivita, rodinný stav, náboženské vyznání). „Podíl VŠ“ = podíl vysokoškoláků v obci. „Kontext“ = charakteristiky obce (region, podíl obyvatel hlásících se k nějakému náboženskému vyznání, podíl obyvatel ve věku 65+, podíl nezaměstnaných a migrační saldo).

***p < 0,001; **p < 0,01; *p < 0,05

Na základě všech těchto zjištění můžeme konstatovat, že hodnotové rozdíly mezi městem a venkovem, které nalézáme na deskriptivní úrovni, ne zcela přesně reprezentují skutečný stav; přesněji řečeno, nelze je interpretovat tak, že místo, kde člověk žije, má rozhodující vliv na hodnoty a postoje, které zastává. Jak ukázala naše analýza výše, postoje k „liberální morálce“ se spíše nežli ryze k místu vztahovaly k rozdílům ve složení (charakteristikách) obyvatel mezi městy, blízkým venkovem a venkovem odlehlým. Hlavní vliv přitom mělo složení vzdělanostní – tolerance k vybraným jevům se vzděláním roste, a tudíž v obcích s vyšším podílem lépe vzdělaných obyvatel bude konzervativní postoj k potratům, homosexualitě, prostituci, rozvodu, eutanázii a příležitostnému sexu v průměru méně častý. Vyšší podíl lépe vzdělaných je přitom typický pro obce nad 5000 obyvatel.

U postojů k šizení na daních, přijímání úplatků, neoprávněnému nárokování státní podpory a jízdy na černo byl mechanismus poněkud jiný. Dané typy jednání byly mezi respondenty v průměru velmi málo tolerovány a míra tolerance mezi obyvateli blízkého a odlehlého venkova a obyvateli okresních a krajských měst byla velmi podobná. Pozorovaný statisticky významný rozdíl mezi městem a venkovem se primárně odvíjel od toho, že podskupina obyvatel měst „neokresních a nekrajských“ byla v průměru problematickému finančnímu jednání ještě méně nakloněná než obyvatelé ostatních druhů sídel (nikoli tedy od toho, že by venkované byli tolerantnější k asociálnímu finančnímu jednání). Ačkoli tato naše sonda měla jen omezený rozsah, výsledky naznačují, že v českém kontextu není „hodnotová polarizace“ příliš přesným způsobem rámování odlišností mezi obyvateli měst a venkova.

Zkoumání symbolické hranice: kvalitativní analýza

Kvantitativní data, která máme k dispozici, tezi o existenci hodnotové polarizace města–venkov spíše popírají, než aby ji podpořily. Znamená to, že můžeme tento fenomén označit za nepřítomný? Ne tak docela. Sociální fenomény mohou být „reálné“ i v jiném smyslu, než jaký lze odhalit pomocí analýzy hodnotových orientací a postojů. Odvoláváme se zde ke klasickému principu *Thomasova teoremu*: pokud je nějaký sociální jev vnímán jako reálný, pak se ve svých důsledcích reálným stává. Pokud lidé vnímají hodnotovou polarizaci mezi městy a venkovem jako reálnou, potom můžeme ve společnosti pozorovat důsledky této reálnosti – a to bez ohledu na to, co jsme pomocí sociálněvědních šetření naměřili.

Pro příklad nemusíme chodit daleko: v knize *Sdílejte, než to zakážou*, masově distribuované před volbami v roce 2021 hnutím ANO bývalého premiéra Andreje Babiše, lze nalézt kapitolu s názvem *Jsem venkovan*. Babiš je v ní svým marketingovým týmem vykreslován jako člověk s vřelým vztahem k půdě, který ví, co je tvrdá práce v zemědělství a co všechno se musí stát, než se jídlo dostane na náš stůl. „Někdy mám pocit, a omlouvám se, pokud jsem moc přísnější,“ píše Babišův marketingový tým, „že někteří dnešní mladí už nic z toho nevidí a ani vidět nechtějí. Chtějí jen slyšet, že to, co si objednali v prosklené kavárně v centru města, je bio a z volného chovu. Víc je nezajímá.“ (Babiš, 2021, s. 351) Oproti lidem z pro-

sklených kaváren autor knihy vstává za tmy, i v premiérské funkci sází stromy a jezdí do malých obcí sbírat od místních poznatky zdravého selského rozumu.

Nic z toho samozřejmě nemusí být pravda. Předseda hnutí ANO z venkova nepochází, jeho autorský podíl na knize je minimálně sporný, a ať jeho denní rozvrh vypadá jakkoliv, možnosti, které má, jej řadí k nejvíce privilegovaným osobám v zemi. „Venkovanství“, k němuž se v knize hlásí, je publiku přesto srozumitelné – a s ohledem na fungování kampaní hnutí ANO lze předpokládat, že srozumitelnost Babišova sdělení byla důkladně ověřena marketingovými průzkumy. To, že rozumíme prezentovanému konfliktu mezi hodnotami venkovanů a hodnotami mladých lidí z velkoměstských kaváren, vychází ze *sociálních reprezentací*, které si s tímto konfliktem spojujeme (Halfacree, 1993). Tyto sociální reprezentace jsou navázány na kulturně významné obrazy pastoralismu (Williams, 1975), komunity (Brass, 2013) a antimodernizace (Rösel a Samartzidis, 2018) a společně utváří síť sdílených významů, jejichž reprodukce propůjčují vnímanému konfliktu jeho reálnost a zdánlivou přirozenost. Venkovanství, ke kterému odkazuje Babiš, je skutečným *venkovanstvím bez venkova* v Brubakerově smyslu, tak jak jsme o něm hovořili výše. Hranice, která mezi městy a venkovem takto vzniká, není sociální, nýbrž *symbolická* (Lamont a Molnár, 2002).

Metodologie kvalitativní analýzy

V kvalitativní části analýzy jsme se zaměřili na to, jak je utvářena symbolická hranice mezi lidmi z venkova a lidmi z měst. Na základě výzkumů Bosma a Peerena (2021), Perrotta (2021) a dalších jsme hledali rozdílné sociální reprezentace související s obyvateli měst a venkova. Pro tento účel jsme v mediální databázi NewtonOne shromáždili všechny nedávno publikované texty (zvolili jsme desetileté období 7/2012–7/2022), které odkazují zároveň k obyvatelům měst a venkova¹⁰. Jako zdroje byla vybrána pouze tištěná média a z výsledných více než 3000 článků bylo do analýzy vybráno 200 nejrelevantnějších. Tyto články byly následně kódovány formou otevřeného kódování zaměřeného na hodnoty a atributy spojené s měšťáctvím na jedné straně a venkovanstvím na straně druhé. Následné sdružování kódů do kategorií bylo provedeno s důrazem na klíčové binární opozice, které z dat vyplývají. Identifikace těchto opozic volně epistemologicky vychází z principů strukturální hermeneutiky (Alexander, 2003), zároveň jde o logiku, která induktivně vychází z datového souboru, neboť charakteris-

¹⁰ Pracovali jsme záměrně pouze s tištěnými médii, neboť ačkoliv se jejich podíl na čtenosti dlouhodobě snižuje, jejich dosah je v průměru stále vysoký – zatímco u online médií je dosah rozložen výrazně méně rovnoměrně. Vyhledávání bylo provedeno v rámci všech tištěných médií, celostátních i regionálních. Vyhledávací dotaz zahrnoval základní termíny (měšťák, vesničan) i významově blízké a překrývající se pojmy, včetně pojmů nespisovných a zabarvených (luffák) nebo metonymických (Pražák), které se však v diskurzu užívají jako zástupné pro obyvatele měst. Výběr termínů do dotazu byl proveden na základě úvodního screeningu a série pilotních dotazů s obměňovanými termíny.

tiky, které jsou v mediálním diskurzu připisovány obyvatelům měst a obyvatelům venkova jsou zpravidla protikladné a vymezují tyto dvě skupiny relačním způsobem proti sobě. Na základě tohoto postupu byly identifikovány tři klíčové binární opozice, které mediální diskurz strukturují. Obsahová analýza probíhala s využitím softwaru pro kvalitativní analýzu dat ATLAS.ti.

Výsledky kvalitativní analýzy

Pro analýzu sociálních reprezentací sdílených napříč společnostmi se nejlépe hodí data zachycující předmět těchto reprezentací ve veřejném diskurzu. Analýza mediálního pokrytí „měšťáctví“ a „venkovanství“, kterou jsme provedli se zaměřením na časové období 2012–2022, ukázala, že téma hodnotové polarizace měst a venkova je ve veřejném diskurzu setrvale přítomné napříč mediální scénou: od celostátních periodik, která se věnují politické dimenzi polarizace, po lokální média, která rozdíl mezi obyvateli měst a venkovany užívají k interpretaci konkrétních situací, nebo lifestyleové rubriky, v nichž jsou na různé póly tohoto hodnotového dělení navázány konkrétní praktiky v oblasti spotřeby, komunikace a životního stylu. Na základě otevřeného kódování textů, které se tématům měšťáctví a venkovanství věnují, jsme identifikovali několik klíčových, opakujících se témat a s nimi souvisejících binárních distinkcí, které se k hodnotové polarizaci města a venkova vztahují.

Síla vs. slabost

Mocenská převaha obyvatel měst nad obyvateli venkova je téma, které je dobře zdokumentováno i v zahraniční literatuře (Cramer, 2016 aj.). Mocenská nerovnost je v českém mediálním diskurzu vnímána jako nespravedlivá: vracejícím se tématem je například problematika rozpočtového určení daní, které nahrává velkým městům,¹¹ nebo nerovnost v přístupu k infrastruktuře: Praha a další velká města svým přespolním návštěvníkům stále více ztěžují a zdražují možnosti parkování, kdežto „pražská auta o víkendu ucpávají venkov a parkují bez placení kdekoliv ve volné krajině“¹². Obraz venkovanů utlačovaných agresivní expanzí velkoměstské populace se stále vrací:

Nedůvěra a predsudky tady vždy byly a vždy budou. A není divu. Města a měšťáci se chovají predátorsky, vesnici vykořisťují a do přírody jezdí vyhazovat své odpadky, fyzické i duševní. Živnosti a podnikání na venkově krachují, vesničané musí dojíždět za prací do měst, aby přežili. A města se dál a dál rozpínají do nekonečných skladů a nákupních center.¹³

¹¹ Malé obce živoří, velká města mrhají penězi. *Olomoucký deník*, 4. 11. 2013 (s. 8).

¹² Už jdou. *Reflex*, 6. 8. 2020 (s. 10).

¹³ Život je vždycky na hraně smrti. *Týdeník Rozhlas*, 23. 8. 2021 (s. 12).

Jeden z autorů tuto vnímanou nerovnováhu shrnuje lakonicky: měšťáci požírají u sebe doma, ale vyměřují na venkově¹⁴. V souvislosti s tímto negativním vykreslením jsou obyvatelům měst ve vztahu k venkovu připisovány morální atributy: *bezohlednost* a *arogance*. Lidé z měst vám „pro zábavu na čtyřkolce vjedou bez obav do řepky“¹⁵, ohrožují ostatní rychlou jízdou na drahých kolech, pořádají hlučné večírky, porušují předpisy a vše omlouvají tím, že „potřebují vypustit páru“ po městském shonu¹⁶. Bezohlednost těchto *luffáků* (Machek a Daniel, 2015) je pozorovatelná především v osobním kontaktu, jejím zdrojem je však mocenská nerovnost – ekonomická, sociální či kulturní (srov. Mamonova et al., 2020) –, která sahá nad rámec bezprostředně zažívaných situací. Vnímaná arogance lidí z měst je rovněž prožívána v každodenním kontaktu: „Pražák je pyšný a arogantní, ve většině případů nezištně nikomu nepomůže. Je lhostejný ke všem a všemu, co nepřináší zisk. A velmi pozorný ke všem a všemu, co zisk přináší.“¹⁷ Tyto reprezentace jsou odrazem sentimentů, které v českém prostředí shrnul Illner (2006, s. 59): jejich jádrem je „obraz Pražáka“ jako arogantního a bezohledného člověka, který lidmi z venkova otevřeně nebo skrytě pohrdá. V našich datech se však tento sentiment váže k obyvatelům měst obecně, nejen k obyvatelům Prahy. Toto morální odsouzení lidí z měst implikuje svůj protiklad: hodnoty venkovanství, které zdůrazňují komunitu, solidaritu a vzájemnou výpomoc:

„Místní jsou vstřícní, rádi pomůžou, zrovna nedávno nám vypomohl soused s traktorem. Ale i my jsme ochotni kdykoli pomoci,“ naznačí Pavla žití ve vesnici s pár desítkami čísel popisných, kde si našla nové kamarádky. S mužem se nejen tady, ale i obecně, řídí heslem: Přej a bude ti přáno, dej a bude ti dáno.¹⁸

Solidarita venkovanů je zde postavena do protikladu k soutěživosti a řevnivosti, v níž vynikají lidé z měst, a propůjčuje tak polarizaci města–venkov část její morální dimenze.

Zahálčivost vs. pracovitost

Nedostatek služeb a nižší míra občanské vybavenosti na venkově, jak je popisují Bernard et al. (2016), se odráží v attributech, které jsou lidem z měst a venkova připisovány. V mediálních obrazech lidí z měst se stále znovu objevují témata komfortu a luxusu, který život ve městech skýtá:

Ve městě jste zvyklí na komfort. Autobusy jezdí každých deset minut, doma máte teplo, teplou vodu... A na vesnici? Všechno si musíte obstarat sami. Třeba taková

¹⁴ Už jdou. *Reflex*, 6. 8. 2020 (s. 10).

¹⁵ Za všechno mohou Pražáci. *AGRObase zpravodaj*, 25. 6. 2020 (s. 30).

¹⁶ Jedna letní „luffácká“. *Prostějovský večerník*, 30. 7. 2012 (s. 4).

¹⁷ Pražákům, těm je hej. *Magazín Víkend DNES*, 8. 7. 2017 (s. 4).

¹⁸ Útěk směr venkov. *Instinkt*, 5. 9. 2019 (s. 8).

doprava – nejbližší autobus jezdí až z vedlejší vesnice a jen dvakrát denně. Abych se vůbec někam dostala, musela jsem si udělat řidičák. A to samé platí i u dalších věcí. Chcete teplo? Musíte se naučit zatápět v kamnech. Máte hlad? Vypěstujte si zeleninu.¹⁹

Lidé z velkých měst jsou proti svým venkovským protějškům prezentováni jako zpovynkaní a zhýčkaní. Důvodem je snadná dostupnost služeb včetně hromadné dopravy, díky které měšťáci nejsou závislí na cestách autem.²⁰ Často se také objevuje motiv posunutého denního režimu: zatímco na venkově už se pracuje, ve městech se stále ještě spí. MF Dnes si na toto téma dokonce nechala vypracovat průzkum, podle jehož výsledků polovina obyvatel krajských měst ještě v sedm ráno spí – kdežto na venkově již je většina obyvatel dávno vzhůru.²¹ Oproti představě komfortu ve městech stojí zdůrazňovaná nutnost tvrdě pracovat pro ty, kdo bydlí na venkově: práce je zde náročnější, neodkladnější a konkrétnější. Ve výzkumu Cramer (2016) jeden z venkovských respondentů tento kontrast pojmenoval zhuštěnou zkratkou: jsou lidé, kteří se sprchují, když jdou do práce, a lidé, kteří se sprchují, když z práce přijdou. Vesničan nemá na výběr a „musí se ohánět, aby se uživil“.²² Morální převaha lidí z venkova je vyjádřena skrze to, co si svou prací zaslouží: „Ráno se probudím do osmi stupňů a vím, že se musím nějak zasloužit,“ popisuje obyvatel venkova ranní zatápění²³ a starosta venkovské obce dodává: „Komunita se spojuje a uvědomuje si, že co si uděláme pro sebe, to tu budeme mít. A podle toho se tu žije.“²⁴ Hodnotová odlišnost těch, kdo mohou zahálet, a těch, kdo musí pracovat, se projevuje v oblasti spotřeby: „Jen člověk, který vyrostl na vsi, neřfrňá, když v obchodě nemají jeho oblíbenou šunku od kosti nebo mortadellu.“²⁵

Nereálnost vs. realita

Obě uvedené opozice souvisí s opozicí třetí, která je v datech vyjádřena nejméně explicitně, zato je však všudypřítomná. Jedná se o opozici mezi reálným a nereálným, respektive mezi skutečným a „neskutečným“ životem. V této opozici vystupují venkované jako lidé, kteří rozumí skutečnému životu, mají skutečné problémy a ví, co je skutečná práce. Naopak lidé z měst jsou komfortem městského života od skutečných problémů odcizeni a „skutečnost“ prožívají pouze zprostředkovaně. Problémy obyvatel velkých měst jsou „žabomyší spory“²⁶, a když se

¹⁹ Odešli jsme z města na venkov. *Claudia*, 14. 10. 2014 (s. 10).

²⁰ Ibid. Zmiňované hnutí žlutých vest uvádí závislost na autech jako jednu ze stěžejních nevýhod obyvatel periferií ve vztahu k centřům.

²¹ Pražákům, těm je hej. *Magazín Víkend DNES*, 8. 7. 2017 (s. 4).

²² Když Pražáci zaplaví ves. *Mladá fronta DNES*, 23. 7. 2013 (s. 4).

²³ Sváteční topič. *Reflex*, 3. 2. 2022 (s. 18).

²⁴ Bílá Voda, Horka nad Moravou či Bedihošť. Vesnice mají více obyvatel, u měst čísla klesají. *Prostějovský deník*, 11. 2. 2021 (s. 1).

²⁵ Vesnice versus město aneb Kolipa ty vlastně bereš? *Žena a život*, 6. 3. 2019 (s. 44).

²⁶ Sever na síti. *Šumperský a jesenický deník*, 14. 6. 2018 (s. 2).

tito ocitnou mimo pohodlí svých městských obydlí, tak působí v lepším případě komicky, v horším nebezpečně.

„To snad nemyslíte vážně? Vyvážet komunální odpad jen jednou za 14 dní? To je středověk,“ čertí se někteří Zlíňané, když radnice začala zkoušet projekt střídavého svozu odpadu. V některých lokalitách se už nevyváží mix odpadu každý týden, ale jeden týden komunál, jeden týden bio. (...) „Chtěl bych jen Zlíňany upozornit, že na vesnicích je svoz jednou za 14 dní úplně normálním standardem. Navíc, když si ve správný den nevyvlečete popelnici na určené místo, tak ani to ne. Klidně ji máte plnou měsíc.“²⁷

Tato nekompetence obyvatel velkých měst spolu s jejich relativní ekonomickou a politickou mocí dohromady vytváří téma, které s oblibou vytěžují populistické strany a hnutí po celém západním světě: metropolitní elity nerozumí tomu, jak vypadá skutečný život obyčejných lidí, a přesto do něj svými mocenskými zásahy intervenují – někdy ze zlého úmyslu, jindy z neznalosti, pokaždé však špatně (Pospěch, 2021). Neznalost skutečného života vede také k nerealistickým očekáváním, a ta se projevují v každodenních nedorozuměních mezi obyvateli vesnic a „luftáky“, kteří si „v zemědělské krajině postavili bungalovy a nyní jim vadí vůně hnoje, prach kombajnu ve sklizni atd.“²⁸. Kritérium, které odlišuje *skutečné* od *neskutečného*, není v žádném z analyzovaných textů explicitně stanoveno, je však zřejmé, že autoři očekávají, že publikum bude tuto distinkci schopno implicitně rozeznat: *skutečné* je zde zpravidla to, co je zakoušeno přímo, bez zprostředkování, co je pociťováno fyzicky (hlad, bolest, vyčerpání), a ne duševně (trauma, osobní obtíže) a co nachází svou oporu v minulosti. S přihlédnutím k Fulkersonově a Thomasově (2019) konceptu *urbanormativity*, který stanovuje, že města se stala životně závislými na „primárním produkčním okruhu“ venkova, zde můžeme rozeznat variantu Hegelovy dialektiky pána a raba: mocenská převaha měst nad venkovem je vykoupena ztrátou kontaktu se *skutečným*; lidé z měst se tak stávají více závislými a při kontaktu se skutečností může být – tak jako v mnoha populárních filmových komediích – odhalena jejich zranitelnost a skutečná slabost. Když Perrotta (2021) ve své analýze popisuje napohled bizarní trumfování se mezi špičkovými italskými politiky o tom, kdo častěji navštěvuje farmy a kdo se lépe vyzná v zemědělství, popisuje tím snahu vyhnout se právě této slabosti. Okázalé marketingové venkovanství Andreje Babiše míří stejným směrem.

To, že se politické špičky k sociálním reprezentacím polarizace mezi městy a venkovem odvolávají a že se do jejich polů stylizují, ukazuje rozšířenost těchto sdílených představ, které se stávají *reálnými ve svých důsledcích*. Politický diskurz a mediální diskurz, jehož data analyzujeme v tomto textu, však tvoří pouze dvě z mnoha vrstev sdílených významů ve společnosti. Například studie Machka a Daniela (2015) analogicky sleduje postavy „lonťáků“ a „luftáků“ v populární kultuře. Autoři ukazují, že populární kultura je – od filmových komedií přes se-

²⁷ Měšťákům se nelíbí, co na venkově znají roky. *Zlínský deník*, 4. 6. 2014 (s. 3).

²⁸ Za všechno mohou Pražáci. *AGRObase zpravodaj*, 25. 6. 2020 (s. 30).

riály z vinařského prostředí až po „šlágrovou“ hudbu – zaplněna stereotypními reprezentacemi rozdílů mezi lidmi z venkova a lidmi z měst a tyto rozdíly jsou publikem přijímány, stvrzovány a reprodukovány, neboť odpovídají představám, které jako společnost sdílíme.

Hluboce zakořeněná dichotomie měst a venkova se na úrovni sociálních reprezentací snadno přimyká k různým novým událostem a konfliktům, které vyžadují interpretaci. Není proto divu, že jsme se s hodnotovou polarizací měst a venkova setkali s příchodem pandemie covidu-19, která podle některých autorů (Weeden et al., 2022) vztahy měšťáků a venkovanů převrátila naruby: zatímco venkované se mohli nadále těšit z možností volného pohybu, kontaktu s přírodou a relativně zdravého prostředí, lidé z měst zůstali uzavřeni ve svých bytech a z jindy atraktivních velkých sídel se s uzavřením obchodů, služeb a volnočasových zařízení staly betonové pouště, v nichž na každém kroku mimo domov hrozila nákaza nebo pokuta. Přes tuto změnu podmínek ukazují naše data, že vnímání obyvatel měst a obyvatel venkova se velmi neproměnilo: „luftáci nám seberou vodu a přivezou virus“²⁹, stěžovali si na počátku pandemie obyvatelé malých středočeských obcí na příchozí z měst, kteří „mají pocit, že když nejsou v místě svého trvalého bydliště ve městě, že se mohou chovat jinak“³⁰. Zatímco nedodržování opatření souvisejících s pandemií je u lidí z měst interpretováno v souladu se sociálními reprezentacemi bezohlednosti a arogance³¹, tytéž prohřešky v podání obyvatel venkova, kteří se „navštěvují na zahradách, zvou si k sobě kadeřnice, přebíhají vesnici bez roušky, protože jdou přece jen kousek k tetě“³², jsou prezentovány jako součást tradičního života na vesnici, který pandemie nezměnila a ani nezmění, neboť je příliš *reálný*:

Roušky na vsích nenosí téměř nikdo, větší společenské akce se odsunuly, ale promořovací mejdany ve sklípčích, obývacích a kuchyňských chalup u roztopených kamen jedou naplno. K rekreantům z měst pojali místní během podzimní vlny také odlišný vztah. Nejlépe by se dal definovat slovy „pobavená blahosklonnost“.³³

Termín „pobavená blahosklonnost“ dobře vystihuje pohled, kterým se selský rozum, připisovaný venkovanům, dívá na každé nové bláznění lidí z města: ať jsou to procházky po lese s GPS v ruce, cyklistické dresy na projížďce po vesnici nebo nošení roušek na cestě k popelnici. Je to pohled pevného a skutečného na vratké a nereálné.

²⁹ Venkov se nejdřív nákazy děsil, teď ji ignoruje. *Reflex*, 5. 11. 2020 (s. 8).

³⁰ Ibid.

³¹ Stejný problém: bezohlednost. *Jičínský týden*, 25. 3. 2020 (s. 2).

³² Velikonoce otestují vztah venkova a měst. *Lidové noviny*, 9. 4. 2020 (s. 1).

³³ Venkov se nejdřív nákazy děsil, teď ji ignoruje. *Reflex*, 5. 11. 2020 (s. 8).

Závěr

Otázka, zda v České republice existuje hodnotová polarizace města–venkov, se rozvětvila a při jejím zodpovídání jsme museli sáhnout k několika různým metodám analýzy a interpretace dat. Jiná možnost nebyla: klíčové slovo „existuje“ má různé významy a my se musíme ptát, *jaké formy* tato polarizace nabývá a v jaké formě se projevuje jako sociální fakt. Odpověď, kterou nabízíme, pracuje s konceptem sociálních a symbolických hranic (Lamont a Molnár, 2002): hranice mezi lidmi z měst a lidmi z venkova je jako *sociální hranice* v podstatě neprokazatelná. Rozdíly, které jsme byli schopni naměřit mezi těmito dvěma skupinami obyvatel – ať pomocí analýzy dat z velkých výběrových šetření, nebo dat o hodnotových preferencích – jsou veskrze minimální. Na českých datech se tudíž nepotvrzují zjištění naměřená ve studiích ze zahraničí (de Dominicis et al., 2020). Lze předpokládat, že mezi faktory, které zde hrají roli, patří relativně hustá síť měst v České republice (Perlín et al., 2010) a s ní související vysoká míra dojížděky, které pomáhají umazat rozdíly mezi městy a venkovem.

Zatímco sociální hranice je v podstatě nepozorovatelná, význam symbolické hranice mezi městy a venkovem je, jak ukazují analýzy veřejných diskurzů, nepřehlédnutelný. To je základní paradox hodnotové polarizace měst a venkova v ČR: napětí mezi slabou sociální hranicí a silnou hranicí symbolickou. Analýzy jako ta, kterou jsme prezentovali zde, nebo jako text Machka a Daniela (2015) nám ukazují, jak se ze slabé sociální hranice stává silná hranice symbolická: tedy jak se z *měšťáctví* a *venkovanství* stávají pojmy, které různí aktéři naplňují různými významy a skrze akcentování opozice mezi těmito dvěma pojmy reprodukují sociální reprezentace s nimi spjaté. Otázka *jak* se však v diskusi nevyhnutelně překlápá v otázku *proč*: proč na sebe právě hranice mezi městy a venkovem přitahuje konfliktní významy a společensky relevantní témata? Existuje přece řada dalších způsobů, jak dělit společnost do protilehlých skupin, proč je tedy právě polarizace měst a venkova tak oblíbeným politickým a mediálním tématem, které je nám všem tak dobře srozumitelné?

Odpověď na tuto otázku leží mimo možnosti zde prezentované analýzy, v tomto bodě se však můžeme odkázat k literatuře, která by nás při hledání odpovědi mohla vést. Na prvním místě jde o již vzpomínanou klasickou práci Williamse (1975), z níž plyne, že obrazy venkova a venkovskosti jsou ideologické nástroje. Venkov vůči globalizované městské společnosti zastává roli *druhého* (*Other*), neboť se mu snadno připisují ideologické reprezentace, které urbánní společnost o *druhém* produkuje. Jaké reprezentace to jsou? Na jedné straně jde o reprezentace zaostalosti a tribality (*Leaden Echo* dle Williamse): když média píší o lidech z venkova, kteří volí protestní strany, aktivují tím pocit ohrožení, podle nějž *ti druzí*, nevzdělaní a zaostalí, svou neuváženou volbou ohrožují demokratický systém v zemi. Jak uvádí Žižek (2006, s. 555), základní fantazií populismu je představa o ohrožení zvnějšku: nikdy to nejsme my sami, kdo je nebezpečný. Nebezpečí se vždy skrývá ve vnějším druhém, kterého je třeba zastavit, omezit a vyloučit. Nebezpečí spojené se zaostalostí venkova a periferie je artikulováno

nejenom v politickém diskurzu, ale i v populární kultuře skrze žánry jako *backwood horror* (Hayden, 2016) a podobné.

Na druhé straně stojí ideologické reprezentace venkova jako čistého a dobrého (*Golden Echo*). Tyto reprezentace se aktivují, když maďarský premiér Orbán vykresluje venkovany jako „pravé Maďary“, ale také když se u televize bavíme nad komedii o nemotorných měšťácích, kteří si vyrazili na venkov. V obou případech nám reprezentace venkova sugerují dojem, že existuje čistý, nezkažený, neodcizený svět, do kterého stačí vkročit. Stačí na chvíli odložit telefon, odpojit se z neustálého online režimu a zadívat se na pole a na mraky, které nad nimi plují. Je to představa ideologická, stejně jako iluzorní: práce z oblasti politické ekonomie sídel (Fulkerson a Thomas, 2019) nebo Brennerův koncept *planetární urbanizace* (Brenner a Schmid, 2014) nám ukazují, že moc „městské“ kapitalistické a globální společnosti již dávno protéká i do nejzazších kapilár periferního venkova. Přesto se reprezentace čistého a autentického venkova stále reprodukuje – neboť odpovídají na ideologickou potřebu *druhého*, kterou v sobě pozdně moderní kapitalistická společnost vytváří.

Tím se vracíme k odpovědi na otázku, která stojí v záhlaví tohoto textu: existuje v České republice hodnotová polarizace měst a venkova? Jednoduchá odpověď zní: jako sociální hranice ne. O něco složitější odpověď říká, že polarizace měst a venkova existuje jako symbolická hranice s výraznými přesahy do politické sféry – a s hmatatelnými důsledky. Na základě těchto zjištění navrhuje, že existence a význam této symbolické hranice jsou odpovědí na funkcionální potřeby pozdně moderní společnosti.

PAVEL POSPĚCH je docentem na katedře sociologie Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity. Odborně se zaměřuje na výzkum v oblasti sociální změny, sociologie venkova a kulturní sociologie. Je autorem knihy *Neznámá společnost* (Host, 2021) a členem Center for Cultural Sociology na Yaleově univerzitě.

ORCID: 0000-0002-4048-683X

BARBORA HUBATKOVÁ je socioložka a výzkumnice působící na katedře sociologie Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se škálou témat vč. rodiny a partnerství, stárnutí, venkova a metodologie dotazníkových šetření. V současnosti působí také jako výkonná redaktorka časopisu Sociální studia / Social studies.

ORCID: 0000-0002-1127-3755

ONDŘEJ KLÍMA je sociolog a výzkumník působící na katedře sociologie Fakulty sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně. Zabývá se primárně studiem videoher a jejich dopadů na naši společnost skrze perspektivu kulturní sociologie a civilní sféry. V současnosti pracuje na výzkumu polarizace města a venkova a také na novém konceptu „herní sféry“.

ORCID: 0000-0003-2814-7285

Literatura

- Alexander, J. C. (2003). *The meanings of social life: A cultural sociology*. Oxford University Press.
- Alexander, J. C. (2010). *The performance of politics: Obama's victory and the democratic struggle for power*. Oxford University Press.
- Ashwood, L. (2018). Rural conservatism or anarchism? The pro-state, stateless, and anti-state positions. *Rural Sociology*, 83(4), 717–748. <https://doi.org/10.1111/ruso.12226>
- Babiš, A. (2021). *Sdílejte, než to zakážou!* Ano 2011.
- Beckett, A. (2016). From Trump to Brexit, power has leaked from cities to the countryside. *The Guardian*. <https://www.theguardian.com/commentisfree/2016/dec/12/trump-brexit-cities-countryside-rural-voters>
- Beecham, R., Williams, N. a Comber, A. (2020). Regionally-structured explanations behind area-level populism: An update to recent ecological analyses. *PLOS ONE*, 15(3), e0229974. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0229974>
- Bernard, J., Decker, A. Mikešová, R. a Vojtíšková, K. (2016). Living and dealing with limited opportunities: Social disadvantage and coping strategies in rural peripheries. *Sociální studia*, 13(2), Article 2. <https://doi.org/10.5817/SOC2016-2-29>
- Bernard, J. a Šimon, M. (2017). Inner peripheries in the Czech Republic: The multidimensional nature of social exclusion in rural areas. *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 53(1), 3–28. <https://doi.org/10.13060/00380288.2017.53.1.299>
- Bor, J. (2017). Diverging life expectancies and voting patterns in the 2016 US presidential election. *American Journal of Public Health*, 107(10), 1560–1562. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2017.303945>
- Borras, S. M., jr. (2018). *Understanding and subverting contemporary right-wing populism*. ERPI 2018 International Conference : Authoritarian Populism and the Rural World, The Hague. <http://hdl.handle.net/1765/114878>
- Bosma, A. a Peeren, E. (2021). #Proudofthefarmer: Authenticity, populism and rural masculinity in the 2019 Dutch farmers' protests. In P. Pospěch, E. Magnus Fuglestad a E. Figueiredo (ed.), *Politics and policies of rural authenticity* (s. 113–128). Routledge.
- Bourdin, S. a Torre, A. (2022). Geography of contestation: A study on the Yellow Vest movement and the rise of populism in France. *Journal of Regional Science*, 1–22. <https://doi.org/10.1111/jors.12620>
- Brass, D. T. (2013). *Peasants, populism and postmodernism: The return of the agrarian myth*. Routledge.
- Brenner, N. a Schmid, C. (2014). Planetary urbanization. In N. J. Brenner (ed.), *Implosions/explosions: Towards a study of planetary urbanization* (s. 160–163). JOVIS.
- Brubaker, R. (2006). *Ethnicity without groups* (new edition). Harvard University Press.
- Cramer, K. J. (2016). *The politics of resentment: Rural consciousness in Wisconsin and the rise of Scott Walker*. University of Chicago Press. <https://press.uchicago.edu/ucp/books/book/chicago/P/bo22879533.html>
- de Dominicis, L., Dijkstra, L. a Pontarollo, N. (2020). *The urban-rural divide in anti-EU vote: Social, demographic and economic factors affecting the vote for parties opposed to European integration*. Directorate-General for Regional and Urban Policy. https://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/work/2020_05_discontent_en.pdf
- Dijkstra, L., Poelman, H. a Rodríguez-Pose, A. (2020). The geography of EU discontent. *Regional Studies*, 54(6), 737–753. <https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1654603>
- Dvořák, T., Zouhar, J. a Treib, O. (2022). Regional peripheralization as contextual source of populist attitudes in Germany and Czech Republic. *Political Studies*, 72(1), 112–133. <https://doi.org/10.1177/00323217221091981>
- Eurofound. (2023). *Bridging the rural–urban divide: Addressing inequalities and empowering communities*. Publications Office of the European Union.

- Flø, B. E. (2021). The feeling of being robbed. In P. Pospěch, E. Magnus Fuglestad a E. Figueiredo (ed.), *Politics and policies of rural authenticity* (s. 94–109). Routledge.
- Förtner, M., Belina, B. a Naumann, M. (2021). The revenge of the village? The geography of right-wing populist electoral success, anti-politics, and austerity in Germany. *Environment and Planning C: Politics and Space*, 39(3), 574–596.
<https://doi.org/10.1177/2399654420951803>
- Fulkerson, G. M. a Thomas, A. R. (2019). *Urbanormativity: Reality, representation, and everyday life*. Lexington Books.
- Hajdu, A. a Mamonova, N. (2020). Prospects of agrarian populism and food sovereignty movement in post-socialist Romania. *Sociologia Ruralis*, 60(4), 880–904.
<https://doi.org/10.1111/soru.12301>
- Halfacree, K. H. (1993). Locality and social representation: Space, discourse and alternative definitions of the rural. *Journal of Rural Studies*, 9(1), 23–37.
[https://doi.org/10.1016/0743-0167\(93\)90003-3](https://doi.org/10.1016/0743-0167(93)90003-3)
- Hayden, K. (2016). Inbred horror revisited: The fear of the rural in twenty-first century backwoods horror films. *Reimagining Rural: Urbanormative Portrayals of Rural Life*, 59–72.
- Hochschild, A. R. (2018). *Strangers in their own land: Anger and mourning on the American right* (first trade paper edition). The New Press.
- Illner, M. (2006). Pragocentrismus – fikce a/nebo realita? In J. Balon a M. Tuček (ed.), *Chaos a řád ve společnosti a v sociologii: Sborník textů k životnímu jubileu prof. Miloslava Petruska* (s. 56–62). Fakulta sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze.
- Jehlička, P. a Smith, J. (2012). Sustainability and the ‘urban peasant’: Rethinking the cultural politics of food self-provisioning in the Czech Republic. In P. Zahradka (ed.), *New perspectives on consumer culture theory and research* (s. 78–96). Cambridge Scholars Publishing.
- Jennings, W., a Stoker, G. (2016). The Bifurcation of Politics: Two Englands. *The Political Quarterly*, 87(3), 372–382. <https://doi.org/10.1111/1467-923X.12228>
- Johannsen, L. (2003). The foundations of the state: Emerging urban–rural cleavages in transitions countries. *Communist and Post-Communist Studies*, 36(3), 291–309.
- Jones, O. (1995). Lay discourses of the rural: Developments and implications for rural studies. *Journal of Rural Studies*, 11(1), 35–49.
[https://doi.org/10.1016/0743-0167\(94\)00057-G](https://doi.org/10.1016/0743-0167(94)00057-G)
- Kenny, M. a Luca, D. (2021). The urban-rural polarisation of political disenchantment: An investigation of social and political attitudes in 30 European countries. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 14(3), 565–582.
<https://doi.org/10.1093/cjres/rsab012>
- Kevický, D. (2022). Where is the populist radical right successful? Spatial analysis of populist radical right parties in Slovakia and Czechia. *Eurasian Geography and Economics*, 1–22. <https://doi.org/10.1080/15387216.2022.2151485>
- Lamont, M. a Molnár, V. (2002). The study of boundaries in the social sciences. *Annual Review of Sociology*, 28(1), 167–195.
<https://doi.org/10.1146/annurev.soc.28.110601.141107>
- Luca, D., Terrero-Davila, J., Stein, J. a Lee, N. (2022). *Progressive cities: Urban-rural polarisation of social values and economic development around the world* (Working Paper No. 74). London School of Economics and Political Science.
- Machek, J. a Daniel, O. (2015). Researching the urban/rural opposition in contemporary czech society through online discussions: Lontáci and Luftáci. In J. Machek a M. Fišerová (ed.), *New Mediation, New Pop-Culture?* (s. 70–91). Metropolitan University Prague Press.
- Mamonova, N. a Franquesa, J. (2020). Populism, neoliberalism and agrarian movements in europe. Understanding rural support for right-wing politics and looking for

- progressive solutions. *Sociologia Ruralis*, 60(4), 710–731.
<https://doi.org/10.1111/soru.12291>
- Mamonova, N., Franquesa, J. a Brooks, S. (2020). ‘Actually existing’ right-wing populism in rural Europe: Insights from eastern Germany, Spain, the United Kingdom and Ukraine. *The Journal of Peasant Studies*, 47(7), 1497–1525.
<https://doi.org/10.1080/03066150.2020.1830767>
- Marcinkiewicz, K. (2018). The economy or an urban–rural divide? Explaining spatial patterns of voting behaviour in Poland. *East European Politics and Societies*, 32(4), 693–719. <https://doi.org/10.1177/0888325417739955>
- McCann, P. (2019). Perceptions of regional inequality and the geography of discontent: Insights from the UK. *Regional Studies*, 54(2), 256–267.
<https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1619928>
- Mitsch, F., Lee, N. a Ralph Morrow, E. (2021). Faith no more? The divergence of political trust between urban and rural Europe. *Political Geography*, 89, 102426. <https://doi.org/10.1016/j.polgeo.2021.102426>
- Monnat, S. M. a Brown, D. L. (2017). More than a rural revolt: Landscapes of despair and the 2016 presidential election. *Journal of Rural Studies*, 55, 227–236.
<https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2017.08.010>
- Perlín, R., Kučerová, S. a Kučera, Z. (2010). Typologie venkovského prostoru Česka. *Geografie*, 115(2), 161–187.
- Perrotta, D. (2021). The Minister’s tears and the strike of the invisible: The political debate on the “regularisation” of undocumented migrant farm labourers during the Covid-19 health crisis in Italy. In P. Pospěch, E. Magnus Fuglestad a E. Figueiredo (ed.), *Politics and policies of rural authenticity* (s. 60–76). Routledge.
- Petr, O. (2015). *Regionální diferenciace demografického vývoje venkovských oblastí ČR* [Disertační práce, Masarykova Univerzita, Ekonomicko-správní fakulta].
https://is.muni.cz/th/li3d8/Disertace_Petr.pdf
- Pospěch, P. (2021). The locals and the elites: Discourses on the Roma and the roots of populism. *Ethnic and Racial Studies*, 44(11), 2034–2051.
<https://doi.org/10.1080/01419870.2020.1798484>
- Pospěch, P., Špěšná, D. a Delín, M. (2015). *Vynalézání venkova v ČR po roce 1989*. Centrum pro studium demokracie a kultury.
- Rodríguez-Pose, A. (2020). The rise of populism and the revenge of the places that don’t matter. *LSE Public Policy Review*, 1(1), Article 1. <https://doi.org/10.31389/lseppr.4>
- Rokkan, S. (1999). *State formation, nation-building, and mass politics in Europe* (ed. P. Flora, S. Kuhnle a D. Urwin). Clarendon Press.
- Rösel, F. a Samartzidis, L. (2018). Wert- statt Geldmangel: AfD triumphiert im Osten dort, wo es an Toleranz und Vertrauen in die Politik fehlt. *ifo Dresden berichtet*, 25(03), 9–13.
- Scoones, I., Edelman, M., Borrás, S. M., Hall, R., Wolford, W. a White, B. (2018). Emancipatory rural politics: Confronting authoritarian populism. *The Journal of Peasant Studies*, 45(1), 1–20. <https://doi.org/10.1080/03066150.2017.1339693>
- Stein, J., Buck, M. a Bjørnå, H. (2021). The centre–periphery dimension and trust in politicians: The case of Norway. *Territory, Politics, Governance*, 9(1), 37–55.
<https://doi.org/10.1080/21622671.2019.1624191>
- Vaishar, A., Štašná, M. a Zapletalová, J. (2022). Small industrial towns in Moravia: A comparison of the production and post-productive eras. *European Planning Studies*, 31(8), 1776–1796. <https://doi.org/10.1080/09654313.2022.2110377>
- Vidovičová, L., Petrová Kafková, M., Hubatková, B. a Galčanová Batista, L. (2018). *Stárnutí na venkově: Podoby aktivního stárnutí a kvalita života v rurálních oblastech*. Sociologické nakladatelství (SLON).
- Vik, J., Fuglestad, E. M. a Øversveen, E. (2022). Centre-periphery conflicts and alienation

- in a resource-based economy. *Norsk Geografisk Tidsskrift – Norwegian Journal of Geography*, 76(4), 197–208. <https://doi.org/10.1080/00291951.2022.2111270>
- Weeden, S. A., Hardy, J. a Foster, K. (2022). Urban flight and rural rights in a pandemic: Exploring narratives of place, displacement, and 'the right to be rural' in the context of COVID-19. *Annals of the American Association of Geographers*, 112(3), 732–741. <https://doi.org/10.1080/24694452.2021.2003179>
- Williams, R. (1975). *The country and the city*. Oxford University Press.
- Woods, M. (2021). Revisiting the politics of the rural and the Brexit vote. In P. Pospěch, E. Magnus Fuglestad a E. Figueiredo (ed.), *Politics and policies of rural authenticity* (s. 27–41). Routledge.
- Wuthnow, R. (2019). *The left behind: Decline and rage in small-town America* (2. vyd.). Princeton University Press.
- Zahl-Thanem, A. a Haugen, M. S. (2019). Attitudes toward immigrants in rural Norway. A rural-urban comparison. *Sociologia Ruralis*, 59(4), 685–700. <https://doi.org/10.1111/soru.12251>
- Zumbrunn, A. a Freitag, M. (2023). The geography of autocracy. Regime preferences along the rural-urban divide in 32 countries. *Democratization*, 30(4), 616–634. <https://doi.org/10.1080/13510347.2023.2171995>
- Žižek, S. (2006). Against the populist temptation. *Critical Inquiry*, 32(3), 551–574. <https://doi.org/10.1086/505378>

Příloha

Tabulka A1. Odhadnuté koeficienty z OLS regrese vztahu mezi typem sídla a postoji k „liberální morálce“ (index 1) a „asociálnímu jednání“ (index 2). Typologie venkovských obcí dle dojezdu do okresního města. European Values Study, N = 1665

Model	Index 1 („liberální morálka“)				Index 2 („asociální jednání“)			
	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
Typ obce (> 5000 je ref. kat.)								
<5000, blízká	-0,599***	-0,558***	-0,366*	-0,230	0,158	0,202*	0,305**	0,404**
<5000, odlehlá	-0,656***	-0,350*	-0,125	0,083	-0,166	0,012	0,132	0,262*
Pohlaví – muž		0,136	0,138	0,152		0,228**	0,229**	0,233**
Věk		-0,018***	-0,018***	-0,019***		-0,024***	-0,025***	-0,025***
Rod. stav – ženatý, vdaná		-0,411***	-0,419***	-0,413***		-0,329***	-0,333***	-0,33***
Vzdělání (ZŠ je ref. kat.)								
SŠ bez maturity		0,258	0,243	0,236		0,135	0,127	0,144
SŠ s maturitou		0,604**	0,539**	0,537**		-0,025	-0,060	-0,047
VOŠ, VŠ		0,805***	0,691**	0,721**		-0,073	-0,134	-0,109
Ekonomicky aktivní		0,193	0,163	0,174		-0,017	-0,033	-0,037
S nábož. vyznáním		-0,876***	-0,878***	-0,778***		-0,188*	-0,190*	-0,146†
Podíl vysokoškoláků			0,033**	0,046***			0,017*	0,028**
Podíl obyvatel 65+				0,020				-0,001
Migrační saldo				0,012				0,008
Podíl nezaměstnaných				0,089**				0,062**
Region – Morava				-0,491**				-0,040
Podíl věřících				-0,010				-0,007

Poznámka: ***p < 0,001; **p < 0,01; *p < 0,05; †p < 0,1.

Tabulka A2. Odhadnuté koeficienty z OLS regrese vztahu mezi typem sídla a postoji k „liberální morálce“ (index 1) a „asociálnímu jednání“ (index 2). Typologie venkovských obcí dle dojezdu do krajského města. European Values Study, N = 1665

Model	Index 1 („liberální morálka“)				Index 2 („asociální jednání“)			
	M1	M2	M3	M4	M1	M2	M3	M4
Typ obce (> 5000 je ref. kat.)								
<5000, blízká	-0,415**	-0,321*	-0,153	0,042	0,150	0,249*	0,340**	0,471***
<5000, odlehlá	-0,848***	-0,611***	-0,388*	-0,200	-0,146	-0,030	0,091	0,188
Pohlaví – muž		0,139	0,139	0,151		0,238**	0,238**	0,242**
Věk		-0,018***	-0,018***	-0,019***		-0,025***	-0,025***	-0,025***
Rod. stav – ženatý, vdaná		-0,400***	-0,408***	-0,400***		-0,329***	-0,333***	-0,334***
Vzdělání (ZŠ je ref. kat.)								
SŠ bez maturity		0,253	0,238	0,231		0,142	0,133	0,152
SŠ s maturitou		0,593**	0,531**	0,529**		-0,019	-0,052	-0,040
VOŠ, VŠ		0,786***	0,677**	0,702**		-0,062	-0,121	-0,097
Ekonomicky aktivní		0,182	0,154	0,164		-0,016	-0,031	-0,036
S nábož. vyznáním		-0,859***	-0,864***	-0,773***		-0,176*	-0,179*	-0,140
Podíl vysokoškoláků			0,031**	0,046***			0,017*	0,027**
Podíl obyvatel 65+				0,027				0,002
Migrační saldo				0,010				0,009
Podíl nezaměstnaných				0,096***				0,070***
Region – Morava				-0,529**				-0,082
Podíl věřících				-0,006				-0,003
Konstanta	5,715***	6,418***	6,050***	4,981***	2,213***	3,541***	3,343***	2,766***

Poznámka: ***p < 0,001; **p < 0,01; *p < 0,05; †p < 0,1.

Možnosti, problémy a odporúčania pri meraní zhody medzi posudzovateľmi – deskriptívny prístup

LUCIA KOČIŠOVÁ*

Ústav experimentálnej psychológie, Slovenská akadémia vied, Bratislava

Options, Problems and Guidelines for Measuring Interrater Agreement – a Descriptive Approach

Abstract: Interrater agreement is one way to establish reliability (and also validity) in social science research. The traditionally preferred method of measuring interrater agreement is the descriptive approach owing to its simplicity. This approach is also associated with a number of different agreement indices, which makes it difficult to select the right index. This article summarises theoretical definition on the prevailing approach used to measure interrater agreement (in both quantitative and qualitative research). From a practical point of view, the article focuses on the possibilities of measuring agreement by using percent agreement, the kappa coefficient, and the AC_1 coefficient. A more detailed description of the indices explains how to define, calculate, and interpret them and the problems associated with their use. The indices are then discussed in comparison. Although underestimated and criticised, percent agreement may be a good indicator of interrater agreement. Several paradoxes accompany the use of the kappa coefficient, which is only possible under certain conditions. The appropriate alternative to it is the AC_1 coefficient. The article concludes with a summary of recommendations for improving the quantification of interrater agreement.

Keywords: interrater agreement, agreement index, percent agreement, kappa coefficient, AC_1 coefficient

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2025, Vol. 61, No. 3: 277–300

Uverejnené online: 6. júna 2024, <https://doi.org/10.13060/csr.2024.007>

Úvod

Reliabilita merania je jednou zo základných charakteristík merania v kvantitatívnom sociálnovednom výskume. Dôkazy o reliabilite (spolu s dôkazmi o validite) sú predpokladom na zabezpečenie kvality meracieho nástroja, čo odkazuje na dôležitosť tejto témy v akomkoľvek výskume. Naše meranie môže byť skreslené rôznymi chybami, mieru ktorých sa snažíme zistiť. Kým validita je o chybách

* Všetku korešpondenciu posielajte na adresu: Lucia Kočišová, Ústav experimentálnej psychológie, Centrum spoločenských a psychologických vied, Slovenská akadémia vied, Dúbravská cesta 9, 841 04 Bratislava, Slovenská republika, e-mail: lucia.kocisova@savba.sk.

konštantných, reliabilita sa týka náhodných chýb merania a meranie považujeme za reliabilné, ak je miera náhodných chýb čo najnižšia¹.

Náhodnou chybou môže byť v podstate čokoľvek, keďže ju nevieme predpokladať a v rámci rôznych spôsobov odhadu reliability je aj jej definovanie rôzne. Reliabilita je následne označovaná ako stabilita testu v čase (odhad test-retestom), ako ekvivalencia (odhad paralelnými formami merania), či ako vnútorná konzistencia. Posledným odhadom reliability je použitie viacerých posudzovateľov² (inter-rater reliability), čo sa uplatňuje v procese skórovania, posudzovania či hodnotenia správania, vlastností alebo javov. Zdrojom náhodnej chyby sú posudzovatelia a reliabilita je označovaná ako zhoda medzi posudzovateľmi (inter-rater agreement) a konzistencia posudzovateľov (inter-rater consistency³).

Rozšíreným prístupom k meraniu zhody posudzovateľov je klasický deskriptívny prístup, ktorý zahŕňa všetky koeficienty/testy vhodné pre meranie súhlasu medzi dvomi či viacerými posudzovateľmi. Oproti modelovému prístupu je uprednostňovaný pre jeho jednoduchosť, ktorá podľa Xieho (2013) je však zdanlivá, pretože napriek jednoduchosti dochádza v niektorých prípadoch k nesprávnym postupom vo výpočtoch či k nesprávnej interpretácii uvádzaných hodnôt zhody. Zároveň tu vládne nekonzistentnosť v definovaní, vo vymedzení sa voči konzistencii či v používaných indexoch ako aj nekonzistentnosť v odporúčaniach indexoch zhody.

Cieľom článku je sumarizovať informácie o deskriptívnom prístupe k meraniu zhody medzi posudzovateľmi. V úvode bude pozornosť venovaná teoretickému vymedzeniu zhody medzi posudzovateľmi s dôrazom na odlíšenie od konzistencie posudzovateľov. Následne sa pozornosť zameria na meranie zhody, pričom podrobnejšie budú popísané vybrané tri indexy zhody: *percentuálny súhlas* ako najjednoduchší index zhody, ktorý má aj napriek kritike svoj potenciál, *koeficient kappa* ako najčastejšie používaný index zhody, ktorý však podlieha skresleniam a tie nebývajú vo výskumoch reflektované a nakoniec *koeficient AC₁*,

¹ Tento predpoklad je spájaný s klasickou teóriou testov (classic test theory, CTT), kde skóre merania je sumou pravdivého skóre (true score) a chyby merania (error) a reliabilita je spájaná s relatívnou neprítomnosťou chýb merania, ktoré sú náhodné (pozri napr. Cígler a Šmíra, 2015; Řehák, 1998; Urbánek et al., 2011).

² Slovo posudzovateľ býva v rôznom kontexte nahrádzané iným pomenovaním ako napr. pozorovateľ, hodnotiteľ, tester, kóder, výskumník a pod. (pozri napr. aj Zhao et al., 2022). Aj keď rozdielnosť pojmov nemusí byť nutne kontraproduktívna, pretože konkrétne pomenovanie súvisí s konkrétnou výskumnou situáciou, problémom môže byť orientovanie sa v problematike a ťažkosť pri nachádzaní literatúry, a tak Kottner et al. (2011) navrhujú používať termín *rater*, pretože sa zdá byť vhodným pre charakterizovanie širokého spektra situácií, v ktorých posudzovatelia hodnotia iné osoby alebo objekty.

³ Najčastejšie sa v angličtine stretáme s pojmom inter-rater reliability a inter-rater agreement. Pojem inter-rater consistency je menej častý, ale zdá sa nám vhodnejší pre rozlišovanie medzi meraním konzistencie ako jedného zo spôsobov zisťovania spoľahlivosti posudzovateľov od pojmu spoľahlivosť posudzovateľov, ktorú chápeme ako všeobecnejší pojem zahŕňajúci aj zhodu medzi posudzovateľmi.

ktorý je aktuálne najviac preferovaným indexom zhody. Po deskripcii uvedených indexov zhody bude nasledovať diskusia o porovnaní indexov.

Aj keď článok primárne neprináša zásadné nové informácie, na Slovensku a v Čechách nie sú veľmi rozšírené a tak je jeho poslanie zlepšovať informovanosť výskumníkov o zhode medzi posudzovateľmi.

Vymedzenie zhody medzi posudzovateľmi

Zhoda medzi posudzovateľmi predstavuje jeden zo spôsobov ako je zabezpečovaná reliabilita v prípade použitia dvoch alebo viacerých hodnotiteľov. Ak je posudzovateľ len jeden, potom hovoríme o intra- variante, podľa Gweta (2021) o seba-replikovateľnosti a v prípade ak máme namiesto posudzovateľov dve a viac opakovateľných meraní rozložených v čase, potom ide o replikovateľnosť merania, teda test-retest reliabilitu.

Predstavme si jednoduchý príklad. Dvaja posudzovatelia pozorujú rovnaký objekt. Ich správa o tom čo vidia by sa v ideálnom prípade mala zhodovať. Ak sa líši, predpokladá sa, že sú za to zodpovedné vlastnosti posudzovateľov. Tieto vlastnosti sú teda zdrojom chýb a výsledné hodnotenie je to určitej miery nepresné. Nedostatok rozdielov medzi posudzovateľmi predstavuje mieru spoľahlivosti a naopak, miera rozdielov medzi nimi predstavuje mieru nespoľahlivosti. Kvantifikácia týchto rozdielov sa tak stáva dôležitou súčasťou hodnotenia spoľahlivosti medzi hodnotiteľmi (DeVellis, 2005). Dosiahnuť dokonalú zhodu nie je vždy možné a dokonca ani potrebné. Extrémna nezhoda je štatisticky takmer rovnako neočakávaná ako dokonalá zhoda a nemala by sa vyskytovať, ak posudzovatelia používajú rovnaké inštrukcie na posudzovanie a pracujú nezávisle od seba (Krippendorff, 2004).

Vzhľadom k rozsiahlym možnostiam použitia sa zhoda medzi posudzovateľmi objavuje v mnohých vedných odboroch (najčastejšie je to v sociálnych vedách, v medicíne, v ošetrovatelstve, v mediálnom a komunikačnom odbore a ďalších) a existuje aj množstvo teoreticky a empiricky ladených článkov, kapitol v knihách, či priamo kníh, ktoré sa tejto téme venujú⁴. Tým sa sťažuje orientácia v tom, čo vlastne zhoda medzi posudzovateľmi vyjadruje a ktorý koeficient je najvhodnejší pre jej meranie. Násť konsenzus v takom množstve informácií je častokrát náročné a dá sa predpokladať že niekedy aj nemožné. Je však možné hľadať rovnaké či podobné vyjadrenia a empirické dôkazy či priznať nekonzistentnosť v tom, čo výskumníci tvrdia.

⁴ Pre orientovanie sa vo vymedzení a rozdieloch medzi súhlasom posudzovateľov a konzistenciou posudzovateľov odporúčame články od Tinsleyho a Weissa (1975), LeBretona a Sentera (2008), Kottnera a Streinera (2011), Kottnera et al. (2011) či kapitolu od DeVellis (2005). Popis viacerých indexov prinášajú knihy od Gwetta (2021) či od Von Eyeho a Muna (2005). Kritické zhodnotenie a porovnávanie viacerých indexov ponúkajú články od Fenga (2013, 2015) či Zhaoa a kolegov (2013, 2022).

Definícia

Zhoda medzi posudzovateľmi je rôznymi výskumníkmi vzťahovaná rôzne k reliabilite: niektorí hovoria o dimenzii reliability (Wilhelm et al., 2018) a niektorí o indikátore reliability (Lombard et al., 2002). Krippendorff (2004) uvádza, že súhlas je to čo meriame a reliabilita je to, čo chceme z neho odvodiť a súhlas vníma ako index reliability. Zhoda medzi posudzovateľmi tak nie je priamo reliabilita, ale len spôsobom, akým sa dá reliabilita merania zisťovať – odhadnúť.

Zhoda medzi posudzovateľmi je vymedzovaná ako absolútny konsenzus vo viacnásobnom hodnotení (Gisev et al., 2013; LeBreton a Senter, 2008). Keďže ide o kvantitatívnu mieru, súhlas medzi posudzovateľmi znamená, že hodnotitelia používajú práve takú istú hodnotu pri hodnotení, takže sú zameniteľní (Kozlowski a Hattrup, 1992; Tinsley a Weiss, 1975) a zdieľajú všeobecnú interpretáciu hodnoteného konštruktu (Stemler, 2004).

Súhlas posudzovateľov smeruje k otázke, či je hodnotenie identické, podobné alebo do akej miery sa líši. V tejto situácii nás zaujíma absolútna miera chyby merania a akákoľvek variabilita medzi subjektmi alebo distribúcia hodnotenej vlastnosti v populácii nie je dôležitá (Kottner a Streiner, 2011). Ak chceme teda zistiť, aký je súhlas medzi rôznymi hodnotiteľmi, alebo opakovanými meraniami, odlišnými podmienkami, či medzi hodnotiteľom v rôznom čase, potom by sme sa mali vydať touto cestou (de Vet et al., 2006).

Súhlas nie je konzistencia

Súhlas posudzovateľov a konzistencia posudzovateľov⁵ sa od seba líšia. Kým súhlas je o priradení rovnakej hodnoty (ekvivalencia skóre), konzistencia je o zoradení rovnakým spôsobom (ekvivalencia poradia) (LeBreton a Senter, 2008). Podľa Laury Goodwin (2001) predstavuje zhoda medzi posudzovateľmi absolútnu reliabilitu a konzistencia relatívnu reliabilitu. Pri odhadoch konzistencie nie je potrebné aby posudzovatelia zdieľali rovnakú interpretáciu posudzovacej škály, pokiaľ je každý hodnotiteľ konzistentný v tom ako posudzuje daný konštrukt či objekt/subjekt na základe vlastnej definície škály.

Keď je našou výskumnou otázkou zistiť, ako konzistentné je meranie, prípadne ako dobre je možné objekty/subjekty výskumu od seba odlíšiť aj napriek chybám v meraní, potom by sme si mali vybrať spoľahlivosť posudzovateľov (de Vet et al., 2006).

Spoľahlivosť a súhlas posudzovateľov môžu predstavovať dva prístupy k dátam výskumníka. Prvým z nich je vnímanie oboch pojmov cez prizmu kvality výskumu, s čím sú spojené spôsoby odhadu či stanovenia psychometrických kvalít ako je reliabilita a validita. Druhý spôsob použitia je spojený so štatistickým

⁵ Pojem konzistencia používa napr. Stemler (2004), ale inak sa väčšinou uvádza pojem spoľahlivosť posudzovateľov (angl. inter-rater reliability).

spracovaním dát, keď primárnym záujmom výskumníka je zistiť, či sa posudzovatelia zhodnú, prípadne či sú konzistentní vo svojich hodnoteniach (Litwin, 1995).

Ešte na pripomenutie: súhlas a konzistencia posudzovateľov nie sú fixnou vlastnosťou výskumného nástroja, ale sú produktom interakcie medzi nástrojom, subjektom a kontextom hodnotenia (Kottner et al., 2011) alebo inak povedané sú vlastnosťou testovej situácie (Stemler, 2004). Podľa de Vet et al. (2006) parametre súhlasu budú stabilnejšie medzi odlišnými výskumnými vzorkami, kdežto parametre reliability sú veľmi závislé na variancii výskumnej vzorky a sú generalizovateľné len na vzorky s podobnou varianciou. Presnejšie povedané, spoľahlivosť posudzovateľov je charakteristikou použitého meracieho nástroja v konkrétnej výskumnej vzorke a súhlas posudzovateľov je viac charakteristikou samotného meracieho nástroja.

Takéto jasné rozlišovanie medzi súhlasom a konzistenciou nie je spoločné u všetkých výskumníkov a pojmy sa používajú zameniteľne. Napríklad Gwet (2021), ktorý sa tejto téme venuje už dlhšie a je autorom viacerých výskumných článkov, kníh ako aj autorom jedného z indexov zhody, používa oba pojmy zameniteľne a to z dôvodu, že dôvody od Tinsleyho a Weissa (1975) sa nevzťahujú na problém, ktorým sa on zaoberal (pozn. autora: problém reprodukovateľnosti) a iní autori túto problematiku moc neobjasňujú. K nerozlišovaniu pojmov prispieva aj nedostatočné terminologické rozlišovanie či už v anglickom jazyku ale aj na Slovensku či v Čechách. V tejto záležitosti sa prikláňame k dôslednému rozlišovaniu pojmov zhody medzi posudzovateľmi a konzistenciou posudzovateľov, pretože oba koncepty sa líšia v tom, ako postupujú pri definovaní vzájomnej podobnosti, sú určené na zodpovedanie odlišnej výskumnej otázky a líšia sa aj v použitých štatistických postupoch, s čím súvisí aj adekvátna interpretácia (Kottner a Streiner, 2011; LeBreton a Senter, 2008).

Kvantitatívny výskum a kvalitatívny výskum

V rámci metodológie výskumu zasahuje zhoda medzi posudzovateľmi do viacerých oblastí. V kvantitatívnom výskume je okrem reliability jedným zo spôsobov kvantifikácie obsahových dôkazov validity (pozri napr. Martončík, 2019) ale zároveň je aj postupom ako je možné agregovať dáta pri viacúrovňovom výskume (napr. Bliese, 2000; Chan, 1998; Kozlowski a Klein, 2000; LeBreton a Senter, 2008).

V kvalitatívnom výskume sa zhoda medzi posudzovateľmi môže uplatňovať v situáciách pozorovania, hodnotenia, ale predovšetkým pri kódovaní kvalitatívnych dát. Postoj k jej používaniu je rôzny, čo súvisí aj s rôznym postojom výskumníkov ku zaistovaniu kritérií kvalitatívneho výskumu. Na jednej strane sú tu výskumníci, ktorí úplne odmietajú používanie ďalšieho posudzovateľa/kódera, čo vysvetľujú práve odlišnými ontologickými a epistemologickými východiskami tohto výskumu. Na druhej strane sú výskumníci, ktorí vnímajú zaistovanie kvality výskumu ako dôležité a aplikujú tak rôzne stratégie, ktoré zvyšujú dôveryhodnosť vo výskumné zistenia. Tieto stratégie sa nazývajú ako verifikačné stratégie a podľa delenia Lincolnovej a Guby (1985) ide o zaistovanie štyroch kri-

térií: dôveryhodnosť (credibility), prenositeľnosť (transferability), spoľahlivosť (dependability) a potvrditeľnosť (confirmability). V takomto prípade je potom zhoda medzi posudzovateľmi používaná pri technike audit kolegov (peer auditing), ktorá slúži pre zaisťovanie dôveryhodnosti. O dôveryhodnosti hovoríme potom vtedy, ak sa nezávislí skúsení experti v téme zhodnú pri posudzovaní záverov výskumu (Švaříček, Šedová a kol., 2007). Iné uplatnenie zhody medzi posudzovateľmi je pri kódovaní kvalitatívnych dát, čo je spôsob, akým sa zaisťuje spoľahlivosť. Použitie ďalších kódov alebo pozorovateľov je vlastne spôsob triangulácie výskumníkov a táto stratégia sa používa pre zaistenie dôveryhodnosti, spoľahlivosti ale aj potvrditeľnosti (Krefting, 1991).

Síce v tejto skupine výskumníkov panuje zhoda, že by sa mal využívať ďalší posudzovateľ/kóder, nepanuje zhoda v tom, či je nutné ju aj kvantifikovať. Podľa niektorých výskumníkov môže byť uvádzanie hodnoty zhody mátať, pretože kvantifikácia patrí do kvantitatívneho výskumu a dôležitým je predsa proces posudzovania, kódovania. Na druhej strane sú výskumníci, ktorí požadujú kvantifikovanie zhody za spôsob ochrany pred systematickým skreslením, čo nám môže pomôcť odhaliť nedostatky v definíciách, kódovaní, prekryvaní sa významu, či dokonca problémy pri dosahovaní zhody vzhľadom na povahu údajov (McDonald et al., 2019).

Rozhodnutie o tom, či vôbec použiť alebo nepoužiť zhodu v kvalitatívnom výskume vychádza najmä z prístupu akým získavame či analyzujeme dáta. Prizvanie ďalšieho výskumníka do týchto procesov a zisťovanie zhody môže byť vhodné, ak máme veľa dát, či potrebujeme potvrdiť konzistenciu nášho merania alebo identifikovať, kde skupina výskumníkov nesúhlasí v interpretácii. Ak však je naše kódovanie príliš jednoduché, či výskumník je expertom, alebo samotná zhoda nie je pre nás podstatná a kódy sú procesom nie produktom, potom prizvanie ďalšieho posudzovateľa nie je potrebné (McDonald et al., 2019).

Meranie zhody medzi posudzovateľmi

Zhoda medzi posudzovateľmi je merateľná cez indexy zhody. Prvé indexy zhody sú dokumentovateľné už viac ako 120 rokov⁶ a odvtedy vzniklo množstvo indexov, ktoré sa väčšinou snažili prekonať problémy už existujúceho indexu. Zaradiť sem môžeme podiel celkového súhlasu (%), podiel pozitívneho súhlasu, podiel negatívneho súhlasu, Cohenov koeficient kappa κ , vážený koeficient kappa κ_w , Fleissov koeficient kappa κ_{Fleiss} , Congerov exaktný koeficient kappa κ_{Exact} , Lightov koeficient kappa κ_{Light} , Brennan-Predigerov koeficient kappa κ_{BP} , Krippendorffov koeficient alfa α , Scottov koeficient π , koeficient S Benneta, Alperta a Goldsteina, Jaccardov koeficient J, Stuart-Maxwellov test χ^2 , McNemarov test χ^2 , Bhapkar test χ^2 , Gwetov koeficient AC_1 a AC_2 , Kendallov koeficient τ , Kendallov koeficient W , r_{wg} koeficient Jamesa, Demareeho a Wolfa ale aj t-test pre dva závislé výbery, priemernú od-

⁶ Benini už v roku 1901 dokumentoval percentuálny súhlas a predstavil koeficient β (in Zhao et al., 2018).

chýlku AD, pozorovateľnú variabilitu dát (napr. štandardná odchýlka) alebo test ANOVA (two-way). Indexy sa líšia v tom, pre aký typ dát a pre aký počet posudzovateľov sú vhodné (pozri napr. Kočišová, 2022). Zároveň sa dajú veľmi nahrubo rozdeliť na tie, ktoré sú bez korekcie a tie, ktoré berú do úvahy náhodný súhlas⁷.

V súčasnosti sa preferujú práve indexy zhody, ktoré korigujú náhodný súhlas, a aj keď sa výskumníci nezhodnú na tom, ako je definovaná zhoda medzi posudzovateľmi, či na výbere merania zhody, zhodnú sa, že pri meraní je potrebné korigovať súhlas o náhodu, ktorá sa pri meraní môže vyskytnúť (napr. Feng, 2015; Zhao et al., 2018). Vo vyššie uvedenom jednoduchom príklade môže jeden z posudzovateľov alebo aj dokonca obaja udeliť náhodné hodnotenie v dôsledku čoho sa vyskytne náhodný súhlas. Takéto náhodné hodnotenie nastáva, ak si hodnotiteľ nie je istý ako klasifikovať hodnotený objekt, k čomu môže dôjsť vtedy, keď charakteristiky nezodpovedajú pokynom hodnotenia. A aj keď posudzovateľ uvedie náhodné hodnotenie, stále je tu šanca, že bude v hodnotení dosiahnutý súhlas. Tento typ zhody je však nepredvídateľný a ťažko odôvodniteľný a je zrejmé, že to nie je spôsob, akým by výskumník chcel, aby sa posudzovatelia zhodli. Preto je náhodná zhoda nežiadúca, pretože ju nemožno považovať za dôkaz toho, že posudzovatelia zvládajú hodnotiaci proces (Gwet, 2021).

Pre vysvetlenie náhodného súhlasu je možné použiť analógiu dvoch posudzovateľov, ktorí losujú z urny plnej bielych a čiernych guľčiek. Povedzme že posudzujú diagnózu pacienta. Ak si vytiahnu obaja čiernu guľčiku, zhodnú sa, že pacient je pozitívny, ak si vytiahnu bielu, zhodnú sa, že pacient je negatívny. V oboch prípadoch je to náhodná zhoda, pretože je to bez toho, aby sa pozreli na pacienta alebo aby nahliadli do jeho záznamov (Zhao, 2011).

Korigovanie náhodného súhlasu je v súčasnosti preferované, avšak vhodným indexom⁸ môže byť aj ten najjednoduchší index zhody – percentuálny súhlas, čo sa ukazuje vo výskumoch porovnávajúcich rôzne indexy zhody (Zhao et al., 2013; Zhao et al., 2022). Práve z tohto dôvodu je mu venovaný priestor aj v tomto článku. Následne sa venujeme Cohenovmu koeficientu kappa, ktorý je najznámejším a najpoužívanejším indexom zhody, ale ktorý zároveň podlieha aj viacerým skresleniam. Nakoniec popisujeme Gwetov koeficient AC₁, ktorý v súčasnosti mnohí uprednostňujú ako lepšiu voľbu než kritizovaný koeficient kappa.

Percentuálny súhlas

Percentuálny súhlas⁹ je najjednoduchším spôsobom ako vyjadriť zhodu medzi posudzovateľmi. Medzi jeho výhody patrí ľahký výpočet, intuitívnosť a zrozumiteľnosť výsledného indexu (Stemler, 2004). Zároveň je flexibilný a je možné

⁷ Pozri napr. Zhao et al. (2013).

⁸ Vhodným v zmysle, že menej podlieha skresleniam ako by sme očakávali na základe toho, že nekoriguje náhodný súhlas.

⁹ Autor percentuálneho súhlasu nie je známy a niekedy je možné stretnúť sa s ním pod pojmom Osgoodov koeficient alebo Holstiho koeficient CR (Krippendorff, 2004).

ho použiť pri nominálnych, ordinálnych či kvantitatívnych premenných (Syed a Nelson, 2015). Vzorec pre výpočet vyzerá nasledovne:

$$P_A^{10} = \frac{N_A}{N_A + N_D} * 100 \quad (1)^{10}$$

kde N_A je celkovým súhlasom (agreement) a N_D je celkovým nesúhlasom (disagreement). V podstate ide o jednoduchý pomer počtu položiek, v ktorých posudzovatelia súhlasili, voči celkovému počtu položiek, z čoho plynie aj interpretácia tohto koeficientu. Ak zistíme zhodu nižšiu ako 100 %, vieme z nej odvodiť množstvo prípadov či pozorovaní v ktorých sa hodnotitelia nezhodli¹¹. Rozpätie hodnôt pri percentuálnej zhode je od 0 % (ak nie je zaznamenaný žiadny súhlas) do 100 % (perfektný súhlas).

Ako referenčná hodnota pre posúdenie dostatočnosti miery percentuálnej zhody (Hartmann et al., 2004) v prípade komplexnejších meraní je úroveň 70 %¹² a inak je dostatočná zhoda medzi posudzovateľmi na úrovni 80–90 %.

Celá táto úvaha je aplikovateľná ak je hodnotenie binárne (v zmysle hodnôt 0–1) a počet posudzovateľov je dva. Ak sa zvýši počet posudzovateľov, potom aj postup výpočtu sa stáva zložitejší, nie však nemožný. Keď zostaneme pri binárnom hodnotení, potom je možné vypočítať pre každé hodnotenie percentuálny súhlas a tieto hodnoty následne spriemerovať. McHugh (2012) uvádza, že výhodou takto zobrazenej matice (Tabuľka 1) je, že sa môžeme pozrieť na to, či sú chyby náhodné a teda pomerne rovnomerne rozložené medzi všetkých hodnotiteľov a medzi hodnotenia, alebo konkrétny posudzovateľ udáva iné hodnotenia ako zvyšní posudzovatelia. Taktiež môžeme identifikovať premenné, ktoré môžu byť problematické, t.j. ktoré dosahujú nižšiu zhodu.

Ak by sme pridali viac kategórií hodnotenia, sťaží sa interpretovateľnosť percentuálneho súhlasu ako aj výpočet (Graham et al., 2012) a zároveň bude obťažnejšie dosiahnuť perfektný súhlas. V takomto prípade je možné použiť modifikáciu odhadu zhody rozšírením definície zhody o susedné bodové kategórie na hodnotiacej škále¹³ (Graham et al., 2012; Stemler, 2004). Predstavme si, že máme sedembodovú hodnotiacu škálu, kde posudzovatelia hodnotia od 1 do 7. Naše definovanie zhody môžeme rozšíriť tak, že za zhodu budeme považovať aj rozdiely v hodnotení o jeden bod nadol či smerom nahor (napr. zhoda bude aj hodnotenie 2–2, ale aj hodnotenie 1–2 či 2–3). Na jednej strane ide o zmiernenie

¹⁰ Označenie percentuálneho súhlasu môže byť rôzne, napr. a0 či p0.

¹¹ Nezhoda nemusí nutne znamenať že sa jeden z posudzovateľov mylí, ale podľa definície súhlasu posudzovateľov ide o odlišné nazeranie na to, čo je posudzované.

¹² Všeobecne hodnota 0,70 pri reliabilite sa používa skôr už tak „zo zotrvačnosti“, pričom nevieme vypátrať históriu tejto hodnoty. Wilhelm et al. (2018) uvádzajú, že to vzniklo pravdepodobne nedopatrením či nesprávnou interpretáciou. Podnetným čítaním na túto tému je napríklad aj článok od Lance et al. (2006), ktorí rozoberajú všeobecne reportovanie cut-off kritérií a medzi nimi aj hodnotu 0,70 pri indexe r_{wg} .

¹³ Angl. adjacent agreement.

Tabuľka 1. Percentuálny súhlas pri viacerých posudzovateľov (adaptované podľa McHugh, 2012)

Hodnotenie	P1	P2	P3	P4	P5	% súhlas
1	1	1	1	1	1	100
2	0	1	1	1	1	80
3	0	1	0	0	0	80
4	0	0	0	0	0	100
5	1	1	1	0	0	60
Priemerná zhoda medzi posudzovateľmi						84

Poznámka: P – posudzovateľ.

nie kritéria zhody, na druhej strane to môže viesť k nadhodnoteným odhadom súhlasu medzi posudzovateľmi a to najmä vtedy, ak je počet kategórií nižší, kde takmer všetky body budú susedné. Pri nižšom počte kategórií hodnotenia tak tento postup nie je vhodný. Zároveň si je potrebné uvedomiť, že táto technika používania susedných bodov vedie k situácii, kde percentuálna zhoda bude na krajných koncoch hodnotiacej škály takmer vždy nižšia ako v strede škály.

Za limit percentuálneho súhlasu považuje Uebersax (2018) nerozlišovanie medzi pozitívnym a negatívnym súhlasom. V Tabuľke 1 je to aj vidieť, kde je 100% súhlas pripísaný aj keď označili posudzovatelia všetci zhodne odpovede hodnotou 1 a aj keď ich označili hodnotu 0. Hlavná kritika percentuálneho súhlasu je zameraná na skutočnosť, že neberie do úvahy náhodný súhlas a je často-krát spájaná s vytváraním nového indexu (napr. Bennet et al., 1954; Cohen, 1960 a pod.). Predpoklad žiadneho náhodného súhlasu vedie podľa Zhaoa et al. (2013) k dôležitému paradoxu: aj náhodné hádanie môže byť reliabilné. To však nemusí z percentuálneho súhlasu robiť nepoužiteľný index, ale skôr index so špeciálnym účelom ako je napríklad použitie v jednoduchých prípadoch, v ktorých práve neočakávame žiadny náhodný súhlas (Feng, 2013; Zhao et al., 2013).¹⁴

Koeficient kappa

V roku 1960 vytvoril Jacob Cohen koeficient kappa (κ), ktorý patrí medzi najpoužívanejšie koeficienty pre vyjadrenie súhlasu medzi posudzovateľmi. Dôvodom vytvorenia bola práve kritika percentuálneho súhlasu, ktorý (ako už bolo vyššie spomínané) neberie do úvahy náhodný súhlas. Už pred Cohenom bol takto vy-

¹⁴ Situáciu, keď súhlas v jednej kategórii má inú váhu než súhlas v druhej kategórii (napr. pri stanovovaní diagnózy sú kategóriami: prítomnosť diagnózy vs. neprítomnosť diagnózy) je možné riešiť cez koeficient A_1 od Rogota a Goldberga z roku 1966, avšak ani tento koeficient nie je priamo vylepšením percentuálneho súhlasu a taktiež neberie do úvahy náhodný súhlas (Zhao et al., 2013).

tvorený koeficient S^{15} (Bennet et al., 1954) či koeficient π^{16} (Scott, 1955), ktoré svojim vlastným spôsobom definovali náhodný súhlas. Keďže koeficient S vznikol ako kritika percentuálneho súhlasu a koeficient π ako kritika aj percentuálneho aj koeficientu S , koeficient κ vznikol ako vhodnejší postup (pozn. podľa Cohena) pre počítanie náhodného súhlasu než boli už existujúce koeficienty.

Kappa ako pôvodný Cohenov koeficient je vhodný pre nominálne premenené a pre dvoch posudzovateľov. Predpoklady pre jeho použitie zahŕňajú nezávislosť posudzovateľov, nezávislosť kategórií, ktoré sa navzájom vylučujú a nezávislosť hodnotených položiek (Cohen, 1960).

Výpočet pre koeficient kappa je nasledovný:

$$\kappa = \frac{(p_0 - p_c)}{(1 - p_c)} \quad (2),$$

kde p_0 predstavuje percentuálny súhlas a p_c je súhlasom náhodným^{17, 18, 19}.

Náhodný súhlas je počítaný násobením marginálnych súčtov v kontingenčnej Tabuľke 2, ktoré delíme N . Pre lepšie pochopenie výpočtu náhodného súhlasu si môžeme pomôcť kontingenčnou tabuľkou 2×2 , kde sú sumarizované údaje z hodnotenia dvomi posudzovateľmi používajúcimi dve odpovedové kategórie (áno, nie).

Marginálny súčet ($a + c$) predstavuje celkový počet prípadov, kedy posudzovateľ 2 uviedol áno a súčet ($a + b$) zase celkový počet prípadov, kedy posudzovateľ 1 odpovedal áno. Ak tieto súčty vydelíme celkovým počtom odpovedí N , potom zistíme, aká je pravdepodobnosť odpovedí pri súhlasných odpovediach u každého posudzovateľa zvlášť. Rovnako to je aj v prípade súčtov ($b + d$) a ($c + d$), ktoré predstavujú prípady, kedy posudzovateľ 2 aj posudzovateľ 1 odpovedali kategóriou nie.

Náhodný súhlas potom podľa Cohena predstavuje vynásobenie súčtu súhlasných odpovedí oboch posudzovateľov (pravdepodobnosť, že obaja posudzo-

¹⁵ Pri koeficiente S sa pozerá na počet príslušných kategórií a miera náhodného súhlasu je definovaná ako inverzum počtu odpovedových kategórií ($p_c = 1/k$, k – počet kategórií) (pozri napr. Gálová, 2010).

¹⁶ Koeficient π predpokladá, že distribúcie proporcií hodnotení medzi kategóriami sú známe a rovnaké medzi oboma hodnotiteľmi a náhodný súhlas je závislý na počte odpovedových kategórií, ako aj na frekvencii, s ktorou posudzovatelia využívajú tieto kategórie.

¹⁷ Takto vyzerá vzorec aj koeficientu S a koeficientu π , líšia sa len v tom, ako definujú náhodný súhlas.

¹⁸ Pre lepšie pochopenie základného vzorca najmä ohľadom menovateľa odporúčame časť textu od Zhao (2013).

¹⁹ Kappa ako funkcia podielu pozorovaného a očakávaného súhlasu je podľa Warrena (2015) len jedným zo spôsobov ako nazerať na tento koeficient. Podľa neho (a matematických výpočtov) môže byť interpretovaná aj ako podiel súhlasu korigovaný o náhodu, či ako priemerná spoľahlivosť kategórie alebo aj ako vnútro skupinová korelácia.

Tabuľka 2. Kontingenčná tabuľka pre 2 posudzovateľov

		Posudzovateľ 2		
		áno	nie	spolu
Posudzovateľ 1	áno	a	b	a + b
	nie	c	d	c + d
	spolu	a + c	b + d	N (a + b + c + d)

vatelia povedia áno) a vynásobenie súčtu nesúhlasných odpovedí oboch posudzovateľov (pravdepodobnosť, že obaja posudzovatelia povedia nie) a ich následné sčítanie, čo je celková pravdepodobnosť náhodného súhlasu. V matematickom zápise s ohľadom na príklad v Tabuľke 2 by to vyzeralo nasledovne:

$$p_c = \left(\frac{a+c}{N} \times \frac{a+b}{N} \right) + \left(\frac{b+d}{N} \times \frac{c+d}{N} \right) \quad (3)^{20}.$$

Porozumenie výpočtu koeficientu kappa nám pomôže si uvedomiť, že náhodný súhlas je závislý od distribúcie odpovedí posudzovateľov na rozdiel napr. od koeficientu S, kde náhodný súhlas priamo ovplyvňuje počet kategórií, alebo od koeficientu π , kde sú marginálne súčty zráťované a nie násobené.

Kappa môže nadobúdať ľubovoľnú hodnotu z intervalu od -1 do $+1$, kde hodnota $+1$ predstavuje perfektnú zhodu. Z matematického hľadiska je však obtiažne dosiahnuť perfektnú zhodu a tá je zaznamenaná len za extrémnych okolností. Záporná hodnota naznačuje, že pozorovaný súhlas je nižší ako by sa očakávalo na základe náhody a opačne, ak sú hodnoty vyššie ako 0 , tak je pozorovaná hodnota väčšia ako by sa očakávalo na základe náhody. Hodnotu 0 nadobúda vtedy, ak je miera súhlasu rovná miere náhodného súhlasu (Cohen, 1960). Zriedkavo sa stretneme s tým, že hodnota koeficientu kappa je nižšia ako 0 pokiaľ nie sú medzi posudzovateľmi veľké nezhody. Hypotéza nulovej hodnoty koeficientu²¹ sa skúma málokedy a častejšie je uvádzanie konfidenčného intervalu (CI), ktorý môže byť počítaný pomocou vzorca (Cohen):

$$95\% \text{ CI} = \kappa \pm 1,96 \times SE_{\kappa} \quad (4),$$

$$99\% \text{ CI} = \kappa \pm 2,58 \times SE_{\kappa} \quad (5),$$

²⁰ Matematický zápis náhodného súhlasu pri koeficiente kappa môže vyzeráť aj inak napr: $p_c = ((a+c)(a+b)) + ((b+d)(c+d)) / N^2$.

²¹ Pre viac informácií o štatistickom testovaní koeficientu kappa pozri napr. Sim a Wright (2005).

kde pre štandardnú chybu kappy je výpočet nasledujúci:

$$SE_{\kappa} = \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{N(1-p_c)^2}} \quad (6).$$

Tu je potrebné si všimnúť, že štandardná chyba čiastočne závisí od veľkosti vzorky a čím vyšší je počet meraní, tým menšia je štandardná chyba. Aj keď sa dá κ vypočítať aj pre malé vzorky (menej ako 10), potom konfidenčný interval bude dosť široký a preto sa podľa McHughovej (2012) odporúča, že veľkosť vzorky by mala byť viac ako 30 hodnotení/meraní.

Veľkosť koeficientu κ predstavuje podiel zhody väčší ako sa očakáva náhodne (Sim a Wright, 2005) a pre tento koeficient boli vytvorené viaceré slovné interpretácie²², ktoré sú uvedené v Tabuľke 3. Medzi najznámejšie patrí interpretácia podľa Landisa a Kocha (1977), ktorá však nemá podľa Ludbrooka (2002) teoretický základ a tak môže byť pre výskumníkov zavádzajúca. Fleiss et al. (2003) označujú ako slabú zhodu hodnotu kappa nižšiu ako 0,40 (0,41–0,75: priemerná až dobrá, 0,75–1: veľmi dobrá). Krippendorff (1980) poskytuje konzervatívnejšiu interpretáciu, ktorá navrhuje, aby sa závery pre hodnoty koeficientu κ nižšie než 0,67 vyvodzovali opatrne, pre hodnoty medzi 0,67 a 0,80 predbežne a pre hodnoty nad 0,80 ako definitívne závery. McHugh (2012) je tiež v interpretácii prísnejšia, nakoľko hodnota 0,41 ako akceptovateľná môže byť pre medicínsky výskum príliš mierna.

Používanie uvedených referenčných stupníc však môže byť zavádzajúce a to z nasledovných dôvodov (Dettori a Norvell, 2020): vypočítaný koeficient κ je špecifický pre skupinu subjektov a zmení sa, ak sa zmenia subjekty a veľkosť koeficientu κ závisí od veľkosti vzorky, počtu kategórií či rozdelenia subjektov medzi kategóriami. Napríklad hodnota $\kappa = 0,54$ na základe 200 posudzovaní je oveľa presvedčivejšia než hodnota $\kappa = 0,6$ na základe 10 posudzovaní. Zároveň zavádzajúce môže byť aj porovnávanie hodnoty koeficientov, pretože nespája interpretáciu miery zhody so stupňom neistoty a neumožňuje porovnať rozsah zhody medzi rôznymi štúdiami, pokiaľ sa nevykonávajú za rovnakých experimentálnych podmienok (Vanacore a Pellegrino, 2021).

Sim a Wright (2005) uvádzajú, že existujú aj ďalšie faktory (ako prevalencia, skreslenie a nezávislosť hodnotení), ktoré môžu ovplyvniť veľkosť koeficientu alebo priamo interpretáciu. S týmito faktormi sa spája kritika koeficientu κ a viacerí výskumníci (napr. Byrt et al. 1993; Cicchetti et al., 1990; Di Eugenio a Glass, 2004; Feinstein a Cicchetti, 1990; Gwet, 2002; Zhao 2011 a iní) vrátane samotného autora koeficientu upozorňujú na to, že hodnota κ môže byť za určitých okolností

²² Nie všetci výskumníci uznávajú takýto postup interpretácie. Napr. Zhao et al. (2013) tvrdia, že jedinou interpretáciou je, že hodnota 1 znamená dokonalú zhodu a akýkoľvek výsledok menší než 1 znamená, že zhoda nie je dokonalá. Iný pohľad na interpretáciu má aj Gwet (2021) a o tom budeme písať nižšie pri koeficient AC_1 .

Tabuľka 3. Interpretácia koeficientu kappa*

kappa	Landis a Koch (1977)	Altman (1991)	kappa	McHugh (2012)
<0	žiadna		0–0,2	žiadna
0–0,20	mierna	slabá	0,21–0,39	minimálna
0,21–0,40	dostatočná	dostatočná	0,40–0,59	slabá
0,41–0,60	priemerná	priemerná	0,60–0,79	priemerná
0,61–0,80	významná	dobrá	0,80–0,90	silná
0,81–1	vynikajúca	veľmi dobrá	nad 0,9	takmer perfektná

* Tieto interpretácie sa často používajú aj pre iné indexy zhody, ktoré korigujú náhodný súhlas.

neadekvátne a to konkrétne vtedy, ak ide o nerovnomerné rozdelenie distribúcie (ak sa marginálne distribúcie jednej kategórie veľmi líšia od marginálnych distribúcií druhej kategórie). Pozrime sa na nasledujúce dva príklady v Tabuľke 4 a 5 (Di Eugenio a Glass, 2004).

Prvý príklad (Tabuľka 4) predstavuje vyváženú distribúciu, kde percentuálny súhlas bude mať hodnotu $p_0 = 0,9$, náhodný súhlas $p_c = 0,5$ a koeficient $\kappa = 0,8$. V druhom príklade je distribúcia zošíkmená, pričom percentuálny súhlas bude mať rovnakú hodnotu ako v príklade s rovnomerným rozložením a to $p_0 = 0,9$, náhodný súhlas sa zvýši $p_c = 0,905$ a koeficient kappa sa zníži $\kappa = -0,0526$. Je to celkom neočakávaný výsledok, najmä ak uvažíme, že zhoda vyjadrená cez súhlasné odpovede je v oboch prípadoch zhodná.

To, čo sa v tomto príklade prejavilo je tzv. kappa paradox, na ktorý upozornili už Feinstein a Cicchetti (1990) a ktorý vlastne spochybňuje predpoklad, že hodnota koeficientu κ sa zvyšuje so zhodou údajov. Štúdie senzitivity (Gwet, 2002) ukázali, že paradox vzniká vtedy, keď posudzované subjekty majú tendenciu byť zaradené do jednej z možných kategórií. To môže byť spôsobené ak povaha samot-

Tabuľka 4. Príklad vyvázenej distribúcie

		P2		
		áno	nie	spolu
P1	áno	45	5	50
	nie	5	45	50
	spolu	50	50	100

Poznámka: P – posudzovateľ.

Tabuľka 5. Príklad zošikmenej distribúcie

		P2		
		áno	nie	spolu
P1	áno	90	5	95
	nie	5	0	5
		95	5	100

ného výsledku zahŕňa vysokú prevalenciu jednej kategórie, alebo tým, že jeden z hodnotiteľov má tendenciu častejšie používať jednu z kategórií (Zec et al., 2017).

Prvý paradox súvisí teda s prevalenciou atribútu a efekt prevencie sa prejavuje vtedy keď sa podiel zhody pri pozitívnej klasifikácii líši od podielu zhody pri negatívnej klasifikácii. Matematicky sa to dá vyjadriť ako (pri použití zápisu z Tabuľky 2):

$$\text{index prevencie} = \frac{|a - d|}{N} \quad (7).$$

Ak je index vysoký, náhodný súhlas bude tiež vysoký a κ bude primerane znížená ako keď je index prevencie nízky alebo nulový (Sim a Wright, 2015). V štúdiu, ktorú uskutočnili Zec et al. (2017) sa zistilo, že paradox sa začína objavovať pri prevalencii vyššej ako 60 % (v našom počítanom príklade zošikmenej distribúcie v Tabuľke 5 je index prevencie = 0,9).

Druhým paradoxom je skreslenie (predpojatosť, angl. bias), čo predstavuje mieru, v akej sa posudzovatelia nezhodujú na podiele pozitívnych (alebo negatívnych) prípadov a matematicky sa to dá vyjadriť nasledovne:

$$\text{index skreslenia} = \frac{|b - c|}{N} \quad (8).$$

Keď je index skreslenia vyšší, koeficient kappa je vyšší ako keď je index skreslenia nízky či nulový. Na rozdiel od prevencie je účinok skreslenia väčší, keď je κ nízka ako keď je vysoká (Sim a Wright, 2015). Pre lepšie porozumenie je možné zobrazenie v príklade (Di Eugenio a Glass, 2004):

V oboch prípadoch vychádza percentuálny súhlas $p_0 = 65\%$. V Tabuľke 6 sú nezhody medzi posudzovateľmi 1 a 2 vcelku symetrické a náhodný súhlas má hodnotu $p_c = 0,52$ a celkovo koeficient $\kappa = 0,27$. V Tabuľke 7 sú tieto nezhody medzi posudzovateľmi asymetrické a v dôsledku väčšieho skreslenia sú výsledné hodnoty koeficientu kappa odlišné – náhodný súhlas má hodnotu $p_c = 0,45$ a celkovo $\kappa = 0,418$.

Podľa Zhaoa (2011) má κ ďaleko viac paradoxov ako uvedené dva: napríklad nedefinovateľnosť koeficientu (ak sa posudzovatelia zhodnú, že percentuál-

na frekvencia jednej kategórie je 100% a druhej 0, tak koeficient nie je možné definovať), maximalizáciu náhodnosti (t.j. vylúčenie, že posudzovatelia môžu byť aj čestní), porovnávanie jabĺk s hruškami (koeficient kappa porovnáva objektívnu zhodu a náhodnú nezhodu) a mnohé ďalšie.

Keďže koeficient kappa predstavený Cohenom je vhodný len pre nominálne premenné a dvoch posudzovateľov, tento koeficient sa dočkal sa aj rôznych „rozšírení“: vážený koeficient kappa κ_w (použiteľný pre dvoch posudzovateľov pri nominálnych či ordinálnych premenných), exaktný koeficient kappa κ_{Exact} (generalizácia koeficientu kappa pre m posudzovateľov; Conger, 1980), kappa κ_{Light} (použiteľný pre viacerých ako dvoch posudzovateľov a kategorické dáta; je priemerom všetkých možných kombinácií bivariačného koeficientu kappa medzi posudzovateľmi; Light, 1971)²³. Aj keď sa tieto koeficienty snažili prekonať problémy, ktoré kappa má, nakoľko vychádzajú z jej základu, je zrejmé, že sa ich úplne nezbavili.

Ak sa teraz pýtate, že či je správne používať naďalej tento koeficient, tak je to úplne legitímna otázka. Jednou z možností je pokračovať v jeho používaní, avšak okrem uvádzania hodnoty koeficientu by sme mali doplniť ďalšie hodnoty ako je pozitívny súhlas, negatívny súhlas, index prevalencie a index skreslenia (napr. Cunningham, 2009). Oveľa častejšie sa však vyzýva na jeho nahradenie inými paradoxom nepodliehajúcimi indexami zhody.

Tabuľka 6. Príklad „symetrického“ nesúhlasu

		P2		
		áno	nie	spolu
P1	áno	40	15	55
	nie	20	25	45
	spolu	60	40	100

Tabuľka 7. Príklad asymetrického nesúhlasu

		P2		
		áno	nie	spolu
P1	áno	40	35	75
	nie	0	25	25
		40	60	100

²³ Upozornenie: Fleissov koeficient kappa je generalizáciou Scottovho koeficientu π a Brennan-Predigerov koeficient kappa je zase generalizáciou G-indexu.

Koeficient AC_1

Gwetov koeficient zhody prvého rádu – AC_1 (2001) bol predstavený ako alternatívny náhodou korigujúci index k všetkým doposiaľ existujúcim indexom. Gwet matematicky dokázal, že jeho index je menej zaťažený skresleniami než iné indexy (pozn. autora: aj ako koeficient kappa). Jeho definícia náhodného súhlasu je založená na premise, že náhodný súhlas sa vyskytuje vtedy, keď aspoň jeden z posudzovateľov pri svojom hodnotení háda, alebo hodnotí náhodne, ale tieto hodnotenia nie sú úplne náhodné, náhodná je len časť hodnotení²⁴. Inak povedané, náhodný súhlas sa vyskytuje len vtedy, ak sa dvaja hodnotitelia zhodujú, avšak aspoň jeden z nich vykonal náhodné hodnotenie (Xu a Lorber, 2014).

V porovnaní s ostatnými indexami, ktoré vznikli pred koeficientom AC_1 je Gwetove chápanie náhodného súhlasu jedinečné (Zhao et al., 2013). Vráťme sa k príkladu s guľičkami (spomínaný pri definovaní náhodného súhlasu). Kým ostatné indexy (ako κ , π , S a pod.) predpokladajú, že posudzovatelia hodnotia náhodne, keď sa guľičky zhodujú a hodnotiac poctivo, ak sa nezhodujú, tak Gwet predpokladá, že posudzovatelia hodnotia náhodne, keď sa guľičky nezhodujú a poctivo, ak sa zhodujú.

Na základe simulácií Gwet (2002) uvádza, že pravdepodobnosť zhody posudzovateľov za predpokladu náhodného hodnotenia je 0,5. To znamená, že ak jeden z hodnotiteľov náhodne vyberie kategóriu odpovede, dosiahnu zhodu v 50 % prípadov.

Základný výpočet indexu AC_1 je v podstate rovnaký ako je výpočet kappy (vzorec 2):

$$AC_1 = \frac{(p_0 - p_c)}{(1 - p_c)} \quad (7).$$

Rozdiel je už potom v tom, ako je definovaný náhodný súhlas (podľa kontingenčnej Tabuľky 2):

$$p_c = 2 \left(\frac{\frac{a+b}{N} + \frac{a+c}{N}}{2} \right) \left(1 - \frac{\frac{a+b}{N} + \frac{a+c}{N}}{2} \right) = \frac{1}{2} \left(1 - \left(\frac{a-d}{N} \right)^2 \right) \quad (8).$$

Aj keď je tento koeficient stále závislý od marginálneho rozdelenia, teda od prevalencie, vôbec nesúvisí so skreslením (bias) a to preto, že skreslenie je vymazané už v definovaní náhodnej zhody použitím priemerných marginálnych rozdelení. Závislosť od prevalencie je žiaducou vlastnosťou miery zhody, pretože je v súlade so zdravým rozumom, že vyššiu úroveň spoľahlivosti očakávame vtedy,

²⁴ Iné indexy zhody, ktoré korigujú náhodou (a sem patrí aj koeficient kappa) maximalizujú náhodný súhlas, teda predpokladajú, že celé hodnotenie je náhodné.

keď dvaja odborne kvalifikovaní posudzovatelia dosahujú podobnú alebo vyššiu úroveň zhody (Xie, 2013).

Vráťme sa teraz k príkladom vyššie, kde sme preberali problém prevalencie a problém skreslenia u koeficientu kappa. V prípade normálnej distribúcie (Tabuľka 4) vychádza hodnota AC_1 rovnako ako koeficient kappa ($p_0 = 0,9$, $\kappa = 0,8$, $AC_1 = 0,8$). V prípade so zošíkmenou distribúciou (Tabuľka 5), kde bola hodnota kappa nezmyselná, vychádza hodnota AC_1 porovnateľne ako v prípade nezoshičkenej distribúcie ($p_0 = 0,9$, $\kappa = -0,0526$, $AC_1 = 0,89$).

V ďalších dvoch príkladoch (Tabuľka 6 a 7), kde bol ukázaný problém skreslenia pri koeficiente kappa, vychádza pre oba príklady náhodný súhlas aj koeficient AC_1 rovnako: $p_c = 0,49$, $AC_1 = 0,31$ (pre pripomenutie: koeficient κ vychádza rozdielne: $\kappa = 0,27$ a $\kappa = 0,418$).

Ohľadom interpretácie koeficientu AC_1 ale aj ostatných indexov zhody navrhuje Gwet (2014, 2021) štandardizovanejšiu metódu, ktorá prekonáva viaceré problémy s referenčnými hodnotami. Na základe hodnôt koeficientu zhody a jeho štandardnej chyby je možné vypočítať pravdepodobnosť, že koeficient zhody bude patriť každej z referenčných kategórií (uvedených v Tabuľke 3). Následne postupne cez kumulatívnu pravdepodobnosť budeme zisťovať rozsah, do ktorého najpravdepodobnejší odhad zhody patrí, pričom to bude vtedy, ak prekročí určitú hranicu (napríklad 95 %). Tento postup bol porovnávaný s postupom referenčných hodnôt cez Monte Carlo simulácie a porovnávala sa výkonnosť každého postupu z hľadiska váženej miery chybnéj klasifikácie vypočítanej pre všetky kategórie zhody ako aj pre každú kategóriu odpovede samostatne (Vanacore a Pellegrino, 2021). V prípade malých vzoriek simulácie ukazujú uspokojivé a porovnateľné charakteristiky váženej miery chybnéj klasifikácie u oboch postupov a pri väčších vzorkách má postup porovnávaní navrhnutý Gwetom vo všeobecnosti horšie výsledky, takže sa v tomto prípade odporúča použiť referenčné porovnávanie dolnej hranice či už percentilového rozptylu alebo parametrického intervalu spoľahlivosti.

Gwetov koeficient AC_1 sa síce úspešne popasoval s dvomi problémami, ktoré sú spojené s koeficientom kappa, ale to neznamená, že sa s ním nespájajú iné paradoxy. Podľa Zhao et al. (2013) je u neho badateľný klasický paradox súvisiaci s prázdnyimi kategóriami odpovedí či paradox miešania poctivých súhlasov s náhodnými nesúhlasmi a pod.

Okrem koeficientu AC_1 , ktorý je vhodný pre dvoch a viac posudzovateľov a nominálne kategorické premenné, Gwet (2021) vytvoril aj koeficient druhého rádu AC_2 , ktorý je vhodný pre ordinálne, intervalové či pomerové premenné a taktiež pre dvoch a viacerých posudzovateľov.

Porovnanie percentuálneho súhlasu, koeficientu κ a koeficientu AC_1

Použitie rôznych indexov zhody vedie k rôznym hodnotám súhlasu medzi posudzovateľmi, keďže sa od seba líšia v samotných výpočtoch a preto by výber indexu mal byť dobre premyslený a jeho interpretácia adekvátne. Pozrime sa

Tabuľka 8. Kontingenčná tabuľka pre empirické dáta (Madysová et al., 2012)

		Posudzovateľ 2		
		áno	nie	spolu
Posudzovateľ 1	áno	3	3	6
	nie	1	13	14
	spolu	4	16	20

na porovnanie nami popisovaných indexov na empirických dátach. Zvolili sme dáta z článku od Mandysovej et al. (2012), ktoré sú vhodné pre demonštrovanie rozdielov medzi indexami na rovnakých dátach. Dáta pochádzajú od dvoch posudzovateľov, ktorí hodnotili 20 prípadov (pacientov) podľa rovnakej škály, kde hodnota 1 znamenala prítomnosť rizika vzniku dekubitov a hodnota 0 absenciu rizika vzniku dekubitov²⁵. Dáta uverejnené v článku sme zapísali do kontingenčnej Tabuľky 8.

Už z rozloženia dát v tabuľke vidíme, že nie symetrické, čo podľa vyššie uvedených informácií o indexoch napovedá, že aj keď bude percentuálny súhlas vyšší, koeficient kappa bude skreslený práve nesymetrickosťou prevalencie dát a koeficient AC_1 by mal toto skreslenie prekonať smerom k vyššej hodnote zhody.

Na základe výpočtov (uvedených v Apendixe 1²⁶) zisťujeme, že náš predpoklad je správny. Podľa percentuálneho súhlasu je zhoda medzi posudzovateľmi v hodnote $P_A = 0,8$, čo znamená, že posudzovatelia sa zhodli pri svojom hodnotení v 80 % prípadov. Výsledná hodnota koeficientu kappa v hodnote $\kappa = 0,474$ CI [0,013; 0,9346] hovorí, že zhoda medzi posudzovateľmi podľa kritérií McHughovej (ktorá je prísnejšia najmä ak ide o medicínsky výskum) je slabá a zároveň že tento súhlas je odlišiteľný od náhody. Po výpočte koeficientu $AC_1 = 0,68$ zisťujeme, že je naozaj vyšší ako koeficient kappa a tak je bližší k hodnote percentuálneho súhlasu, pričom berie do úvahy aj náhodný súhlas²⁷.

Uvedené rozdiely boli očakávané, pretože rôzne indexy zhody majú rôzny teoretický základ a rôzne predpoklady. Zhao et al. (2013) uvádzajú, že hlavný rozdiel medzi indexami zhody je v ich predpoklade o tom, ako sa správa posudzovateľ. Percentuálny súhlas predpokladá, že posudzovatelia nikdy nehádajú, t.j. nepodávajú náhodné hodnotenie, zatiaľ čo indexy, ktoré náhodu korigujú (kam radíme aj koeficient kappa a AC_1) predpokladajú, že posudzovatelia maximalizujú náhodné hodnotenie.²⁸ Podľa Krippendorffa (2004) korigovanie náhody v zho-

²⁵ V tomto prípade ide o dichotomizáciu priradených bodov v rámci škály.

²⁶ Apendix je dostupný online na <https://doi.org/10.13060/csr.2024.007>.

²⁷ V Apendixe 2 sme sumarizovali možnosti výpočtu týchto troch koeficientov v najčastejšie používaných štatistických programoch.

²⁸ Zhao et al. (2013) rozlišujú indexy korigujúce náhodu na indexy založené na kategóriách a indexy založené na distribúcii, pričom tie, ktoré sú založené na kategóriách predpokladajú rovnaké rozdelenie a indexy založené na distribúcii predpokladajú kvóty pri posudzovaní.

de medzi posudzovateľmi nie je všeliakom. Nakoľko náhoda môže znamenať rôzne veci, aj korekcie náhody sú rôzne, čím je vlastne meraná zhoda na mierne odlišných stupňoch. Tým pádom porovnávanie indexov v rôznych štúdiách presáva dávať zmysel, pretože už dopredu vieme, že indexy sa budú líšiť.

Môžeme však povedať, že ktorý index je pre kvantifikovanie najlepší? Vráťme sa naspäť k nášmu príkladu. Pri výbere indexu zhody je dôležitým krokom poznanie vybraného indexu a identifikovanie jeho predností ako aj slabín, k čomu mám možu pomôcť rôzne prehľadové články²⁹. Najnovšia štúdia Zhao et al. (2022) je jednou z nich. Títo výskumníci svojimi závermi potvrdili, že náhodný súhlas existuje a ak ho budeme prehliadať, tak percentuálny súhlas bude zhodu medzi posudzovateľmi nadhodnocovať. Zároveň na základe svojich zistení uvádzajú, že náhodná zhoda nie je až taká veľká, ako sa pôvodne predpokladalo. Vo svojom výskume (Zhao et al., 2022) v medzisubjektovom experimente³⁰ testovali vplyv troch faktorov (počet kategórií hodnotenia, skreslenie distribúcie a náročnosť úlohy) na výsledok 7 najznámejších indexov zhody medzi nimi aj na nami bližšie popísané indexy. Zistili, že každý z indexov zhody implikuje jeden alebo viac nesprávnych predpokladov o náhodnej zhode. Percentuálny súhlas ju prehliada, koeficienty S , I , a AC_1 sa nevhodne spoliehajú na kategórie a koeficienty π , κ a α ³¹ zase na skreslenie distribúcie. Obtiažnosť úlohy mala silný a pozitívny vplyv na náhodnú zhodu a všetky zahrnuté indexy, ktoré náhodnú zhodu korigujú, vôbec s obtiažnosťou úlohy neoperujú, dokonca sa spoliehajú na jej ľahkosť. Z testovaných indexov voči pravému skóre reliability vyšiel najlepší percentuálny súhlas ako najpresnejší prediktor spoľahlivosti a ako tretí najlepší aproximátor. Koeficient AC_1 bol druhým najlepším prediktorom a zároveň najlepším aproximátorom. No a zvyšné miesta v prvej top trojke patrili koeficientu S . Indexy π , κ a α si viedli horšie a to čiastočne preto, lebo zahŕňajú viac nesprávnych predpokladov.

Koeficient AC_1 odporúčajú uprednostňovať aj Konstantinidis et al. (2022), ktorí na základe simulácií uvádzajú, že pri nesymetrickej prevalencii je tento koeficient lepší než Fleissov koeficientom κ , Lightov koeficient κ a Congerov koeficient κ . Ak je však prevalencia symetrická, potom sú rozdiely medzi indexami zhody nízke, ale nakoľko nevieme, aká bude prevalencia v populácii, lepšie je použiť už spomínaný koeficient AC_1 . To je jedno z potvrdení toho, na čo upozorňujú kritici koeficientu kappa.

²⁹ Napríklad: Zhao (2011) sa vo svojom príspevku venuje koeficientu kappa a popisuje 14 paradoxov, ktoré ukazujú, že κ nie je všeobecným indikátorom a to cez matematické výpočty a základnú logiku; Zhao et al. (2013) vo svojej štúdii vysvetľujú rôzne nedostatky náhodne korigovaných koeficientov a to cez popísanie problémov a paradoxov s nimi spojených; van Oest (2022) matematicky porovnáva vážené koeficienty súhlasu a to vplyvom parametra sily, ako reálne mocninového parametra, ktorý zachytáva bežné váhové schémy (lineárne, kvadratické, identifikačné a radikálne); Zhao et al. (2022) poskytujú zistenia z experimentu ohľadom 7 indexov zhody voči pozorovanej reliabilite; Konstantinidis et al. (2022) porovnávajú odpovede viacerých posudzovateľov (2–5) v 20, 50, 300 a 500 pozorovaniach cez štyri základné indexy zhody.

³⁰ Experiment zahŕňal posudzovanie dĺžky tyčí, čo bolo navoliteľné programovo a tak existoval „zlatý štandard“. Išlo o medzisubjektový experiment $4 \times 8 \times 3$ so 4 subjektami v každej bunke.

³¹ Máme na mysli Krippendorffov koeficient α .

Koeficient AC_1 má aktuálne širokú podporu ale aj napriek tomu je ešte stále popularita koeficientu κ či percentuálneho súhlasu veľká. Pri percentuálnom súhlase to ale nemusí byť nakoniec taký veľký faux pas keď ho použijeme, ako sme už spomínali vyššie. Jeho popularitu je možné pripísať viacerým faktorom (Button et al., 2020). Za prvé, rady odborníkov sú zmätočné (ak medzi samými výskumníkmi – metodológmi panuje nezhoda v tom, aký index je najlepší, aj praktický výskumníci majú v tom zmätok). Za druhé, percentuálny súhlas je ľahko vypočítateľný a je všeobecne zrozumiteľný a tak je celkom logické, že výskumníci po ňom siahnu, pretože ho poznajú. A za tretie, percentuálna zhoda zodpovedá nášmu intuitívnemu chápaniu toho, čo znamená zhodnúť sa na niečom a to spôsobom, akým to pravdepodobnostné myslenie nedokáže. Popularitu pri koeficiente κ skôr pripisujeme tomu, že dlho nebol dostupný index zhody, ktorý by prekonal jeho spomínané paradoxy a tento koeficient je rozšírený všade: spomínajú ho učebnice metodológie, jeho výpočet obsahujú mnohé štatistické programy a ak ho výskumníci vidia použitý v iných štúdiách, jednoducho uveria „autorite“ a použijú ho ďalej bez jeho dôkladného poznania.

Podľa Zhao et al. (2013) však potrebujeme index založený na predpokladoch variabilnej náhodnosti a poctivých posudzovateľov a tiež potrebujeme, aby tento index ako hlavný faktor využíval stupeň náročnosti (obtiažnosť úlohy) a nie kategórie odpovedí či distribúcie odpovedí. Kým sa ale takého indexu dočkáme, musíme si vybrať to, čo najlepšie máme k dispozícii a to je aktuálne percentuálny súhlas spolu s koeficientom AC_1 .

Záver

Zhoda medzi posudzovateľmi ako téma zastáva svoju pozíciu v metodológii kvantitatívneho výskumu ako aj pri získavaní a analyzovaní kvalitatívnych dát. Zaradenie ďalšieho posudzovateľa do výskumu sa objavuje v mnohých oblastiach. S tým rastie aj množstvo výskumníkov, ktorí sa téme venujú a tak rastie aj množstvo informácií, ktoré sú k téme publikované, čo sťažuje orientovanie sa v nich. Cieľom tohto článku bolo sumarizovať základné teoretické vymedzenie zhody a zároveň popísať troch indexov (percentuálny súhlas, koeficient kap-pa a koeficient AC_1), ktoré slúžia pre jej kvantifikáciu. Pri následnom porovnaní týchto indexov boli potvrdené predpokladané rozdiely, na základe ktorých odporúčame v súčasnosti používať koeficient AC_1 doplnený percentuálnym súhlasom. Aj keď oba koeficienty majú svoje skreslenia, musíme si zatiaľ vystačiť s tým čo máme. Stále je tu ale potreba v tom, aby nové indexy vznikali, čo sa vlastne aj naďalej deje (napr. nový index od van Oesta, 2019).

Okrem výskytu nových indexov predpokladáme, že ďalšou témou, ktorú bude potrebné riešiť je rozmach umelej inteligencie a s ním prichádzajú na scénu aj e-posudzovatelia, pri ktorých je možné naprogramovať ich tak, že ich rozhodnutia či očakávania budú jasné a konzistentné. E-posudzovanie nie je však nová téma³²

³² Automatické skórovanie je používané často pri hodnotení položiek s konštruovanou odpoveďou vo vzdelávacích testoch.

a už dlhšiu dobu sa objavujú články, ktoré e-posudzovateľov zapájajú do výskumu. Predpokladáme, že táto téma naberie na intenzite a bude sa riešiť aj to, či sú existujúce indexy zhody vhodné pre e-posudzovateľov a či nebude potrebné vytvárať nové indexy s inými predpokladmi náhodnosti posudzovania.

LUCIA KOČIŠOVÁ pôsobí na Ústave experimentálnej psychológie Slovenskej akadémie vied, kde sa zameriava na výskum konceptov dôchodku. Dlhodobejšie sa zameriava na reliabilitu posudzovateľov v kvantitatívnom aj kvalitatívnom výskume.

ORCID: 0000-0002-8747-1651

Literatúra

- Altman, D. G. (1991). *Practical statistics for medical research*. Chapman & Hall.
<https://doi.org/10.1201/9780429258589>
- Bennett, E. M., Alpert, R. a Goldstein, A. C. (1954). Communications through limited-response questioning. *Public Opinion Quarterly*, 18, 303–308.
<https://doi.org/10.1086/266520>
- Bliese, P. D. (2000). *Within-group agreement, non-independence, and reliability: Implications for data aggregation and analysis*. In K. J. Klein a S. W. J. Kozlowski (eds.), *Multilevel theory, research, and methods in organizations: Foundations, extensions, and new directions* (s. 349–381). Jossey-Bass.
- Button, C. M., Snook, B. a Grant, M. J. (2020). Inter-rater agreement, data Reliability, and the crisis of confidence in psychological research. *The Quantitative Methods for Psychology*, 16(5), 467–471. <https://doi.org/10.20982/tqmp.16.5.p467>
- Byrt, T., Bishop, J. a Carlin, J. B. (1993). Bias, prevalence and kappa. *Journal of Clinical Epidemiology*, 46(5), 423–429. [https://doi.org/10.1016/0895-4356\(93\)90018-v](https://doi.org/10.1016/0895-4356(93)90018-v)
- Cicchetti, D. V. a Feinstein, A. R. (1990). High agreement but low kappa: II. Resolving the paradoxes. *Journal of Clinical Epidemiology*, 43(6), 551–558.
[https://doi.org/10.1016/0895-4356\(90\)90159-m](https://doi.org/10.1016/0895-4356(90)90159-m)
- Cígler, H. a Šmíra, M. (2015). Chyba měření a odhad pravého skóru. *Testforum*, 6, 67–84.
<https://doi.org/10.5817/TF2015-6-104>
- Cohen, J. (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 37–46. <https://doi.org/10.1177/001316446002000104>
- Conger, A. J. (1980). Integration and generalization of kappas for multiple raters. *Psychological Bulletin*, 88(2), 322–328. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.2.322>
- Cunningham, M. 2009. More than just the kappa coefficient: A program to fully characterize inter-rater reliability between two raters. *SAS Global Forum*, Paper 242-2009. <https://support.sas.com/resources/papers/proceedings09/242-2009.pdf>
- de Vet, H. C. W., Terwee, C. B., Knol, D. L. a Bouter, L. M. (2006). When to use agreement versus reliability measures. *Journal of Clinical Epidemiology*, 59(10), 1033–1039.
<https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2005.10.015>
- Dettori, J. R. a Norvell, D. C. (2020). Kappa and beyond: Is there agreement? *Global Spine Journal*, 10(4), 499–501. <https://doi.org/10.1177/2192568220911648>
- DeVellis, R. F. (2005). Inter-rater reliability. In K. Kempf-Leonard (ed.), *Encyclopedia of social measurement* (s. 317–322). Elsevier.
<https://doi.org/10.1016/B0-12-369398-5/00095-5>
- Di Eugenio, B. a Glass, M. (2004). The kappa statistic: A second look. *Computational Linguistics*, 30(1), 95–101. <https://doi.org/10.1162/089120104773633402>

- Feinstein, A. R. a D. V. Cicchetti. (1990). High agreement but low kappa: I. The problem of two paradoxes. *Journal of Clinical Epidemiology*, 43, 543–549. [https://doi.org/10.1016/0895-4356\(90\)90158-L](https://doi.org/10.1016/0895-4356(90)90158-L)
- Feng, G. C. (2013). Underlying determinants driving agreement among coders. *Quality and Quantity*, 47, 2983–2997. <https://doi.org/10.1007/s11135-012-9807-z>
- Feng, G. C. (2015). Mistakes and how to avoid mistakes in using intercoder reliability indices. *Methodology: European Journal of Research Methods for the Behavioral and Social Sciences*, 11(1), 13–22. <https://doi.org/10.1027/1614-2241/a000086>
- Fleiss, J. L., Levin, B. a Paik, M. C. (2003). *Statistical methods for rates & proportions*. Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/0471445428>
- Gálová, L. (2010, 3. február). Koeficient kappa – aplikačné možnosti, výhody a nevýhody [príspevok prednesený na konferencii]. 2. česko-slovenská konferencia doktorandů oborů pomáhajících profesí, Ostrava.
- Gisev, N., Bell, J. S. a Chen, T. F. (2013). Interrater agreement and interrater reliability: key concepts, approaches, and applications. *Research in Social & Administrative Pharmacy*, 9(3), 330–338. <https://doi.org/10.1016/j.sapharm.2012.04.004>
- Goodwin, L. D. (2001). Interrater agreement and reliability. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 5(1), 13–34. https://doi.org/10.1207/S15327841MPEE0501_2
- Graham, M., Milanowski, A. a Miller, J. (2012). *Measuring and Promoting Inter-rater Agreement of Teacher and Principal Performance Ratings*. Center for Educator Compensation and Reform. Stiahnuté 10. 2. 2023 z <http://es.eric.ed.gov/fulltext/ED532068.pdf>
- Gwet, K. L. (2002). Kappa Statistic Is Not Satisfactory for Assessing the Extent of Agreement between Raters. *Statistical Methods for Inter-Rater Reliability Assessment*, 1, 1–6. https://agreestat.com/papers/kappa_statistic_is_not_satisfactory.pdf
- Gwet, K. L. (2014, 12. december). Benchmarking agreement coefficients. *Inter-rater Reliability Blog*. <https://inter-rater-reliability.blogspot.com/2014/>
- Gwet, K. (2021). *Handbook of Inter-rater reliability. The definite guide to measuring the extent of agreement. Analysis of categorical rating*. Gaithersburg: AgreeStat Analytics.
- Hartmann, D. P., Barrios, B. A. a Wood, D. D. (2004). Principles of behavioral observation. In M. Hersen (ed.), *Comprehensive handbook of psychological assessment* (s. 108–137). John Wiley & Sons.
- Chan, D. (1998). Functional relations among constructs in the same content domain at different levels of analysis: A typology of composition models. *Journal of Applied Psychology*, 83(2), 234–246. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.83.2.234>
- Kočíšová, L. (2022). Reportovanie súhlasu posudzovateľov a spoľahlivosti posudzovateľov. *Testforum*, 15, 41–57. <https://doi.org/10.5817/TF2022-15-14647>
- Konstantinidis, M., Le, L. W. a Gao, X. (2022). An empirical comparative assessment of inter-rater agreement of binary outcomes and multiple raters. *Symmetry*, 14(2), 262. <https://doi.org/10.3390/sym14020262>
- Kottner, J. a Streiner, D. L. (2011). The difference between reliability and agreement. *Journal of Clinical Epidemiology*, 64(6), 701–702. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.12.001>
- Kottner, J., Audigé, L., Brorson, S., Donner, A., Gajewski, B. J., Hróbjartsson, A., Roberts, C., Shoukri, M. a Streiner, D. L. (2011). Guidelines for Reporting Reliability and Agreement Studies (GRRAS) were proposed. *Journal of Clinical Epidemiology*, 64(1), 96–106. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2010.03.002>
- Kozlowski, S. W. J. a Klein, K. (2000). A multilevel approach to theory and research in organizations: Contextual, temporal, and emergent processes. in K. J. Klein a S. W. J. Kozlowski (eds.). *Multilevel theory, research, and methods in organizations: Foundations, extensions, and new directions* (s. 3–90). San Francisco: Jossey-Bass.

- Kozlowski, S. W. a Hattrup, K. (1992). A disagreement about within-group agreement: Disentangling issues of consistency versus consensus. *Journal of Applied Psychology*, 77(2), 161–167. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.77.2.161>
- Krefting, L. (1991). Rigor in qualitative research: the assessment of trustworthiness. *American Journal of Occupational Therapy*, 45, 214–222. <https://doi.org/10.5014/ajot.45.3.214>
- Krippendorff, K. (1980). *Content analysis: An introduction to its methodology*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Krippendorff, K. (2004). Reliability in content analysis: Some common misconceptions and recommendations. *Human Communication Research*, 30(3), 411–433. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.2004.tb00738.x>
- Lance, C. E., Butts, M. M. a Michels L. C. (2006). The sources of four commonly reported cutoff criteria: what did they really say? *Organizational Research Methods*, 9(2), 202–220. <https://doi.org/10.1177/1094428105284919>
- Landis, J. R. a Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, 33(1), 159–174. <https://doi.org/10.2307/2529310>
- LeBreton, J. M. a Senter, J. L. (2008). Answers to 20 questions about interrater reliability and interrater agreement. *Organizational Research Methods*, 11, 815–852. <https://doi.org/10.1177/1094428106296642>
- Light, R. J. (1971). Measures of response agreement for qualitative data: Some generalizations and alternatives. *Psychological Bulletin*, 76(5), 365–377. <https://doi.org/10.1037/h0031643>
- Lincoln, Y. a Guba, E. G. (1985). *Naturalistic inquiry*. Sage. [https://doi.org/10.1016/0147-1767\(85\)90062-8](https://doi.org/10.1016/0147-1767(85)90062-8)
- Litwin, M. S. (1995). *How to measure survey reliability and validity*. Sage Publications. <https://doi.org/10.4135/9781483348957>
- Lombard, M., Snyder-Duch, J. a Bracken, C. C. (2002). Content analysis in mass communication research: An assessment and reporting of intercoder reliability. *Human Communication Research*, 28(4), 587–604. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.2002.tb00826.x>
- Ludbrook, J. (2002). Statistical techniques for comparing measures and methods of measurement: A critical review. *Clinical and Experimental Pharmacology and Physiology*, 29(7), 527–536. <https://doi.org/10.1046/j.1440-1681.2002.03686.x>
- Mandysová, P., Ehler, E. a Trejbalová, L. (2012). Česká verze Škály Bradenové: metodika překladu a shoda mezi posuzovateli. *Ošetrovatelstvo*, 2(4), 137–142.
- Martončík, M. (2019). *Validita merania v sociálnych vedách*. Prešovská univerzita.
- McDonald, N., Schoenebeck, S. a Forte, A. (2019). Reliability and inter-rater reliability in qualitative research: Norms and guidelines for CSCW and HCI practice. *Proceedings of the ACM on Human-Computer Interaction*, 72. <https://doi.org/10.1145/3359174>
- McHugh, M. L. (2012). Interrater reliability: the kappa statistic. *Biochemia Medica*, 22(3), 276–282. <https://doi.org/10.11613/BM.2012.031>
- Řehák, J. (1998). Kvalita dat I. Klasický model měření reliability a jeho praktický aplikační význam. *Sociologický časopis*, 34(1), 51–60. <https://doi.org/10.13060/00380288.1998.34.1.07>
- Scott, W. A. (1955). Reliability of content analysis: the case of nominal scale coding. *Public Opinion Quarterly*, 19, 321–325. <https://doi.org/10.1086/266577>
- Sim, J. a Wright, Ch. C. (2005). The kappa statistic in reliability studies: Use, interpretation, and sample size requirements. *Physical Therapy*, 85(3), 257–268. <https://doi.org/10.1093/ptj/85.3.257>
- Stemler, S. E. (2004). A comparison of consensus, consistency, and measurement approaches to estimating interrater reliability. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 9(4). <https://doi.org/10.7275/96jp-xz07>

- Syed, M. a Nelson, S. C. (2015). Guidelines for establishing reliability when coding narrative data. *Emerging Adulthood*, 3(6), 375–387.
<https://doi.org/10.1177/2167696815587648>
- Švaříček, R. a Šedová, K. a kol. (2007). *Kvalitativní výzkum v pedagogických vědách*. Portál.
- Tinsley, H. E. a Weiss, D. J. (1975). Interrater reliability and agreement of subjective judgments. *Journal of Counseling Psychology*, 22(4), 358–376.
<https://doi.org/10.1037/h0076640>
- Uebersax J. (2018, 19. september). *Raw Agreement Indices*.
<https://www.john-uebersax.com/stat/raw.htm>
- Urbánek, T., Denglerová, D. a Širůček, J. (2011). *Psychometrika: měření v psychologii*. Portál.
- van Oest, R. (2019). A new coefficient of interrater agreement: The challenge of highly unequal category proportions. *Psychological Methods*, 24(4), 439–451.
<https://doi.org/10.1037/met0000183>
- Vanacore, A. a Pellegrino, M. S. (2021). Benchmarking procedures for characterizing the extent of rater agreement: a comparative study. *Quality and Reliability Engineering International*, 38(3), 1404–1415. <https://doi.org/10.1002/qre.2982>
- Von Eye, A. a Mun, E. Y. (2005). *Analyzing rater agreement: Manifest variable methods*. Lawrence Erlbaum.
- Warrens, M. J. (2015). Five ways to look at Cohen's kappa. *Journal of Psychology & Psychotherapy*, 5(4), 1. <https://doi.org/10.4172/2161-0487.1000197>
- Wilhelm, A. G., Rouse, A. G. a Jones, F. (2018). Exploring differences in measurement and reporting of classroom observation inter-rater reliability. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 23(4). <https://doi.org/10.7275/at67-md25>
- Xie, Q. (2013, 4.–6. november). *Agree or disagree? A demonstration of an alternative statistic to Cohen's kappa for measuring the extent and reliability of agreement between observers* [príspevok prednesený na konferencii]. Federal Committee on Statistical Methodology Research Conference, The Council of Professional Associations on Federal Statistics, Washington, DC. https://nces.ed.gov/FCSM/pdf/J4_Xie_2013FCSM.pdf
- Xu, S. a Lorber, M. F. (2014). Interrater agreement statistics with skewed data: evaluation of alternatives to Cohen's kappa. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 82(6), 1219–1227. <https://doi.org/10.1037/a0037489>
- Zec, S., Soriani, N., Comoretto, R. a Baldi, I. (2017). High agreement and high prevalence: The paradox of Cohen's kappa. *The Open Nursing Journal*, 11, 211–218.
<https://doi.org/10.2174/1874434601711010211>
- Zhao, X. 2011 (11.–30. máj). *When to use Cohen's κ, if ever?* [príspevok prednesený na konferencii]. 61st annual conference of International Communication Association, Boston.
- Zhao, X., Feng, G. C., Ao, S. H. a Liu, P. L. (2022). Interrater reliability estimators tested against true interrater reliabilities. *BMC Medical Research Methodology*, 22(1), 232.
<https://doi.org/10.1186/s12874-022-01707-5>
- Zhao, X., Feng, G. C., Liu, K. a Deng, J. S. (2018). We agreed to measure agreement – redefining reliability de-justifies Krippendorff's alpha. *China Media Research*, 14(2), 1–15. <https://repository.um.edu.mo/handle/10692/25978>
- Zhao, X., Liu, J. S. a Deng, K. (2013). Assumptions behind intercoder reliability indices. *Annals of the International Communication Association*, 36(1), 419–480.
<https://doi.org/10.1080/23808985.2013.11679142>

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 zadefinovať 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 variáciu. V prípade, že variácia 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 variáciu (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 variácie bezobsahového súhlasu je v danom dátovom súbore prítomná. V prípade vyššej variácie bezobsahového súhlasu sa výsledky môžu skresliť na všetkých úrovniach – či už výsledky korelácií, testov rozdielov, faktorových nábojov a faktorovej štruktúry. Pokiaľ je však variácia 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

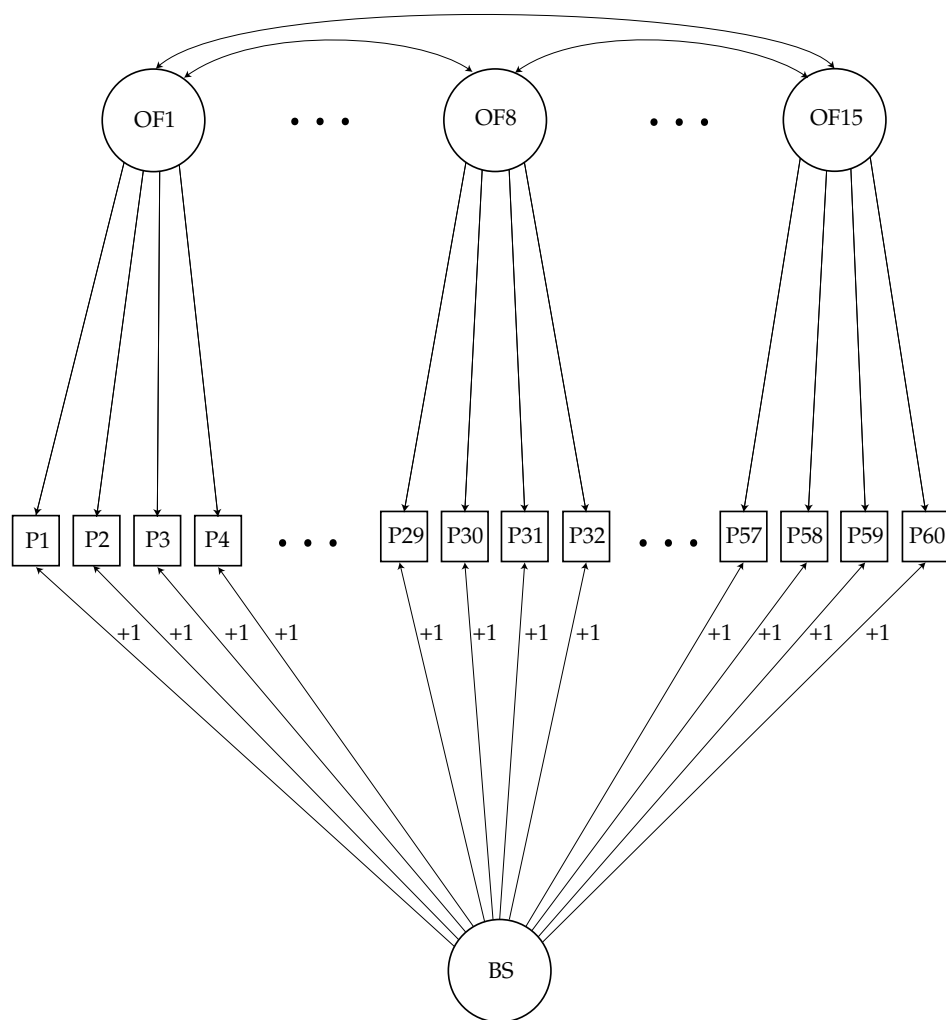
Poznámky: Položky označené (R) sú reverzné. Uvedené príklady sú s nerekodovanými reverznými položkami. V uvedených príkladoch bola použitá päťbodová Likertová škála, kde odpoveď 5 bola veľmi súhlasím.

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 poddajnosťou. 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 štruktúrneho 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>



Ladislav Holy: A Larger-Than-Life Character with Extremely Strong Opinions

An Interview with Kate Holy
(Featuring Petr Skalník)

Kate Holy, the widow of the renowned Czech-British anthropologist Ladislav Holý, lives in St Andrews in Scotland and administers the Ladislav Holy Memorial Trust,¹ established to promote anthropological research, at the Department of Social Anthropology, University of St Andrews. The Trust, founded in 1997 after Professor Holy's death, also administers the David Riches Medal for the best piece of postgraduate writing in social anthropology and sponsors the Ladislav Holy Memorial Lecture held at the University of St Andrews. The University Library's Special Collections unit houses the Ladislav Holy Archive, containing his fieldnotes, ethnographic material, correspondence, and a photographic collection from his Africanist fieldwork.

This interview started when I met with Kate Holy in November 2023 in St Andrews when I was preparing the publication of the Czech translation of Ladislav Holý's book *Anthropological Perspectives on Kinship* (Pluto Press, 1996; in Czech *Příbuzenství v antropologické perspektivě*, Karolinum Press, 2025). As the holder of the copyright for the texts and pictures from Ladislav Holý's fieldwork in Africa, Kate was so kind as to grant Karolinum Press, the Prague publisher, the rights to publish the pictures and materials from the archive. Kate and I had had a very interesting talk about Ladislav Holý and his life in Scotland and Czechoslovakia, and Kate agreed to answer a few questions for an interview. The interview continued via e-mail and was supplemented with additional answers to my questions provided by the Czech anthropologist Petr Skalník. I also interviewed Eliška Fučíková, the sister of Alice Fučíková, who was the first wife of L. Holy. I would like to express my gratitude to Kate Holy, Eliška Fučíková, and Petr Skalník, for all their helpfulness and kindness.

* * *

How did you meet Ladislav Holy? What was your life together like?

Ladislav and I lived in the same village in Fife – in Kingsbarns.² I knew him and his wife, Alice [Fučíková], a bit – not as close friends but as acquaintances.

¹ Ladislav Holy Memorial Trust <https://lhmt.org.uk/>.

² Kingsbarns is a village in the county of Fife, about 11 kilometres from St Andrews, Scotland.

After Alice³ died and my husband left me, a mutual friend had us to dinner and eventually Ladislav and I formed a relationship. He had to learn to get along with my young children, and although we were very close, we retained our two houses, where he could work in his own study with his dog, and I could be with my children and cats! However, we spent most of our waking time together and were very happy. We holidayed together and he introduced me to his friends and relatives in Prague and, of course, he met all my family, too. After two years we learned he had terminal prostate cancer and this brought us even closer, and he spent the last six months of his life, when he became unwell, finally living in my house.

When you met Ladislav, did you know he was a Czech emigrant? Could you tell by his accent? Was there something about him that reminds you he was Czech?

I always knew that Ladislav was Czech and cannot remember when I heard this first. He told me the story of his and Alice's exile during the Communist times⁴ before I had a relationship with him. He had a very strong Czech accent always, even though his English was pretty good.

Did you talk with Ladislav about his work? Was he working on his last book while you were living together?

I did talk about Ladislav's work with him and in fact he worked on a number of books in our time together – his Czech nation book⁵ and various essays. I corrected the English in his work, which was sometimes a bit eccentric. I also, as he became more ill, typed his work by dictation. The last work was an essay on the nature of 'home', edited by his colleague Nigel Rapport.⁶

Whom did he consider his teachers?

I don't know the answer about who he considered to be his teachers. He certainly knew Ernest Gellner. Petr Skalník might know more about this.

Petr Skalník: Ladislav and Milan Stuchlík studied ethnography and archaeology. In ethnography, they were probably pupils of Karel Chotek and Otakar Pertold,

³ Alice Fučíková, Ladislav Holý's first wife.

⁴ 'Ladislav and Alice did not return to Czechoslovakia after Ladislav's tenure as head of the Livingstone Museum in Zambia ended in 1968. After learning no position had been kept for him in Prague, he decided to move to the United Kingdom.' (from the interview with E. Fučíková, 13 November 2024). 'Alice visited Prague from Zambia in the early 1970s. In the winter of 1989, Ladislav and Alice visited Prague together after they, as British citizens, paid a ransom in 'small Pound notes' (as Ladislav ironically told me) to the Czechoslovak Embassy in London.' (from e-mail correspondence with P. Skalník, 29 May 2025).

⁵ Holý, L. (2001). *Malý český člověk a velký český národ: Národní identita a postkomunistická transformace společnosti* (translated by Z. Uherek). Sociologické nakladatelství (SLON).

⁶ Holý, L. (1998). The metaphor of 'Home' in Czech nationalist discourse, in Nigel Rapport – Andrew Dawson (eds), *Migrants of Identity: Perceptions of 'Home' in a World of Movement* (pp. 111–137). Berg.

or Drahomíra Stránská. But Ladislav never mentioned his teachers. He was self-taught in social anthropology and African studies. I say this as his pupil and a person who was in contact with him until 1996 (the last time I saw him was at EASA in Barcelona⁷). I used to visit Kingsbarns, staying with Alice and Ladislav and later only Ladislav, but earlier I also attended the annual conference of the Association of Social Anthropologists in Edinburgh in 1980 on folk models, co-organised by both Ladislav and Milan Stuchlík. Stuchlík died the same year. The book *Actions, Norms, and Representations*,⁸ resulting from their close cooperation, had to be finished by Ladislav alone.⁹

Ladislav did his fieldwork in Africa – first with the Berti in Sudan and later with the Toka in Zambia. Did he keep coming back to his African ‘fields’ after he came to the UK in 1968?

I think he visited Sudan for the sixth time after leaving the Livingstone Museum, as his final field trip there concluded in 1986 and he finished writing his book *Religion and Custom in a Muslim Society*¹⁰ not long after his first wife Alice’s death in 1990. As I understand it, his work on the Toka was carried out earlier, while he was the Director of the Livingstone Museum, and his book on the Toka was published earlier than his book on the Berti, in 1986.¹¹

Did Ladislav return to the Czech Republic before 1989? Did he keep in touch with Czech scholars or institutions?

Ladislav was unable to return to the Czech Republic prior to 1989 and he and Alice had been sentenced to prison and their property confiscated when he decided not to return there after 1968, when he left his role at the Livingstone Museum in Zambia. This had to be administratively sorted out after the Velvet Revolution so they were able to return. (See footnote 4.)

How did he remember Czechoslovakia? How did he feel about the dissolution of Czechoslovakia?

Ladislav was a larger-than-life character with extremely strong opinions. He spoke of political developments in (then) Czechoslovakia, in particular during the Soviet era, with anger and horror. He was a big supporter of the Prague Spring and devastated at the subsequent occupation by the USSR. He was never afraid to speak his mind. He was also very dismissive of Slovakia separating from the union and thought they would do very badly on their own.

⁷ Conference of the European Association of Social Anthropologists in Barcelona in 1996 <https://easaonline.org/conferences/easa1996/>.

⁸ Holy, L., & Stuchlík, M. (1983). *Actions, norms and representations. Foundations of anthropological inquiry*. Cambridge University Press.

⁹ From e-mail correspondence with Petr Skalník on 23 August 2024 and 29 May 2025.

¹⁰ Holý, L. (1991). *Religion and custom in a Muslim society: The Berti of Sudan*. Cambridge University Press.

¹¹ Holy, L. (1986). *Strategies and norms in a changing matrilineal society. Descent, succession and inheritance among the Toka of Zambia*. Cambridge University Press.

Petr Skalník: Ladislav attended the 2nd EASA conference in Prague in the summer of 1992. I was present at his discussion with Ernest Gellner, where they agreed that the division of Czechoslovakia would be quite acceptable. It came about by the end of the same year.

Did Ladislav follow the developments in Czechoslovakia during and after 1989? Did he ever consider going back to Czechoslovakia/the Czech Republic after 1989?

He stayed in touch with all his friends and family before and after 1989 so was in close touch with all the events there. However, he had made his own life in Scotland and, to my knowledge and in my time, had no thoughts of returning permanently to Czechoslovakia/Czech Republic after 1989. He visited regularly and lived there for six months in 1991/2 while writing his book *The Little Czech and the Great Czech Nation*. So, his links were very close. What he might have done if Alice had not died and he had not become ill, I can't tell. All his life he was a Czech. He spoke English with a strong Czech accent, and he identified as Czech.

Did you visit Prague with him? How did you like it?

I visited Prague with him on a few occasions with my children and Ladislav. I loved Prague. All Ladislav's family and friends were very welcoming to me and I have stayed in touch with some of them. This was in the 1990s before Prague became a strong tourist destination. I loved its beauty, its art, and the friendliness of all I met.

Ladislav Holy had lived in Scotland since 1979. What was his relationship to his 'second homeland'? What did he like and dislike about Scotland?

Ladislav loved the outdoors and the countryside and loved living in and near places where he could walk and hike. He definitely considered Scotland his home, despite having a close relationship with his natal homeland. I can't think of anything about Scotland he disliked. He was pretty scathing about all governments and politics. He very much enjoyed being the founder of the Social Anthropology Department at St Andrews, though the admin drove him crazy. All his staff were very fond of him and respected him. He was a very unusual and freely spoken man and often said things that other people would be worried to say.

Apart from the scholarly literature – did he read fiction? What genres/authors did he like?

He basically read anthropology. I never saw Ladislav reading any fiction. He did read other non-fiction concerning botany and gardening.

Petr Skalník: He once mentioned to me that he preferred reading other people's anthropology monographs, in particular 'We, the Tikopia'.¹²

¹² Firth, R. (1936). *We, the Tikopia. A sociological study of kinship in primitive Polynesia*. George Allen and Unwin, Ltd.

Can you tell me more about Ladislav's gardening? What did he grow? What did he like about his garden?

I can only tell you that when I met Alice and Ladislav they were very keen gardeners and their garden was both beautifully designed and able to provide them with fruit and vegetables. Alice was very creative. She made Ladislav's clothes, she cooked beautiful meals and gardened, as well as being extremely clever herself.

Petr Skalník: It was mostly Alice who did the gardening.

The Ladislav Holy Memorial Trust was established at the University of St Andrews after Ladislav's death. How does it work? What are the main activities of the Trust?

I established the Ladislav Holy Memorial Trust in 1998, after Ladislav died, together with Roy Dilley, now Professor Dilley, who worked with Ladislav in the Department and was a close friend. It is an independent charity. An ex-student of Ladislav donated generously after the fund was set up. We have invested the money and spend it on grants to students and staff at the University of St Andrews. Grants for undergraduates and master's students to help with their fieldwork expenses was the first aim. We also expanded to supporting staff conferences and postgraduate workshops.¹³ We make an award every year for the best PhD chapter for students who have not yet submitted their PhDs. This is called the David Riches Memorial Medal¹⁴ – Riches was the first anthropologist to join Ladislav at St Andrews when the Department started. The grant awards are mediated by external assessors.

You mentioned the Trust supports the fieldwork of undergraduates and master's students of anthropology at St Andrews. Are there any typical fields or topics among anthropology students today?

I don't think so. There has always been a wide variety of topics that students are interested in, and this is one of the pleasures of being able to financially support some of them over the years.

Thank you very much for your answers!

*The interview was conducted by Lenka Jakoubková Budilová
Faculty of Humanities, Department of Social
and Cultural Anthropology, Charles University
lenka.jakoubkovabudilova@fhs.cuni.cz*

¹³ Student Travel and Research Fund, Ladislav Holy Memorial Trust: <https://lhmt.org.uk/student-travel-fund/>.

¹⁴ David Riches Postgraduate Medal, Ladislav Holy Memorial Trust: <https://lhmt.org.uk/david-riches-postgraduate-medal/>.



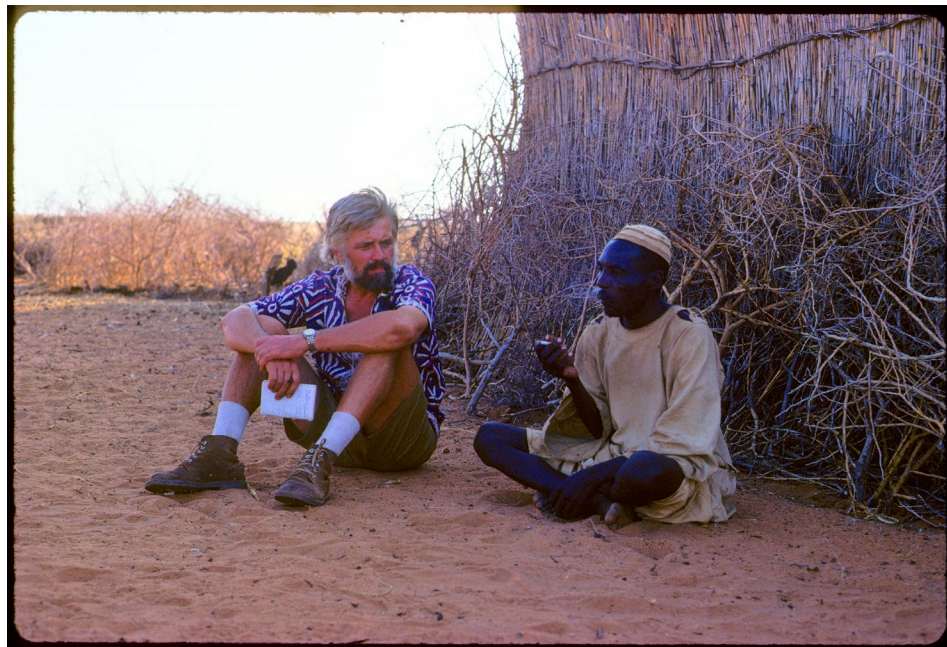
Ladislav Holý, Berti tribe, Sudan. Courtesy of the University of St Andrews Libraries and Museums, ID: 2013-7-112.¹⁵

© Ladislav Holy Estate

A short biography and selected bibliography of Ladislav Holý

Ladislav Holý was born in 1933 in Prague. He began his professional career at the Faculty of Arts, Charles University, and worked mainly for the Czech Academy of Sciences. He also worked for the Náprstek Museum in Prague. He started his fieldwork with the Berti of Sudan in 1961 with the support of the Czechoslovak Academy of Sciences and in 1965 with the support of the International African Institute of London. In 1968 he became the director of the Livingstone Museum in Zambia. After Warsaw Pact troops invaded Czechoslovakia in August 1968, he decided not to return to his homeland. When his tenure ended in Zambia, he emigrated to the United Kingdom and after a stint at Cambridge obtained an academic position in the Department of Social Anthropology at Queen's University of Belfast in Northern Ireland. In Belfast, Holý was joined by Milan Stuchlík, with whom he had a lifelong friendship. Holý and Stuchlík worked in the Department

¹⁵ We thank Ms. Kate Holy, who manages the Ladislav Holy Estate, for permission to use the photographs. The digitization of the photographs was carried out by the staff of the University of St Andrews libraries and museums.



Ladislav Holý talking to a member of the Berti tribe, Sudan. Courtesy of the University of St Andrews Libraries and Museums, ID: 2013-7-119.

© Ladislav Holy Estate

of Social Anthropology and published together until Stuchlík's untimely death in 1980.

In 1979, Ladislav Holý began lecturing at the University of St Andrews in Scotland, where he built the Department of Social Anthropology. In 1987 he was appointed a professor and named the head of the Department. Holý and his wife, Alice, settled near the town of St Andrews, where they built a beautiful garden with statues of Jan Koblasa, another Czech émigré, who was Ladislav's friend. Alice, who had accompanied him on most of his fieldwork, died in 1990. After her death, Ladislav met Kate Mortimer, with whom he spent the last years of his life, and the couple married in 1996, a few months before his death. Ladislav Holý died on 13 April 1997 at the age of 64.

Ladislav Holý contributed to the development of social anthropology mainly with his Africanist research on the Sudanese Berti and Zambian Toka, but also with more theoretically oriented writings (most notably, *Actions, Norms, and Representations*, with M. Stuchlík, Cambridge University Press, 1983), including works on the theory of kinship. Although he visited Czechoslovakia before and after the Velvet Revolution in 1989 to do his last research, his work is not very well known in the Czech academic environment. So far, only one of his many books has been

translated into Czech – *Malý český člověk a skvělý český národ* (*The Little Czech and the Great Czech Nation*, 1996; in Czech 2001, reprinted in 2024). The publication of *Kinship in Anthropological Perspective* (1996) in Czech (*Příbuzenství v antropologické perspektivě*, Karolinum, 2025), Holý's last – and distinctly theoretical – work, will help to fill this empty space.

Ladislav Holý's bibliography

Books, edited volumes

- Holý, L. (1963). *Rozpad rodového zřízení ve východoafrickém Mezijezeří*. Nakladatelství Československé akademie věd.
- Holý, L. (1964). *Etnografie mimoevropských oblastí (vývoj společnosti a kultury) I. Afrika*. Státní pedagogické nakladatelství.
- Holý, L. (1966). *The art of Africa: Masks and figures from Eastern and Southern Africa*. Paul Hamlyn. Littlehampton Book Services, Ltd.
- Holý, L., & Darbois, D. (1967). *Afrikanische Plastik – Das Kunstschaffen der ost- und südafrikanischen Stämme*. Artia Verlag.
- Holý, L., & Stuchlík, M (Eds.). (1968). *Social stratification in Tribal Africa* (translated from Czech by J. Turner-Kadečková). Academia, nakladatelství Československé akademie věd.
- Holý, L. (1971). *Zambian traditional art*. Zambia Information Service.
- Holý, L. (1974). *Neighbours and kinsmen: A Study of the Berti people of Darfur*. C. Hurst & Company.
- Holý, L. (Ed.). (1975). *Emil Holub's travels North of the Zambezi, 1885–1886* (translated from the German by C. Johns). Manchester University Press for the Institute for African Studies, University of Zambia.
- Holý, L. (Ed.). 1976. *Knowledge and behaviour* [Queen's University of Belfast Papers in Social Anthropology 1]. Queens University.
- Holý, L. (Ed.) 1979. *Segmentary lineage systems reconsidered*. Quenn's University of Belfast.
- Holý, L., & Stuchlik, M. (Eds.). (1981). *The structure of folk models* [ASA Monographs in Social Anthropology 20]. Academic Press.
- Holý, L., & Stuchlik, M. (1983). *Actions, norms and representations. Foundations of anthropological inquiry*. Cambridge University Press.
- Holý, L. (1986). *Strategies and norms in a changing matrilineal society. Descent, succession and inheritance among the Toka of Zambia*. Cambridge University Press.
- Holý, L. (Ed.). (1987). *Comparative anthropology*. Blackwell.
- Holý, L. (Ed.). (1989). *Kinship, honour and solidarity: Cousin marriage in the Middle East*. Manchester University Press.
- Holý, L. (1991). *Religion and custom in a Muslim society: The Berti of Sudan*. Cambridge University Press.
- Holý, L. (1996). *The little Czech and the great Czech nation: National identity and the post-communist social transformation*. Cambridge University Press.
- Holý, L. (2001). *Malý český člověk a skvělý český národ: Národní identita a postkomunistická transformace společnosti* (translated from English by Z. Uherek). Sociologické nakladatelství (SLON).
- Holý, L. (1996). *Anthropological perspectives on kinship*. Pluto Press.
- Holý, L. (2025). *Příbuzenství v antropologické perspektivě* (translated from English by L. J. Budilová). Karolinum Press.

Articles

- Holý, L. (1957). Získávání a zpracování železa u východoafrických Bantu. *Československá etnografie*, V(3,4), 273–288, 348–368.
- Holý, L. (1958). Získávání a zpracování železa u východoafrických Bantu. *Československá etnografie*, VI(2–4), 144–162, 270–280, 381–395.
- Holý, L. (1962). Etnografický výzkum v Súdánské republice. *Československá etnografie*, X(3), 255–264.
- Holý, L. (1962). Local communities among the Berti. *Annals of the Náprstek Museum*, 1(1), 37–52.
- Holý, L. (1962). Zásobování vodou – důležitý činitel ekonomického rozvoje. *Československá etnografie*, X(2), 166–177.
- Holý, L., & Stuchlík, M. (1964). Co je a co není etnografie. Příspěvek k diskuzi o vztahu etnografie a sociologie. *Český lid*, 51, 228–233.
- Holy, L. (1967). Social consequences of Dia among the Berti. *Africa*, 37, 466–479.
- Holy, L., & Blacking, J. (1974). Explanation through comparison. *Journal of Comparative Family Studies*, 5(1), 57–60.
- Holy, L. (1976). Kin groups: structural analysis and the study of behavior. *Annual Review of Anthropology*, 5, 107–131.
- Holy, L. (1980). Drought and change in a tribal economy: the Berti of northern Darfur. *Disasters*, 4(1), 65–71.
- Holy, L. (1983). Symbolic and non-symbolic aspects of Berti space. *Man*, 18, 269–288.
- Holy, L. (1983). Strategies of drought management in a dry savannah agricultural society: Berti of Darfur. *Sudan Notes and Records*, 64, 165–189.
- Holy, L., & Jedrej, C. (1987). The Podhale School of Anthropology. *Anthropology Today*, 3(3), 18.
- Holy, L. (1989). Culture, cognition and practical interaction. *Cultural Dynamics*, 2, 265–285.
- Holý, L. (1991). Kulturní konstrukce reality – čarodějnictví. *Národopisný věstník*, VIII (50), 69–83.
- Holý, L. (1991). Svoboda, národ a jednotlivec. *Český lid*, 78(2), 73–78.
- Holy, L. (1994). Metaphors of the natural and the artificial in Czech political discourse. *Man*, 29, 809–829.

Book chapters

- Holy, L. (1979). Changing norms in matrilineal societies: the case of Toka inheritance. In D. Riches (Ed.), *The conceptualisation and explanation of processes of social change* (pp. 83–105). [Queen's University of Belfast Papers in Social Anthropology 3]. Queens University.
- Holy, L. (1979). The segmentary lineage structure and its existential status. In L. Holy (Ed.), *Segmentary lineage systems reconsidered* (pp. 1–22). [The Queen's University of Belfast Papers in Social Anthropology 4]. Queens University.
- Holy, L. (1979). Nuer politics. In L. Holy (Ed.), *Segmentary lineage systems reconsidered* (pp. 23–48). [The Queen's University of Belfast Papers in Social Anthropology 4]. Queens University.
- Holy, L., & Stuchlík, M. (1981). The structure of folk models. In L. Holy & M. Stuchlík (Eds.), *The structure of folk models* (pp. 1–34). [ASA Monographs in Social Anthropology 20]. Academic Press.
- Holy, L. (1984). Theory, methodology and the research process. In R. Ellen (Ed.), *Ethnographic research: A guide to general conduct* (pp. 13–34). Academic Press.

- Holy, L. (1985). Fire, meat, and children. The Berti myth, male dominance, and female power. In J. Overing (Ed.), *Reason and morality* (pp. 180–199). Tavistock Publications.
- Holy, L. (1985). Power, agnation and marriage in the Middle East. In R. Fardon (Ed.), *Power and knowledge: Anthropological and sociological approaches* (pp. 103–125). Scottish Academic Press.
- Holy, L. (1987). Decline of reciprocal farm labour among the Berti. In L. O. Manger (Ed.), *Communal Labour in the Sudan* (pp. 26–52). [Bergen Studies in Social Anthropology, 41]. University of Bergen.
- Holy, L. (1987). Description, generalization and comparison. In L. Holy (Ed.), *Comparative anthropology* (pp. 1–21). Blackwell.
- Holy, L. (1988). Cultivation as a long-term strategy of survival: the Berti of Darfur. In D. H. Johnson & D. Anderson (Eds.), *The ecology of survival: Case studies from Northeast African history* (pp. 135–154). Lester Crook.
- Holy, L. (1990). Strategies for old age among the Berti of the Sudan. In P. Spencer (Ed.), *Anthropology and the riddle of the Sphinx: Paradoxes of change in the life course* (pp. 167–182). [ASA Monographs in Social Anthropology 28]. Routledge.
- Holy, L. (1992). Berti dream interpretation. In M. C. Jedrej & R. Shaw (Eds), *Dreaming, religion and society in Africa* (pp. 86–99). E. J. Brill.
- Holy, L. (1992). Culture, market ideology and economic reform in Czechoslovakia. In R. Dilley (Ed.), *Contesting markets: Analyses of ideology, discourse and practice* (pp. 231–243). Edinburgh University Press.
- Holy, L. (1993). The end of socialism in Czechoslovakia. In C. Hann (Ed.), *Socialism* (pp. 204–217). *Ideals, ideologies, and local practice*. Routledge.
- Holý, L. (1994). Vstup do moderní sociální antropologie. In L. Hrdý, V. Soukup & A. Vodáková, *Sociální a kulturní antropologie* (pp. 9–12). Sociologické nakladatelství (SLON).
- Holy, L. (1998). The metaphor of 'home' in Czech nationalist discourse. In N. Rapport & A. Dawson (Eds), *Migrants of identity: Perceptions of 'home' in a world of movement* (pp. 111–137). Berg.
- Holy, L. (1999). Contextualisation and paradigm shifts. In R. Dilley (Ed.), *The problem of context* (pp. 47–60). Berghahn.

Michal Synek, Dana Hradcová: *Souostroví / postižení / veřejnosti*

Praha, Display – sdružení pro výzkum a kolektivní praxi 2023, 378 s.

Knihla vznikla se záměrem pochopit tichý souhlas české společnosti s institucionizací osob označených za mentálně postižené v pobytových službách a narušit nedostatečnou pozornost, která je v naší společnosti institucionizaci postižení věnována. Autoři formulují kritický postoj k nezájmu o životní osudy lidí žijících v pobytových sociálních službách a zároveň vyjadřují naději, že jejich svědectvím o životních podmínkách v těchto zařízeních, které na stranách publikace sdílí, tuto situaci mohou proměnit. Cílem textu není formulace ideových východisek a na nich založených řešení, ale spíše otevírání prostoru pro kladení si otázek a prozkoumávání různých perspektiv, přičemž v centru jsou potřeby a zájmy lidí označených za mentálně postižené.

V úvodu autoři nabízí své teoretické vhledy do tématu založené na teoriích technologie vládnutí a studiích disciplinárních diskurzů. Kladou si otázku, jak probíhá objektivace těch, kteří byli označeni za subjekty, které nejsou schopny si osvojit plnou kognitivní abilitu. Postižení chápou jako kvaziobjekt, který byl lidské bytosti připsán, přidělen a je spoluutvářen v interakci s dalšími subjekty, „v jednom prostoru postižení“. Dalším teoretickým východiskem jsou studia péče a etika péče, zejména koncept „záležitosti péče“ autorky Maríi Puig de la Bellacasa, kladoucí důraz na spoluutváření. Autoři se hlásí ke kritickému, vnitřně disentuujícímu zkoumání, ke starosti o souostroví postižení. Nabízí náhradu sociálního modelu postižení v podobě ontologického obratu/návratu k materiálnímu světu, který lidé s postižením obývají, a k významu tělesných životních zkušeností. Sociální model nahrazují poststrukturalistickou perspektivou, asambláží postižení závisící na relativní pevnosti konstitutivních sociomateriálních vztahů. To jim umožňuje další teoretizování postižení s využitím východisek sociální topologie s cílem porozumět veřejné povaze mentálního postižení a veřejnosti jako činiteli žádoucích změn.

Druhá kapitola popisuje praxi podpory autonomie v chráněném bydlení, které má být dosahováno skrze individuální plánování a podporu samostatného rozhodování. Zamýšlí se nad standardizovanými a byrokratizovanými úkony, nad rolí „papírování“, nad konstruováním „papírového jedince“ jako nad mechanismem udržování diskurzu o mentálním postižení. Autoři s využitím Foucaultovy analýzy vládnutí upozorňují na paradox požadavku na emancipaci uživatelů sociálních služeb od zneschopňujících podmínek v kontextu služeb spoluvytvářejících diskurz postižení. Autory zajímá především to, jak probíhá opakované spoluutváření postižení jako „trojicové objekto/subjektové hry“, jak se otiskuje do každodennosti služeb a je jimi udržováno. Jejich metodologický postup jim umožňuje formulovat kritiku pojetí autonomie jako nezávislosti na vztazích podpory a očekávání normalizované výkonnosti v oblasti racionálních voleb, pozorovanou v praxi individuálního plánování a podpory samostatného rozhodování v kontextu praxe sociálních služeb. Nabízí alternativu autonomie, kterou označují jako „postupné přepojování dílčích podpůrných vazeb“.

Třetí kapitola nabízí pohled do života v domově pro osoby se zdravotním postižením naplňujícím rysy Goffmanovy totální instituce. Autor a autorka si kladou otázku, jak se „promění příběh o moci a marginalizaci, když namísto ovládnutí vlastního místa zdůrazníme jeho sdílení“. V etnografickém výzkumu se zabývají praktikami každodennosti spojenými s bydlením a údržbou v jednom z domovů pro osoby se zdravotním postižením, a to z perspektivy jeho obyvatel. Jinými slovy je zajímavá, jak se „uživatelé sociálních služeb“ zabydlují v budově, kde „pro jejich verzi domova zbývá jen málo místa“, a jaké možnosti dosahování institucionální změny mají. Na příbězích obyvatel domova ukazují, v souladu s Latourem, že atribuce místa je prvním krokem k institucionální změně, „přebudování státu“.

Čtvrtá kapitola vypráví příběh vzniku a vývoje pobytových služeb pro osoby označené za mentálně postižené, souvisejících prostorových efektů a jejich prožívání v každodenním životě. Téma je zasazeno do kontextu historického vývoje péče o osoby označené jako mentálně postižené, který byl založen na principu regionálního zjednávání postižení v podobě ústavní klauzury v periferních lokalitách, který se jeví jako výrazně odolný. Odolnost prokazuje zejména s ním propojený regionální systém socioekonomických vztahů a zájmů. Ukazují, jak se v případě zkoumaného ústavu funkce výchovné klauzury proměnila ve „vytěžování postižených“, jež je podle jejich závěru hlavním motorem pokračující prosperity ústavů a pokračujícího vymistování lidí s postižením. Jako východisko institucionalizace nabízí budování podpůrných lokálních relací, nové městské veřejnosti bez autoritativní kontroly síťování a oceňování expertnosti na základě zkušenosti.

Jako reprezentantky oboru sociální práce jsme se zamýšlely nad rolí a perspektivou sociálních pracovníků a pracovníc. Ocenily bychom, pokud by text pracoval i s perspektivou a zkušeností těch, kteří již dnes přistupují k autonomii lidí s postižením jako síťové/vztahové, jsou kritičtí k dominanci chráněných bydlení v systému služeb a individualistickému pojetí autonomie. V knize je akcentována vedle lidí označených za postižené zkušenost aktivních rodičů a jejich boj za komunitní služby. I mnoho sociálních pracovníků, pracovníc a organizací „ušlo kus cesty“ a naráží na překážky různých socioekonomických zájmů a vztahů a priorit.

Spoluutváření služeb pro lidi označené za postižené a demokratizace spolu-práce při tvorbě městské sociální politiky je zatím spíše ideálem než praxí. Zároveň autoři považují inkluzi za nedostatečný koncept, který by měl být nahrazen budováním sounáležitosti s místní komunitou.

Kniha Michala Synka a Dany Hradcové je originálním a angažovaným příspěvkem k diskusi o možnostech soužití umožňujícího sdílení „tělesné a kognitivní mnohočetnosti“, ale především výzvou ke sdílené odpovědnosti. Z důvodů „číhající disability“ a „číhající institucionalizace“ jako jednoho z možných horizontů v našich životech je to téma vysoce relevantní nejen pro sociální vědce. Jako představitelky oboru sociální práce bychom si přály, aby se kniha stala jedním ze zdrojů reflexe stávajícího zacházení s postižením (mnohdy založeném na umlčo-

vání a epistemické nespravedlnosti) pro studující, praktikující i bádající v našem oboru, ale i inspirací pro hledání způsobů nových, které jsou založeny na sdílené odpovědnosti a soužití v mnohočetném městském prostoru.

Alice Gojová, Zuzana Broskevičová
Fakulta sociálních studií Ostravské univerzity
alice.gojova@osu.cz
zuzana.broskevicova@osu.cz

Martin Buchtík: *Různá vyprávění o jedné společnosti*

Praha, MDA: Friedrich-Ebert-Stiftung 2023, 115 s.

Martin Buchtík, kterého čtenářstvu Sociologického časopisu netřeba představovat, vměstnal do stísněného prostoru 115 stran hodnotné dílo. Jeho kniha je čtenářsky dostupná i pro sociálněvědní začátečníky, či dokonce úplné laiky, na druhé straně ji však lze vřele doporučit i odborníkům s dlouholetou praxí. Buchtíkův text totiž nabízí dosti komplexní obraz české společnosti, což je v dnešních sociálních vědách, jejichž publikační výstupy mají, zdá se mi, stále častěji úzké tematické zaměření, skvělý počin.

Kombinuje kvalitativní a kvantitativní výzkumný design, autor vyvrací dosti rozšířený omyl, a to že je česká společnost silně polarizovaná na dva, navzájem téměř nenávidějící se, tábory. Namísto toho přesvědčivě ukazuje, že je spíše dosti fragmentovaná. Uvádí, že názory na celospolečenskou otázku X velmi často nemohou předjímat odpověď daného člověka na celospolečenskou otázku Y. V tomto ohledu je zajímavé, avšak ne zcela nečekané Buchtíkovo zjištění, že největší prediktivní sílu ve vztahu k dalším politickým tématům má u Čechů jejich hodnocení devadesátých let.

Autor také čtenáři předkládá tři oblasti, v názoru na něž se česká společnost reálně štěpí. Jsou to vztah k EU, otázka stejnopohlavních manželství a geopolitické směřování země. V případě posledního zmíněného pak vyvrací značně rozšířené vnímání, že je v České republice velká skupina otevřeně proruský smýšlejících občanů. Naopak dokládá, že jde v zásadě o – co do počtu – zanedbatelnou část populace. Česká společnost se totiž v rámci zahraniční orientace dělí na tábor ryze prozápadní a tábor tzv. třetí cesty. Občané zastávající tuto názorovou pozici uvádějí, že není třeba přiklonit se na jednu nebo druhou stranu (Západ či Východ) a často také akcentují určité negativní trendy v západních zemích (k nimž česká společnost především v raných porevolučních letech téměř en bloc vzhlížela).

Vedle tematických oblastí, které českou společnost reálně dělí, je pak možná ještě zajímavější zastavit se u těch, které ji dělí domněle. Tj. občané tato témata

považují za důležitá, jsou toho názoru, že společnost rozdělují, reálně tomu tak ale není a společnost jako celek si myslí v zásadě to stejné.

Jednou z těchto oblastí je vnímání politiků. Česká společnost en bloc je totiž vnímá negativně. Lidé považují téma za důležité. Avšak myslí si, že se na této otázce štěpí. V této souvislosti mě napadá, zda to není (silný) argument pro tvrzení o populističnosti českého národa?

V jádru populismu je totiž představa o tom, že se společnost primárně rozděluje na čistý a morálně dobrý lid na jedné straně a špatnou a zkorumpovanou elitu, jejíž jsou politici významnou a možná i nejdůležitější součástí, na straně druhé. Avšak přestože jsou populismus či populistu v současném, nejen českém veřejném prostoru pojmy dosti frekventované, autor, možná i z rozsahových důvodů, toto téma nijak nerozvíjí. Což je dle mého názoru škoda. Možná je to námět na další výzkum.

Se vztahováním se občanů ČR k politice a politikům úzce souvisí i naše vnímání státu. Martin Buchtík v této souvislosti zajímavě popisuje dimenzi zásluhovosti ve vnímání osobního života jednotlivců. Na datech dokládá, že jsou-li občané ČR finančně úspěšní, tj. v životě se jim ekonomicky daří, považují to povětšinou za svou osobní zásluhu. Je-li tomu však naopak, mají lidé tendenci z toho vinit stát.

Vnímání budoucnosti osobní a kolektivní je také odlišné a divergentní. Jsou-li totiž čeští občané tázáni na svoje osobní vyhlídky, odpovídají spíše pozitivně a, s trochou patosu řečeno, očekávají světlé zítřky. Ve vztahu k budoucnosti společnosti či státu však vyjadřují spíše skepsi a obavy.

Celá Buchtíkova kniha je protkána přehlednými vizualizacemi, které dobře ilustrují sdělení textu. Za pravděpodobně úplně nejzajímavější graf považuji ten ze strany 30, kde je znázorněna schopnost domácnosti vyjít s příjmem. Jednoduše řečeno na něm vidíme, jak se za poslední tři dekády zvýšila reálná životní úroveň české populace. Zatímco v roce 2023 na otázku: „*Jak vycházíte se svým současným příjmem, který máte v domácnosti?*“ odpovědělo *velmi snadno, snadno* či *spíše snadno* 51% populace, v prvních letech po sametové revoluci toto číslo nikdy nestouplo nad 30%. A to ještě mějme na paměti, že před covidovou pandemií a válkou na Ukrajině, které přinesly nemalé ekonomické nesnáze, byla hodnota tohoto ukazatele 62% (rok 2020).

Z toho vyplývá, že se život občanů ČR v posledních třech dekadách skutečně zlepšil. Tento obecný závěr podporují i zjištění z knihy *Fakta a trendy v současné české společnosti* (Ryšavý a Fiedor, 2023), v níž se například dozvíme, že se poporodní péče v ČR od reálného socialismu zlepšila o více než 40%. To mimo jiné znamená, že v přístupu k těmto nejzranitelnějším členům společnosti jsme, jako země, dokonce nejlepší na světě.

Jak jsem již výše uvedl, Buchtíkovy grafy jsou jasné a vhodně doplňují předkládaná sdělení textu. Každé pravidlo však musí mít aspoň jednu výjimku. V rámci schématu na straně 33 je tedy velmi pravděpodobně chyba. Domnívám se, že místo uvedené otázky: „*Jste Vy osobně spokojen(a) s naší současnou politickou situací?*“ má jít o otázku: „*Do jaké míry jste celkově spokojen(a) se svým životem?*“

Podíly populace totiž přesně odpovídají odpovědi na tuto otázku ze strany 31 a je statisticky prakticky nemožné, aby byl podíl kladných odpovědí na konkrétně tyto dvě otázky poslední tři dekády totožný.

Chybí-li mi v textu přece jen něco, je to uchopení tématu migrace. Jak moc ho česká společnost považuje za důležité? Štěpí ji? Či je to tak, že si občané myslí, že téma společnost štěpí, ale není tomu tak? Na tyto a další otázky bych se z knihy rád dozvěděl odpovědi. Uvážíme-li, jak často se (nejen před volbami) dostává v poslední dekádě do veřejné debaty migrace, měl by jí být z mého pohledu věnován v textu prostor. Jak jsem však již na začátku recenze předestřel, domnívám se, že jde o skvělý odborněliterární počín. Kniha Martina Buchtíka tedy dle mého mínění rozhodně stojí za přečtení.

Václav Šmatera

Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita

vaclav.smeta@fss.muni.cz

Literatura

Řyšavý, D. a Fiedor, D. (2023). *Fakta a trendy v současné české společnosti: jak se neztratit v datech*. Univerzita Karlova, Nakladatelství Karolinum.

Jan Blommaert: *Jazyková krajina jako kronika komplexity*

Praha, Nakladatelství Karolinum 2023, 137 s.

Jan Blommaert se posledních několik let věnuje sociolingvistické superdiverzitě jakožto součásti aktivit, ze kterých vzešlo Mezinárodní konsorcium pro jazyk a superdiverzitu (INCOLAS). Některé části knihy byly publikovány již dříve například v *Journal of Applied Linguistics* a v *European Journal of Cultural Studies*. Ve své monografii ovšem téma prohlubuje a ukazuje, že studie konkrétního, relativně omezeného místa v Antverpách může mít široký přesah do studia jazykové krajiny a komplexity obecně. Jedním z ústředních bodů této nové knihy je potřeba porozumět nápisům, diskurzům a jazyku z etnografického hlediska, zevnitř i zvnějšku.

Kniha je smysluplně členěna na sedm kapitol, přičemž v úvodu se autor zaměřuje na obecné definování pojmů superdiverzita, komplexita a komplexní sociolingvistika. V druhé kapitole se věnuje problému tzv. historických těl, historického prostoru a problému synchronie. Třetí kapitola je věnována sémiotice prostoru a znakům. V rámci čtvrté kapitoly se dostáváme k etnografickému výzkumu a sociolingvistické analýze prostoru superdiverzifikované čtvrti Antverp zvané Oud-Berchem, kde autor bydlí. Pátá kapitola se věnuje transformacím a změnám v rámci daných komunit, které ve čtvrti žijí. V šesté kapitole autor reflektuje náboženské prostory a funkce církví. V poslední, sedmé kapitole jsou

shrnuty poznatky a navrženo nové paradigma – řád superdiverzity nahrazující „saussurovskou“ synchronii ve vědeckých disciplínách.

Jak sám autor hned v úvodu upozorňuje, člověk snadno podlehne myšlence, že prostředí, ve kterém se denně pohybuje a které dobře zná, ukrývá před svými obyvateli jen málo tajemství. Takto naivně uvažoval, když se chystal věnovat knihu výzkumu ve své vlastní čtvrti v Antverpách. Nicméně se ukázalo, jak neuvěřitelně komplexní a nemožný úkol je „popsat“ ji v tradičním slova smyslu, tj. synchronním způsobem, který je v sociolingvistice běžný. Začal si uvědomovat širší, „až fundamentální“ význam tohoto projektu. Aby mohl daný prostor adekvátně probádat, bylo nutné zasáhnout do metodologie a epistemologie. Přesunul pozornost od mobility ke komplexitě, jež je její logickou nástavbou. V knize se nevyhnutelně podrobněji věnuje teorii chaosu a komplexity (s. 9).

Výzkum jazykové krajiny je v posledních 20 letech na vzestupu. Stojí za tím zvýšený zájem o prostor, místo a fyzické prostředí. Roste zájem o analýzy způsobů, jakým nabývají místa v čase a prostoru subjektivních významů pro lidi, kteří je obývají a v jejich rámci jednají. Snaha hlouběji porozumět roli prostoru a místa ve vztahu k jazyku přivedla autora k analýze jazykové krajiny čtvrti Oud-Berchen v Antverpách, která mu byla nejbližší, neboť zde žil (s. 11). „Kde se dříve mnoho sociolingvistických prací uchylovalo k nepřiliš probádanému pojmu ‚kontext‘, tam nás tato nová orientace zavedla k mnohem pozoruhodnějšímu zkoumání vztahu mezi znaky a jejich umístěním v prostoru.“ (s. 11) Autor reflektuje rostoucí zájem o městskou vícejazyčnost a připomíná potřebu se více zabývat rozmanitostí a užitím jazyka. Jazyková politika ve vztahu k nápisům ve veřejném prostoru odráží dominantní postavení angličtiny. Ke slovu se ovšem dostávají i jazyky další, které odrážejí komplexitu národnostních struktur v daném prostoru (jak ostatně prezentuje sám Blommaert v analytické části textu).

Pojem jazykové krajiny (či „jazykové urbánní krajiny“) poukazuje na to, že jazyk neexistuje jen v hlavách lidí, v textech napsaných pro institucionální potřeby nebo v řečové interakci, ale že jde i o element fyzického prostředí (s. 11). Postupně se stala jazyková krajina také jedním ze sociolingvistických přístupů ke zkoumání čehokoli od graffiti přes sémiotickou krajinu letišť (s. 12). K tomu, abychom pochopili texty, nápisy a diskurzy, nepotřebujeme podle Blommaerta textovou analýzu, nýbrž textovou etnografii. Kritická analýza diskurzu musí překonat zastaralou myšlenku, že určitý výsek diskurzu má jen jednu funkci a jeden význam. Blommaert odmítá Saussurovo radikální rozdělení jazykovědy na interní a externí (na vědu o jazyce a vědu o společenském užívání jazyka). Abychom pochopili, jak jazyk funguje, nelze jej vnímat jako autonomní objekt, naopak je třeba adekvátně reflektovat i společnost kolem něj (s. 13).

Kromě situačního kontextu a dočasnosti výskytu nápisu v určité výloze, je potřeba umístit tato pozorování na mnohem delší historickou trajektorii, abychom mohli zachytit všechny vrstvy významů, ke kterým odkazuje napříč časem a prostorem (s. 13). Dostáváme se tak k ústředním myšlenkám knihy, k myšlence komplexity a superdiverzity. Podle autora se musíme pokusit zohlednit složitost sil a významů, které dynamicky působí při výskytu a interpretaci nápisu (s. 13).

Již během sběru dat Blommaert narážel na metodologické limity atemporálního zaznamenávání v rámci širokého souboru fotografií, jež ve své čtvrti v průběhu času pořizoval. Tento „etnografický prezent“ by ovšem podle něj nikdy věrně nevystihl, co pozoroval (s. 16). Společenská změna není prostý sled synchronií (tedy diachronie), ale historický dynamický proces, ve kterém nic není statické a vše setrvává v pohybu. To byla myšlenka autorovy předchozí knihy *The Sociolinguistics of Globalisation* (2010) a *Grassroots Literacy* (2008).

Analýza vlastní čtvrti na ně v mnohém navazuje a pokouší se paradigma mobility definované v těchto starších pracích přenést na konkrétní soubor empiricko-deskriptivních a interpretačních problémů (s. 16). Protože popsal a zanalyzoval čtvrt, která se neustále a rychle proměňuje, většinu zařízení a nápisů z ilustračních fotografií bychom tam dnes už nenašli. „Infrastruktury superdiverzity jsou vysoce flexibilní, dynamické a nestálé, a i malé změny v místní populaci mají na jazykovou krajinu okamžitý dopad.“ (s. 18) Ovšem podstatou této publikace, jak autor upozorňuje, je opak podobných „momentek“ zachycených na fotografiích, totiž etnografická analýza změny – sociologický a sociálněsémiotický narativ v daném teoretickém a metodologickém hávu, a ta zůstává ve svých hlavních bodech stále relevantní. Autor vyzývá k následování a uvítal by další výzkumy realizované jinými badateli a jinde (s. 18).

V první kapitole autor představuje novou sociolingvistickou krajinu. Sociolingvisté dnes kromě diktafonu a zápisníku využívají také fotografických snímků tzv. „jazykové krajiny“. Taková krajina zachycuje viditelný psaný jazyk – na billboardech, dopravním a bezpečnostním značení, vývěsních štítech, v graffiti atp. Nejčastěji se taková krajina dokumentuje v pozdně moderních, globalizovaných městech, v jejichž multilingvním prostředí veřejně viditelný psaný jazyk dokládá přítomnost celé škály (jazykově identifikovatelných) skupin lidí. Za pouhé desetiletí si výzkum jazykové krajiny vydobyl v sociolingvistice své místo (s. 19). Výzkum jazykové krajiny podle autora nabízí obrovský deskriptivní i analytický potenciál. Co se deskripce týče, značně se tak rozšířil záběr sociolingvistiky z popisování (skupin) mluvčích na popis fyzických prostorů.

Autor uvádí jako příklad nápadné infrastruktury superdiverzity v rámci čtvrti zdejší četné modlitebny, jejichž výskyt je během posledních let na pozoruhodném vzestupu a kterým se autor věnuje v samostatné kapitole vtipně, ale vlastně příznačně pojmenované „Vatikán diaspory“. Autor napočítal v místě v roce 2011 celkem 16 modliteben, ačkoli výskyt modliteben se rychle mění. Co se týče náboženského zastoupení, které reflektuje etnickou a jazykovou strukturu obyvatel čtvrti, jedná se o dva katolické kostely, tři mešity (turecká, marocká a mezinárodní) a 11 evangelických modliteben, z čehož je pět afrických, tři brazilské a dvě latinskoamerické (s. 96). Na rozdíl od jasně rozpoznatelných a viditelných katolických kostelů, podle nichž se i jmenují ulice, jsou další modlitebny vcelku improvizované a lze je najít například v bývalých obchodech. Některé sbory se navíc o prostory modliteben dělí (s. 99).

Autor si všímá toho, jak církevní aktivity v daném místě vyvolávají reakci v obchodní sféře. Protože se ve čtvrti pravidelně vyskytují vysoké počty věří-

cích z Afriky a Latinské Ameriky, objevila se zde také řada obchodů s exotickým jídlem – věřící rádi spojují víkendové náboženské aktivity s nákupy. Přítomnost těchto modliteben má přímý vliv na proměny čtvrti v různých ohledech, které přesahují náboženský rámec (s. 101).

Blommaert si také všímá využívání masmédií a sociálních sítí v rámci církví. Bohoslužby v těchto církvích trvají několik hodin a jsou multimodální, multimedialní, a navíc velmi spektakulární. Vznik takových charismatických sborů v superdiverzifikované čtvrti může být podle autora spojen s tím, že jejich členové zažívají superdiverzitu – cítí se být izolovaní, bez komunity a bez sítě vztahů, jejichž oporu potřebují (s. 102). Lidé přicházejí na bohoslužbu s celou řadou problémů (závislost, deprese, nezaměstnanost, přistěhovalectví, závist apod.).

Přestože mají církve kořeny v konkrétních částech světa a většina členů pochází odtud, sbory se s volbou jazyka, kterým komunikují s veřejností, otevřeně hlásí k ekumenismu, což se ovšem děje postupně. Například cedule oznamující absenci vedení sboru byla po určitou dobu na dveřích latinskoamerického sboru napsána jen ve španělštině (103), jinde však bylo oznámení multilingvní. Autor se domnívá, že to souvisí s etablovaností daného sboru – zpočátku se zaměřuje na imigranty a teprve později, kdy již získá své věřící, se snaží své sítě rozšiřovat a začne používat nizozemštinu (s. 104). Z některých původně převážně „etnických“ svatostánků se tak postupně stávají otevřené a ekumenické modlitebny. Z původně lokálních modliteben se staly hojně navštěvovaná místa, za nimiž dojíždějí věřící z dálky, a dokonce fungují jako pobočky celosvětových náboženských korporací (s. 33).

Abychom mohli lépe porozumět komplexitě a superdiverzitě současného světa, nezbyvá než reflektovat historické i sociální proměny významů. Blommaert kritizuje hluboce zakořeněný synchronní pohled v sociolingvistice a jiných oborech. Hlavním metodologickým problémem etnografie je skutečnost, že závisí na datech získaných z omezeného počtu lidských interakcí v kontextově specifickém časoprostoru. Největší chybou je pak snaha badatele generalizovat, tedy na základě svých dat formulovat obecně platná tvrzení. Pokud je sdílený časoprostor vymazán a nahrazen nadčasovým přezentem, nastává významný epistemologický problém, který brání nárokům etnografie na obecnou platnost a generalizace (s. 38–40).

Historie je čas naplněný a definovaný společenským a kulturním jednáním, není to pouze časová osa, na níž umísťujeme události. Značná část historické jazykovědy je v tomto ohledu chronologická, nikoli historická. Čas nás neinformuje o sociálních systémech, o vzorcích a strukturách společnosti. Co lze z historického hlediska chápat jako systémové či strukturní jevy (tj. jevy, které definují společenský systém v určitém období), se v takovém chronologickém a synchronním paradigmatu mění v úkazy trvalé, esenciální. Cesta z této pasti je podle autora poměrně jednoduchá – „zavést znovu historii jako skutečnou analytickou kategorii“ (s. 41). Je potřeba využívat bytostně historické koncepty, které poukazují na pojítka mezi minulostí a současností z hlediska sociálních aktivit a vysvětlují synchronní společenské události ve světle jejich historického vývoje. Každý nápis

je umístěn do konkrétního prostoru, jenž je aktérem v sociolingvistických procesech, aktérem sociálním a také normativním, a právě tehdy vstupuje do hry historie.

Vztahy mezi nápisy a určitými prostory vzbuzují normativní očekávání. Blommaert uvádí jako příklad prostor univerzitní auly (s. 46). Skutečnost, že máme jasné a společně sdílené představy o univerzitních aulách a chování v nich, není jev synchronní – je to něco, co náleží k historii institucí. Seznamování s touto historií patří k procesům osvojování dovedností. Nebo například takový přechod pro chodce (s. 48). „Zebra“ značí soubor práv a povinností platných v daném místě, vytváří de facto historický mikroprostor s určitým řádem. Všichni jsou seznámeni s kódy platnými v tomto místě. Všichni se na ně dokážou naladit, když na místo vstupují, a zase je deaktivovat, když jej opouštějí.

Kniha se mi velice líbila. Vzhledem k tomu, že mým domovským oborem je historická sociologie, Blommaertův důraz na společenskou změnu jakožto dynamický proces a také na interdisciplinaritu, o níž hovoří v poslední kapitole, více než vítám. První část knihy, která předkládala teoretické koncepce a východiska, přehledně a srozumitelně interpretovala koncepty superdiverzity, complexity, problémy synchronie, historických těl a historického prostoru, sémiotiku prostoru a především výzkum jazykové krajiny, hodnotím jako poměrně čtenářsky náročnou a proniknout do oboru pro čtenáře, kteří vycházejí z jiných společenskovědních oborů (mimo lingvistiku), není zprvu snadné. Na druhou stranu se do diskurzu díky přesným definicím a jasným formulacím poměrně rychle dostanete. Kniha je tedy kromě sociolingvistů vhodná i pro etnografy, antropology, historiky či urbanisty.

Velice se mi líbila praktická část prezentující proměny v dané čtvrti v Antverpách. Tato část knihy byla naopak zábavná a čtivá. Konkrétní příklady transformací místních komunit dokládané studiem nápisů a cedulí a jejich neustálými proměnami uváděly teoretické koncepce superdiverzity a její infrastruktury v život. „Čtvrť nyní můžeme vnímat jako prostor, který je neustále v pohybu, kde se v mnoha vrstvách odehrávají historicky podmíněné aktivity...“ (s. 33) Ucelený obrázek čtvrti vypovídá o nesjednoceném, ale soudržném a komplexním sociolingvistickém systému, kde dochází simultánně ke změnám různého druhu. To je v rozporu s veřejně rozšířenou představou, že se jedná o „upadající“ čtvrť. Jak Blommaert dokládá, superdiverzitu čtvrti drží pohromadě konvivialita, družné soužití obyvatel (s. 33). Jan Blommaert předkládá unikátní etnografický vhled do sociolingvistické krajiny konkrétní čtvrti a jeho způsob výzkumu lze mimo jiné považovat za metodologickou inspiraci pro další podobný výzkum v jiném časoprostorovém rámci.

Zuzana Velenská

Fakulta humanitních studií, Univerzita Karlova

zuz.velenska@gmail.com



Sociologický časopis / Czech Sociological Review

Pokyny pro autory/autorky:

Redakce přijímá rukopisy pouze v elektronické podobě (formát doc, docx). Rukopis nabízený do recenzního řízení se dodává v plné a anonymizované variantě a musí obsahovat název v češtině a angličtině, anglický a český abstrakt včetně klíčových slov, abecední seznam citované literatury. Plná varianta dále musí obsahovat afiliaci autora, informaci o grantové podpoře, kontaktní údaje a stručný profil autora. Recenzované texty jako statí, výzkumné studie nebo metodologické příspěvky nemají přesahovat 35 normostran (NS), recenzní eseje 15 NS, mezdilony 10 NS, recenze 7 NS, zprávy a informace 5 NS. Bibliografické odkazy musí být úplné a odpovídat standardům časopisu.

Závazné pokyny pro autory jsou uvedeny na: <http://sreview.soc.cas.cz/cs/page/4-pokyny-pro-autory>

Recenzní řízení je oboustranně anonymní. Redakce časopisu si vyhrazuje právo v textu provádět anonymizační zásahy. Nabídnout redakci časopisu již publikovaný text nebo nabídnout rukopis jinému časopisu v průběhu recenzního řízení je považováno za neetické. Redakce provádí základní jazykovou kontrolu přijatých textů.

Manuscript submission:

Research and review articles must be submitted to SČ/CSR in electronic format. Each article should include an abstract, five keywords, and a complete alphabetic list of references cited in the text. Book reviews should be submitted to the Book Reviews Editor Pieter Vanhuysse at vanhuysse@euro.centre.org. Book reviews should be approximately 7,000–9,000 characters (with spaces) in length. It is the author's responsibility to ensure that all findings and contributions from other sources are duly acknowledged and to secure permission for the reproduction of any copyrighted figures or materials. Authors whose first language is not English may find it useful to enlist the help of a native English speaker to edit the piece for grammar so that the reviewers can give full justice to their work. For detailed submission guidelines, visit the journal's website: <http://sreview.soc.cas.cz/en/page/4-author-guidelines>

The peer-review process is double-blind. Submission of the manuscript to another journal while it is under review by the SČ/CSR is considered unethical and if discovered SČ/CSR will terminate the review process. The editors reserve the right to review and edit the language of all submissions.





Sociologický časopis

Czech Sociological Review



Sociologický ústav
Akademie věd ČR