

Sociologický časopis

Czech Sociological Review

Ročník 60 (2024)
Číslo 1

1—24



MONOTEMATICKÉ ČÍSLO: MODERNÍ POSTUPY V MODELOVÁNÍ KVANTITATIVNÍCH SOCIÁLNĚVĚDNÍCH DAT

TOMÁŠ DIVIÁK, PETR OCELÍK: Exponenciální modely náhodných grafů: modelování relačních mechanismů na případu sítě organizací zapojených v českém uhelném sektoru

RADKA HANZLOVÁ, PETRA RAUDENSKÁ: Testování psychometrických vlastností a ekvivalence české verze škály spokojenosti se životem (SWLS) pomocí metod konfirmační faktorové analýzy, teorie odpovědi na položku a bayesovského modelování

IVAN PETRÚŠEK: Využití víceúrovňových modelů při analýze kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování v komparativních longitudinálních datech

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 šestkrát ročně (4 čísla v češtině a 2 v angličtině). 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 6 times a year (4 issues in Czech, 2 issues in 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.

ČESKÉ VYDÁNÍ

Šéfredaktor: Ondřej Císař

Výkonná redaktorka: Kristýna Příbylová

Redakční rada: Kristýna Bašná (SOÚ AV ČR, Praha), Luděk Brož (EÚ AV ČR, Praha), Dušan Drbohlav (PřF UK, Praha), Radka Dudová (SOÚ AV ČR, Praha), Anna Pospěch Durnová (Universität Wien), Slavomíra Ferenčuhová (SOÚ AV ČR, Praha), Martin Hájek (FSV UK, Praha), Dana Hamplová (SOÚ AV ČR, Praha), Stanislav Holubec (HÚ AV ČR, Praha; PF JČU, České Budějovice), Tomáš Katrňák (FSS MU, Brno), Karel Kouba (FF UK, Praha), Jindřich Krejčí (SOÚ AV ČR, Praha), Aleš Kudrňák (SOÚ AV ČR, Praha), Lukáš Linek (SOÚ AV ČR, Praha), Jaroslava Hasmanová Marhánková (FSV UK, Praha), Martina Mysíková (SOÚ AV ČR, Praha), Miroslav Novák (FSV UK, CEVRO, Praha), Zuzana Podaná (FF UK, Praha), Marek Skovajsa (FF UK, Praha), Jan Spousta (soukromý sektor), Csaba Szaló (FSS MU, Brno), Jiří Vinopal (SOÚ AV ČR, Praha), Marta Vohlídalová (SOÚ AV ČR, Praha)

ENGLISH EDITION

Editor-in-Chief: Dana Hamplová

Editor: Michael L. Smith

Book Review Editor: Pieter Vanhuysse

Managing Editor: Kristýna Příbylová

Editorial Board: Miloslav Bahna (Slovak Academy of Sciences), Ondřej Císař (Czech Academy of Sciences/Charles University), Seán L. Hanley (University College London), Zdenka Mansfeldová (Czech Academy of Sciences), William Outhwaite (Newcastle University), Jiří Příbáň (Cardiff University), Isaac Reed (University of Virginia), Marek Skovajsa (Charles University), Tomáš Sobotka (Vienna Institute of Demography), Pieter Vanhuysse (University of Southern Denmark), Claire Wallace (University of Aberdeen)

REDAKCE / EDITORIAL OFFICE

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

sekretariát/secretary: Martina Hartmanová, sazba/typeset by: Martin Pokorný,
návrh obálky/cover design: Filip Blažek, Designiq, tisk/printed by: ERMAT Praha, s. r. o.

© Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., 2024

ISSN 0038-0288 (print), 2336-128X (online)

<i>Moderní postupy v modelování kvantitativních sociálněvědních dat</i> (Petr Soukup)	5
--	---

STATI

<i>Tomáš Diviák, Petr Ocelík: Exponenciální modely náhodných grafů: modelování relačních mechanismů na případu sítě organizací zapojených v českém uhelném sektoru</i>	7
<i>Radka Hanzlová, Petra Raudenská: Testování psychometrických vlastností a ekvivalence české verze škály spokojenosti se životem (SWLS) pomocí metod konfirmační faktorové analýzy, teorie odpovědi na položku a bayesovského modelování</i>	37
<i>Ivan Petrušek: Využití víceúrovňových modelů při analýze kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování v komparativních longitudinálních datech</i>	67

RECENZNÍ ESEJ

<i>Některé méně známé postupy otevřené vědy v sociologii: Předregistrace a registrované reporty (Jan Urban, Veronika Anna Černá)</i>	95
--	----

RECENZE

<i>Eva Hejzlarová, Magdalena Mouralová, Martina Štěpánková Štýbrová (eds.): Fantastická data ve veřejné politice a jak je využít (Vít Beneš)</i>	111
<i>Jan Keller: Současná francouzská sociologie (Miroslav Tížik)</i>	114
<i>Dashun Wang, Albert-László Barabási: The Science of Science (David Janků)</i>	118

Výzva k podávání návrhů monotematických bloků a čísel na období 2025–2026

**Sociologický časopis / Czech Sociological Review vypisuje výzvu
k podávání návrhů monotematických bloků a čísel na období 2025–2026**

Zájemci o editorství monotematických bloků (čísel) Sociologického časopisu / Czech Sociological Review mohou redakci zasílat návrhy obsahující následující položky:

- pracovní název monotematického bloku (čísla)
- stručný nástin a zdůvodnění obsahového zaměření projektu (maximální rozsah 3600 znaků)
- předběžný obsah bloku (čísla)
- rozvahu o předpokládaném rozsahu (cílový počet uveřejněných článků, očekávaný počet nabídnutých článků, obsazení dalších rubrik, jako jsou Recenze, Anotace, Zprávy, Jubilea ad.)
- seznam oslovených/pravděpodobných přispěvatelů s předběžnými názvy (nebo tématy) jejich příspěvků
- časový harmonogram přípravy
- informace o preferovaném způsobu výběru přispěvatelů (veřejný call for abstracts nebo call for papers otištěný v SČ, popř. i jinde, předem kontaktovaná skupina přispěvatelů, jiný model)
- seznam základních publikací a doklady o předchozí editorské činnosti editora/editorky (nebo odkaz na webové stránky obsahující tyto informace)

Projekty budou hodnoceny podle následujících základních kritérií:

- obsahová kvalita a aktuálnost tématu
- kvalita publikační činnosti editora/editorky se zohledněním předchozích editorských zkušeností
- očekávané složení autorského týmu (je upřednostňováno zastoupení většího počtu institucí)
- otevřenost výběru přispěvatelů a přispěvatelek
- realizovatelnost časového plánu
- formální úplnost

Termín uzávěrky pro podávání návrhů redakci: 15. 4. 2024

Návrhy v českém či anglickém jazyce zasílejte e-mailem v jednom souboru formátu docx na redakční adresu casopis@soc.cas.cz. Návrhy posílané po částech budou vyřazeny.

Zájemci o editaci monotematických bloků (čísel) budou vyrozuměni o přijetí/nepřijetí svého návrhu v průběhu první poloviny května 2024. Redakce si vyhrazuje právo podmínit přijetí předloženého projektu provedením konkrétních úprav. Přijetí ani odmítnutí návrhů se nezdůvodňuje. Redakce negarantuje vydání monotematického bloku nebo čísla do určitého termínu.

V případě nejasností kontaktujte redakci i před započatím přípravy projektu.

Monotematické číslo

Moderní postupy v modelování kvantitativních sociálněvědních dat

Editoři

Petr Soukup

Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova, Praha

Ivan Petrušek

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., Praha

Nakladatelství Karolinum v koedici se
Sociologickým ústavem AV ČR, v. v. i.,
vydaly

VÝVOJ EMPIRICKÉHO SOCIOLOGICKÉHO VÝZKUMU NA ÚZEMÍ ČESKOSLOVENSKA

Martin Vávra, Tomáš Čížek (ed.)



Kniha popisuje vývoj systematického výzkumu společnosti na území dnešního Česka a Slovenska, s přesahem do dalších zemí středu Evropy. Autoři jednotlivých kapitol představují významné etapy tohoto výzkumu s důrazem na dění v rámci sociologie, ovšem s vědomím, že sociální výzkum se často rozvíjel na hranicích tohoto oboru či zcela mimo něj. Popisují, jak byly prováděny významné výzkumy či jakým způsobem fungovaly výzkumné instituce. Tyto procesy jsou zasazeny do širších souvislostí vývoje oboru.

Nakladatelství Karolinum / Sociologický ústav AV ČR, v. v. i.
Praha 2023
300 s.
ISBN (print) 978-80-246-5422-5

Karolinum
NAKLADATELSTVÍ

 **Sociologický ústav**
Akademie věd ČR

Kniha je v prodeji např. v e-shopu nakladatelství Karolinum na <https://karolinum.cz/knihy/vavra-vyvoj-empirickeho-sociologickeho-vyzkumu-na-uzemi-ceskoslovenska-29060>

Moderní postupy v modelování kvantitativních sociálněvědních dat

Nové, monotematické číslo *Sociologického časopisu / Czech Sociological Review* se snaží dohánět české dluhy v oblasti metodologie. Ostatně nejde o první český pokus v této oblasti. Na stránkách časopisu *Pedagogická orientace* (číslo 3/2016) se tehdejší šéfredaktor Petr Knecht společně s Kateřinou Lojdovou zamýšleli v editoriu nad vzestupem metodologie v oblasti pedagogiky a pedagogického výzkumu a monotematické číslo nabídlo pestrou škálu textů z oblasti kvantitativní i kvalitativní metodologie. V oblasti sociologie byl první pokus o metodologické číslo podniknut poměrně nedávno, na stránkách časopisu *Sociální studia* (číslo 1/2021). Sešlo se tehdy celkem šest textů, opět poměrně vyváženě z různých oblastí metodologie.

Novum právě vycházejícího čísla je tedy někde jinde než v tematickém zaměření. Poměrně jednoduše lze vysledovat částečnou autorskou shodu s monotematickým číslem *Sociálních studií* (v obou číslech najdeme článek Tomáše Diviáka a také společný text Petry Raudenské a Radky Hanzlové). A pro právě vydávané číslo platí, že odborných článků se bez výjimky ujali autoři zastupující nejmladší generaci sociálních vědců. Platí, že mají teprve krátce doktorské tituly, ale svými články jasně prokazují pokročilé znalosti soudobé metodologie. Pomyslně se tak obrací klasická pyramida vzdělání, kdy se od starších učili mladší, a v metodologii nastává též postmoderní čas, kdy mladší budou učit starší. Ostatně tento fenomén je pro dnešní dobu příznačný, svět internetu, sociálních sítí, mobilních telefonů již dávno převrátil mezigenerační učení.

Doplňme, že i další dva texty monotematického čísla (recenzní esej i první recenze) jsou laděny metodologicky a zejména recenzní esej Jana Urbana a Veroniky Anny Černé by měla patřit k povinné četbě všech studentů (i jejich učitelů) sociálněvědní metodologie. Principy otevřené vědy (open science) a opakovatelnosti ve výzkumu (reproducibility research) nyní hýbou světem a (nejen) Česko zatím tyto tendence nevstřebalo.

Zastavme se nyní krátce u obsahu monotematického čísla. První článek Tomáše Diviáka a Petra Ocelíka zavede čtenáře do moderního světa analýzy sociálních sítí (SNA). Připomeňme, že nejde o sociální síť v moderním slova smyslu (médiu sloužící ke komunikaci), ale o vztahy mezi jedinci a jejich modelování. Tento postup navazující na klasickou sociometrii je dnes stále populárnější, jak o tom svědčí samostatné časopisy i konference. Autoři si připravili pro čtenáře pokročilé téma z oblasti SNA, kterým je speciální postup pro modelování vztahů. Nejde tedy již o prostý popis sítě vztahů, ale o pokročilé modelování.

Druhý text Radky Hanzlové a Petry Raudenské spadá do dnes velice rychle se rozvíjející oblasti sloužící k vyhodnocení kvality výzkumných nástrojů. Často

o ní hovoříme jako o ekvivalenci měření (measurement invariance). Ostatně byla to právě druhá autorka (tehdy ještě za svobodna), která na stránkách *Sociologického časopisu / Czech Sociological Review* (číslo 4/2014) uvedla tento koncept do české sociologie včetně zavedení terminologie. Současný text seznamuje čtenáře s blízkostí konfirmační faktorové analýzy (klasické psychometrické techniky) a teorií odpovědi na položku (item response theory, IRT). Kromě toho také představuje přibližný postup vyhodnocení ekvivalence založený na bayesovské statistice.

Třetí text, jehož autorem je Ivan Petrušek, jeden z editorů monotematického čísla, představí čtenáři pokročilejší postupy z oblasti víceúrovňového modelování. Byl to právě autor tohoto editoriale, kdo představil české sociologické obci tyto postupy na stránkách *Sociologického časopisu / Czech Sociological Review* (číslo 5/2006). Text Ivana Petruška jde ale mnohem dále. Seznamuje čtenáře s dnes stále populárnějšími víceúrovňovými modely pro longitudinální data. Dodejme, že předností těchto modelů oproti klasickým přístupům je mnohem větší flexibilita, umí si efektivně poradit s chybějícími hodnotami, nevadí zde různé odstupy mezi jednotlivými měřeními a autokorelace (souvislost mezi měřeními v čase) není na překážku, ale je součástí modelů.

Na závěr si zaslouží pozornost i recenze na knihu, která představuje data a způsoby jejich využití v oblasti veřejné politiky. Recenze Víta Beneše by ideálně měla čtenáře dovést k četbě této zajímavé knihy.

Čtenáři přejí pěkné čtení, druhému editorovi Ivanu Petruškovi a šéfredaktorovi Ondřeji Císařovi děkuji za výraznou míru trpělivosti.

Petr Soukup
Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova, Praha
soukup@fsv.cuni.cz

Exponenciální modely náhodných grafů: modelování relačních mechanismů na případu sítě organizací zapojených v českém uhelném sektoru*

TOMÁŠ DIVIÁK^{1**}, PETR OCELÍK²

¹Department of Criminology a Mitchell Centre for
Social Network Analysis, University of Manchester

²Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno

Exponential Random Graph Models: Modelling Relational Mechanisms in the Inter-organisational Network of the Czech Coal Subsystem

Abstract: This study provides the first comprehensive introduction to exponential random graph models (ERGM) in the Czech academic literature. In it we apply ERGM to a network of 68 organisations involved in the Czech coal policy subsystem. First, we summarise the major limitations of the statistical modelling of network data arising from the interdependencies among observations and explain principled solutions to them provided by ERGM. Next, we discuss ERGM's metatheoretical assumptions and their embeddedness within the broader context of social science research. We then introduce three types of relational mechanisms (endogenous, individual, and dyadic) operationalised as specific configurations, which we illustrate through the empirical example of an expert information network. Following a descriptive analysis we apply ERGM, breaking it down into three main steps: simulation, estimation, and estimation assessment. We provide a detailed interpretation of the model's development and results, along with recommendations for building a model and solutions to convergence failure problems. One important finding is that one predictor of the exchange of expert information is ideological homophily, which reduces the potential of expertise to seek compromise solutions. We close with a discussion of the results and ERGM extensions to apply to more complex types of network data such as bipartite and multiplex networks and valued and longitudinal data.

Keywords: social network analysis, exponential random graph models, political networks, social mechanisms, statistical models

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2024, Vol. 60, No. 1: 7–35

<https://doi.org/10.13060/csr.2023.046>

* Článek vznikl v rámci projektu „Perspektivy evropské integrace v kontextu globální politiky IV“ (MUNI/1240/2021) a byl také podpořen v rámci projektu NPO „Národní institut pro výzkum socioekonomických dopadů nemocí a systémových rizik“ (LX22NPO5101).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Tomáš Diviák, Department of Criminology a Mitchell Centre for Social Network Analysis, University of Manchester; Oxford Road, Manchester M13 9PL, Velká Británie, e-mail: tomas.diviak@manchester.ac.uk.

Úvod

Analýza sociálních sítí (dále SNA, z anglického *social network analysis*) je svébytným přístupem ke studiu (nejen) sociálního světa. SNA spočívá na předpokladu, že sociální svět je utvářen primárně *relačně* prostřednictvím celé řady rozmanitých vztahů mezi různými entitami včetně sociálních aktérů. Ústředním konceptem SNA je graf, tedy matematická reprezentace sítě, zahrnující alespoň jednu množinu uzlů (typicky sociálních aktérů) a alespoň jednu množinu vazeb mezi nimi (například spolupráce) (Brandes et al., 2013; Wasserman a Faust, 1994)¹. Díky tomu, že je definice sítě značně abstraktní a široká, lze SNA aplikovat napříč sociálněvědními oblastmi. Za pomoci SNA tedy můžeme studovat kupříkladu vztahy v pracovních kolektivech či školních třídách, interakce zájmových skupin, vztahy států v mezinárodním prostředí nebo chování jednotlivců na online platformách. V posledních dekádách tak můžeme sledovat rapidní rozvoj výzkumu sítí v sociologii, politologii, pedagogice či kriminologii (Robins, 2015; Scott a Carrington, 2011). Právě explicitní popis a modelování vztahů mezi sociálními aktéry SNA odlišuje od klasického statistického přístupu v sociálních vědách, který se soustřeďuje na individuální aktéry a jejich vlastnosti popsané prostřednictvím proměnných.

V rámci deskriptivní SNA existuje celá řada metrik a algoritmů umožňujících zevrubný popis dané sítě: pomocí měr koheze lze charakterizovat síť jako celek, díky algoritmům pro detekci komunit lze zase v síti nalézt podskupiny úzce propojených uzlů či prostřednictvím měr centrality identifikovat klíčové aktéry. Podobně jako v klasické statistice jsou tyto deskriptivní nástroje velice užitečné a umožňují zodpovězení pestré škály výzkumných otázek. K zodpovězení komplexnějších výzkumných otázek je však, opět podobně jako v klasické statistické analýze, třeba použít metody statistické inference a statistického modelování.

Etablovaný aparát statistického modelování však nelze prostě jen vzít a aplikovat jej při analýze libovolných síťových dat. Jsou pro to dva hlavní důvody. Prvním a patrně tím nejzásadnějším je narušení předpokladu nezávislosti pozorování, což je základní předpoklad klasické statistické inference a modelování. Tento předpoklad je však v síťových datech nutně narušen, neboť taková data jsou postavená na interdependenci pozorování prostřednictvím různých komplexních vzorců vzájemné (ne)propojenosti. Druhým důvodem pak je, že zatímco klasická inference pracuje s výběrem z určité populace a na tuto populaci se snaží své závěry zobecňovat, inference ve výzkumu sítí je zpravidla orientovaná na model (Snijders, 2011). Analyzovaná síť je totiž zpravidla úplným souhrnem uzlů a vazeb mezi nimi, a tedy populací, přičemž inference míří na identifikaci systematického působení určitých mechanismů postulovaných v rámci modelu, který má vysvětlovat, jak daná síť vznikla.

V rámci SNA tak byly vyvinuty a jsou rozvíjeny statistické modely, které různou měrou tato dvě specifika zohledňují. Exponenciální modely náhodných

¹ Pojmy graf a síť proto můžeme chápat synonymicky.

grafů (dále ERGM, *exponential random graph model*) tvoří patrně nejčastěji užívanou a nejvíce rozvinutou rodinu modelů, které explicitně modelují interdependenci v síťových datech a umožňují tak systematické testování vlivu různých relačních mechanismů na strukturu pozorované sítě. Jinak řečeno, ERGM umožňují určit, které mechanismy pozorovanou síť utvářely. Jsou to právě ERGM, jimž se věnuje předložená studie. Naším cílem je zde zevrubně představit tyto modely v prostředí českých a slovenských sociálních věd od jejich statistických základů a teoretického ukotvení až po praktické otázky jejich aplikace a implementace v dostupném softwaru. Možnosti a omezení ERGM zde demonstrujeme v aplikaci na konkrétní případ sítě 68 organizací (politické strany, energetické společnosti nebo environmentální hnutí) podílejících se na politickém procesu regulujícím uhelný sektor v České republice. O této síti pak přinášíme původní poznatky na základě výsledků z našich modelů.

Síť organizací v uhelném sektoru České republiky – kontext a data

Modelovým případem, na němž budeme ilustrovat aplikaci ERGM je síť organizací podílejících se na tvorbě uhelných politik. ERGM tedy využíváme v kontextu studia politických sítí (Victor et al., 2018), jehož cílem je zachytit, jak různé typy státních a nestátních aktérů interagují za účelem ovlivnění podoby konkrétních politik. Protože jednotliví aktéři zpravidla nemohou dosáhnout svých cílů sami, musejí vstupovat do vztahů koordinace, spolupráce nebo směny zdrojů.

Studovaným případem je uhelný sektor České republiky. Česká republika, evropsky významný producent hnědého uhlí, je jednou z nejvíce průmyslových zemí a patří rovněž mezi největší emitenty CO₂ na obyvatele v Evropské unii (Ocelík et al., 2019). Klíčovou otázkou současnosti přitom je, za jakých podmínek a kdy k odchodu od uhlí dojde. Aby dosáhli svých partikulárních cílů, vstupují angažovaní aktéři do interakcí, jejichž prostřednictvím si vyměňují zdroje, včetně expertních informací, a koordinují své jednání. Suma těchto lokalizovaných interakcí pak utváří celkovou (globální) strukturu sítí – v našem případě výměny expertních informací, spolupráce a vnímaného vlivu. Expertní informace, definované jako informace vědeckého, technického či procesního charakteru, představují specifický typ zdroje, který má v rámci politického procesu významnou úlohu. Umožňují totiž aktérům s rozhodovacími pravomocemi daný problém lépe diagnostikovat a posoudit jeho dostupná řešení. Tento předpoklad je dále umocněn v případě komplexních politických problémů, jako jsou právě transformace energetiky a uhelný útlum, spojených s vysokou mírou nejistoty. Vzorce výměny expertních informací jsou rovněž zásadní z hlediska schopnosti politických aktérů a jejich koalic změnu daných politik prosadit či této změně zabránit. Důležité přitom je, zda je výměna expertizy podmíněna ideologickými pozicemi aktérů, či nikoli (Wagner et al., 2021). Porozumění tomu, jakým způsobem si relevantní političtí aktéři vědecké či širěji expertní informace vyměňují, je tedy podstatnou součástí agendy výzkumu politického procesu (Weible et al., 2018).

Obecnou výzkumnou otázku proto formulujeme takto: *Které relační mechanismy ovlivňují výměnu expertních informací v českém uhelném sektoru?*

Data byla posbírána prostřednictvím online dotazníku zaslaného zástupcům organizací v druhé půli roku 2017. Hranice sítě, tedy seznam zahrnutých organizací, byly stanoveny na základě dvoufázového procesu. Na základě předběžných rešerší a předchozího výzkumu byl nejprve vytvořen výchozí seznam, který byl posléze konzultován prostřednictvím expertního dotazníku zahrnujícího představitele průmyslu, státních institucí, nevládního sektoru a akademické sféry. Výsledný seznam zahrnuje 83 organizací. Návratnost činila 82 %, tj. data byla získána pro 68 organizací. Dotazník obsahoval tři hlavní části: politická přesvědčení organizací; vztahy mezi organizacemi; kontextové informace. Politická přesvědčení byla měřena prostřednictvím čtyř škál zachycujících jejich ekonomickou, environmentální, politicko-bezpečnostní a procesní složku. Relační data zachycují (1) politickou spolupráci, (2) výměnu expertních informací a (3) vnímaný politický vliv na základě odpovědí na následující položky: *označte organizace, s nimiž Vaše organizace v posledních dvou letech v rámci uhelného sektoru (1) politicky spolupracovala; (2) směňovala expertní informace; a které v tomto kontextu považuje za (3) politicky vlivné*. Na tomto základě byly zrekonstruovány tři binární orientované sítě. Pro více informací stran sběru a zpracování dat viz Ocelík et al. (2019).

Specifika statistického modelování síťových dat

Jak jsme již předeslali v úvodu, statistické modelování síťových dat zásadně ovlivňují dvě specifika, která prakticky znemožňují prosté převzetí metod inference a modelů z klasické statistické analýzy dat. Hlavním specifikem síťových dat je, že inherentně narušují předpoklad vzájemné nezávislosti jednotlivých pozorování (Brandes et al., 2013; Robins, 2013). Tento předpoklad v klasické statistice znamená, že jsou pozorování (v sociálních vědách typicky respondenti) vybrána z dané populace vzájemně nezávisle na sobě a že hodnoty jejich závisle proměnných nejsou systematicky závislé. Narušení tohoto předpokladu se v sítích projevuje jak na úrovni uzlů, tak na úrovni vazeb. Například počet vazeb, který má uzel A, je jednoznačně spjatý s počtem vazeb, který má jeho soused (tj. uzel, na nějž má přímou vazbu), uzel B. Pokud bychom uzlu A odebrali jeho vazbu na B, nezmění se jen počet vazeb, který má uzel A, ale nezbytně i počet vazeb uzlu B. Na úrovni vazeb lze interdependenci ilustrovat příkladem, kdy pravděpodobnost existence vazby (např. reprezentující přátelství) mezi uzly C a D závisí na tom, zda mají oba tyto uzly společného přítele, uzel E. Pokud již existují přátelské vazby C–E a D–E, pak pravděpodobnost existence vazby, *ceteris paribus*, C–D narůstá, což je jev, kterému se říká shlukování, tranzitivita či triadická uzávěra (Rivera et al., 2010; Snijders, 2013). Obecně platí, že pokud je v datech přítomna interdependence, aplikace klasických statistických modelů není validní, neboť výsledné směrodatné chyby, p-hodnoty a intervaly spolehlivosti jsou zkresleny dvěma způsoby. Jednak chybějící informace o interdependenci představuje de

facto problém opomenuté proměnné a jednak pozorování přispívají méně nezávislými informacemi do modelu, čímž se uměle snižují směrodatné chyby a p-hodnoty a narůstá tak riziko chyby I. druhu, resp. falešně pozitivních závěrů (Cranmer et al., 2020, s. 6).

Druhé specifikum statistického modelování síťových dat nemá přímý dopad na matematické podloží modelu nebo vychýlení p-hodnot či jiných výsledků. Má však dopad na to, co lze z výsledků modelování usuzovat. Jedná se o to, že statistické modelování v sítích zpravidla usiluje o inferenci na model, čímž se liší od běžného využití statistické inference, neboť ta většinou usiluje o inferenci z výběru na populaci (Snijders, 2011). Inference z výběru na populaci (někdy také designově orientovaný přístup) usiluje o odpověď na otázku, zda či do jaké míry jsou výsledky získané na daném výběru zobecnitelné na výchozí populaci. Inference na model usiluje o zodpovězení otázky, zda je možné daný model či mechanismus označit za adekvátní vysvětlení toho, co pozorujeme v datech. V síťovém výzkumu nás pak mnohdy zajímá, zda struktura dané sítě nebo nějaká její vlastnost (např. vysoká míra centralizace) vyvstala působením postulovaného mechanismu (např. tendence aktérů koncentrovat vazby kolem již centrálních uzlů) nebo je lze vysvětlit působením soupeřících mechanismů (např. tendence aktérů vyhledávat aktéry s určitými atributy) nebo náhody. A jsou to právě síťové mechanismy, na něž se přímo zaměřují ERGM.

Mechanismy v sociálních sítích

Pozoruhodným aspektem ERGM z hlediska sociálních věd je úzké spojení mezi společenskovo vědní teorií a metodologickými prameny, z nichž ERGM vychází. ERGM byly vyvinuty v kontextu sociálních věd primárně pro jejich potřeby, tj. za účelem vysvětlovat struktury sociálních sítí. Poznatky ze studia sociálních sítí přitom posléze informovaly další vývoj ERGM tak, aby tyto modely dokázaly snáze a přesněji vysvětlovat data pocházející ze společenských věd (Snijders et al., 2006).

Do ERGM se toto prolnutí s teorií promítá prostřednictvím konceptu relačních či síťových mechanismů. Mechanismem rozumíme specifickou konstelaci entit a aktivit, typicky aktérů a jejich jednání, která má tendenci generovat určitý typ pozorovaného jevu (Hedström, 2005, s. 2). Relační (či síťový) mechanismus je pak takový mechanismus, který se váže k formování vazeb v sociálních sítích (Rivera et al., 2010). Relační mechanismy slouží k vysvětlování vzniku, zachování či zániku vazeb. Jednoduchým relačním mechanismem zahrnujícím dva aktéry (uzly) je reciprocita definovaná jako tendence opěťovat přijatou vazbu. Mechanismus reciprocit je tedy zachycen konfigurací páru (dyády) zahrnující dvě orientované vazby. Zdůrazníme, že pouhé porovnání měr centrality napříč kategoriemi uzlů či permutování dané sítě k inferenci o tom, které mechanismy se na vzniku dané sítě podílely, není dostatečné, neboť v takovém případě nezohledňuje to, že

v sociálních sítích takřka vždy působí vícero mechanismů najednou. Kupříkladu vznik soudržných podskupin může být výsledkem triadické uzávěry, homofilie či společného působení těchto dvou mechanismů. Naopak tendence směrem k otevřeným trojúhelníkům (2-cestám) soudržnost oslabuje. Působení různých mechanismů, které se mohou vzájemně posilovat i oslabovat, je proto nutné statisticky kontrolovat, což umožňují právě statistické modely jako ERGM.

Poznamenejme, že v kontextu průřezových dat nelze vznik, zachování a zánik dané vazby odlišit, a proto se obvykle využívají relační mechanismy k vysvětlování prosté existence či neexistence vazeb. Svým důrazem na mechanismy coby mikrosociální základy, z nichž vznikají makrosociální struktury (v případě SNA struktury sítí a jejich vlastnosti) jsou ERGM synergické s výzkumnými programy, které v sociálních vědách rovněž akcentují mechanistická vysvětlení a mikro–makro linku, v sociologii se jedná především o analytickou sociologii (srov. Amati a Stadtfeld, 2021; Hedström, 2005). Pro přehlednost lze relační mechanismy rozčlenit na tři typy: endogenní (též strukturní), atribuční (též individuální) a dyadické (Lusher a Robins, 2012). Nyní popíšeme každý z těchto typů a ukážeme mechanismy, jež je běžně reprezentují, přičemž tyto mechanismy obratem budeme ilustrovat na našem empirickém příkladu.

Endogenní či strukturní mechanismy jsou mechanismy, které vysvětlují (ne)existenci dané vazby (ne)existencí jiné vazby či vazeb v dané síti bez ohledu na vnější faktory. Jak je tomu kupříkladu v případě reciprocita: aby vznikla vazba $A \rightarrow B$, může být postačujícím vysvětlením existence vazby v opačném směru (tj. $B \rightarrow A$). Endogenní mechanismy tak explicitně odkazují na ideu sebeorganizace sítí (Robins, 2015), která tvrdí, že struktura sítí nemusí být řízena nějakou vnější organizující entitou ani že síť jako taková nemusí být vědomou uvažující entitou, ale že k emergenci a vývoji struktury sociálních sítí postačují její lokální zárodky, z nichž se může postupně utvářet. Mezi nejčastěji zkoumané endogenní mechanismy v orientovaných sociálních sítích patří reciprocita, triadická uzávěra (tranzitivní a cyklická) a akumulace vazeb.

Reciprocita (*reciprocity*): reciprocita značí tendenci aktérů opěťovat přijaté vazby. Tento mechanismus patří mezi stabilní a silné mechanismy pozorované v lidských sociálních sítích, což se v obecných intencích vysvětluje tím, že první vazba v dané dyádě vytváří podnět k odpovědi a příležitost pro vzájemnou interakci, což značně zvyšuje pravděpodobnost vytvoření reciproké vazby v porovnání s vytvořením vazby bez prvotní interakce v opačném směru (Rivera et al., 2010; Snijders, 2013). V našem empirickém kontextu také očekáváme pozitivní efekt, neboť reciprocita nejenže vytváří závazky, ale zpravidla rovněž snižuje transakční náklady a posiluje důvěru mezi partnery (Fischer a Sciarini, 2015), což je obzvláště důležité v kontextu konfliktního prostředí, jakým je český uhelný sektor.

Uzávěra (*closure*): triadická uzávěra (také tranzitivita či shlukování) značí tendenci aktérů utvářet uzavřené sociální struktury, které se v síti projevují jako uzavřené trojúhelníky (Holland a Leinhardt, 1971). Tradičně bývá popisována po-

řekadlem o tom, že „přítel mého přítele je i mým přítelem“, protože uzavření trojúhelníku znamená, že daní aktéři, mezi nimiž vzniká uzavírající vazba, již mají oba vazbu k třetímu aktérovi. Uzavřené trojúhelníky (a uzavřené sociální struktury obecně) jsou pak považovány za atraktivní a stabilní, neboť upevňují vzájemnou důvěru, spolupráci, podporu a normy v rámci zúčastněných dyád díky „dohledu“ třetí strany (Coleman, 1988). V orientovaných sítích lze rozlišit uzávěru tranzitivní a cyklickou (Rivera et al., 2010). V tranzitivně uzavřeném trojúhelníku se vyskytuje jeden uzel se dvěma odchozími vazbami, jeden s jednou příchozí a jednou odchozí vazbou a konečně jeden se dvěma vazbami příchozími. Takovéto rozložení vazeb ustavuje mezi uzly hierarchii tím, že jeden z nich má pouze vazby příchozí (a je tak nejatraktivnější/nejpopulárnější), zatímco další má pouze vazby odchozí (a je tak nejvíce sociabilní/nejaktivnější). Tato hierarchie v případě cyklické uzávěry nevzniká, protože v cyklicky uzavřeném trojúhelníku má každý uzel právě jednu odchozí a právě jednu příchozí vazbu (Robins et al., 2009). Sdílení partnerů je ve výzkumu politických sítí považováno za indikaci organizační kapacity a spolehlivosti zapojených organizací, což se následně promítá do obecného snižování nejistoty (Leifeld a Schneider, 2012). V případě orientovaných vazeb lze ovšem stanovit specifitější očekávání. Protože zdroje, mezi něž patří také expertní informace, jsou v politických sítích zpravidla distribuovány nerovnoměrně (Weible et al., 2018), lze předpokládat pozitivní efekt tranzitivní uzávěry a negativní efekt cyklické uzávěry. Jinak řečeno, tento výsledek by indikoval existenci hierarchického členění sítě ve smyslu rozlišení mezi skupinami aktérů, kteří jsou spíše poskytovateli či příjemci expertních informací (Wagner et al., 2021).

Akumulace vazeb (*tie accumulation*): tento mechanismus značí tendenci aktérů akumulovat vazby tím více, čím více jich již mají (De Solla Price, 1976). Důvodem pro takové jednání v síti může být to, že se aktéři, kteří již mají hodně vazeb, stávají snadno viditelnými a také potenciálně výhodnými, neboť pro aktéry s menším počtem vazeb otevírají mnoho nových potenciálních kontaktů a příležitostí. Jedná se vlastně o efekt svatého Matouše (Merton, 1968) v sociálních sítích. Tuto obecnou tendenci lze předpokládat také v případě politických sítí, kde jsou aktéři s vyšším počtem vazeb ostatními zpravidla rozeznáváni jako vlivní, což dále zvyšuje jejich atraktivitu. Odpovídající konfigurace tedy zahrnuje pro kontrolu tohoto mechanismu.

Atribuční mechanismy vysvětlují existenci dané vazby působením proměnných na úrovni uzlů, kterým se v SNA běžně říká atributy. Atributy mohou zvyšovat či snižovat pravděpodobnost existence vazby $A \rightarrow B$ v orientované síti na straně uzlu A či B nebo na obou uzlech. Konkrétní způsob, jak daný atribut může působit na formaci vazeb v pozorované síti, závisí na tom, jakým typem proměnné tento atribut je. U binárních atributů je to prostě jeho přítomnost, absence či podobnost v rámci dané dyády, zatímco u kardinálního atributu lze uvažovat o různých hladinách daného atributu a jeho rozdílech, kumulaci či průměru mezi danými dvěma uzly.

Aktivita (*activity*): aktivitou v souvislosti s individuálním atributem máme na mysli tendenci aktérů s daným atributem *vysílat* více či méně vazeb v závislosti na úrovni daného atributu (Amati a Stadtfeld, 2021). Obecným zdůvodněním je, že úroveň daného atributu usnadňuje utváření vazeb nebo zvyšuje pravděpodobnost, že budou aktéři v síti aktivní. V našem případě je takovým atributem *typ organizace*, kde standardně rozlišujeme mezi: státními organizacemi, politickými stranami, průmyslem, environmentálními nevládními organizacemi (ENGOS) a výzkumnými organizacemi. Nejvíce nás zajímá aktivita průmyslových aktérů a ENGOS reprezentujících soupeřící společenské zájmy. Lze předpokládat, že obě skupiny se budou prostřednictvím poskytování expertizy – především státním aktérům a politickým stranám – pokoušet ovlivňovat jejich rozhodování. Stejnou tendenci lze očekávat také v případě organizací z výzkumného sektoru, jejichž primárním účelem je právě produkce a poskytování expertních informací.

Atraktivita (*attractivity*): atraktivitou v souvislosti s individuálním atributem v protikladu k aktivitě rozumíme tendenci aktérů s daným atributem *přijímat* více či méně vazeb v závislosti na úrovni daného atributu (Amati a Stadtfeld, 2021). Obecně řečeno, toto se může dít proto, že aktéři s daným atributem představují lukrativní partnery nebo je jejich atribut v dané síti hodnotným zdrojem. V případě sítě organizací zapojených v českém uhelném sektoru jde o organizace vládnutí, tj. kompetentní ministerstva nebo specializované agentury, a dále rovněž politické strany kontrolující politický proces. Tyto organizace jsou proto obvyklým „cílem“ organizací, zde fosilního průmyslu a ENGOS, prosazujících specifické společenské zájmy. Toto ovlivňování probíhá rovněž prostřednictvím poskytování expertizy.

Homofilie (*homophily*): homofilie patří mezi jednu z nejčastěji pozorovaných empirických regularit napříč různými kontexty v sociálněvědním výzkumu, a to i mimo SNA (McPherson et al., 2001). Jedná se o tendenci aktérů, kteří jsou si vzájemně podobní v nějakém relevantním atributu, být vzájemně propojeni také vazbou (McPherson et al., 2001; Rivera et al., 2010). Zde se jedná o homofilii politických přesvědčení (ideologickou homofilii) a interorganizační homofilii. Zároveň v prvním případě jde o tendenci navazovat vazby mezi aktéry s podobným politickým přesvědčením, jakým může být např. podpora uhlíkové daně, interorganizační homofilie zachycuje tendenci navazovat vazby mezi organizacemi stejného typu. Toto očekávání vyplývá především z obecné funkční diferenciací politického systému, kde je v případě některých typů organizací vzájemná výměna (expertních) informací formálně vyžadována (státní aktéři) či přímo souvisí s jejich zaměřením (výzkumné organizace). Dalším důvodem může být vnitroskupinové sdílení zdrojů, zde tedy expertizy, s cílem efektivního ovlivňování politického procesu (především ENGOS).

Dyadické mechanismy vysvětlují existenci dané vazby odkazem na faktor, který exogenně (tj. z vnějšku sítě, jejíž vazby chceme vysvětlit) působí na danou dyádu. Dyadické mechanismy tak zachycují, jak přítomnost dyadických faktorů usnadňuje vznik vazby v síti nebo mu naopak zabraňuje. Takovým faktorem

může být třeba geografická blízkost, která se projevuje v mechanismu propinkvity (*propinquity*), kdy prostorově si bližší uzly mají vyšší pravděpodobnost, že spolu budou interagovat (Daraganova et al., 2012). Značné teoretické i empirické pozornosti se ve výzkumu sociálních sítí dostává tzv. multiplexním sítím, což jsou sítě s více rozdílnými typy vazeb mezi jednou množinou uzlů (Wang, 2013).

Strhávání vazeb (*tie entrainment*): Strhávání vazeb je mechanismus často pozorovaný v multiplexních sítích, kdy existence vazby mezi danými dvěma aktéry zvyšuje pravděpodobnost vytvoření vazby v jiné síti mezi těmito dvěma aktéry (Wang, 2013). V našem případě chceme vysvětlit síť výměny expertních informací za pomoci vazeb v dalších dvou sítích, konkrétně v síti politické spolupráce a vnímaného vlivu. V případě, že mezi aktéry existuje spolupráce, jako například koordinace postojů k chystané legislativě, stává se výměna expertních informací zpravidla součástí tohoto procesu. Aktéři rovněž mohou poskytovat expertní informace s cílem ovlivnit pozici (politické přesvědčení) příjemce. Pokud jde o (vnímaný) vliv dané organizace, dosavadní výzkum široce zdokumentoval tendenci, že vlivné organizace jsou zpravidla častěji vyhledávány jako partneři pro spolupráci (Weible et al., 2018). Obdobný vzorec, i vzhledem k výše uvedenému, lze očekávat v případě výměny informací. Z těchto důvodů tedy očekáváme pozitivní efekty v případě obou sítí.

Exponenciální modely náhodných grafů

Jednotlivé mechanismy popsané v předchozí sekci jsou přímo spojeny s tím, jak se ERGM specifikují v praxi. Klíčové je, že výzkumníci specifikují daný model tím, že na základě svých teoretických a substantivních poznatků nejprve identifikují ty mechanismy, jejichž vliv v síti chtějí zkoumat, a následně tyto mechanismy operacionalizují jako tzv. konfigurace (Lusher a Robins, 2012). Konfigurace je podgraf (tj. podmnožina uzlů a vazeb mezi nimi), který reprezentuje určitý mechanismus. Tabulka 1 zachycuje všechny mechanismy, které v našem případě zkoumáme (a specifikujeme jimi tedy model) a jim odpovídající konfigurace. Každá konfigurace přitom má nejen svou vizuální podobu, ale i své matematické vyjádření (vzorec), což umožňuje jejich užití ve statistickém modelu. Například počet reciprokových dyád M (konfigurace *mutual*) lze vyjma grafického zobrazení reciprokové vazby vyjádřit také jako součet součinu matice sousednosti X_{ij} a její transpozice X_{ji} (Wasserman a Faust, 1994).

$$(1) M = \sum_{i < j} X_{ij} X_{ji}$$

Zjednodušeně řečeno, ERGM se na základě takto specifikované sady konfigurací nejprve snaží pomocí simulací vytvořit distribuci sítí podobných té pozorované (x) v modelovaných statistikách, tj. pozorovaných počtech konfigurací $z(x)$ zahrnutých v modelu. Na základě takovéto distribuce ERGM následně odhadu-

je hodnotu parametru θ vyjadřující významnost jednotlivých konfigurací pro strukturu dané sítě (Harris, 2014; Robins a Lusher, 2012). Pozitivní hodnoty jednotlivých parametrů připisují vyšší pravděpodobnost grafům z vygenerované distribuce, které obsahují vyšší počet dané konfigurace, zatímco negativní hodnoty parametrů připisují grafům s nižším počtem dané konfigurace pravděpodobnost nižší.

$$(2) P(X = x) = \frac{\sum_x \theta' z(x)}{k}^2$$

Cílem ERGM je tedy odhadnout vektor parametrů θ' pro statistiky $z(x)$ spočtené na pozorované síti tak, aby maximalizoval pravděpodobnost *pozorované* sítě x vůči všem *možným* sítím stejné velikosti. Statistiky $z(x)$ jsou dány specifikací modelu, a kromě průsečíku (počtu vazeb) mohou zahrnovat pozorované počty určitých atributů, reciprokových dyád, tranzitivních uzávěr (viz Tabulka 1) a podobně (viz Cranmer et al., 2020). Všimněme si, že vektory odhadů parametrů pro zahrnuté statistiky jsou uvnitř exponentu – odtud tedy přívlastek exponenciální v názvu modelu³.

$$(3) k = \sum_x \exp(\theta' z(x^*))$$

Normalizující konstanta k (rovnice 3) aproximuje distribuci všech možných sítí dané velikosti. I v případě sítí s triviálně malým počtem uzlů je totiž počet všech možných sítí, které lze na dané množině uzlů zkonstruovat, extrémně vysoký (konkrétně $2^{n(n-1)}$ pro orientované sítě⁴), výše uvedenou rovnici (2) tak není možné vyřešit analyticky ani empiricky (Snijders a Koskinen, 2012). Proto se k výpočtu ERGM používají simulace. Tyto simulace zde popíšeme intuitivně, přičemž čtenářům, kteří by se chtěli dozvědět více o technických detailech, můžeme doporučit příslušné kapitoly v pracích Harris (2014) či Lushera a kolegů (2012).

Odhad parametrů v modelu je prováděn běžně metodou stochastické aproximace (*stochastic approximation*) (Snijders, 2002) ve třech fázích tak, aby vektor parametrů θ maximalizoval pravděpodobnost pozorovaných dat, jak je běžné u odhadů pomocí metody maximální věrohodnosti (*maximum likelihood*) (Snijders a Koskinen, 2012). První fáze, inicializace, „nahrubo“ zkouší simulovat malé množství sítí a z nich zjednodušeně odhadnout parametry θ jako základ pro druhou fázi. Ve druhé fázi, optimalizaci, jsou iterativně simulovány sítě tak, aby se co nejvíce podobaly síti pozorované, přičemž se zároveň po každé simulaci upravují hodnoty parametrů tak, aby stále maximalizovaly pravděpodobnost pozorova-

² V literatuře se objevují i jiné, avšak ekvivalentní varianty této rovnice. Zde se odvoláváme na její podobu v úvodním článku Robinse et al. (2007).

³ Přesnější, avšak v praxi nepřilíš často užívané je označení *exponential-family random graph model*.

⁴ Pro představu: orientovaná síť s pěti uzly má 2^{20} , tj. více než milion, možných grafů.

ných dat tak, aby rozdělení takto nasimulovaných sítí bylo v průměru totožné s pozorovanou sítí z hlediska v modelu zahrnutých konfigurací. Konečně, ve třetí fázi dochází jednak k výpočtu směrodatných chyb, které umožňují statistickou inferenci, a jednak k ověření konvergence modelu, k čemuž slouží výpočet t-poměru (rovnice 4).

$$(4) \text{ t-poměr} = \frac{\text{průměrná hodnota simulované statistiky} - \text{hodnota pozorované statistiky}}{\text{směrodatná odchylka hodnoty simulované statistiky}}$$

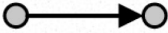
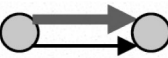
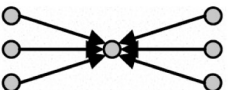
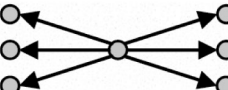
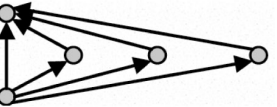
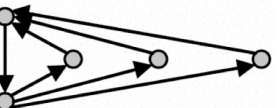
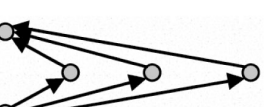
Pokud je hodnota t-poměru blízká nule, značí to, že vygenerovaná distribuce sítí je blízká pozorované sítí, co se dané statistiky zachycující danou konfiguraci týče. Jsou-li t-poměry všech modelovaných statistik dostatečně blízké nule, hovoříme o konvergenci modelu. V praxi se za dostatečné považují t-poměry, které jsou menší než 0,1 v absolutní hodnotě. Jde o žádoucí stav, protože to znamená, že odhady parametrů a související směrodatné chyby jsou spočteny na základě distribuce grafů, která je v průměru podobná námi pozorované sítí, a naše závěry tak pocházejí z realistické referenční distribuce. V balíku *statnet* v R je rovnou testována různost t-poměrů od nuly, přičemž pochopitelně zde usilujeme o nezamítnutí nulové hypotézy, tj. o vyšší p-hodnoty.

Podobně jako u logistické regrese je možné označit odhady, jejichž hodnota má podíl ke směrodatné chybě vyšší než 2 v absolutní hodnotě za statisticky významné, což odpovídá hladině významnosti 0,05 podle přibližného Waldova testu. Statisticky významný odhad lze v takových případech považovat za nennulový a lze z něj usoudit na to, že v síti působí mechanismus, který daná konfigurace operacionalizuje. Výsledné odhady parametrů v ERGM jsou vyjádřeny jako logaritmované šance, jejichž interpretace je opět analogická s logistickou regresí. Kladné hodnoty indikují, že zvýšení počtu dané konfigurace o jedna, *ceteris paribus*, zvyšuje pravděpodobnost výskytu vazby, zatímco záporné hodnoty indikují snížení této pravděpodobnosti. Hodnoty odhadů parametrů a jejich směrodatné chyby lze také využít ke konstrukci intervalů spolehlivosti, jak je u statistických modelů obvyklé. Obdobně jako u logistické regrese lze také přepočítat logaritmované šance na šance a pravděpodobnosti⁵. Při počítání pravděpodobnosti vzniku dané vazby je však nutné mít na paměti, že konfigurace v ERGM jsou uspořádány hierarchicky a jejich hierarchii je pro správnou interpretaci nutné respektovat. Například trojúhelník v neorientované síti sestává ze tří vazeb a ze tří cest o délce dva (2-cesta, *two-path*). Pokud bychom tedy chtěli vyjádřit pravděpodobnost vzniku vazby v trojúhelníku, musíme také započítat efekt průsečíku modelu (*intercept*, značí výchozí pravděpodobnost existence vazeb mezi náhodným párem uzlů) a efekt 2-cest.

Pro posouzení, zda daný model skutečně adekvátně reprodukuje modelo-

⁵ Konverzi logaritmovaných šancí na pravděpodobnosti provedeme jako $\exp(\text{logit}) / (1 + \exp(\text{logit}))$.

Tabulka 1. ERGM efekty, grafické znázornění odpovídajících konfigurací a jejich interpretace

Efekt	Konfigurace	Mechanismus/interpretace
edges		průsečík modelu; obecná tendence vysílat vazby
mutual		reciprocita
edgecov		strhávání vazeb
nodeifactor		atraktivita založená na kategoriálním atributu
nodeofactor		aktivita založená na kategoriálním atributu
nodematch		homofilie na kategoriálním atributu
nodecov		aktivita/atraktivita založená na kardinálním atributu
absdiff		homofilie na kardinálním atributu; negativní efekt značí tendenci nominovat méně odlišné aktéry
gwideg		akumulace příchozích vazeb (preferenční náklonnost)
gwodeg		akumulace odchozích vazeb; kontrola pro tendenci častých nominací
gwesp.OTP		tranzitivní uzávěra
gwesp.ITP		cyklická uzávěra
gwdsp.OTP		vícenásobná nepřímá propojenost (2-cesta); efekt nižšího řádu pro cyklickou a tranzitivní uzávěru

vanou sítí, a tedy zda dobře „sedí“ na daná data, je nutné ověřit shodu modelu s daty (*goodness of fit*). K tomu se používají simulace z konvergovaného modelu, jejichž prostřednictvím se vygeneruje velké množství sítí a ty se následně porovnají s pozorovanou sítí na základě zvolených celosíťových (globálních) charakteristik. Těmi běžně bývají distribuce stupňů, centralizace, distribuce geodetických vzdáleností a koeficient shlukování. Charakteristiky sítě jako celku totiž nejsou v modelu zahrnuty přímo, protože je nelze ze své podstaty přímo zachytit prostřednictvím (lokálních) konfigurací. Pokud model s danou specifikací relevantní strukturní charakteristiky dobře reprodukuje, lze považovat dané mechanismy za postačující ke vzniku sítě a lze tedy říct, že naše teoretická představa o tom, které mechanismy zapříčinily vznik sítě tak, jak ji pozorujeme v datech, je adekvátní. Prakticky lze ověření shody modelu s daty provést buď pomocí výpočtu t-poměrů, jak je popsáno výše (rovnice 3)⁶, nebo graficky prostřednictvím krabicových či houslových grafů. Pokud daná nemodelovaná vlastnost není extrémní vzhledem k simulované distribuci sítí, za což se považuje hodnota t-poměru větší než 1,96 v absolutní hodnotě či vizuální umístění v okrajích rozdělení v krabicovém nebo houslovém grafu, pak můžeme říct, že daný model dobře reprodukuje strukturu sítě jako celek.⁷

ERGM modely jsou poněkud neblaze proslulé potížemi s konvergencí. To v praxi znamená, že se simulačnímu algoritmu nedaří adekvátně reprodukovat modelované statistiky na základě pozorované sítě. Simulovaná distribuce se v tomto případě výrazně odlišuje od pozorované sítě. Problémy s konvergencí se týkají i jiných modelů využívajících princip maximální věrohodnosti. U klasických statistických modelů ale tento problém nastává zpravidla jen v extrémních případech jako při kompletní separaci či vysoké kolinearitě prediktorů. U ERGM se jedná spíše o pravidlo nežli výjimku. Je to způsobeno komplexitou, kterou do modelu vnáší endogenní efekty, které reprezentují zásadní relační mechanismy jako akumulace vazeb nebo triadická uzávěra. Původně se pro zachycení strukturních mechanismů používaly tzv. Markovovy konfigurace (typicky trojúhelník pro triadickou uzávěru a n-hvězdy pro zachycení distribuce stupňů). Tyto konfigurace jsou sice intuitivní, v praxi ale často neumožňovaly simulovat realistickou distribuci sítí pro spočtení odhadů parametrů a směrodatných chyb, neboť v simulacích vedly tyto konfigurace k vytváření distribucí buď téměř prázdných (bez vazeb), nebo naopak téměř plných (se všemi vazbami) sítí. Řešením tohoto problému byla

⁶ Simulace a t-poměry se tedy v rámci ERGM používají dvakrát. Nejprve se používají pro vygenerování referenční distribuce sítí, které jsou z hlediska *modelovaných* konfigurací co nejpodobnější pozorované sítí. Poté se používají k ověření shody modelu s daty, kdy se zjišťuje, zda *nemodelované* charakteristiky sítě nejsou příliš nepodobné pozorované sítí.

⁷ Kromě grafického zobrazení a t-poměrů nabízí výstup funkce *ergm* také hodnoty Akaikeho informačního kritéria (AIC) a Bayesovského informačního kritéria (BIC). AIC a BIC by neměly sloužit pro komplexní hodnocení shody modelu s daty, vhodné jsou především pro srovnání modelů zahrnující stejné konfigurace s odlišnými parametry α (viz Harris, 2014).

formulace tzv. alternujících či geometricky vážených efektů (*alternating, geometrically weighted*; Snijders et al., 2006), jaké používáme v našem modelu i my a jež jsou ilustrovány v Tabulce 1. Výchozí myšlenkou těchto efektů je, že v sociální realitě se zpravidla vazby nevyskytují v izolovaných konfiguracích, ale jsou často ukotvené v mnoha konfiguracích téhož druhu (třeba v trojúhelnících) zároveň. Ilustrujme to na příkladu. Pokud mají uzly C a D společného přítele, zvyšuje se pravděpodobnost, že budou samy také přátelé. S každým dalším společným přítelem, kterého C a D mají, tato pravděpodobnost dále narůstá, nikoliv však lineárně, nýbrž s určitým mezním přírůstkem, neboť rozdíl mezi 19 a 20 společnými přáteli je zanedbatelný, zatímco rozdíl mezi žádným a jedním společným přítelem je velký. Geometricky vážené konfigurace progresivně snižují váhu, kterou simulační algoritmy přiřkládají dalším a dalším konfiguracím ukotveným ve stejné dyádě. Díky tomu jsou simulované grafy daleko podobnější skutečným sociálním sítím a mnohem spíše dávají oporu pro realistickou statistickou inferenci.

Výsledky

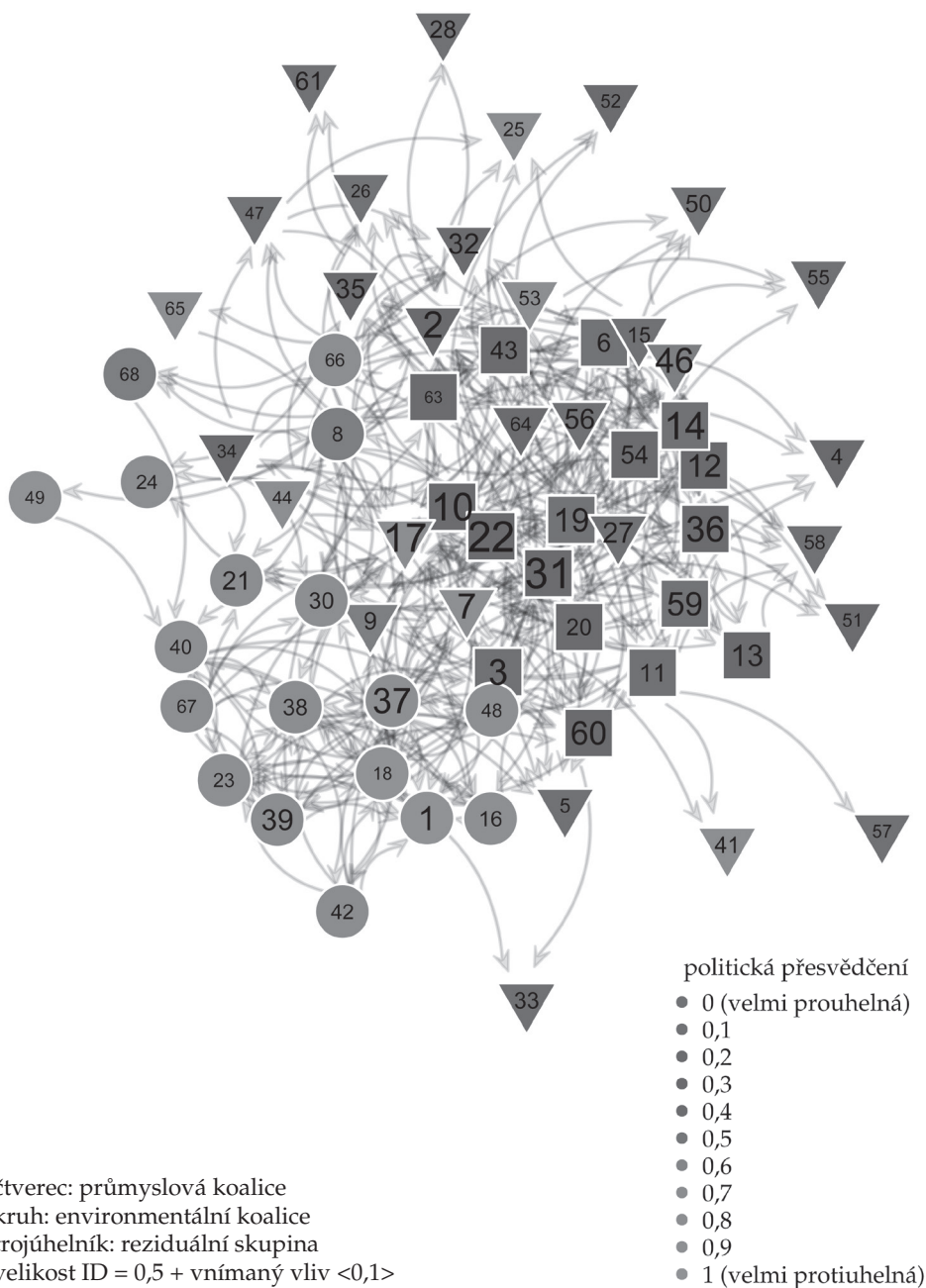
Začneme nejprve shrnutím popisných charakteristik sítě výměny informací. Síť je tvořena 68 uzly a 787 orientovanými vazbami. Hodnota hustoty sítě je 0,17, což znamená, že je přítomno 17 % ze všech vazeb, které by organizace mohly v síti navázat. Síť neobsahuje žádné izoláty a průměrný stupeň uzlu je 23 se směrodatnou odchylkou 13,4. Průměrný počet vazeb, příchozích i odchozích, je tedy cca 23, což představuje přímé spojení v průměru se 34 % z 68 organizací tvořících síť. Hodnota reciprocitity spočtená jako podíl reciprokých vazeb na počtu všech vazeb činí 0,4. Hodnota tranzitivity spočtená jako průměrná hustota sousedství každého uzlu je 0,55. Tyto hodnoty ve srovnání s pozorovanou hodnotou hustoty (0,17) ukazují na úroveň reciprocitity a tranzitivity v celé síti, netestují ale přímo tendence k nim. To nám ukáže až aplikace ERGM. Data a skript provázející celou analýzou vč. rozsáhlých anglických komentářů jsou dostupné online jako příloha elektronické verze článku⁸.

V této sekci se podrobně podíváme na výsledky našeho ERGM s důrazem na postup při modelování a následnou substantivní interpretaci výsledků. Tabulka 2 ukazuje průběžné výsledky od nulového modelu (model 0) až po model finální zahrnující všechny substantivní i kontrolní konfigurace (model 4) s tím, že každý následující model vždy zahrnuje efekty obsažené v modelech předchozích. Všechny výsledky jsou založeny na adekvátně konvergovaných modelech.

Model 0 je nulovým modelem, obsahuje tedy pouze průsečík (*edges*) a jeho výsledky indikují, jaká je pravděpodobnost výskytu vazby v síti za předpokladu, že ignorujeme jakékoliv další informace. Pro ERGM v sociálních sítích je typické, že je tento efekt silně záporný (−1,57), což znamená, že výskyt vazby je spí-

⁸ <https://doi.org/10.13060/csr.2023.046>

Graf 1. Sociogram sítě výměny informací mezi organizacemi zapojenými v českém uhelném sektoru



še nepravděpodobný (17 %). Všimněme si, že pokud převedeme odhady efektů z logaritmovaných šancí na pravděpodobnosti⁹, získáme hodnotu pozorované hustoty sítě (0,17).

Model 1 přidává k nulovému modelu efekt reciprocity (*mutual*). Ten je naopak silně pozitivní (1,53) a názorně ilustruje, jak zahrnutí další konfigurace v modelu ovlivňuje pravděpodobnost výskytu vazby. Pravděpodobnost výskytu vazby je obecně 17 %, ale pokud má daná vazba protějšek v opačném směru, pak je pravděpodobnost jejího výskytu výrazně vyšší (40 %)¹⁰. Odhady parametrů v dalších modelech je možné interpretovat analogicky.

Model 2 přidává efekty související s působením dyadických mechanismů (*edgescov*), konkrétně se jedná o strhávání vazeb na základě spolupráce a vnímaného vlivu. Oba tyto efekty jsou výrazně pozitivní, přičemž efekt strhávání vazeb na základě spolupráce je téměř šestkrát silnější než na základě vnímaného vlivu. Ve zkratce, model 2 ukazuje, že jak reciprocity, tak strhávání vazeb na základě obou dále měřených sítí výrazně zvyšují pravděpodobnost výskytu vazeb v síti výměny informací mezi organizacemi zapojenými v českém uhelném sektoru.

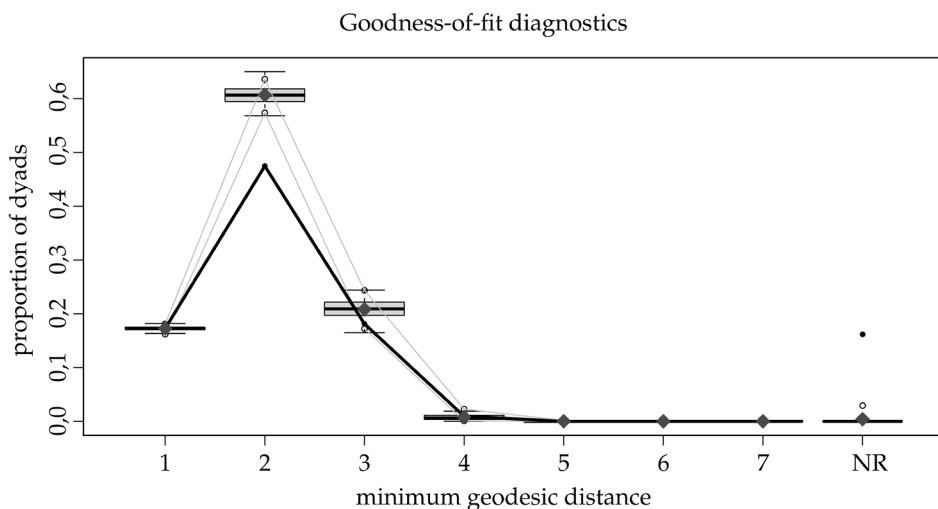
Model 3 zahrnuje na první pohled výrazně vyšší množství konfigurací, neboť jsou v něm obsaženy atribuční mechanismy, a to prostřednictvím aktivity (*nodeofactor*), atraktivity (*nodeifactor*) a homofilie (*nodematch* pro kategoriální atribut a *absdiff* pro kardinální). Pro každou kategorii typu organizace je spočten separátní koeficient a jeho směrodatná chyba. Nejprve podotkneme, že přidání konfigurací pro atribuční mechanismy do modelu v zásadě nezměnilo hodnotu odhadů již obsažených v modelu 2. Referenční kategorií pro proměnnou typ organizace jsou environmentální nevládní organizace (ENGOS). Z výsledků vidíme, že politické strany a státní organizace jsou v síti statisticky významně méně aktivní než ENGOS. U atraktivity uzlů na základě jejich typu vidíme pouze jeden statisticky významný koeficient, a to pro politické strany, který značí, že politické strany přijímají významně méně informací než environmentální organizace. Další organizace se však významně od environmentálních z hlediska atraktivity neliší. Co se politických přesvědčení jednotlivých organizací týče, tak záporný a statisticky významný efekt pro konfiguraci absolutního rozdílu mezi dvěma uzly značí, že čím je větší rozdíl v přesvědčeních mezi danými dvěma uzly, tím menší je pravděpodobnost, že mezi nimi bude vazba. Tento výsledek tak značí homofilii, neboť více si ideologicky podobné organizace (s menším rozdílem v přesvědčeních) mají vyšší pravděpodobnost výměny informací.

Při pohledu na výsledky ověření shody modelu 3 s daty vidíme, že jakoliv mohou jeho výsledky dávat na první pohled smysl, nejedná se o model, který by byl dostatečný pro vysvětlení toho, jaké mechanismy utváří strukturu

⁹ Z logaritmovaných šancí získáme pravděpodobnost následující transformací $\exp(-1,57)/(1 + \exp(-1,57)) = 0,17$.

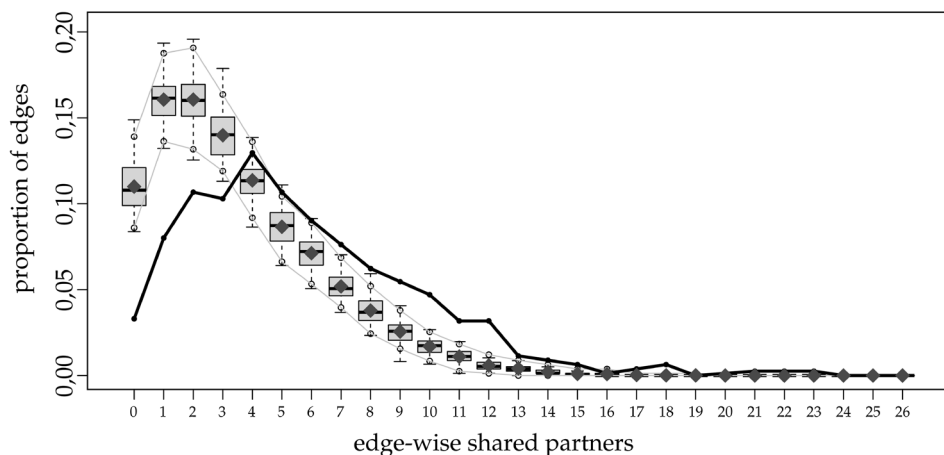
¹⁰ Pravděpodobnost, že nová vazba dotvoří reciprokou dyádu, spočteme jako $\exp(-1,95 + 1,54)/(1 + \exp(-1,95 + 1,54)) = 0,4$.

Graf 2. Shoda modelu 3 s daty pro rozdělení geodetických vzdáleností



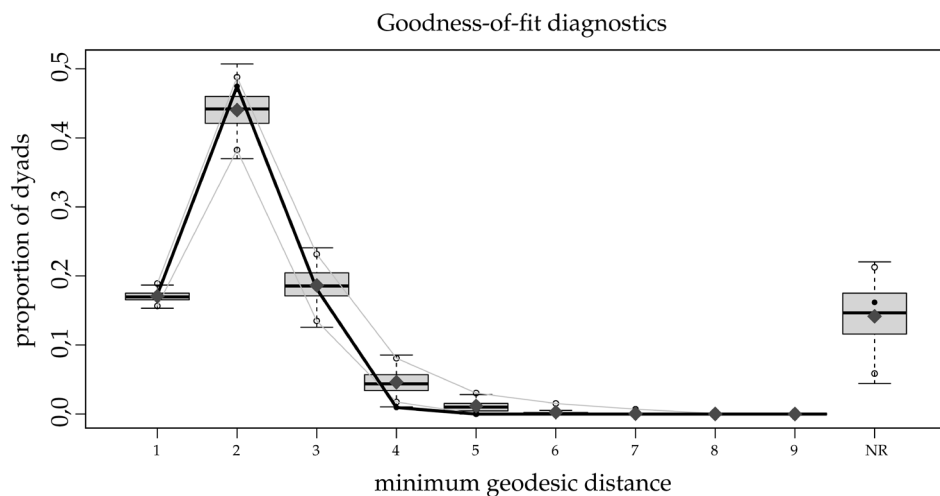
námi studované sítě. Distribuce sítí vygenerovaná na základě modelu 3 se totiž statisticky významně liší od charakteristik pozorované sítě: model nedokáže reprodukovat rozdělení odchozích a částečně ani příchozích stupňů (zde nezobrazeno), zcela má jiné rozdělení počtu 2-cest (společných partnerů propojených dyád; *edge-wise shared partners*) a do značné míry i rozdělení geodetických vzdáleností. To dokumentují grafy 2 a 3, v nichž jednotlivé krabicové diagramy představují rozdělení proporce dyád (resp. vazeb) s hodnotou dané statistiky (Graf 2 – počtu daných geodetických vzdáleností, Graf 3 – počtu 2-cest) uvedené na vodorovné ose vzešlé z tisíce simulací z daného modelu. Černá křivka v grafech představuje hodnoty v pozorované síti, přičemž pokud tato křivka kopíruje krabicové diagramy, pak to značí, že model dobře reprodukuje danou charakteristiku sítě. Grafy 4 a 5 lze číst analogicky. Z tohoto všeho lze usoudit, že v modelu 3 chybí další konfigurace, které by jej učinily realističtější.

Finální model 4 zahrnuje konfigurace pro všechny uvažované substantivní mechanismy (včetně strukturních) i kontrolní proměnné, jejichž přidáním by výsledný model mohl být adekvátně schopný postihnout strukturu sítě. I při zohlednění strukturních mechanismů mají stále statisticky významný a pozitivní efekt konfigurace reprezentující strhávání vazeb na základě spolupráce mezi organizacemi a vnímaného vlivu. U strhávání vazeb výměny informací na základě spolupráce se přitom jedná o nejsilnější efekt v celém modelu. Co se mechanismů atraktivity a aktivity týče, statisticky významně méně aktivní i atraktivní jsou v síti výměny informací politické strany. V případě atraktivity jsou navíc ještě na hranici statistické významnosti méně atraktivní profesní nevládní organizace. Státní organizace jsou pak statisticky významně méně aktivní. Další efekt,

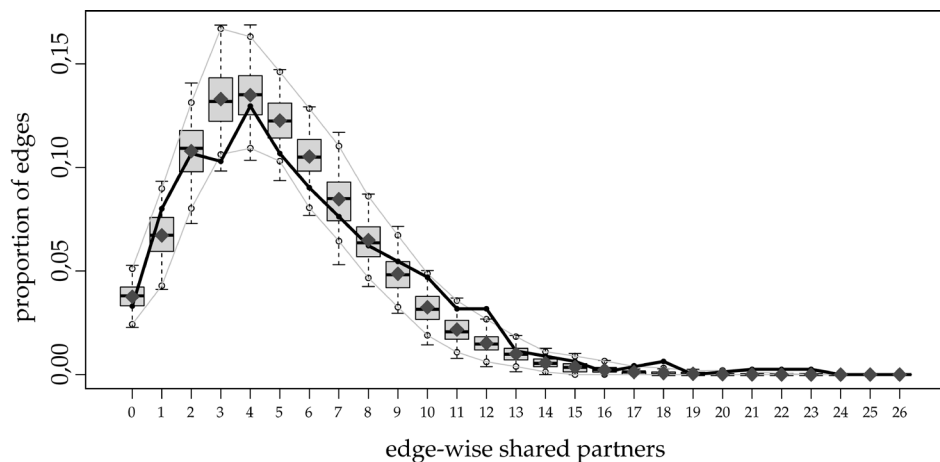
Graf 3. Shoda modelu 3 s daty pro rozdělení dvou-cest (společných partnerů propojených dyád)

který se nezměnil po přidání strukturních konfigurací, je absolutní rozdíl v politických postojích mezi informačně propojenými informacemi. I nadále je tento efekt významně negativní, takže model 4 potvrzuje homofilní tendence organizací k vytváření vazeb na základě ideologické podobnosti. Pozitivní a statisticky významný efekt homofilie na základě typu organizací (*nodematch*) indikuje, že organizace, které jsou stejného typu, mají vyšší pravděpodobnost výměny informací. Konečně, mezi strukturními mechanismy nacházíme tři statisticky významné efekty. Prvním z nich je efekt geometricky vážených vstupních stupňů (*gwidegree*), který operacionalizuje tendence aktérů k akumulaci příchozích vazeb. Pozitivní hodnota tohoto koeficientu poněkud neintuitivně indikuje tendenci, tedy že organizace v síti mají tendence příchozí vazby výměny informací neakumulovat. Obecně lze říci, že pozitivní hodnota koeficientu značí, že pravděpodobnost vazby je vyšší pro uzly s nižším nežli vyšším stupněm (počtem vazeb) – distribuce stupňů se stává více vyrovnanou. Negativní hodnota značí, že tato pravděpodobnost je vyšší naopak pro uzly s vyšším nežli nižším stupněm – distribuce stupňů se stává více nerovnou. Negativní hodnoty tedy indikují tendence ke koncentraci vazeb, zatímco pozitivní hodnoty indikují decentralizaci vazeb v síti (Levy, 2016). Slabě negativní hodnotu má koeficient geometricky váženého počtu 2-cest (*gwdspl.OTP*). Tato konfigurace zachycující otevřené trojúhelníky byla zahrnuta coby kontrolní konfigurace nižšího řádu pro uzavřené ukotvené trojúhelníky (*gwespl.OTP*) operacionalizující triadickou uzávěru. Triadická uzávěra je modelována dvěma teoreticky relevantními způsoby: tranzitivně (tedy hierarchicky; konfigurace *gwespl.OTP*) a cyklicky (tedy decentralizovaně; konfigurace *gwespl.ITP*). Statisticky významně pozitivní je hodnota parametru konfigurace pro tranzitivní uzávěru, což značí, že organizace mají tendenci sdílet informace s těmi, se kterými mají společné

Graf 4. Shoda modelu 4 s daty pro rozdělení geodetických vzdáleností



Graf 5. Shoda modelu 4 s daty pro rozdělení dvou-cest (společných partnerů propojených dyád)



informační partnery, čímž dochází k uzavírání trojúhelníků. Takto vyvstávají lokální hierarchie, kde jsou některé organizace pouze příjemci informací, jiné jsou příjemci i poskytovateli a některé jsou pouze poskytovateli.

Model 4 na data „sedí“ výrazně lépe než model 3. Za prvé, model vykazuje adekvátní konvergenci. Modelované statistiky jsou zachyceny přesně a vý-

Tabulka 2. Výsledky exponenciálních modelů náhodných grafů – první část

	Exponenciální modely náhodných grafů				
	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
edges	-1,57 (0,04)	-1,95 (0,05)	-2,69 (0,07)	-1,50 (0,47)	-3,45 (0,46)
dyadické mechanismy					
edgecov (spolupráce)			4,17 (0,19)	1,41 (0,14)	3,62 (0,19)
edgecov (vnímaný vliv)			0,72 (0,11)	0,79 (0,11)	0,46 (0,11)
atribuční mechanismy					
nodeifactor (typ org.: průmysl)				-0,00 (0,25)	0,05 (0,19)
nodeifactor (typ org.: NGO)				-0,59 (0,34)	-0,55 (0,29)
nodeifactor (typ org.: strana)				-0,80 (0,23)	-0,52 (0,19)
nodeifactor (typ org.: výzkum)				-0,18 (0,22)	-0,10 (0,17)
nodeifactor (typ org.: stát)				0,28 (0,22)	0,19 (0,17)
nodeofactor (typ org.: průmysl)				-0,52 (0,23)	-0,18 (0,17)
nodeofactor (typ org.: NGO)				0,14 (0,28)	0,03 (0,22)
nodeofactor (typ org.: strana)				-0,89 (0,21)	-0,49 (0,16)
nodeofactor (typ org.: výzkum)				-0,79 (0,20)	-0,18 (0,14)
nodeofactor (typ org.: stát)				-1,49 (0,22)	-0,66 (0,17)
nodematch (typ org.)				0,49 (0,12)	0,42 (0,12)
nodecov (politická přesvědčení)				-0,05 (0,21)	0,05 (0,14)
absdiff (politická přesvědčení)				-1,44 (0,27)	-1,02 (0,23)

Tabulka 2. Výsledky exponenciálních modelů náhodných grafů – druhá část

	Exponenciální modely náhodných grafů				
	Model 0	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
strukturní mechanismy					
mutual (reciprocita)		1,54 (0,13)	1,41 (0,11)	1,51 (0,15)	0,94 (0,18)
gwideg (akumulace příchozí)					2,15 (0,88)
gwodeg (akumulace odchozí)					0,34 (0,45)
gwdsp.OTP (2-cesty)					-0,12 (0,02)
gwesp.OTP (tranzitivní uzávěra)					1,05 (0,13)
gwesp.ITP (cyklická uzávěra)					0,04 (0,04)

Poznámka: Statisticky významné odhady jsou zvýrazněny kurzívou. Referenční kategorie proměnné typ organizace je ENGO (environmentální nevládní organizace).

sledky modelu jsou tak založené na adekvátní referenční distribuci. Za druhé, vidíme také značné zlepšení, co se přímo nemodelovaných celosíťových (globálních) charakteristik týče. Rozdělení počtu sdílených partnerů propojených dyád (2-cest) a geodetických vzdáleností model reprodukuje velice přesvědčivě, zatímco rozdělení odchozích (*odegree*) a příchozích stupňů (*idegree*) vykazuje jen drobné odchylky v několika málo částech distribuce (grafy 4 a 5).

Zmiňme ještě krátce technické aspekty výše uvedených ERGM modelů. Pro všechny modely byla využita nová verze 4.0 balíku *ergm* v R (Krivitsky et al., 2022), který je součástí seskupení dalších balíků pro SNA zvané *statnet*. Alternativně lze k výpočtu ERGM použít software *PNet* (Wang et al., 2009), který ale není implementován v R a neumožňuje práci ani s jiným kódem/syntaxí, kvůli čemuž je hůře reprodukovatelný. *PNet* ovšem na druhou stranu nabízí větší množství konfigurací, které lze modelovat. Nehledě na konkrétní software, výpočet ERGM je mnohdy doprovázen komplikacemi s konvergencí, které patrně tvoří největší bariéru pro jeho častější užití. Tyto problémy lze minimalizovat následujícími způsoby:

(1) Postupné přidávání konfigurací od modelu nulového až po model obsahující teoreticky relevantní strukturní mechanismy, které jsou nejkomplexnější. U každého průběžného modelu lze přitom jednak pozorovat chování modelu, ale především lze použít výsledky z konvergentního modelu jako výchozí hodnoty pro model s přidáním nových konfigurací, což pomáhá při simulacích referenční distribuce sítí (Harris, 2014).

(2) Práce s technickými parametry modelu, zejména s množstvím simulací, které simulační algoritmus zkouší před konvergencí. Toho lze docílit prostřednictvím zvýšení velikosti výběru z možných sítí (*statnet*), resp. multiplikačního faktoru (*PNet*). To ovšem zvyšuje čas, který si výpočet ERGM žádá. Pro představu: model 4 s nastavením výchozích odhadů na základě modelu 3 zabral na PC s operační pamětí 16 GB RAM a procesorem 2,60 GHz cca 14 minut. V R je možné tento proces zrychlit paralelizací na více jader procesoru.

(3) Omezení (*constraint*) simulací jen na podmnožinu přípustných sítí. V praxi to znamená, že simulační algoritmus nesimuluje určité typy sítí, protože jsou nerealistické nebo přímo nemožné z povahy výzkumu či jeho designu. Často se například fixuje hustota sítě, což znamená, že se neodhaduje průsečík (*edges*) modelu a simulace pracují pouze se sítěmi se stejným počtem vazeb, jako má síť pozorovaná. Jindy je možné zafixovat rozdělení odchozích stupňů, což se hodí v situacích, kdy je v dotazníkovém šetření respondentům umožněno nominovat jen omezené množství ostatních jako příjemce vazeb.

Nová verze *ergm* 4.0 nejenže urychluje celý proces simulací a výpočtů ERGM, ale navíc do značné míry automatizuje bod 2, neboť se simulační algoritmus snaží průběžně upravovat algoritmická nastavení tak, aby další iterace měla co největší šanci na konvergenci. Tato novinka z počátku roku 2022 je doposud málo vyzkoušená, má nicméně potenciál revolučním způsobem usnadnit práci s ERGM.

Diskuse

Záměrem tohoto článku bylo představit základní předpoklady a komponenty exponenciálních modelů náhodných grafů (ERGM) na příkladu sítě výměny expertních informací v českém uhelném sektoru. Připomeňme, že ERGM umožňuje na rozdíl od klasických statistických přístupů explicitně modelovat interdependence v síťových datech a vysvětlovat formování vazeb v pozorované síti prostřednictvím souboru relačních mechanismů. Silnou stránkou ERGM je, že umožňuje současně testovat vícero teoreticky relevantních, mnohdy soupeřících vysvětlení formování vazeb. Přitom je možné zahrnout tři typy relačních mechanismů: atribuční, dyadické a strukturní. Právě této flexibilitě, a z ní vyplývající schopnosti zachycovat komplexní společenskovední koncepty a teorie, vděčí ERGM za svou rychle rostoucí oblibu.

Cílem výzkumu bylo zjistit, které relační mechanismy ovlivňují výměnu expertních informací. Výsledky finálního modelu ukázaly působení hned několika relačních mechanismů. Jde-li o *atribuční mechanismy*, zajímavým výsledkem je v porovnání s referenční kategorií environmentálních organizací nižší atraktivita politických stran. To lze přičíst tomu, že v českém kontextu k formulaci politik dochází zpravidla na úrovni kompetentních ministerstev a specializovaných institucí, nikoliv politických stran. Politické strany současně vykazují nižší aktivitu, což značí, že se výměny expertních informací účastní obecně méně než ostatní typy organizací. Méně aktivní jsou také státní organizace. Lze spekulovat, že vzhledem ke své klíčové pozici v politickém procesu nejsou tyto organizace, zahrnující i zmíněná kompetentní ministerstva, motivovány k předávání expertních informací vně okruh organizací vládnutí. To je konzistentní s přítomností interorganizační homofilie, tj. tendence organizací stejného typu vytvářet vazby, podporující předpoklad významu funkcionální diferenciacie v rámci sledovaného subsystému. Sledovat lze také ideologickou homofilii. Ideologická homofilie byla široce zdokumentována v případě sítě spolupráce v kontextu konfliktních subsystémů (Kammerer et al., 2021), její přítomnost v případě výměny expertních informací je, alespoň v evropském kontextu, spíše překvapivá (Wagner et al., 2021). Výslednou ideologickou segmentaci výměny expertních informací pak lze považovat za překážku kompromisní tvorby politik (srov. Ocelík et al., 2019).

Oba zahrnuté *dyadické mechanismy*, konkrétně strhávání vazeb na základě spolupráce, resp. vnímaného vlivu, jsou přítomné. Znatelně vyšší efekt spolupráce dále naznačuje, že výměna expertních informací je do značné míry podmíněna existující segmentací subsystému – nejspíše na úrovni ideologicky homogenních koalic. Mezi *strukturními mechanismy* zachycujícími procesy sebeorganizace sítě vidíme tendence k reciprocitě, tranzitivitě a decentralizaci příchozích vazeb. První dva efekty jsou očekávané, neboť reciprocita a tranzitivita typicky zvyšují důvěru a odolnost vztahů mezi organizacemi, tj. vlastnosti důležité v konfliktních prostředích. Naproti tomu decentralizace příchozích vazeb je spíše překvapivá, protože lze očekávat, že expertní informace budou preferenčně cíleny na užší skupinu aktérů charakterizovaných klíčovou pozicí v politickém procesu – typic-

ky ministerstva. Dílčím vysvětlením tohoto výsledku může být přítomnost inter-organizační homofilie a segmentace interakcí na základě koaliční příslušnosti (viz Ocelík et al., 2019) přispívající k rovnoměrnější distribuci expertních informací mezi skupinami organizací definovaných funkcionální podobností (typicky výzkumné organizace) a také „spojenci“ v rámci koalic.

Síť organizací v českém uhelném sektoru, kterou jsme zde studovali jako empirický příklad, lze charakterizovat jako orientovanou unimodální uniplexní binární průřezovou síť. Znamená to, že jako závislá proměnná v analýze figuruje síť v jednom časovém bodě s jedním typem orientovaných vazeb, které nemají žádnou sílu a kde je jen jeden typ uzlů. Takováto síť patří mezi ty nejčastěji se vyskytující ve společenskovedním výzkumu a také nejčastěji analyzované, na něž je možné aplikovat takřka všechny možné nástroje v rámci ERGM. ERGM však lze využít i v případě méně běžných typů sítí. Sítě neorientované představují vůbec nejsnazší případ, neboť nerozlišení směru vazeb značně snižuje komplexitu modelovaných konfigurací i simulace, přičemž jinak platí ty samé principy, které jsme předestřeli výše.

Bimodální (*two-mode*) či bipartitní (*bipartite*) sítě představují případ, kdy se v síti vyskytují dva typy uzlů (*mody*), přičemž vazby jsou definovány jen napříč *mody*, nikoliv v nich. Typicky se jedná o aktéry na jedné straně a jejich skupiny či afiliace na straně druhé, přičemž vazba znamená „býti členem“. I bipartitní síť lze modelovat pomocí ERGM (Wang, Pattison et al. 2013), a to jak v *MPNetu*, tak ve *statnetu*. Spojením alespoň jedné unimodální sítě s alespoň jednou další bipartitní sítí, které sdílejí jeden mód, pak vzniká tzv. víceúrovňová síť (*multi-level network*; Wang, Robins et al. 2013). Víceúrovňové sítě skýtají vysokou míru komplexity, protože zahrnují nejen konfigurace unimodálních a bipartitních sítí, ale také konfigurace jejich kombinací. Prakticky lze ERGM na víceúrovňové sítě aplikovat v *MPNetu*.

I pro multiplexní síť existují extenze ERGM. Multiplexní (či někdy též multivariační) sítě jsou takové sítě, v nichž je definováno více typů vazeb mezi jednou množinou uzlů. Jak jsme již předeslali výše, i naše síť je multiplexní, neboť máme celkem 68 uzlů a mezi nimi tři typy vazeb – výměnu informací, spolupráci a vnímaný vliv. Naše analýza se ovšem zaměřila na vysvětlení sítě výměny informací mezi organizacemi, přičemž jako kovariáty v modelu byly využity i zbylé dvě sítě. Plně multiplexní ERGM analýza by měla jako závislé proměnné dvě nebo více typů vazeb zároveň, přičemž možné konfigurace nabývají na komplexitě. Lze tak modelovat prostý spoluvýskyt různých typů vazeb až po multiplexní formy triadické uzávěry. V praxi lze modelovat dva typy vazeb zároveň pomocí programu *XPNet*.

Vazby v sítích zkoumaných v této stati byly všechny pojímány jako binární nebo též dichotomické. Znamená to, že u takových vazeb rozlišujeme pouze jejich přítomnost nebo absenci. V řadě empirických příkladů však může být žádoucí zohlednit i různé typy síly vazeb (např. počet telefonních hovorů nebo frekvence společného výskytu na daném místě), což je případ tzv. ohodnocených

či vážených sítí (*valued*, resp. *weighted networks*). Rozšíření ERGM na tento typ dat není triviální, neboť zde jednoduše nestačí výchozí statistický aparát binární logistické regrese. V současnosti sice existuje implementované rozšíření ERGM na vážené sítě v balíku *ergm.count* (Krivitsky, 2012), který je součástí prostředí *statnet* v R, toto rozšíření však doposud nabízí jen několik málo konfigurací pro praktické užití v modelech. Výchozí myšlenkou tohoto rozšíření je, že se modeluje nejen struktura sítě, ale současně také rozdělení hodnoty vazeb v síti.

Konečně, námi zkoumaná síť je statická, tj. založená na průřezových datech mapujících strukturu sítě v jednom časovém období. Síť se nicméně v čase mění – existující vazby se rozpadají, nové vznikají, mění se atributy uzlů atd. Změnu sítí v čase lze také modelovat pomocí ERGM za předpokladu, že výzkumníci mají k dispozici longitudinální síťová data. Prvním rozšířením ERGM na longitudinální data byl tzv. TERGM (*temporal ERGM*; Hanneke et al., 2010). TERGM je autoregresivní model, takže předchozí stavy sítě v něm figurují jako prediktory stavu v následujících diskrétních časových úsecích. Tento předpoklad se ale v praxi ukazuje jako problematický, protože čím více změn v síti mezi vlnami je, tím více jsou odhady TERGM nepřesné (Block et al., 2018). Jako alternativa byl proto vyvinut STERGM (*separable temporal ERGM*; Krivitsky a Handcock, 2014), který rozkládá efekt jednotlivých relačních mechanismů na změny v síti na dvě komponenty: vznik nových vazeb a rozpad vazeb stávajících. Díky tomu jsou STERGM nejen substantivně zajímavější než TERGM, ale také využívají více informací v longitudinálních datech. Další alternativou pro modelování panelových síťových dat jsou na aktéry orientované stochastické modely (*stochastic actor-oriented model*; SAOM; Snijders, 1996; Snijders et al., 2010). Tyto modely s ERGM sdílí stejnou výchozí logiku, tedy že relační mechanismy lze operacionalizovat jako konfigurace a jejich efekt lze následně modelovat prostřednictvím simulací. V čem se ale SAOM liší je, jak jejich název napovídá, orientace na aktéry. SAOM předpokládají, že uzly jsou aktéři nadaní schopností jednat (tj. formovat své vazby) tak, aby jim jejich pozice v síti co nejvíce vyhovovala. Výsledné odhady parametrů potom udávají, které mechanismy táhnou změny v dané síti v čase, přičemž je lze přímo interpretovat jako preference aktérů pro navazování vazeb v rámci určitých konfigurací. SAOM jsou implementovány v rozsáhlém balíku *RSiena* v R, který je doprovázený detailním manuálem (Ripley et al., 2019).

Při aplikaci jakékoli metody výzkumu musíme vždy dbát na její omezení. Kromě standardních omezení, která známe z klasické statistické analýzy, je při užití ERGM třeba brát v úvahu rovněž vyšší citlivost vůči chybějícím datům (platí pro SNA obecně), výpočetní náročnost v případě větších sítí a/nebo komplexnějších specifikací modelů a v důsledku překotného vývoje ERGM také dosud neustálenou dobrou praxi a ne zcela kodifikovanou terminologii. Posledně jmenované je patrné zejména při srovnání balíků *statnet* a *MPnet* užívajících pro tytéž konfigurace odlišná pojmenování. Úspěch ERGM rovněž může navádět k využívání tohoto způsobu modelování sítí i tam, kde by bylo vhodnější využít jiné modely či přístupy. Pokud je ovšem naším záměrem porozumět procesům

formování vazeb uvnitř ohraničeného souboru uzlů, ERGM nabízí robustní a širěji využitelný rámec statistického modelování, který je rozvíjen ruku v ruce s komplexními společenskovědními teoriemi.

TOMÁŠ DIVIÁK působí jako *Presidential Fellow* na katedře kriminologie a v *Mitchell Centre for Social Network Analysis* při univerzitě v Manchesteru. Spolupracuje také s katedrou sociologie Filozofické fakulty Univerzity Karlovy. Zabývá se především aplikací analýzy sociálních sítí ve studiu zločinu, ale o analýzu sítí se zajímá i metodologicky nebo v souvislosti s její aplikací ve výzkumu zdraví, politických nebo historických sítí. Jeho výzkum byl publikován mj. v *Social Networks*, *Journal of Experimental Criminology*, *European Journal of Criminology* či *EPJ Data Science*.

ORCID: 0000-0001-7239-8466

PETR OCELÍK je docentem na katedře mezinárodních vztahů a evropských studií a Mezinárodním politologickým ústavu na Masarykově univerzitě. Jeho výzkum se zaměřuje na studium energetických a klimatických politik prostřednictvím perspektivy politických sítí. Je spoluautorem článků publikovaných mj. v *Energy Policy*, *Energy Research and Social Science*, *Social Networks*, *Governance*, *Politics and Governance* nebo *Society and Natural Resources*.

ORCID: 0000-0002-0690-265X

Literatura

- Amati, V. a Stadtfeld, C. (2021). Network Mechanisms and Network Models. In G. Manzo (ed.), *Research Handbook on Analytical Sociology*. Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781789906851.00032>
- Block, P., Koskinen, J., Hollway, J., Steglich, C. a Stadtfeld, C. (2018). Change We Can Believe in: Comparing Longitudinal Network Models on Consistency, Interpretability and Predictive Power. *Social Networks*, 52, 180–191. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2017.08.001>
- Brandes, U., Robins, G., McCranie, A. a Wasserman, S. (2013). What Is Network Science? *Network Science*, 1(01), 1–15. <https://doi.org/10.1017/nws.2013.2>
- Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, S95–S120. <https://doi.org/10.1086/228943>
- Cranmer, S. J., Desmarais, B. A. a Morgan, J. W. (2020). *Inferential Network Analysis*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781316662915>
- Daraganova, G., Pattison, P., Koskinen, J., Mitchell, B., Bill, A., Watts, M. a Baum, S. (2012). Networks and Geography: Modelling Community Network Structures as the Outcome of Both Spatial and Network Processes. *Social Networks*, 34(1), 6–17. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2010.12.001>
- De Solla Price, D. (1976). A General Theory of Bibliometric and Other Cumulative

- Advantage Processes. *Journal of the American Society for Information Science*, 27(5), 292–306. <https://doi.org/10.1002/asi.4630270505>
- Fischer, M. a Sciarini, P. (2015). Unpacking Reputational Power: Intended and Unintended Determinants of the Assessment of Actors' Power. *Social Networks*, 42, 60–71. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2015.02.008>
- Hanneke, S., Fu, W. a Xing, E. P. (2010). Discrete Temporal Models of Social Networks. *Electronic Journal of Statistics*, 4, 585–605. <https://doi.org/10.1214/09-EJS548>
- Harris, J. K. (2014). *An Introduction to Exponential Random Graph Modeling*. SAGE Publications Ltd. <https://doi.org/10.4135/9781452270135>
- Hedström, P. (2005). *Dissecting the Social: On the Principles of Analytical Sociology*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511488801>
- Holland, P. W. a Leinhardt, S. (1971). Transitivity in Structural Models of Small Groups. *Comparative Group Studies*, 2(2), 107–124. <https://doi.org/10.1177/106449647100200201>
- Kammerer, M., Wagner, P. M., Gronow, A., Ylä-Anttila, T., Fisher, D. R. a Sun-Jin, Y. (2021). What Explains Collaboration in High and Low Conflict Contexts? Comparing Climate Change Policy Networks in Four Countries. *Policy Studies Journal*, 49(4), 1065–1086. <https://doi.org/10.1111/psj.12422>
- Krivitsky, P. N. (2012). Exponential-family Random Graph Models for Valued Networks. *Electronic Journal of Statistics*, 6(0), 1100–1128. <https://doi.org/10.1214/12-EJS696>
- Krivitsky, P. N. a Handcock, M. S. (2014). A Separable Model for Dynamic Networks. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 76(1), 29–46. <https://doi.org/10.1111/rssb.12014>
- Krivitsky, P. N., Hunter, D. R., Morris, M. a Klumb, C. (2022). ergm 4: New features. *arXiv:2106.04997 [stat]*. <http://arxiv.org/abs/2106.04997>
- Leifeld, P. a Schneider, V. (2012). Information Exchange in Policy Networks: INFORMATION EXCHANGE IN POLICY NETWORKS. *American Journal of Political Science*, 56(3), 731–744. <https://doi.org/10.1111/j.1540-5907.2011.00580.x>
- Levy, M. (2016). gwdegree: Improving Interpretation of Geometrically-weighted Degree Estimates in Exponential Random Graph Models. *Journal of Open Source Software*, 1(3). <https://doi.org/10.21105/joss.00036>
- Lusher, D., Koskinen, J. a Robins, G. (ed.). (2013). *Exponential Random Graph Models for Social Networks: Theory, Methods, and Applications*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511894701>
- Lusher, D. a Robins, G. (2012). Formation of Social Network Structure. In D. Lusher, J. Koskinen a G. Robins (ed.), *Exponential Random Graph Models for Social Networks* (s. 16–28). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511894701.004>
- McPherson, M., Smith-Lovin, L. a Cook, J. M. (2001). Birds of a Feather: Homophily in Social Networks. *Annual Review of Sociology*, 27, 415–444. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.27.1.415>
- Merton, R. K. (1968). The Matthew Effect in Science: The Reward and Communication Systems of Science Are Considered. *Science*, 159(3810), 56–63. <https://doi.org/10.1126/science.159.3810.56>
- Ocelík, P., Svobodová, K., Hendrychová, M., Lehotský, L., Everingham, J.-A., Ali, S. ... Lechner, A. (2019). A Contested Transition Toward a Coal-free Future: Advocacy Coalitions and Coal Policy in the Czech Republic. *Energy Research & Social Science*, 58, 101283. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2019.101283>
- Ripley, R. M., Snijders, T. A. B., Boda, Z., Vörös, A. a Preciado, P. (2019). *Manual for SIENA version 4.0 (version February 21, 2019)*. University of Oxford, Department of Statistics, Nuffield College. <http://www.stats.ox.ac.uk/siena/>
- Rivera, M. T., Soderstrom, S. B. a Uzzi, B. (2010). Dynamics of Dyads in Social Networks:

- Assortative, Relational, and Proximity Mechanisms. *Annual Review of Sociology*, 36(1), 91–115. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.34.040507.134743>
- Robins, G. (2013). A Tutorial on Methods for the Modeling and Analysis of Social Network Data. *Journal of Mathematical Psychology*, 57(6), 261–274. <https://doi.org/10.1016/j.jmp.2013.02.001>
- Robins, G. (2015). *Doing Social Network Research*. SAGE publications.
- Robins, G. a Lusher, D. (2012). Simplified Account of an Exponential Random Graph Model as a Statistical Model. In D. Lusher, J. Koskinen a G. Robins (ed.), *Exponential Random Graph Models for Social Networks* (s. 29–36). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511894701.005>
- Robins, G., Pattison, P., Kalish, Y. a Lusher, D. (2007). An Introduction to Exponential Random Graph (p*) Models for Social Networks. *Social Networks*, 29(2), 173–191. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2006.08.002>
- Robins, G., Pattison, P. a Wang, P. (2009). Closure, Connectivity and Degree Distributions: Exponential Random Graph (p*) Models for Directed Social Networks. *Social Networks*, 31(2), 105–117. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2008.10.006>
- Scott, J. a Carrington, P. J. (2011). *The SAGE Handbook of Social Network Analysis*. SAGE.
- Snijders, T. A. B. (1996). Stochastic Actor-oriented Models for Network Change. *Journal of Mathematical Sociology*. <https://doi.org/10.1080/0022250X.1996.9990178>
- Snijders, T. A. B. (2002). Markov Chain Monte Carlo Estimation of Exponential Random Graph Models. *Journal of Social Structure*, 3.
- Snijders, T. A. B. (2011). Statistical Models for Social Networks. *Annual Review of Sociology*, 37(1), 131–153. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102709>
- Snijders, T. A. B. (2013). Network Dynamics. In R. Wittek, T. A. B. Snijders a V. Nee (ed.), *The Handbook of Rational Choice Social Research* (s. 252–280). Stanford Social Sciences, an imprint of Stanford University Press.
- Snijders, T. A. B. a Koskinen, J. (2012). Simulation, Estimation, and Goodness of Fit. In D. Lusher, J. Koskinen a G. Robins (ed.), *Exponential Random Graph Models for Social Networks: Theory, Methods, and Applications* (s. 141–166). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511894701.014>
- Snijders, T. A. B., Pattison, P. E., Robins, G. L. a Handcock, M. S. (2006). New Specifications for Exponential Random Graph Models. *Sociological Methodology*, 36(1), 99–153. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9531.2006.00176.x>
- Snijders, T. A. B., van de Bunt, G. G. a Steglich, C. E. G. (2010). Introduction to Stochastic Actor-based Models for Network Dynamics. *Social Networks*, 32(1), 44–60. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2009.02.004>
- Stadtfeld, C. a Amati, V. (2021). Network Mechanisms and Network Models. In G. Manzo (ed.), *Research Handbook on Analytical Sociology* (s. 432–452). Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781789906851.00032>
- Victor, J. N., Montgomery, A. H. a Lubell, M. (ed.). (2018). *The Oxford Handbook of Political Networks*. Oxford University Press.
- Wagner, P. M., Ylä-Anttila, T., Gronow, A., Ocelík, P., Schmidt, L. a Delicado, A. (2021). Information Exchange Networks at the Climate Science-policy Interface: Evidence from the Czech Republic, Finland, Ireland, and Portugal. *Governance*, 34(1), 211–228. <https://doi.org/10.1111/gove.12484>
- Wang, P. (2013). Exponential Random Graph Model Extensions: Models for Multiple Networks and Bipartite Networks. In D. Lusher, J. Koskinen a G. Robins (ed.), *Exponential Random Graph Models for Social Networks: Theory, Methods, and Applications* (s. 115–129). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511894701.012>
- Wang, P., Pattison, P. a Robins, G. (2013). Exponential Random Graph Model

- Specifications for Bipartite Networks—A Dependence Hierarchy. *Social Networks*, 35(2), 211–222. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2011.12.004>
- Wang, P., Robins, G. a Pattison, P. (2009). *PNet: Program for the Simulation and Estimation of Exponential Random Graph (p^*) Models*. University of Melbourne. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2008.08.002>
- Wang, P., Robins, G., Pattison, P. a Lazega, E. (2013). Exponential Random Graph Models for Multilevel Networks. *Social Networks*, 35(1), 96–115. <https://doi.org/10.1016/j.socnet.2013.01.004>
- Wasserman, S. a Faust, K. (1994). *Social Network Analysis: Methods and Applications*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511815478>
- Weible, C. M., Heikkilä, T. a Pierce, J. (2018). Understanding Rationales for Collaboration in High-intensity Policy Conflicts. *Journal of Public Policy*, 38(1), 1–25. <https://doi.org/10.1017/S0143814X16000301>

SOCIOLOGICKÝ ÚSTAV AV ČR, v. v. i.,
vydal

VYBAVENOST VENKOVSKÝCH OBCÍ: VÝVOJ, VÝZNAM, VYUŽITÍ

Josef Bernard, Miroslav Joukl, Lucie Vítková



Mizí z venkovských obcí obchody a další služby? Jaký význam mají ve vesnicích malotřídní školy? Co zvyšuje atraktivitu venkova? Podobné otázky si často kladou starostové obcí, novináři i sami obyvatelé venkova. Zajímají se o občanskou vybavenost a její význam. Často se objevují tvrzení, že vybavenost malých obcí je nedostatečná, popřípadě se zhoršuje. Je až s podivem, že důkladná analýza vybavenosti malých obcí až dosud v Česku nebyla k dispozici.

Tato kniha nabízí přehled vývoje vybavenosti venkovských obcí v posledních desetiletích, ukazuje, jaké faktory vybavenost ovlivňují, a popisuje, jaký význam mají pro obyvatele venkova různé služby a zařízení.

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i.
Praha 2022
200 s.
ISBN (print) 978-80-7330-394-5
ISBN (pdf) 978-80-7330-395-2



Sociologický ústav
Akademie věd ČR

Publikace je volně ke stažení:

https://www.soc.cas.cz/sites/default/files/publikace/vybavenost_venkovskych_obci.pdf

Testování psychometrických vlastností a ekvivalence české verze škály spokojenosti se životem (SWLS) pomocí metod konfirmační faktorové analýzy, teorie odpovědi na položku a bayesovského modelování*

RADKA HANZLOVÁ^{***}, PETRA RAUDENSKÁ[®]

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., Praha

Testing the Psychometric Properties and Equivalence of the Czech Version of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) using Confirmatory Factor Analysis, Item Response Theory, and Bayesian Modelling

Abstract: The Satisfaction with Life Scale (SWLS) is one of the most commonly used instruments for measuring life satisfaction. The aim of this study is to test the psychometric properties of the Czech version of the SWLS using Confirmatory Factor Analysis (CFA) and Item Response Theory (IRT) and to test its invariance between social groups in terms of gender, age, and education using Bayesian modelling on a representative sample of the Czech online population, as the scale has not yet been tested on representative data in the Czech Republic. The research sample consists of 960 respondents aged 18 to 69 years. The results confirmed that the psychometric properties of the Czech version of the SWLS are very good, but, at the same time, it is evident that the fifth item shows worse results than the other four items. In terms of dimensionality, CFA and IRT confirmed its modified single-factor structure with correlated residuals between the fourth and fifth items as the most appropriate. Testing for approximate measurement invariance using Bayesian modelling showed that the SWLS measures comparably between groups based on gender, age, and education. In conclusion, the Czech version of the SWLS is a suitable, verified, and reliable instrument for measuring the life satisfaction of Czech citizens.

Keywords: SWLS, Confirmatory Factor Analysis (CFA), Item Response Theory (IRT), Bayesian modelling BSEM, psychometrics, measurement invariance
Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2024, Vol. 60, No. 1: 37–66
<https://doi.org/10.13060/csr.2023.047>

* Radka Hanzlová mohla tento článek napsat s podporou projektu „Dynamika postojů adolescentů k cizincům“, financovaného Grantovou agenturou České republiky (reg. č. 23-07283M). Petra Raudenská napsala tento článek s podporou projektu „Zdraví a štěstí v post-covidovém světě“, financovaného Grantovou agenturou České republiky (reg. č. 22-09220S).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Radka Hanzlová, Ph.D., Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: radka.hanzlova@soc.cas.cz.

© Autorky, Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., 2024

Tento článek je publikován v režimu tzv. otevřeného přístupu k vědeckým informacím (Open Access), který je distribuován pod licencí Creative Commons CC BY-NC 4.0.

Úvod

Subjektivní blahobyt či osobní pohoda je zejména v psychologii a sociologii široce používaný termín, který se objevil koncem padesátých let 20. století, kdy se začal používat jako jeden z indikátorů kvality života (Keyes et al., 2002). Subjektivní blahobyt v sobě obsahuje tři měřitelné komponenty, mezi které patří pozitivní afekty, negativní afekty a životní spokojenost (Andrews a Withey, 1976). Tato studie se zaměřuje pouze na jednu dílčí komponentu subjektivní osobní pohody, konkrétně životní spokojenost, kterou lze definovat jako „kognitivní a globální hodnocení kvality vlastního života jako celku“ (Pavot a Diener, 1993). Poznatky o životní spokojenosti populace jsou důležité, jelikož životní spokojenost má sociální, ekonomické, zdravotní a psychologické dopady na život jedinců a rovněž představuje důležitý základ pro intervence v oblasti různých politik (Dolan a Metcalfe, 2012; Dolan a White, 2007).

V mezinárodních komparativních výzkumech se životní spokojenost obvykle měří pomocí jedné jednoduché otázky, např. v Evropském sociálním výzkumu (ESS) či Mezinárodním programu sociálního výzkumu (ISSP): *„Když vezmeme v úvahu všechny okolnosti, jak jste v současnosti celkově spokojen(a) se svým životem?“* s možnostmi odpovědí na 11bodové škále od 0 „naprosto nespokojený(á)“ do 10 „naprosto spokojený(á)“ nebo v případě Eurobarometru: *„Řekl(a) byste, že jste celkově se svým životem (1) velmi spokojen(a), (2) spíše spokojen(a), (3) spíše nespokojen(a) nebo (4) velmi nespokojen(a)?“*

Způsob měření pomocí jednoduché otázky je sice nenáročný a snadno proveditelný, nicméně zároveň problematický jak z hlediska teorie, tak i metodologie. Z teoretického hlediska představuje hlavní problém samotná konceptualizace termínu životní spokojenosti ovlivňující obsahovou validitu, neboť každý jedinec si pod tímto pojmem může představit něco jiného a ve výsledku pak můžeme jednou otázkou měřit různé koncepty. S tím nepochybně souvisí i skutečnost, že životní spokojenost lze dále vztáhnout k různým dílčím oblastem (subdimenzím), např. práce, rodina, vztahy atp., přičemž ačkoliv se ve znění otázky ptáme na celkovou životní spokojenost, lidé svoji odpověď nejčastěji vztahují k současné situaci a problémům, které řeší. To neoddělitelně souvisí s hlavním metodologickým problémem měření pomocí jedné otázky, kterým je jeho nízká reliabilita (spolehlivost). Odpovědi na jednu otázku v rámci celého dotazníku jsou totiž výrazně ovlivněny kontextuálními faktory, např. předcházející otázkou, současnou náladou, okolnostmi, kdy, kde a s kým dotazování probíhá, pamětí, ale i počasím (Huppert et al., 2009; Schwarz, 1987; Schwarz a Clore, 1983; Schwarz a Strack, 1991).

Z vícepoložkového měření celkové životní spokojenosti je nejvíce používaným a ověřeným nástrojem škála spokojenosti se životem (*Satisfaction with Life Scale*, dále jen „SWLS“) od Dienera et al. (1985), kterou testujeme i v této studii. SWLS obsahuje pět položek hodnocených na sedmibodové Likertově škále od 1 „rozhodně nesouhlasím“ do 7 „rozhodně souhlasím“ (Tabulka 2). Finální,

pětipoložková podoba škály byla vyvinuta z původních 48 položek vztažených k hodnocení všech složek subjektivní osobní pohody, tedy pozitivních a negativních afektů a životní spokojenosti. Faktorová analýza všech položek vyextrahovala tři faktory jako tři komponenty subjektivní osobní pohody. Jelikož cílem bylo měřit pouze životní spokojenost, dva faktory vztahující se k afektům a položky s nízkými faktorovými zátěžemi z faktoru životní spokojenosti byly vyřazeny, což vedlo ke snížení počtu položek na 10. Některé z těchto položek měly stejný význam a byly tak duplicitní, polovina z nich byla vyřazena a výsledkem je finální škála s pěti položkami, která se obzvláště v západoevropských zemích a Spojených státech používá od osmdesátých let (Diener et al., 1985). V následujících desetiletích bylo vyvinuto několik dalších nástrojů pro měření životní spokojenosti, nicméně všechny vycházejí z původní SWLS s pěti položkami. Jako příklad lze uvést 15položkovou *Temporal Satisfaction with Life Scale* (TSWLS) (Pavot et al., 1998) nebo šestipoložkovou *Riverside Life Satisfaction Scale* (RLSS) (Margolis et al., 2019).

SWLS byla a stále je intenzivně zkoumána a testována (Emerson et al., 2017; Pavot a Diener, 2008; Vassar, 2007). Naprostá většina studií využívajících metod klasické testové teorie (*Classical Test Theory*, dále jen „CTT“) potvrdila její dobré psychometrické vlastnosti včetně validity, vnitřní konzistentnosti a test-retest reliability (Diener et al., 1985; Lucas et al., 1996; Pavot et al., 1991; Pavot a Diener, 1993; Vassar, 2007). Z hlediska testování ekvivalence a dimenzionality SWLS se však výsledky liší (Clench-Aas et al., 2011; Emerson et al., 2017). Ekvivalence SWLS je testována nejčastěji z hlediska sociodemografických charakteristik (pohlaví, věk, vzdělání) a dalších znaků (např. etnicita, rodinný stav či časové body), přičemž na základě výsledků studií nelze stanovit jednoznačný závěr o dosažené úrovni ekvivalence (Emerson et al., 2017; Jovanović, 2017). Co se týká dimenzionality SWLS, většina studií potvrdila její jednodimenzionální strukturu s jedním faktorem, nicméně některé studie navrhuji dvoudimenzionální strukturu s faktorem „přítomnost“ (první až třetí položka) a „minulost“ (čtvrtá a pátá položka), případně další modifikace, jako např. jednofaktorová struktura s korelací chyb mezi čtvrtou a pátou položkou (Clench-Aas et al., 2011; Jovanović, 2017).

Ačkoliv SWLS byla testována v mnoha zemích po celém světě, v České republice jen omezeně. Pro Českou republiku existuje pouze jedna starší studie z roku 1999, testující její psychometrické vlastnosti na malém vzorku vysokoškolských studentů (Lewis et al., 1999), a na ni navazující studie, testující její stabilitu v čase, ale opět na velmi malém a homogenním vzorku (Navrátil a Lewis, 2006). Právě tyto charakteristiky (malý výzkumný vzorek a jeho homogenita) představují problém pro adekvátní validizaci škály a zobecnitelnost výsledků, nicméně zároveň jsou typickým znakem většiny dosud realizovaných studií (Clench-Aas et al., 2011; Hutlell a Gustavsson, 2008).

Cílem této studie je pomocí konfirmační faktorové analýzy (*Confirmatory Factor Analysis*, dále jen „CFA“) a teorie odpovědi na položku (*Item Response The-*

ory, dále jen „IRT“) otestovat psychometrické vlastnosti českého překladu SWLS. Pro testování ekvivalence z hlediska pohlaví, věku a vzdělání byl použit novější přístup testování tzv. přibližné ekvivalence měření (*approximate measurement invariance*, dále jen „AMI“), vycházející z bayesovské statistiky (dále jen „BSEM“). Ve výzkumu subjektivní osobní pohody nebyl dosud bayesovský přístup příliš aplikován (např. Raudenská, 2020; Raudenská a Hanzlová, 2021), nicméně jeho závěry poskytují spolehlivější informace o nesrovnatelnosti jednotlivých položek ve škále.

Předpokládáme, že hlavním přínosem této studie bude otestování a validizace českého překladu SWLS a zhodnocení, zda je možné škálu použít pro srovnání mezi různými sociálními skupinami v české populaci. Zároveň se aplikací v českém prostředí nepříliš používaných metod (IRT, BSEM) budeme snažit ukázat jejich možné využití při modelování dat a podnítit zájem českých výzkumníků o použití těchto metod v dalších podobně orientovaných metodologických studiích.

Konfirmační faktorová analýza (CFA) a teorie odpovědi na položku (IRT)

Konfirmační faktorová analýza (*Confirmatory Factor Analysis*, „CFA“), jejímž autorem je švédský psychometrik Jöreskog (1969), je statistická metoda spadající pod větší celek metodologie strukturního modelování. Jak je z jejího názvu patrné, jejím cílem je ověření (konfirmace) určitého apriorního (předem daného) modelu vztahů mezi položkami, který by měl být založen na teoretickém základě. Již na začátku analýzy má tak výzkumník představu o podobě a struktuře modelu a aplikací CFA na testovaná data se ho snaží potvrdit či vyvrátit. Vzhledem k tomu, že dimenzionalita SWLS škály není jasně prokázána a existuje několik teoretických modelů (Clench-Aas et al., 2011; Emerson et al., 2017), představuje CFA velmi vhodnou metodu pro jejich otestování.

Pro stanovení rozhodnutí o výsledcích CFA se používají chí-kvadrát test a indexy vhodnosti modelu, např. CFI (Comparative Fit Index) nebo RMSEA (Root Mean Squared Error of Approximation). Vzhledem k tomu, že chí-kvadrát je citlivý na velikost vzorku a u větších souborů vychází téměř vždy statisticky významný (Chen, 2007; Kline, 2005), bude v této studii použit pouze jako deskriptivní ukazatel a hodnocení bude založeno na hodnotách indexů CFI a RMSEA. V případě CFI hodnoty nad 0,90 ukazují na přijatelný model a hodnoty nad 0,95 signalizují dobrou shodu modelu s daty (West et al., 2012). Pro RMSEA je hranice pro přijatelný model 0,08 a pro dobrý model 0,06 (West et al., 2012).

Velmi vhodnou metodou pro hodnocení kvality a vývoj škál je pak teorie odpovědi na položku (*Item Response Theory*, „IRT“), která však v případě SWLS nebyla dosud příliš aplikována (Avcu, 2021; Nima et al., 2020; Oishi, 2006; Vittersø et al., 2005). Jde o poměrně moderní metodologický přístup založený na

matematickém modelování vztahu latentní proměnné a měřitelné odpovědi na konkrétní položku v rámci celého testu či škály, čímž se právě primárně odlišuje od CTT, která pracuje s celým testem/škálou. Na základě informací o fungování jednotlivých položek lze vylepšit psychometrické vlastnosti škály jako celku (De Ayala, 2009; DeMars, 2010). Právě zaměření na fungování jednotlivých položek patří mezi hlavní přínosy IRT. Tím dalším je vizuální zobrazení pomocí různých grafů, které přispívá k lepší interpretaci a pochopitelnosti výsledků. Aplikací IRT lze rovněž zkoumat vhodnost délky odpovědní škály a styl odpovídání respondentů. Jinými slovy můžeme zjistit, zda je počet bodů na odpovědní škále odpovídající nebo zda jsou některé kategorie nadbytečné, zda respondenti nevyužívají pouze krajní či prostřední body odpovědní škály a mnoho dalšího (De Jong et al., 2008; O'Connor et al., 2015).

SWLS obsahuje pět ordinálních položek hodnocených na sedmibodové Likertově škále, proto je na ně vhodné aplikovat model odstupňovaných odpovědí, tzv. *Graded Response Model* („GRM“). Na základě tohoto modelu má každá položka odhadnutý vlastní diskriminační parametr (a), který označuje, jak dobře či špatně daná položka diskriminuje a jak silně se vztahuje k latentnímu rysu¹, a určitý počet threshold parametrů (b), které lze definovat jako prahové hodnoty mezi jednotlivými kategoriemi na odpovědní škále (počet threshold parametrů je vždy o jeden nižší než počet bodů na odpovědní škále). Co se grafického zobrazení týká, pro zhodnocení fungování kategoriálních ordinálních položek je nejpřínosnější graf charakteristických křivek položky (tzv. *category characteristic curve*, „CCC“). Z těchto křivek můžeme vyčíst, jaká je pravděpodobnost, že respondent s určitou úrovní latentního rysu odpoví na položku konkrétní kategorií na odpovědní škále. Přechody mezi jednotlivými kategoriemi na odpovědní škále jsou hodnoty threshold parametrů (b). Tento graf lze zároveň využít pro analýzu toho, jak respondenti danou odpovědní škálu využívají, identifikovat jejich response style. Další užitečné zobrazení je pomocí grafu informačních funkcí položky (*item information function*, „IIF“), ze kterých lze vyčíst, které položky jsou pro danou škálu nejpřínosnější, tzn. poskytují nejvíce informace, a naopak identifikovat položky, které by mohly být ze škály vyřazeny. Pro zhodnocení škály jako celku se používá informační funkce testu (*test information function*, „TIF“) doplněná chybou měření. Při testování navržených teoretických modelů se používají různé metody odhadu daných parametrů, jejichž volba často závisí na druhu proměnných, se kterými výzkumník pracuje (např. spojité či kategoriální). V naší studii bude výpočet IRT modelů založen na metodě MML (*maximum marginal likelihood estimation*) s algoritmem EM (*expectation-maximization*).

¹ Jde o ekvivalent faktorových zátěží v CTT.

Testování přibližné ekvivalence měření (AMI)²

Pro smysluplné porovnání konceptů (v případě této studie životní spokojenosti) je vyžadováno, aby byl studovaný koncept měřen stejným způsobem napříč různými skupinami (např. v našem případě sociálními skupinami). Dosažení určité úrovně ekvivalence (srovnatelnosti) měření nástroje měřícího daný koncept znamená, že nástroj měří stejný koncept na stejné měřicí stupnici shodně ve všech testovaných skupinách. Tím lze zaručit, že pozorované rozdíly mezi skupinami jsou skutečným odrazem sociálních rozdílů, a nikoliv pouze chybou měření (Davidov, Cieciuch et al., 2018). Ekvivalenci lze testovat pomocí různých metod (Anýžová, 2013, 2014, 2015; Davidov, Schmidt et al., 2018), které lze rozdělit do dvou skupin – na tradiční přístupy testující *přesnou ekvivalenci měření* (EMI) a modernější přístupy zaměřující se na testování *přibližné ekvivalence měření* (AMI). V rámci této studie bude aplikován novější přístup k testování přibližné ekvivalence založený na bayesovském modelování.

K představení této techniky zopakujeme několik již zmíněných faktů. Tradiční přístup k testování přesné ekvivalence je založen na testování několika hierarchicky uspořádaných úrovní, z nichž každá je definována vzrůstající restrikcí kladenou na testovaný model (Davidov et al., 2014; Meredith, 1993; Steenkamp a Baumgartner, 1998; Vanderberg a Lance 2000). Nejnižší úroveň je *konfigurální ekvivalence*, která předpokládá, že faktorová struktura měřeného konceptu je stejná napříč různými skupinami. Jinými slovy, že daný koncept je měřen stejnými položkami totožně v různých skupinách. Druhá úroveň (*metrická ekvivalence*) vyžaduje shodu faktorových zátěží ve všech porovnávaných skupinách, aby zůstal zachován stejný význam latentní proměnné. Dosažení metrické ekvivalence je dostatečným předpokladem pro věcné analýzy srovnávající faktorové kovariance a nestandardizované regresní koeficienty mezi zkoumanými populacemi (Steenkamp a Baumgartner, 1998; Vanderberg a Lance, 2000). Třetí úroveň je *skalární ekvivalence*, která ke shodě faktorových zátěží přidává i požadavek na shodu položkových konstant ve všech skupinách. Tím se předpokládá, že respondenti se stejnou hodnotou latentní proměnné mají i stejnou očekávanou odpověď bez ohledu na příslušnost ke konkrétní skupině (Davidov et al., 2014). Tato úroveň je považována za nezbytnou pro porovnání latentních průměrů či průměrů hrubých skóre jednotlivých položek mezi skupinami (Meredith, 1993). Nejčastější metodou pro testování EMI je víceskupinová konfirmační faktorová analýza (MG-CFA) (Kim et al., 2017). Pro stanovení rozhodnutí, jaké úrovně EMI bylo dosaženo, se používají chí-kvadrát test a indexy vhodnosti modelu, např. CFI (Comparative Fit Index) nebo RMSEA (Root Mean Squared Error of Approximation). Dosažení příslušné úrovně ekvivalence je posuzováno porovnáním indexů vhodnosti mezi méně

² Obecný popis této metody vychází z již publikovaného článku Raudenská a Hanzlová (2021), její použití na česká data je zde originální.

a více restriktivním modelem (ke stanovení jejich ideálních hodnot doporučuje článek Rutkowski a Svetina, 2014, 2017; West et al., 2012).

Naproti tomu testování AMI je založeno na uvolnění požadavku na shodu faktorových zátěží a konstant mezi skupinami a jeho nahrazení tím, aby všechny parametry byly „přibližně stejné“ (Muthén a Asparouhov, 2012; Van de Schoot et al., 2013). Předpokládá se, že rozdíly mezi parametry nebudou nulové jako v případě EMI, ale téměř nulové (Muthén a Asparouhov, 2012). Rozdíly mezi parametry jsou stále udržovány na minimální hodnotě, aby bylo zajištěno, že zkoumané koncepty zůstanou přibližně srovnatelné. Snížení požadavku naprosté rovnosti, který může být v mnoha případech vnímán jako nepřiměřený, neovlivňuje výzkumný záměr testovat a porovnávat sociální jevy mezi různými skupinami či kulturami (Pokropek et al., 2020). Testování AMI bylo aplikováno v mnoha srovnávacích studiích, přičemž zejména v posledních letech zájem o tuto metodu neustále roste (Bujacz et al., 2014; Cieciuch et al., 2018; Davidov, Cieciuch et al., 2018; Seddig a Leitgöb, 2018; Winter a Depaoli, 2020; Zercher et al., 2015). Pro testování AMI lze využít bayesovského modelování (MG-BSEM) nebo metodu alignment (více viz např. Kim et al., 2017), přičemž v této studii budeme aplikovat bayesovský přístup, který umožňuje využít apriorní informace distribucí proměnných vyúsťující jak v lepší odhad velikosti parametrů a latentních proměnných, tak i v lepší odhad statistik celkového modelu. Stejně tak je vhodnou metodou generující reliabilnější výsledky v případě menších vzorků (více viz Lee, 2007).

Bayesovský přístup k testování přibližné ekvivalence obvykle požaduje omezení průměrného rozdílu mezi parametry (tzv. apriorní průměr / *prior mean*) na nulu a odchylky parametrů (tzv. apriorní rozptyl / *prior variance*) na hodnotu nenulovou, byť stále dostatečně malou. Rozhodnutí o velikosti apriorního rozptylu zaleží na samotném výzkumníkovi, přičemž od této velikosti se odráží úroveň aproximace. S rostoucí hodnotou apriorního rozptylu se předpokládá, že se parametry v modelu budou více lišit a že tento model bude více odlišný od modelu EMI (Cieciuch et al., 2018). Jelikož nevhodně zvolená hodnota apriorního rozptylu může význačně ovlivnit odhad latentních průměrů a výpočet směrodatných odchylek jednotlivých parametrů, je doporučováno testovat sérii modelů s různou velikostí apriorních rozptylů (např. 0,001; 0,005; 0,01; 0,025 a 0,05), aby bylo možné identifikovat nejvhodnější model nejvíce odpovídající datům (Pokropek et al., 2020). Dle autorů je vhodné začít testování AMI s apriorním rozptylem 0,000, který odpovídá skalární ekvivalenci v EMI a dle kterého jsou faktorové zátěže a konstanty shodné mezi skupinami. Tento model však většinou nedává žádoucí výsledky, proto se dále pokračuje s postupným zvyšováním apriorního rozptylu až do chvíle, kdy model v porovnání s předchozím vykazuje výrazné zlepšení, a indexy vhodnosti modelu dosahují požadovaných hodnot pro dobrý model. Co se týká hranice apriorního rozptylu, u které lze poměrně bezpečně bez rizika nezkreslených hodnot porovnávat latentní průměry mezi skupinami, tak ta není jasně stanovena. Např. Van de Schoot et al. (2013) ve své simulační studii

tuto hranici navrhuji na 0,05, nicméně podle Pokropka et al. (2020) již tato hodnota povoluje příliš velkou meziskupinovou variabilitu mezi parametry.

Výběr nejvíce vyhovujícího modelu je v případě bayesovského testování AMI založen na několika kritériích, přičemž mezi nepoužívanější patří informační kritérium o odchylce (*Deviance Information Criterion*, dále jen „DIC“) a Bayesovo informační kritérium (BIC). Žádoucí jsou co nejnižší hodnoty DIC a BIC, přičemž v případě komplexnějších modelů s více proměnnými je DIC preferováno před BIC. Pro zhodnocení, zda model správně odpovídá datům, se používají posteriorní prediktivní pravděpodobnost (*Posterior Predictive Probability value*, dále jen „PPP“) a 95% kredibilní interval (95% *Credibility Interval*, dále jen „CI“) (Kim et al., 2017; Muthén a Asparouhov, 2012). Pro konstatování, že bayesovský model dobře odpovídá datům, nesmí být PPP statisticky významné (hodnoty 0,05 či vyšší) a CI musí obsahovat nulu.

Při testování různých velikostí apriorního rozptylu a hledání toho nejlépe odpovídajícího, respektive porovnávání modelu s menším a vyšším apriorním rozptylem, jsou stanoveny následující prahové hodnoty pro rozdíly mezi DIC a BIC. Pokud došlo ke snížení hodnoty BIC o 20 bodů či více, u hodnoty DIC o 14 bodů či a více a hodnota PPP se zvýšila o 0,01 v případě testování modelu s vyšším apriorním rozptylem, doporučuje se tento model přijmout a hodnotu apriorního rozptylu již nezvyšovat. Žádoucí je při hodnocení kombinovat výše uvedené indexy, přičemž za nejspolehlivější jsou považovány změny DIC a PPP (Pokropek et al., 2020).

Data a metody³

Data

Data pro analýzu byla sbírána v srpnu 2021 online metodou (CAWI) prostřednictvím panelu výzkumné agentury Data Collect, s. r. o. Výzkumný vzorek je reprezentativní pro online populaci ČR ve věku 18 až 69 let a byl získán kvótní metodou na základě pohlaví, věku, vzdělání, kraje a velikosti místa bydliště. Celkem bylo sebráno 1 048 platných dotazníků, přičemž 88 z nich bylo vyřazeno v průběhu fáze čištění a kontroly. Finální výzkumný vzorek čítá 960 respondentů, z nichž je 481 mužů (50,1 %, průměrný věk 43,3 roku) a 479 žen (49,9 %, průměrný věk 44,0 roku). Rozložení výzkumného vzorku z hlediska věkových skupin a vzdělanostních kategorií je uvedeno v Tabulce 1.

³ Dataset a skripty jsou k dispozici v online příloze (<https://doi.org/10.13060/csr.2023.047>).

Tabulka 1. Rozložení výzkumného vzorku dle věku a vzdělání (N = 960)

	Četnosti	Procenta (%)
Věkové skupiny		
18–24	91	9,5
25–34	183	19,1
35–44	224	23,3
45–54	196	20,4
55–69	266	27,7
Vzdělanostní kategorie		
základní	58	6,0
středoškolské bez maturity / vyučení	331	34,5
středoškolské s maturitou	361	37,6
vyšší odborné, vysokoškolské	210	21,9

Výzkumný nástroj (SWLS)

Pro analýzu byl použit český překlad SWLS⁴ s několika změnami a úpravami⁵ na základě pilotáže (viz Tabulka 2). Znění otázky v dotazníku bylo následující:

Níže je pět výroků, s nimiž můžete souhlasit či nesouhlasit. Na stupnici od 1 (rozhodně nesouhlasím) do 7 (rozhodně souhlasím) vyjádřete míru svého souhlasu či nesouhlasu s každým tvrzením. Odpovídejte, prosím, otevřeně a upřímně.

(1) rozhodně nesouhlasím – (2) nesouhlasím – (3) spíše nesouhlasím – (4) ani souhlasím, ani nesouhlasím – (5) spíše souhlasím – (6) souhlasím – (7) rozhodně souhlasím

1. Můj život je v mnoha ohledech blízko mému ideálu.
2. Podmínky mého života jsou vynikající.
3. Jsem spokojen(a) se svým životem.
4. Až dosud jsem dostal(a) od života téměř vše, co jsem chtěl(a).
5. Kdybych mohl(a) žít svůj život znovu, nezměnil(a) bych téměř nic.

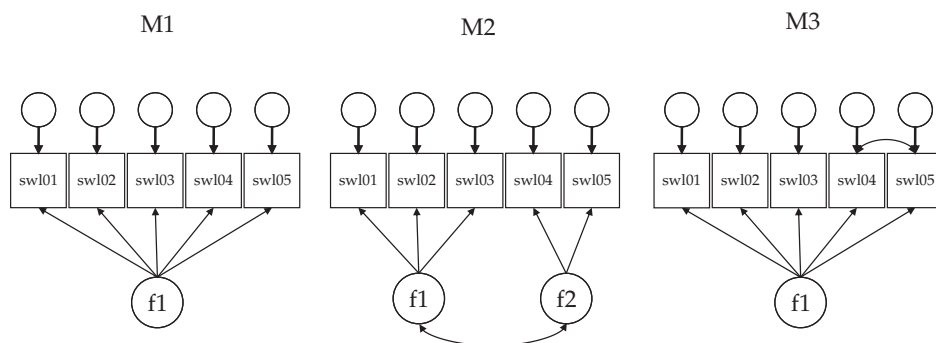
⁴ Dostupný zde: <http://labs.psychology.illinois.edu/~ediener/SWLS.html>.

⁵ Hlavní změnou byl dle našeho názoru správný překlad prostředního bodu na odpovědní škále, který v originálním překladu není odpovídající, neboť odpověď „nemohu se rozhodnout“ lze interpretovat jako „nevím“ a tím dochází k porušení ordinality škály. Ve znění jednotlivých položek došlo pouze ke stylistickým opravám zejména ve slovosledu.

Tabulka 2. Znění položek SWLS a rozložení odpovědí (N = 960)

	1	2	3	4	5	6	7
	Rozhodně nesouhlasím	Nesouhlasím	Spíše nesouhlasím	Ani sou- hlasím, ani nesouhlasím	Spíše sou- hlasím	Souhlasím	Rozhodně souhlasím
<i>(1) Můj život je v mnoha ohledech blízko mému ideálu.</i>							
Četnosti	65	93	153	283	255	84	27
Procenta	6,8	9,7	15,9	29,4	26,6	8,8	2,8
Kumulativní %	6,8	16,5	32,4	61,8	88,4	97,2	100
<i>(2) Podmínky mého života jsou vynikající.</i>							
Četnosti	59	81	134	261	305	97	23
Procenta	6,1	8,4	14	27,2	31,8	10,1	2,4
Kumulativní %	6,1	14,5	28,5	55,7	87,5	97,6	100
<i>(3) Jsem spokojen(a) se svým životem.</i>							
Četnosti	42	54	92	201	306	205	60
Procenta	4,4	5,6	9,6	20,9	31,8	21,4	6,3
Kumulativní %	4,4	10	19,6	40,5	72,3	93,7	100
<i>(4) Až dosud jsem dostal(a) od života téměř vše, co jsem chtěl(a).</i>							
Četnosti	75	83	146	233	259	137	27
Procenta	7,8	8,6	15,2	24,3	27	14,3	2,8
Kumulativní %	7,8	16,4	31,6	55,9	82,9	97,2	100
<i>(5) Kdybych mohl(a) žít svůj život znovu, nezměnil(a) bych téměř nic.</i>							
Četnosti	134	138	164	222	169	84	49
Procenta	14	14,4	17,1	23	17,6	8,8	5,1
Kumulativní %	14	28,4	45,5	68,5	86,1	94,9	100

Graf 1. Tři testované modely SWLS



Metody a analytická strategie

Příprava dat a základní analýzy byly provedeny ve statistickém softwaru SPSS 27, testování dimenzionality a testování ekvivalence v Mplus 7.2. IRT analýza byla realizována ve volně dostupném statistickém softwaru R za použití balíčku „mirt“⁶. Na data byl aplikován model odstupňovaných odpovědí (GRM) vhodný pro ordinální proměnné (Samejima, 1969).

Analýza testování dimenzionality a ekvivalence probíhala v několika krocích (viz Tabulka 3). V prvním kroku byly za pomoci konfirmační faktorové analýzy (CFA) s metodou odhadu MLR (*maximum likelihood estimation with robust standard errors*) a teorie odpovědi na položku (IRT) s metodou MML (*maximum marginal likelihood estimation*) s algoritmem EM (*expectation-maximization*)⁷ testovány tři varianty modelu SWLS (pro jejich grafické zobrazení viz Graf 1), které vychází z dosud realizovaných studií (např. Clench-Aas et al., 2011; Jovanović, 2017).

Za prvé jednofaktorový model (M1), který předpokládá, že všechny měřicí položky adekvátně a shodně přispívají k vysvětlení latentního faktoru „spokojenost se životem“. Za druhé, dvoufaktorový model (M2), ve kterém první tři položky (*swl01*, *swl02*, *swl03*) tvoří faktor „přítomnost/či aktuální spokojenost se životem“ a poslední dvě položky (*swl04*, *swl05*) „minulost/či celková spokoje-

⁶ Program Mplus rovněž nabízí možnost provést IRT analýzu, nicméně nenabízí tolik výpočetních a grafických možností jako balíčky v R, proto jsme se rozhodly pro tuto kombinaci softwarů.

⁷ Použití a komparace obou těchto metod v metodologických pracích zabývajících se psychometrií a testováním ekvivalence je dnes již běžnou praxí (viz např. Bean a Bowen, 2021; Buchholz a Hartig, 2020; Caycho-Rodríguez et al., 2020; Kim a Yoon, 2011; Yuan et al., 2021 atp.).

Tabulka 3. Analytická strategie

Modely:		
M1: jednofaktorový model		
M2: dvoufaktorový model (přítomnost – <i>swl01</i> , <i>swl02</i> , <i>swl03</i> , minulost – <i>swl04</i> , <i>swl05</i>)		
M3: jednofaktorový model s korelovanými rezidui mezi <i>swl04</i> a <i>swl05</i>		
Krok	Typ analýzy	Model
1	Testování dimenzionality (CFA, IRT)	M1, M2, M3
2	Testování přibližné ekvivalence AMI (MG-BSEM), bayesovský model s různými apriorními rozptyly z hlediska pohlaví, věku, vzdělání	M3

nost se životem, kde hodnotím i prožitou minulost“. A za třetí modifikovaný jednofaktorový model s korelovanými rezidui mezi *swl04* a *swl05* (M3), který opět předpokládá, že všechny měřicí položky shodně přispívají k vysvětlení latentního faktoru „spokojenost se životem“, ale navíc rovněž připouští, že poslední dvě položky jsou si velmi podobné, souvisí spolu a měří podobný konstrukt. Tato předpokládaná shoda mezi položkami se do modelu zakresluje jako korelace jejich chyb měření.

Na základě výsledků byl vybrán nejvhodnější model, který byl ve druhém kroku použit pro testování přibližné ekvivalence (AMI) za pomoci bayesovského modelování (BSEM) z hlediska pohlaví, věku a vzdělání⁸. Vzhledem k použití IRT pro testování psychometrických vlastností škály SWLS by se dále nabízelo přistoupit k testování DIF (*Differential Item Functioning*, tzv. odlišné fungování položky), a nikoliv k testování ekvivalence, nicméně k tomuto kroku jsme nepřistoupily z důvodu, že DIF je primárně určeno pro jednodimenzionální modely a porovnání mezi dvěma skupinami. Námi vybraný model M3 není plně jednodimenzionální, jelikož obsahuje korelaci chyb mezi dvěma položkami, a porovnáváme ho mezi čtyřmi až pěti skupinami dle proměnných věk a vzdělání. V případě porovnání více skupin najednou by bylo nutné aplikovat u IRT složitější techniky, což by bylo nad rámec tohoto článku.

⁸ V úmyslu bylo otestovat ekvivalenci i z hlediska kraje, nicméně vzhledem k nízkému počtu případů v některých krajích, respektive malému N, nebyla tato analýza možná.

Tabulka 4. Deskriptivní statistiky a testování normality (N = 960)

	Průměr	Směrodatná odchylka	Šikmost	Špičatost
<i>swl01</i>	3,97	1,42	-0,30	-0,31
<i>swl02</i>	4,10	1,40	-0,47	-0,19
<i>swl03</i>	4,59	1,45	-0,65	0,06
<i>swl04</i>	4,08	1,51	-0,39	-0,51
<i>swl05</i>	3,63	1,69	0,08	-0,82
SWLS	20,37*	6,18	-0,37	-0,11

Poznámka: *Průměr v rozmezí 5–35.

Výsledky/Analýza

Deskriptivní statistiky

V Tabulce 4 jsou zobrazeny deskriptivní statistiky a výsledky testování normality pro celou škálu i pro jednotlivé položky. Průměr odpovědí na položky *swl01* až *swl05* na sedmibodové škále byl 3,97, 4,10, 4,59, 4,08 a 3,63, průměr celé škály pak 20,37. Detailnější rozložení odpovědí dle pohlaví, věku a vzdělání znázorňuje Tabulka 5.

Testování dimenzionality pomocí CFA

Prostřednictvím CFA s metodou odhadu MLR byly testovány tři modely (M1, M2, M3) faktorové struktury SWLS (viz Tabulka 3). Výsledky zobrazené v Tabulce 6 ukazují, že M2 a M3 vykazují lepší shodu s daty než základní jednofaktorový M1 (CFI = 0,995 vs. 0,980, RMSEA = 0,045 vs. 0,080). V případě M2 však dosahuje hodnota korelačního koeficientu mezi faktory téměř úplné shody ($r = 0,91$), což naznačuje, že faktory „přítomnost“ a „minulost“ nelze snadno rozlišit, a tento model tak není úplně vhodný. Navíc oba tyto faktory jsou tvořeny příliš malým počtem položek (každý faktor by měl sestávat minimálně ze tří položek). Model M3 s korelovanými rezidui mezi *swl04* a *swl05* dosahuje shodných hodnot jako dvoufaktorový M2, jelikož jsou oba modely matematicky ekvivalentní (MacCallum et al., 1993), ale nezahrnuje kontroverzně vysokou korelaci mezi dvěma faktory a navíc věcně lépe odráží aspekt času související se zněním položek (tj. přítomnost a minulost) a vyznačuje se vyšší parsimonií (Clench-Aas et al., 2011). Rovněž je při měření psychologických konstruktů typickým znakem přítomnost

Tabulka 5. Deskriptivní statistiky podle pohlaví, věku a vzdělání – průměrné hodnoty

	Pohlaví		Věk					Vzdělání			
	Muži (481)	Ženy (479)	18–24 (91)	25–34 (183)	35–44 (224)	45–54 (196)	55–69 (266)	ZŠ (58)	SŠ bez mat. vyučení (331)	SŠ s mat. (361)	VOŠ, VŠ (210)
sw101	4,04	3,90	3,81	4,10	3,99	4,13	3,79	4,16	3,75	3,98	4,25
sw102	4,14	4,05	4,22	4,32	4,21	4,11	3,80	3,91	3,82	4,18	4,45
sw103	4,65	4,54	4,48	4,67	4,70	4,66	4,44	4,47	4,40	4,61	4,90
sw104	4,15	4,01	3,96	4,34	4,16	4,14	3,83	3,93	3,82	4,12	4,46
sw105	3,66	3,60	3,47	3,96	3,67	3,59	3,45	3,33	3,39	3,68	4,00
SWLS*	20,64	20,09	19,95	21,39	20,72	20,64	19,31	19,79	19,19	20,56	20,07

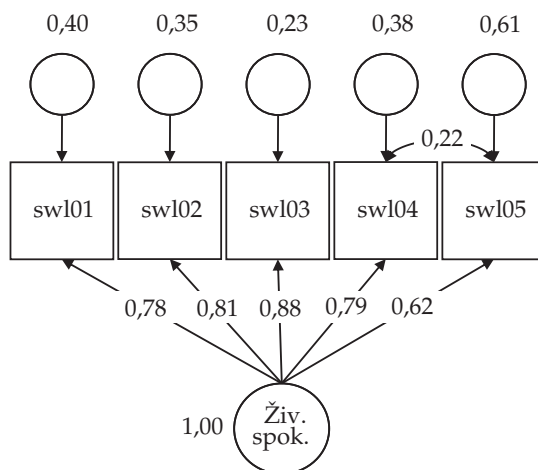
Poznámky: *Průměr v rozmezí 5–35. V závorce uvedené N.

Tabulka 6. Testování modelů (CFA)

Model	Chi ² (df)	CFI	TLI	RMSEA	90% C.I. RMSEA	SRMR
M1	35,541 (5)	0,980	0,961	0,080	[0,056; 0,105]	0,022
M2	11,731 (4)	0,995	0,988	0,045	[0,016; 0,076]	0,011
M3	11,731 (4)	0,995	0,988	0,045	[0,016; 0,076]	0,011

Poznámky: Chi² = Chí-kvadrát, df = stupně volnosti, CFI = Comparative Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index, RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation, 90 % C.I. RMSEA = 90% interval spolehlivost pro RMSEA, SRMR = Standardized Root Mean Squared Residual.

Graf 2. Fit nejvhodnějšího modelu (M3), výsledky CFA, standardizované odhady



sekundárních minoritních latentních faktorů, tzn. že měřený konstrukt pro důvěryhodnou interpretaci celkového skóre nemusí splňovat požadavek striktní jednodimenzionality, ale postačuje, aby byl primárně jednodimenzionální (Slocum-Gori et al., 2009). Tuto podmínku model M3 také splňuje. Pro následující metodologické testování byl z výše uvedených důvodů jako nejvhodnější vybrán M3, tedy modifikovaný jednofaktorový model s korelovanými rezidui mezi *swl04* a *swl05*. Ke stejnému závěru, tedy zvolení M3 jako nejvhodnějšího modelu, dospěli i další výzkumníci ve svých studiích (Bai et al., 2011; Clench-Aas et al., 2011; Glaesmer et al., 2011; Jovanović, 2017).

IRT analýza

Psychometrické vlastnosti SWLS byly dále zkoumány pomocí IRT analýzy, která mimo standardní statistiky z CTT poskytuje další údaje o hodnotách parametrů a rovněž i velmi názorné vizuální zobrazení. Tato analýza je založena na testování SWLS jako celku, tedy jednofaktorové struktury⁹. V Tabulce 7 jsou zobrazeny vypočtené hodnoty diskriminačních (a) a threshold (b_i) parametrů z GRM pro jednotlivé položky a v Grafu 3 jejich informační funkce. Informační funkci celé škály včetně standardní chyby znázorňuje Graf 4.

Dle výsledků v Tabulce 7 a Grafech 3 a 4 můžeme zhodnotit, že SWLS vykazuje velmi dobré fungování, a to zejména mezi úrovní -2 a $2,5$ kontinua latentního rysu θ (životní spokojenosti). Hodnoty diskriminačního parametru dosahují pro všechny položky vysokých, a tedy žádoucích hodnot, dle Bakera (2001) se dají označit za „velmi vysoké“. Zároveň je evidentní, že hodnota tohoto parametru je nižší u položky *swl05*, což koresponduje s výsledky CFA a její nižší faktorovou zátěží a ukazuje na jistou problematičnost této položky. Co se týká hodnot threshold parametrů, tak ty se pohybují v rozmezí od $-1,96$ (*swl03*) po $2,34$ (*swl02*). Například pro *swl02* platí, že osoba s hodnotou latentního rysu $-1,84$ má 50% pravděpodobnost, že odpoví kategorií 2 (nesouhlasím) nebo vyšší; osoba s hodnotou $-1,20$ má 50% šanci, že odpoví kategoriemi 3 až 7 spíše než kategoriemi 1 nebo 2; až osoba s hodnotou $2,34$ má 50% šanci, že zvolí kategorii 7 (rozhodně souhlasím) spíše než kategorie 1 až 6.

Z hodnot threshold parametrů lze dále vyčíst, že pravděpodobnost, že osoba s určitou úrovní latentního rysu vybere danou kategorii na odpovědní škále, se liší pro jednotlivé položky. To konkrétně znamená, že například u položky *swl03* kategorií 7 (rozhodně souhlasím) pravděpodobně zvolí osoba s úrovní latentního rysu $1,65$, zatímco u položky *swl02* pro tuto odpověď musí respondent dosahovat vyšší úrovně latentního rysu ($2,34$). Rozdílnost ve vzdálenostech mezi jednotlivými kategoriemi se projevuje i uvnitř položek. Tím je myšleno, že např. pro položku *swl02* jsou rozdíly mezi thresholdy $b_1/b_2 -0,64$, mezi $b_2/b_3 -0,59$, mezi $b_3/b_4 -0,80$, mezi $b_4/b_5 -1,13$ a mezi b_5/b_6 pak $-1,02$, což signalizuje, že respondenti nevnímají kategorie mezi jednotlivými body na odpovědní škále stejně. Celková hodnota životní spokojenosti (latentního rysu) se tedy bude lišit od celkového skóre vypočteného dle CTT, ve které jsou rozdíly mezi kategoriemi považovány za stejné a jasně stanovené.

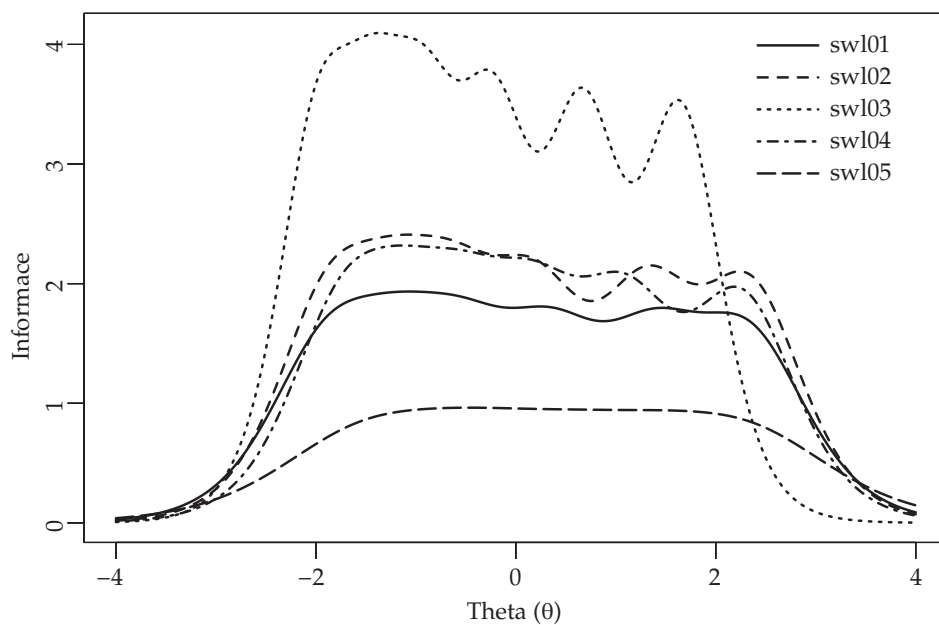
Z hlediska informačního přínosu jednotlivých položek do škály (viz Graf 3), vychází nejlépe položka *swl03*, která je v grafu položena nejvýše a zároveň vykazuje určitou rozlišitelnost patrnou z tvaru křivky (tj. není úplně plochá). Naopak *swl05*, jejíž křivka je velmi plochá a umístěna v grafu nejnižší, poskytuje nejméně

⁹ Pomocí IRT není možné graficky zobrazit modifikaci modelu (korelaci chyb), proto bylo testování založeno na jednofaktorovém modelu (M1), pro který jsou IRT modely primárně určeny.

Tabulka 7. Odhady položkových parametrů (GRM IRT)

	Diskri- minační para- metr	Threshold parametry					
	a	b1	b2	b3	b4	b5	b6
<i>swl01</i>	2,52	-1,85	-1,17	-0,53	0,36	1,39	2,31
<i>swl02</i>	2,82	-1,84	-1,20	-0,62	0,19	1,32	2,34
<i>swl03</i>	3,71	-1,96	-1,42	-0,92	-0,23	0,67	1,65
<i>swl04</i>	2,75	-1,70	-1,14	-0,54	0,19	1,09	2,25
<i>swl05</i>	1,74	-1,52	-0,78	-0,17	0,64	1,49	2,32

Graf 3. Informační funkce položek SWLS (IIF)

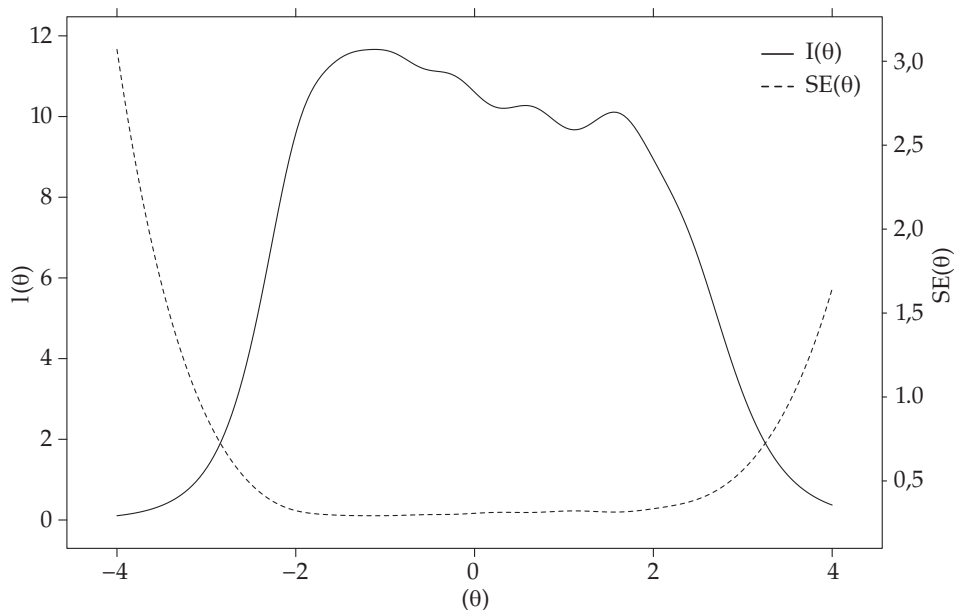


informace a její přínos je tak do škály nejnižší. Tyto výsledky odpovídají hodnotám diskriminačního parametru (a), když pro *swl03* je jeho hodnota nejvyšší a pro *swl05* naopak nejnižší, a rovněž korespondují s nejvyšší, respektive nejnižší hodnotou faktorové zátěže v CFA modelu.

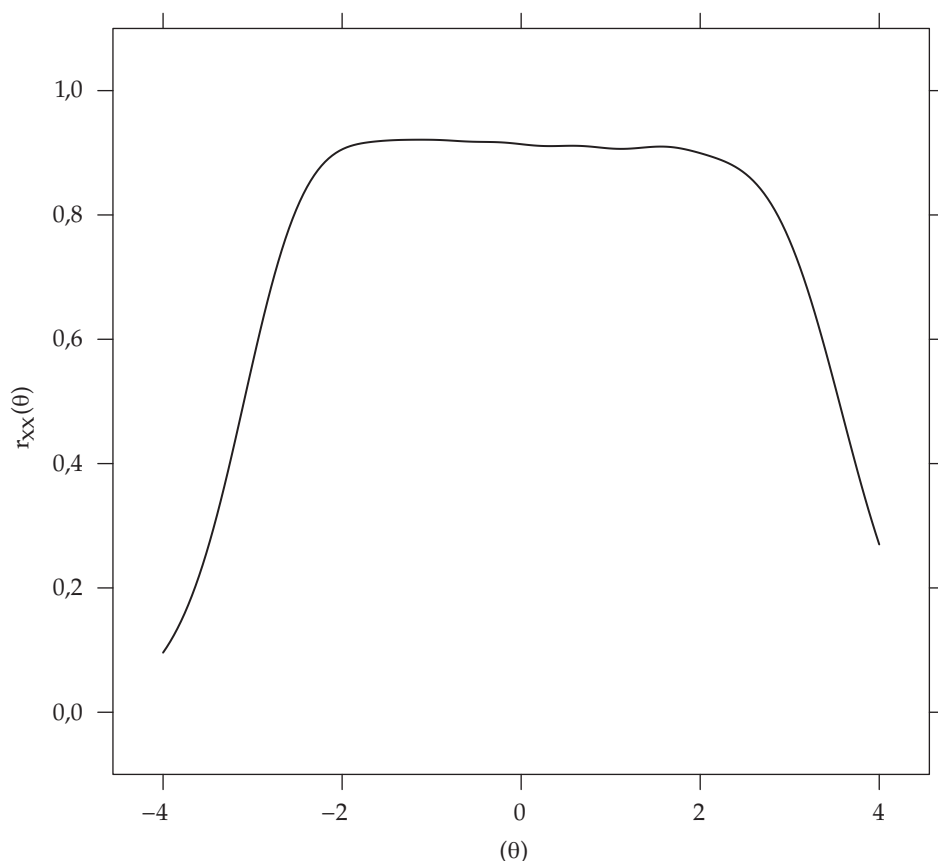
Z Grafů 4 a 5 můžeme vyčíst, že obecně SWLS vykazuje dobrou reliabilitu a malou chybu měření. Škála poskytuje velmi spolehlivé informace a dobře rozlišuje mezi respondenty ve velmi širokém rozmezí mezi -2 až $2,5$ úrovně latentního rysu θ , přičemž největší informační přínos má škála okolo -1 až $0,5$ úrovně latentního rysu θ , při které dosahuje zároveň nejnižší chyby měření. Naopak pod úrovní -3 a nad úrovní 4 latentního rysu θ standardní chyba výrazně roste a informace poskytované škálou tak již nejsou příliš spolehlivé, nicméně v celkovém měřítku jde o velmi malý podíl případů.

Na základě IRT, konkrétně z grafů charakteristických křivek kategorií (CCC), můžeme rovněž zjistit, zda je dobře zvolena odpovědní škála, respektive zda je počet jejích kategorií odpovídající. Tyto křivky ukazují, jak dobře či špatně každá kategorie odpovědní škály funguje při přechodu z jedné kategorie na druhou. Na základě toho můžeme odhalit, že některé kategorie respondenti příliš nevyužívají nebo že jsou nadbytečné. Z výsledků zobrazených v Grafu 6 lze usuzovat, že odpovědní škála má nadbytečný počet kategorií. Ačkoliv krajní kategorie 7 (rozhodně souhlasím), v menší míře i 1 (rozhodně nesouhlasím),

Graf 4. Celková informační funkce škály (TIF) včetně chyby měření



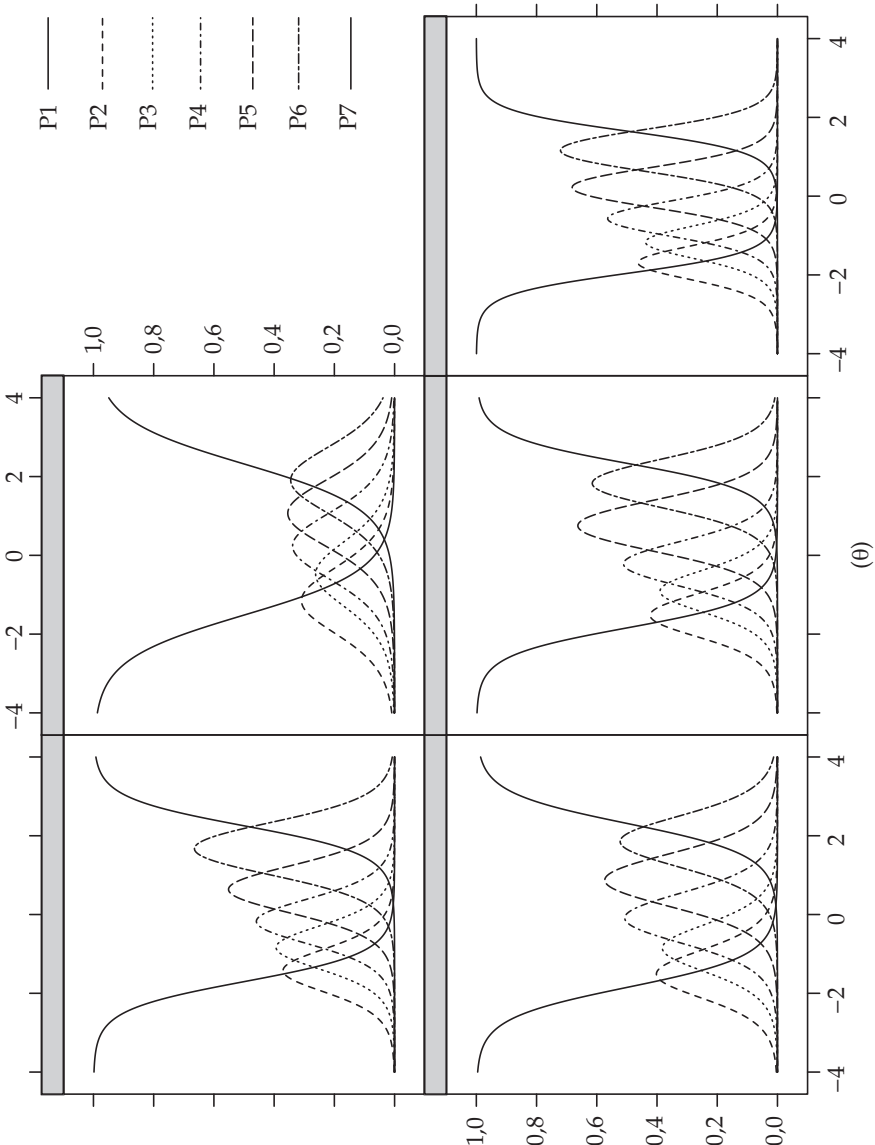
Graf 5. Reliabilita



byly respondenty zřídka použity (viz také Tabulka 2), zároveň jsou tyto kategorie pro respondenty s vysokou, resp. nízkou úrovní latentního rysu θ nejpravděpodobnější (což je žádoucí). Naopak mezi kategoriemi 2 a 3, které jsou téměř překryty ostatními kategoriemi (nejviditelnější je tato skutečnost pro *swl05*), nejsou respondenti schopni dostatečně rozlišit. Podobné je to i v případě položky *swl05* u kategorie odpovědi 6. Na základě těchto výsledků se domníváme, že by bylo možné snížit počet kategorií na pět či šest¹⁰.

¹⁰ Vzhledem k tomu, že neexistují jasné daná formální kritéria, na základě kterých lze s jednoznačností rozhodnout o vhodném snížení či zvýšení počtu kategorií odpovědní škály, a jde tedy o explorativní techniku, rozhodnutí záleží na úsudku samotného výzkumníka.

Graf 6. Charakteristické křivky kategorií (CCC) jednotlivých položek SWLS



Tabulka 8. Testování modelů (IRT)

Model	M2	CFI	TLI	RMSEA	90% C.I. RMSEA	SRMSR
M1	51,198	0,987	0,974	0,098	[0,074; 0,123]	0,041
M2	18,656	0,996	0,990	0,062	[0,035; 0,091]	0,033
M3	18,419	0,996	0,990	0,061	[0,034; 0,091]	0,033

Poznámky: M2 = hodnota statistiky, CFI = Comparative Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index, RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation, 90 % C.I. RMSEA = 90% interval spolehlivost pro RMSEA, SRMSR = Standardized Root Mean Squared Residual.

Pomocí IRT, respektive na základě výpočtu GRM, byly rovněž otestovány tři modely faktorové struktury SWLS s cílem porovnat výsledky s CFA a zhodnocením, zda byla volba M3 jako nejvhodnějšího modelu a jeho použití pro další analýzy oprávněná. Z výsledků, které zobrazuje Tabulka 8, můžeme vidět, že nejlepších hodnot dosahuje M3 (CFI = 0,996, RMSEA = 0,061), tedy stejně jako v případě testování pomocí CFA. Volba tohoto modelu a jeho použití pro testování ekvivalence byla tedy dvojnásobně potvrzena pomocí různých metod.

Testování ekvivalence

Po otestování dimenzionality a výběru nejvhodnějšího modelu (M3) jsme v dalších krocích analýzy přistoupily k testování přibližné ekvivalence měření (AMI) prostřednictvím bayesovského modelování z hlediska různých skupin, konkrétně pohlaví (dvě kategorie), věku (pět kategorií) a vzdělání (čtyři kategorie).

Na základě Tabulky 9, která zobrazuje indexy vhodnosti modelu pro testování AMI při použití různě velkých hodnot apriorního rozptylu, lze obecně konstatovat, že výsledky vychází velmi dobře, respektive ukazují na velmi dobrou shodu modelu s daty ($PPP > 0,05$ a CI obsahuje nulu). Ve všech případech jsme začaly s testováním apriorního rozptylu 0,000, který znamená plnou skalární ekvivalenci, a následně pokračovaly se zkoušením více liberálních hodnot apriorního rozptylu (0,001; 0,002), až bylo dosaženo žádoucích hodnot indexů a rozdílů mezi nimi pro přijetí daného modelu a dosažení přibližné skalární ekvivalence měření. V případě pohlaví byla prokázána skalární ekvivalence, když model hned při testování apriorního rozptylu 0,000 splňoval nezbytné parametry. Z hlediska věku byl jako nejvhodnější vyhodnocen model při apriorním rozptylu 0,002 a z hlediska vzdělání byla prokázána přibližná ekvivalence měření při nejméně liberálním rozptylu 0,001. Lze tedy konstatovat velmi dobré dosažené výsledky ekvivalence, plně skalární v případě pohlaví a přibližné v případě věku a vzdělání s velmi malými apriorními rozptyly.

Tabulka 9. Testování přibližné ekvivalence měření (AMI) z hlediska pohlaví, věku a vzdělání – MG-BSEM; obecné indexy vhodnosti modelu a výběr apriorního rozptylu

	Apriorní rozptyl	DIC	BIC	PPP	95% CI
<i>Pohlaví (2 kategorie)</i>					
	0,000	11 215,752	15 459,355	0,118	[−8,433; 34,920]
<i>Věk (5 kategorií)</i>					
	0,000	12 908,792	16 895,285	0,001	[28,811; 94,145]
	0,001	9 569,397	15 594,412	0,054	[−5,514; 162,751]
	0,002	9 581,365	15 557,917	0,064	[−7,282; 156,488]
<i>Vzdělání (4 kategorie)</i>					
	0,000	12 987,261	15 103,788	0,000	[31,109; 92,494]
	0,001	13 365,879	15 243,495	0,161	[−17,880; 47,527]

Poznámky: DIC = Deviance Information Criterion, PPP = Posterior Predictive p value, 95% CI = 95% kredibilní interval.

Tabulka 10. Srovnání latentních průměrů SWLS z AMI a aritmetického průměru mezi jednotlivými skupinami

	Latentní průměr AMI (S.D.)	Aritmetický průměr (S.D.)
<i>Pohlaví</i>		
muži	1,572 (0,87)	20,64 (6,02)
ženy	0,000 (0,00)	20,09 (6,33)
<i>Věkové skupiny</i>		
18–24	0,000 (0,00)	19,95 (5,75)
25–34	0,038 (0,50)	21,40 (5,67)
35–44	0,006 (0,07)	20,72 (6,52)
45–54	0,003 (0,00)	20,64 (5,80)
55–69	0,000 (0,00)	19,31 (6,50)
<i>Vzdělanostní kategorie</i>		
základní	0,000 (0,00)	19,79 (6,77)
středoškolské bez maturity/vyučení	−0,060 (0,06)	19,19 (5,84)
středoškolské s maturitou	−0,012 (0,02)	20,56 (6,29)
vyšší odborné, vysokoškolské	0,000 (0,00)	22,07 (5,95)

Poznámky: Apriorní rozptyl v AMI pro pohlaví 0,001, pro věkové skupiny 0,002 a pro vzdělanostní kategorie 0,001.

Na závěr analýzy byly na základě výsledků AMI srovnány latentní průměry v jednotlivých skupinách včetně porovnání s prostým aritmetickým průměrem (viz Tabulka 10). Jak můžeme z tabulky vidět, výsledky pořadí se téměř neliší a můžeme tak konstatovat, že v případě této škály lze pro srovnání průměrné hodnoty životní spokojenosti použít prostý aritmetický průměr SWLS. Konkrétně výsledky ukázaly, že muži dosahují vyšší životní spokojenosti než ženy, stejně tak i lidé ve věku 25 až 34 let v porovnání s ostatními věkovými kategoriemi a z hlediska vzdělání pak lidé s vyšším odborným či vysokoškolským vzděláním.

Shrnutí a závěr

SWLS představuje nejčastěji používaný nástroj pro měření životní spokojenosti, který byl testován v mnoha zemích jak z hlediska jejích psychometrických vlastností, faktorové struktury, reliability, tak i srovnatelnosti mezi různými zeměmi či sociálními skupinami. Nicméně v ČR doposud chyběla studie, která by testovala její psychometrické vlastnosti a srovnatelnost mezi různými sociálními skupinami na reprezentativním vzorku české populace, což je nezbytný předpoklad pro zobecnitelnost daných výsledků.

Cílem této studie bylo proto na reprezentativním vzorku české online populace 18–69 let otestovat psychometrické vlastnosti české verze SWLS za pomoci CFA, IRT a její ekvivalenci z hlediska pohlaví, věku a vzdělání prostřednictvím bayesovského modelování. Záměrem bylo rovněž na konkrétním příkladu prakticky aplikovat v české sociologii doposud nepříliš používané metody IRT a BSEM, představit je dalším výzkumníkům a podnítit jejich zájem o použití těchto metod.

Psychometrické testování SWLS s využitím CFA a IRT ukázalo na její velmi dobré vlastnosti a fungování. V souladu s výsledky jiných studií (např. Garcia et al., 2021; Nima et al., 2020) se však ukázalo, že položka *swl05* v porovnání s ostatními čtyřmi vykazuje horší výsledky jak z hlediska diskriminační síly, resp. faktorových zátěží, tak z hlediska její obtížnosti. Naopak nejlepšího fungování z hlediska diskriminace i informačního přínosu do škály dosahuje *swl03*. Obecně však škála jako celek poskytuje velmi dobré informace se zvláště vysokou spolehlivostí a malou chybou měření mezi –2 až 2,5 úrovně latentního rysu, tedy životní spokojenosti.

Co se týká analýzy odpovědní škály, respektive vhodnosti počtu bodů na škále, tak dle výsledků lze usuzovat, že sedmibodová škála se zdá být nadbytečná, jelikož respondenti nejsou schopni dostatečně rozlišit mezi kategoriemi 2 a 3, v případě *swl05* se to týká i kategorie 6. Domníváme se, že by bylo možné a vhodné zkrátit odpovědní škálu na šesti- či pětibodovou. Ostatně stejný závěr na základě výsledků svých studií formulovali i další autoři (např. Avcu, 2021). Pro adekvátní otestování a zhodnocení, zda je možné použít odpovědní škálu

s menším počtem kategorií, je žádoucí provést nový metodologický výzkum. Nabízí se rovněž možnost využít současných dat a ex post sloučit kategorie a porovnat výsledky, nicméně tento postup nepovažujeme z metodologického hlediska za správný a vhodný.

Možné vysvětlení pro určitou problematickosti *swl05* lze nalézt ve znění této položky, jelikož významově je směřována do minulosti (Pavot a Diener, 1993). Nicméně to platí i pro *swl04*, proto je velmi často ve studiích testována i dvoufaktorová struktura této škály, ve které první tři položky tvoří faktor „přítomnost“ a poslední dvě „minulost“. V rámci naší studie jsme testovaly tři modely faktorové struktury, konkrétně základní jednofaktorový model (M1), dvoufaktorový model (M2) a modifikovaný jednofaktorový model s korelovanými rezidui mezi *swl04* a *swl05* (M3). Konfirmační faktorová analýza ukázala na velmi dobré výsledky všech třech modelů, nicméně statistiky vhodnosti byly lepší pro M2 a M3. Tyto výsledky potvrdila i IRT analýza založená na výpočtu GRM, nicméně vhodnost M1 již nepotvrdila – koeficient RMSEA byl vyšší než doporučená hranice. Vzhledem k počtu položek ve škále, problematické rozlišitelnosti mezi dvěma faktory v případě M2 a rovněž i na základě výsledků dalších studií (Bai et al., 2011; Clench-Aas et al., 2011; Glaesmer et al., 2011; Jovanović, 2017) byl jako nejvhodnější model, který byl dále použit pro testování ekvivalence mezi skupinami na základě pohlaví, věku a vzdělání, vybrán M3, tedy modifikovaný jednofaktorový model s korelovanými rezidui mezi *swl04* a *swl05*.

V případě testování přibližné ekvivalence za pomoci bayesovského modelování se potvrdila plná skalární ekvivalence v případě pohlaví, v případě věku a vzdělání pak jako nejvhodnější byly vyhodnoceny modely s velmi malými apriorními rozptyly, konkrétně 0,001 u vzdělání a 0,002 u věku. Celkově lze konstatovat velmi dobré dosažené výsledky testování ekvivalence, na základě kterých lze porovnávat latentní i aritmetické průměry životní spokojenosti mezi pohlavím, věkovými a vzdělanostními kategoriemi. Konkrétně dle výsledků lze říci, že vyšší životní spokojenosti dosahují muži v porovnání s ženami, stejně tak i lidé ve věku 25 až 34 let a lidé s vyšším odborným či vysokoškolským vzděláním.

Vzhledem k tomu, že ekvivalence měřicích nástrojů a škál není často testována a že pro porovnání ať už mezi různými skupinami, zeměmi či časovými body se využívá prostého aritmetického průměru, jsme na závěr naší analýzy provedly jeho srovnání s latentním průměrem z AMI. Ačkoliv srovnání neukázalo na výrazné rozdíly, i když výsledky prostého aritmetického průměru a latentních průměrů si odpovídají, ekvivalenci škálových položek je nezbytné testovat. Zároveň je považováno za vhodnější upřednostnit hodnoty latentních průměrů před prostým aritmetickým průměrem škály (např. Steinmetz, 2018).

Na základě výsledků našeho testování české verze SWLS, které potvrdilo vhodnost škály z hlediska její struktury a obecně psychometrických vlastností, tak rovněž i co se týká ekvivalence mezi skupinami na základě pohlaví, věku a vzdělání, se domníváme, že by bylo vhodné škálu využít i pro mezinárodní testování její kulturní srovnatelnosti. Těchto studií je obecně nedostatek, přičemž

většina se zaměřuje na porovnání dvou či tří skupin a specifické cílové skupiny a jejich výsledky jsou různé (přehled viz Emerson et al., 2017). I přesto že v jednotlivých zemích funguje SWLS většinou velmi dobře a měří srovnatelně mezi různými sociálními skupinami, tak to automaticky neznamená, že bude srovnatelná mezi více zeměmi, jak dokládá Jang et al. (2017). Výsledky zmiňované studie jsou však založeny na malém výzkumném vzorku a specifické cílové skupině (manažeři), což je typickým znakem většiny studií, proto se domníváme, že by bylo vhodné a přínosné provést mezinárodní srovnání SWLS mezi více zeměmi založené na reprezentativních datech. Například tedy zařadit SWLS do zavedených mezinárodních komparativních výzkumů, jako je Evropský sociální výzkum (ESS) či Mezinárodní program sociálního výzkumu (ISSP).

Doufáme, že se nám tímto článkem podařilo představit SWLS české odborné veřejnosti, zhodnotit její psychometrické vlastnosti a fungování jak z hlediska vnitřní struktury, tak i z hlediska srovnatelnosti mezi různými sociálními skupinami a rovněž nastínit možnosti pro další směřování a práci s touto škálou.

RADKA HANZLOVÁ *vystudovala doktorské studium na Katedře sociologie Filozofické fakulty Univerzity Karlovy a v současné době pracuje jako postdoktorandka v Sociologickém ústavu AV ČR, v. v. i. Zabývá se metodologií kvantitativních výzkumů, komparativní analýzou, testováním a vývojem škál, především v oblasti životní pohody, štěstí a mentálního zdraví.*

ORCID: 0000-0003-4245-5129

PETRA RAUDENSKÁ *pracuje jako vědecká pracovnice v Sociologickém ústavu AV ČR, v. v. i. Jejími výzkumnými zájmy jsou metodologie mezinárodních výzkumů, vzdělanostní nerovnosti, životní spokojenost a problematika hodnotových orientací. Je autorkou monografie Srovnatelnost postojových škál v komparativním výzkumu (Univerzita Palackého v Olomouci, 2015) a editorkou několika dalších knih. Publikovala v Social Science Research, Poetics, International Sociology a Innovation: The European Journal of Social Science Research.*

ORCID: 0000-0002-0330-139X

Literatura

- Andrews, F. M. a Withey, S. B. (1976). *Social Indicators of Well-Being: Americans' Perceptions of Life Quality*. Springer US. <https://doi.org/10.1007/978-1-4684-2253-5>
- Anýžová, P. (2013). Ekvivalence položek v mezinárodních datech: základní vymezení a možnosti analýzy. *Data and Research – SDA Info*, 7(1), 29–56. <https://doi.org/10.13060/1802-8152.2013.7.1.2>

- Anýžová, P. (2014). Srovnatelnost Schwartzovy hodnotové škály v mezinárodních datech. *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 50(4), 547–580.
<https://doi.org/10.13060/00380288.2014.50.4.108>
- Anýžová, P. (2015). *Srovnatelnost postojoyých škál v komparativním výzkumu*. Univerzita Palackého v Olomouci.
- Avcu, A. (2021). Item Response Theory-Based Psychometric Investigation of SWLS for University Students. *International Journal of Psychology and Education Studies*, 8(2), 27–37. <https://doi.org/10.52380/ijpes.2021.8.2.265>
- Bai, X., Wu, Ch., Zheng, R. a Ren, X. (2011). The Psychometric Evaluation of the Satisfaction with Life Scale Using a Nationally Representative Sample of China. *Journal of Happiness Studies*, 12(2), 183–197. <https://doi.org/10.1007/s10902-010-9186-x>
- Baker, F. B. (2001). *The Basics of Item Response Theory*. ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation, College Park, MD.
- Bean, G. J. a Bowen, N. K. (2021). Item Response Theory and Confirmatory Factor Analysis: Complementary Approaches for Scale Development. *Journal of Evidence-Based Social Work*, 18(6), 597–618. <https://doi.org/10.1080/26408066.2021.1906813>
- Buchholz, J. a Hartig, J. (2020). Measurement Invariance Testing in Questionnaires: A Comparison of Three Multigroup-CFA and IRT-based Approaches. *Psychological Test and Assessment Modeling*, 62(1), 29–53.
- Bujacz, A., Vittersø, J., Huta, V. a Kaczmarek, L. D. (2014). Measuring Hedonia and Eudaimonia as Motives for Activities: Cross-national Investigation through Traditional and Bayesian Structural Equation Modeling. *Frontiers in Psychology*, 5. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.00984>
- Caycho-Rodríguez, T., Neto, J., Tomás, J. M., Valencia, P. D., Ventura-León, J., Neto, F. ... Vilca, L. W. (2020). Psychometric Properties of the Satisfaction with Job Life Scale in Portuguese Workers: A Systematic Study Based on the IRT and CFA Modeling. *Heliyon*, 6(6), e03881. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2020.e03881>
- Cieciuch, J., Davidov, E., Algesheimer, R. a Schmidt, P. (2018). Testing for Approximate Measurement Invariance of Human Values in the European Social Survey. *Sociological Methods & Research*, 47(4), 665–686. <https://doi.org/10.1177/0049124117701478>
- Clench-Aas, J., Nes, R. B., Dalgard, O. S. a Aarø, L. E. (2011). Dimensionality and Measurement Invariance in the Satisfaction with Life Scale in Norway. *Quality of Life Research*, 20(8), 1307–1317. <https://doi.org/10.1007/s11136-011-9859-x>
- Davidov, E., Cieciuch, J. a Schmidt, P. (2018). The Cross-Country Measurement Comparability in the Immigration Module of the European Social Survey 2014–15. *Survey Research Methods*, 12(1), 15–27. <https://doi.org/10.18148/SRM/2018.V12I1.7212>
- Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P. a Billiet, J. (2014). Measurement Equivalence in Cross-National Research. *Annual Review of Sociology*, 40(1), 55–75. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071913-043137>
- Davidov, E., Schmidt, P., Billiet, J. a Meuleman, B. (eds.). (2018). *Cross-cultural Analysis: Methods and Applications* (2. vyd.). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315537078>
- De Ayala, R. J. (2009). *The Theory and Practice of Item Response Theory*. Guilford Press.
- De Jong, M. G., Steenkamp, J.-B. E. M., Fox, J.-P. a Baumgartner, H. (2008). Using Item Response Theory to Measure Extreme Response Style in Marketing Research: A Global Investigation. *Journal of Marketing Research*, 45(1), 104–115. <https://doi.org/10.1509/jmkr.45.1.104>
- DeMars, Ch. (2010). *Item Response Theory*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195377033.001.0001>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. a Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13

- Dolan, P. a Metcalfe, R. (2012). Measuring Subjective Wellbeing: Recommendations on Measures for Use by National Governments. *Journal of Social Policy*, 41(2), 409–427. <https://doi.org/10.1017/S0047279411000833>
- Dolan, P. a White, M. P. (2007). How Can Measures of Subjective Well-Being Be Used to Inform Public Policy? *Perspectives on Psychological Science*, 2(1), 71–85. <https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2007.00030.x>
- Emerson, S. D., Guhn, M. a Gadermann, A. M. (2017). Measurement Invariance of the Satisfaction with Life Scale: Reviewing Three Decades of Research. *Quality of Life Research*, 26(9), 2251–2264. <https://doi.org/10.1007/s11136-017-1552-2>
- Garcia, D., Nima, A. A., Kazemitabar, M., Amato, C., Lucchese, F., Mihailovic, M. a Kijima, N. (2021). Psychometric Properties of the Swedish Version of the Satisfaction with Life Scale in a Sample of Individuals with Mental Illness. *PeerJ*, 9. <https://doi.org/10.7717/peerj.11432>
- Glaesmer, H., Grande, G., Braehler, E. a Roth, M. (2011). The German Version of the Satisfaction With Life Scale (SWLS): Psychometric Properties, Validity, and Population-Based Norms. *European Journal of Psychological Assessment*, 27(2), 127–132. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000058>
- Hultell, D. a Gustavsson, J. P. (2008). A Psychometric Evaluation of the Satisfaction with Life Scale in a Swedish Nationwide Sample of University Students. *Personality and Individual Differences*, 44(5), 1070–1079. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2007.10.030>
- Huppert, F. A., Marks, N., Clark, A., Siegrist, J., Stutzer, A., Vittersø, J. a Wahrendorf, M. (2009). Measuring Well-Being Across Europe: Description of the ESS Well-Being Module and Preliminary Findings. *Social Indicators Research*, 91(3), 301–315. <https://doi.org/10.1007/s11205-008-9346-0>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Jang, S., Kim, E. S., Cao, Ch., Allen, T. D., Cooper, C. L., Lapierre, L. M. ... Woo, J.-M. (2017). Measurement Invariance of the Satisfaction With Life Scale Across 26 Countries. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 48(4), 560–576. <https://doi.org/10.1177/0022022117697844>
- Jöreskog, K. G. (1969). A General Approach to Confirmatory Maximum Likelihood Factor Analysis. *Psychometrika*, 34(2), 183–202. <https://doi.org/10.1007/BF02289343>
- Jovanović, V. (2017). Measurement Invariance of the Serbian Version of the Satisfaction With Life Scale Across Age, Gender, and Time. *European Journal of Psychological Assessment*, 35(4), 555–563. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000410>
- Keyes, C. L. M., Shmotkin, D. a Ryff, C. D. (2002). Optimizing Well-Being: The Empirical Encounter of Two Traditions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 1007–1022. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.6.1007>
- Kim, E. S., Cao, Ch., Wang, Y. a Nguyen, D. T. (2017). Measurement Invariance Testing with Many Groups: A Comparison of Five Approaches. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 24(4), 524–544. <https://doi.org/10.1080/10705511.2017.1304822>
- Kim, E. S. a Yoon, M. (2011). Testing Measurement Invariance: A Comparison of Multiple-group Categorical CFA and IRT. *Structural Equation Modeling*, 18(2), 212–228. <https://doi.org/10.1080/10705511.2011.557337>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (2. vyd.). The Guilford Press.
- Lee, S. Y. (2007). *Structural Equation Modeling: A Bayesian Approach*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/9780470024737>
- Lewis, C. A., Shevlin, M. E., Smékal, V. a Dorahy, M. J. (1999). Factor Structure and

- Reliability of a Czech Translation of the Satisfaction with Life Scale among Czech University Students. *Studia Psychologica*, 41(3), 239–244.
- Lucas, R. E., Diener, E. a Suh, E. (1996). Discriminant Validity of Well-Being Measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(3), 616–628. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.3.616>
- MacCallum, R. C., Wegener, D. T., Uchino, B. N. a Fabrigar, L. R. (1993). The Problem of Equivalent Models in Applications of Covariance Structure Analysis. *Psychological Bulletin*, 114(1), 185–199. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.114.1.185>
- Margolis, S., Schwitzgebel, E., Ozer, D. J. a Lyubomirsky, S. (2019). A New Measure of Life Satisfaction: The Riverside Life Satisfaction Scale. *Journal of Personality Assessment*, 101(6), 621–630. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1464457>
- Meredith, W. (1993). Measurement Invariance, Factor Analysis and Factorial Invariance. *Psychometrika*, 58(4), 525–543. <https://doi.org/10.1007/BF02294825>
- Muthén, B. a Asparouhov, T. (2012). Bayesian Structural Equation Modeling: A More Flexible Representation of Substantive Theory. *Psychological Methods*, 17(3), 313–235. <https://doi.org/10.1037/a0026802>
- Navrátil, M. a Lewis, Ch. A. (2006). Temporal Stability of the Czech Translation of the Satisfaction with Life Scale: Test-Retest Data over One Week. *Psychological Reports*, 98(3), 918–920. <https://doi.org/10.2466/pr0.98.3.918-920>
- Nima, A. A., Cloninger, K. M., Persson, B. N., Sikström, S. a Garcia, D. (2020). Validation of Subjective Well-Being Measures Using Item Response Theory. *Frontiers in Psychology*, 10, 3036. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.03036>
- O'Connor, B. P., Crawford, M. R. a Holder, M. D. (2015). An Item Response Theory Analysis of the Subjective Happiness Scale. *Social Indicators Research*, 124(1), 249–258. <https://doi.org/10.1007/s11205-014-0773-9>
- Oishi, S. (2006). The Concept of Life Satisfaction across Cultures: An IRT Analysis. *Journal of Research in Personality*, 40(4), 411–423. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2005.02.002>
- Pavot, W. a Diener, E. (1993). Review of the Satisfaction With Life Scale. *Psychological Assessment*, 5(2), 164–172. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.5.2.164>
- Pavot, W. a Diener, E. (2008). The Satisfaction With Life Scale and the Emerging Construct of Life Satisfaction. *The Journal of Positive Psychology*, 3(2), 137–152. <https://doi.org/10.1080/17439760701756946>
- Pavot, W., Diener, E., Colvin, C. R. a Sandvik, E. (1991). Further Validation of the Satisfaction With Life Scale: Evidence for the Cross-Method Convergence of Well-Being Measures. *Journal of Personality Assessment*, 57(1), 149–161. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5701_17
- Pavot, W., Diener, E. a Suh, E. (1998). The Temporal Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 70(2), 340–354. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa7002_11
- Pokropek, A., Schmidt, P. a Davidov, E. (2020). Choosing Priors in Bayesian Measurement Invariance Modeling: A Monte Carlo Simulation Study. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 27(5), 1–15. <https://doi.org/10.1080/10705511.2019.1703708>
- Raudenská, P. (2020). The Cross-Country and Cross-Time Measurement Invariance of Positive and Negative Affect Scales: Evidence from European Social Survey. *Social Science Research*, 86, 102369. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.102369>
- Raudenská, P. a Hanzlová, R. (2021). Nový přístup v testování ekvivalence na příkladu měření subjektivního blahobytu. *Sociální studia / Social Studies*, 18(1), 53–72. <https://doi.org/10.5817/SOC2021-1-53>
- Rutkowski, L. a Svetina, D. (2014). Assessing the Hypothesis of Measurement Invariance in the Context of Large-Scale International Surveys. *Educational and Psychological Measurement*, 74(1), 31–57. <https://doi.org/10.1177/0013164413498257>

- Rutkowski, L. a Svetina, D. (2017). Measurement Invariance in International Surveys: Categorical Indicators and Fit Measure Performance. *Applied Measurement in Education*, 30(1), 39–51. <https://doi.org/10.1080/08957347.2016.1243540>
- Samejima, F. (1969). Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores. *Psychometrika*, 34(4), 1–97. <https://doi.org/10.1007/BF03372160>
- Seddig, D. a Leitgöb, H. (2018). Approximate Measurement Invariance and Longitudinal Confirmatory Factor Analysis: Concept and Application with Panel Data. *Survey Research Methods*, 12(1), 29–41. <https://doi.org/10.18148/srm/2018.v12i1.7210>
- Schwarz, N. (1987). *Stimmung als Information Untersuchungen zum Einfluß von Stimmungen auf die Bewertung des eigenen Lebens*. Springer Verlag.
- Schwarz, N. a Clore, G. L. (1983). Mood, Misattribution, and Judgments of Well-Being: Informative and Directive Functions of Affective States. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45(3), 513–523. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.45.3.513>
- Schwarz, N. a Strack, F. (1991). Evaluating One's Life: A Judgment Model of Subjective Wellbeing. In F. Strack, M. Argyle a N. Schwarz (eds.), *Subjective Well-Being: An Interdisciplinary Perspective* (s. 27–48). Pergamon Press.
- Slocum-Gori, S. L., Zumbo, B. D., Michalos, A. C. a Diener, E. (2009). A Note on the Dimensionality of Quality of Life Scales: An Illustration with the Satisfaction with Life Scale (SWLS). *Social Indicators Research*, 92(3), 489–496. <https://doi.org/10.1007/s11205-008-9303-y>
- Steenkamp, J.-B. E. M. a Baumgartner, H. (1998). Assessing Measurement Invariance in Cross-National Consumer Research. *Journal of Consumer Research*, 25(1), 78–107. <https://doi.org/10.1086/209528>
- Steinmetz, H. (2018). Estimation and Comparison of Latent Means Across Cultures. In E. Davidov, P. Schmidt, J. Billiet a B. Meuleman (eds.), *Cross-Cultural Analysis: Methods and Applications* (s. 95–126). Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315537078-4>
- Van de Schoot, R., Kluytmans, A., Tummers, L., Lugtig, P., Hox, J. a Muthén, B. (2013). Facing off with Scylla and Charybdis: A Comparison of Scalar, Partial, and the Novel Possibility of Approximate Measurement Invariance. *Frontiers in Psychology*, 4. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2013.00770>
- Vandenberg, R. J. a Lance, Ch. E. (2000). A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Vassar, M. (2007). A Note on the Score Reliability for the Satisfaction With Life Scale: An RG Study. *Social Indicators Research*, 86(1), 47–57. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9113-7>
- Vittersø, J., Biswas-Diener, R. a Diener, E. (2005). The Divergent Meanings of Life Satisfaction: Item Response Modeling of the Satisfaction with Life Scale in Greenland and Norway. *Social Indicators Research*, 74(2), 327–348. <https://doi.org/10.1007/s11205-004-4644-7>
- West, S. G., Taylor, A. B. a Wu, W. (2012). Model Fit and Model Selection in Structural Equation Modeling. In R. H. Hoyle (ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling* (s. 209–231). The Guilford Press.
- Winter, S. D. a Depaoli, S. (2020). An Illustration of Bayesian Approximate Measurement Invariance with Longitudinal Data and a Small Sample Size. *International Journal of Behavioral Development*, 44(4), 371–382. <https://doi.org/10.1177/0165025419880610>
- Yuan, T., Honglei, Z., Xiao, X., Ge, W. a Xianting, C. (2021). Measuring Perceived Risk in Sharing Economy: A Classical Test Theory and Item Response Theory Approach.

International Journal of Hospitality Management, 96, 102980.

<https://doi.org/10.1016/j.ijhm.2021.102980>

Zercher, F., Schmidt, P., Cieciuch, J. a Davidov, E. (2015). The Comparability of the Universalism Value over Time and Across Countries in the European Social Survey: Exact vs. Approximate Measurement Invariance. *Frontiers in Psychology*, 6. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.00733>

Využití víceúrovňových modelů při analýze kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování v komparativních longitudinálních datech*

IVAN PETRÚŠEK**

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., Praha

The Use of Multilevel Models in Analysing Contextual Effects of Labour Force Participation Rate on Redistribution Support with Comparative Longitudinal Survey Data

Abstract: This article studies the links between a country's labour force participation rate and attitudes towards income redistribution. The article also demonstrates how to specify a multilevel model when analysing contextual effects and it presents several types of random effects structures and options for centering explanatory variables in comparative longitudinal survey data. The contextual effect is decomposed into longitudinal and cross-sectional components for time-varying contextual variables, such as the labour force participation rate. The analysis of redistribution support based on ESS data from 27 countries and nine rounds shows how fundamentally the mentioned properties can influence substantive conclusions. The analyses presented in this article do not provide any evidence for a link between redistribution support and the labour force participation rate. However, the hypothetical configurations of multilevel models presented here cover all possible substantive effects of the labour force participation rate. Contextual effects analysis may thus lead to highly unreliable results when a multilevel model fails to control for the compositional effects of individual-level predictors, when it does not specify random effects at the level to which a substantial variation of the outcome variable may be attributed, and when it does not distinguish between the longitudinal and cross-sectional effects of time-varying variables.

Keywords: multilevel models, contextual effects, redistribution support, random effects, centring variables, comparative longitudinal data

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2024, Vol. 60, No. 1: 67–93

<https://doi.org/10.13060/csr.2024.001>

* Práce na článku byla podpořena projektem Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy České republiky č. LTT20011, ESS-CZ LM2018139.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Ivan Petrušek, Ph.D., Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: ivan.petrusek@soc.cas.cz.

© Autor, Sociologický ústav AV ČR, v. v. i., 2024

Tento článek je publikován v režimu tzv. otevřeného přístupu k vědeckým informacím (Open Access), který je distribuován pod licencí Creative Commons CC BY-NC 4.0.

Data z opakovaných mezinárodních průřezových šetření, jakými jsou například *European Social Survey* (ESS) nebo *International Social Survey Programme* (ISSP), představují specifický typ dat. V rámci participujících zemí je v každé vlně dotazován vždy jiný výběrový soubor respondentů. Na úrovni respondentů se tedy nejedná o panel, ale o průřezová data. Na úrovni zemí se naopak jedná o panelová data, jelikož do opakovaných průřezových šetření se zapojují stejné země. Diskutovaný typ dat se tudíž na úrovni zemí vyznačuje současně komparativní a longitudinální dimenzí. Díky oběma dimenzím se tento typ dat označuje jako komparativní longitudinální data (*comparative longitudinal survey data*; Fairbrother, 2014; v dalším textu zkracováno jako CLSD).

S každou další vlnou dotazování v rámci mezinárodních průřezových šetření roste využitelnost těchto dat ke zkoumání kontextuálních efektů na postoje. V tomto článku konceptualizujeme kontextuální efekty jako efekty proměnných, které jsou měřeny na vyšších úrovních analýzy, na agregovanou úroveň postoje.¹ Konkrétně v článku zkoumáme, jestli souvisí agregovaná podpora přerozdělování příjmů a průměrná míra ekonomické aktivity v evropských zemích. Zároveň zkoumáme, jestli změny míry ekonomické aktivity v čase korelují s úrovní podpory přerozdělování uvnitř evropských zemí. Paralelně tedy zkoumáme průřezový a longitudinální efekt kontextuální proměnné. Literatura zkoumající postoje k přerozdělování dosud neanalyzovala souvislost podpory přerozdělování příjmů s podílem ekonomicky aktivních lidí na populaci v produktivním věku. Analýza kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na postoje k přerozdělování představuje primární cíl a zároveň hlavní věcný příspěvek tohoto textu.

Sekundárním cílem článku je demonstrovat, jak odpovídajícím způsobem specifikovat víceúrovňový model v situaci, kdy analyzujeme kontextuální efekty za použití CLSD. Při specifikování modelu je potřeba definovat příslušnou strukturu náhodných efektů, zohlednit kompoziční efekty, tzn. rozdíly mezi shluky z hlediska jejich vnitřní struktury (např. podle věku, vzdělání atd.) a také zvážit, jestli analyzovaná kontextuální proměnná vyšší úrovně může ovlivňovat zkoumaný postoj jak longitudinálně, tak průřezově. Výsledky analýz kontextuálních efektů prezentované v tomto článku ukazují, že některé nevhodné specifikace modelu mohou vést ke zcela neodůvodněným věcným závěrům. Odpovídající specifikace víceúrovňového modelu přitom neprokazují, že míra ekonomické aktivity souvisí s podporou přerozdělování příjmů. Průřezový ani longitudinální efekt míry ekonomické aktivity na agregovanou podporu přerozdělování není při kontrole kompozičních efektů a efektů dalších kontextuálních proměnných statisticky významný.

V článku jsou nejdříve formulovány dvě hypotézy ohledně souvislostí mezi mírou ekonomické aktivity a postoji k přerozdělování. Následně jsou představeny dvě klasifikace kontextuálních vysvětlujících proměnných, které popisují

¹ Termín kontextuální efekt v článku nepoužíváme v kauzálním smyslu, ale ve smyslu statistické asociace/korelace.

charakteristiky shluků vyšších úrovní. Potom je diskutována problematika centrování vysvětlujících proměnných individuální a vyšších úrovní, když je cílem analýzy zkoumání kontextuálních efektů. Dále je představeno sedm typů modelů náhodných efektů, které při analýze CLSD teoreticky přichází v úvahu. Analytická část začíná explorační analýzou souvislostí míry ekonomické aktivity s postoji k přerozdělování, následně aplikuje sedm typů modelů při zkoumání kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity. Zároveň zkoumá roli kompozičních efektů a longitudinální vs. průřezové efekty kontextuálních proměnných úrovně země-rok, a jakým způsobem tyto faktory ovlivňují věcné závěry ohledně kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity. Závěr shrnuje klíčová věcná zjištění, zmiňuje omezení článku a rizika nevhodného nastavení analýzy kontextuálních efektů.

Hypotézy ohledně kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování příjmů

Míra ekonomické aktivity představuje podíl ekonomicky aktivních lidí (pracovní síly) na populaci v produktivním věku 15–64 let. Mezi ekonomicky aktivní se řadí lidé v produktivním věku, kteří vykonávají pracovní činnost za mzdu nebo zisk alespoň jednu hodinu týdně, a nezaměstnaní, kteří aktivně hledají zaměstnání (OECD, 2023). Naopak mezi ekonomicky neaktivní v produktivním věku patří nezaměstnaní, kteří si práci aktivně nehledají, invalidní důchodci, důchodci, lidé v domácnosti, rodiče na mateřské/otcovské dovolené a studenti.

Asociace mezi postoji k přerozdělování a mírou ekonomické aktivity nebyly dosud podrobně zkoumány. VanHeuvelen (2017) zahrnuje do svých analýz jako kontrolní proměnnou míru ekonomické aktivity žen, ale věcné výsledky nediskutuje. Odhady odpovídajících koeficientů indikují (viz VanHeuvelen, 2017, s. 54, 55), že vyšší míra ekonomické aktivity žen je *ceteris paribus* asociována s nižší celkovou podporou přerozdělování příjmů. VanHeuvelen nerozlišuje mezi potenciálními průřezovými a longitudinálními efekty míry ekonomické aktivity žen. Svallfors (1997) využívá míru ekonomické aktivity a míru ekonomické aktivity žen k popisu trhu práce v osmi zemích. Ačkoli přímo nediskutuje souvislost mezi oběma proměnnými a agregovanou podporou přerozdělování, prezentovaná data indikují negativní korelace obou kontextuálních proměnných s podporou přerozdělování napříč zeměmi.

Míra ekonomické aktivity, jako důležitý ekonomický ukazatel stavu trhu práce, se skládá ze strukturální, trendové a cyklické složky (Aaronson et al., 2014). Strukturální složka zachycuje dlouhodobé faktory jako demografie země, společenské normy ohledně účasti na trhu práce a sociálních rolí, politiky regulující pracovní trh a celkové nastavení sociálního státu. Trendová složka zachycuje postupné změny účasti na pracovním trhu, které nejsou způsobeny ekonomickým cyklem, ale změnami strukturálních faktorů (Aaronson et al., 2014). Trendy

mohou být způsobeny změnou demografické struktury, sociálními politikami a změnou společenských norem. Nakonec cyklická složka je svázána s ekonomickým cyklem a reflektuje krátkodobé výkyvy ekonomické aktivity kolem dlouhodobého trendu. V období ekonomické recese, kdy se na pracovním trhu snižuje agregovaná poptávka po pracovní síle, část lidí opouští pracovní sílu a stává se ekonomicky neaktivní, čímž klesá míra ekonomické aktivity (Duval et al., 2011). Další skupiny neaktivních lidí (studenti, matky pečující o děti) při ekonomickém poklesu oddalují nástup/návrat k ekonomické aktivitě (IMF, 2018). Naopak v čase ekonomického růstu vznikají incentive k tomu, aby se ekonomicky neaktivní lidé vrátili nebo nastoupili na pracovní trh, čímž roste míra ekonomické aktivity.

Evropské země se významným způsobem dlouhodobě liší v mírách ekonomické aktivity (Balleer et al., 2014). Očekáváme, že tyto strukturální rozdíly mezi zeměmi se projeví také v dlouhodobé podpoře přerozdělování příjmů napříč zeměmi. Pokud v zemi existuje větší podíl obyvatel v produktivním věku, kteří nezískávají příjem ekonomickou aktivitou, tak je větší podíl lidí odkázán na získávání příjmu z jiných zdrojů (sociální stát, rodina, šedá ekonomika). V zemích s nízkými podíly ekonomicky aktivních lidí tudíž existuje značný podíl těch, kteří benefitují z přerozdělovacích politik státu, jež poskytují náhradu neexistujících tržních příjmů. Ekonomicky neaktivní lidé kvůli vlastnímu zájmu obecně podporují přerozdělování více než ekonomicky aktivní (zejména aktivní s tržním příjmem). Vzhledem k těmto skutečnostem očekáváme *negativní průřezový vztah* mezi mírou ekonomické aktivity a agregovanou podporou přerozdělování napříč zeměmi. První hypotéza tedy předpokládá, že země s vyššími průměrnými mírami ekonomické aktivity mají nižší agregovanou podporu přerozdělování příjmů.

Na základě modelu makrospolečnosti (Erikson et al., 2002) a termostatického modelu veřejného mínění (Soroka a Wlezien, 2010) očekáváme, že také trendová a cyklická složka míry ekonomické aktivity koreluje s agregovanou podporou přerozdělování v čase. Pokud například v některých zemích dochází v dlouhodobějším časovém horizontu k nárůstu míry ekonomické aktivity, klesá podíl lidí benefitujících z vládního přerozdělování, a tudíž by také v čase měla klesat podpora přerozdělování. Obdobně cyklická složka, kdy ekonomické recese jsou spojeny s poklesem ekonomické aktivity a nárůstem podílu lidí alespoň částečně závislých na sociálním státu, by měla korelovat s agregovanou podporou přerozdělování v čase. Očekáváme tudíž *negativní longitudinální vztah* mezi mírou ekonomické aktivity a agregovanou podporou přerozdělování. Druhá hypotéza předpokládá, že nárůst míry ekonomické aktivity v čase je asociován s poklesem podpory přerozdělování příjmů.

Kontextuální proměnné na vyšších úrovních CLSD

Tato sekce představuje dvě klasifikace kontextuálních vysvětlujících proměnných. První rozlišuje, jestli kontextuální proměnná vznikla agregováním hodnot z nižších úrovní. Druhá klasifikace rozlišuje úroveň CLSD, kterou kontextuál-

ní proměnná popisuje. Postavení analyzovaných kontextuálních proměnných v rámci těchto klasifikací víceméně předurčuje, na které úrovni CLSD je potřeba ve víceúrovňovém modelu specifikovat náhodný efekt a také věcnou interpretaci odhadu koeficientu u kontextuálních proměnných.

Proměnné popisující kontext na vyšších úrovních mohou být buď primární, nebo agregované (Andreš et al., 2019, s. 7). Primární kontextuální proměnné, někdy označované také jako globální proměnné, popisují nějakou vlastnost, která se vztahuje přímo na vyšší úroveň analýzy, a tuto vlastnost má smysl používat pouze na této úrovni analýzy. Hodnoty primárních proměnných tudíž nelze disagregovat do nižších úrovní. Příkladem primární proměnné na úrovni zemí je režim sociálního státu.

Agregované kontextuální proměnné vznikly agregováním hodnot proměnných měřených na nižších úrovních, a tudíž se na vyšší úrovni jedná o odvozené proměnné. Příkladem agregované proměnné na úrovni zemí je míra ekonomické aktivity. Při testování kontextuálních teorií a hypotéz na CLSD se často zajímáme o kontextuální efekty proměnných, které buď vůbec nelze agregovat na vyšší úroveň z dat za individuální respondenty (např. příjmové nerovnosti v zemi), případně je nelze agregovat spolehlivě (např. míra ekonomické aktivity). Pokud agregování z individuálních dat není možné, je potřeba využít externí zdroj dat a hodnoty kontextuálních proměnných sloučit s individuálními CLSD.

Druhou důležitou charakteristikou kontextuálních proměnných je úroveň, na kterou se kontextuální proměnná vztahuje. V rámci analýzy, která nerozlišuje územní celky nižší úrovně než celé země, lze uvažovat o třech úrovních: země (A), roky, resp. vlny šetření (B) a země-roky (C). Definičním kritériem úrovně, kterou kontextuální proměnná popisuje, představuje skutečnost, že kontextuální proměnná příslušné úrovně je konstantní uvnitř jednotlivých shluků na této úrovni (Schmidt-Catran a Fairbrother, 2016).

Příkladem kontextuální proměnné, která popisuje vlastnost na úrovni zemí (A), je režim sociálního státu. Jedná se o proměnnou, která je uvnitř zemí v čase konstantní (*time-invariant*), resp. její hodnota se uvnitř zemí nemění v časovém horizontu, který pokrývají CLSD. Příkladem kontextuální proměnné vztahující se na úroveň roků nebo vln šetření (B) jsou události typu Velká recese a pandemie covidu-19. Jedná se o proměnné, které jsou uvnitř let/vln šetření konstantní napříč zeměmi. Proměnné vztahující se na úroveň země-rok (C)² jsou kontextuální proměnné, jež jsou konstantní uvnitř země v rámci jedné vlny šetření, ale napříč vlnami se jejich hodnoty v rámci zemí liší, nebo se alespoň mohou lišit. Příkladem těchto v čase se měnících (*time-varying*) kontextuálních proměnných je míra ekonomické aktivity v zemi.

² V angličtině se pro země-rok nejčastěji používá termín *country-year* (Fairbrother, 2014; Schmidt-Catran a Fairbrother, 2016; Schmidt-Catran et al., 2019), někdy také *country-wave* (Fairbrother, 2014).

Proměnné měřené na úrovni země-rok jsou z hlediska zkoumání kontextuálních efektů nejkompaktnější. Tyto proměnné totiž mohou v CLSD vysvětlovat jak rozdíly mezi zeměmi (jedná se o tzv. *between-country effect*, značeno BCE), tak vývoj uvnitř zemí v čase (tzv. *within-country effect*, značeno WCE). Průřezový (BCE) a longitudinální (WCE) efekt kontextuální proměnné nemusí mít stejný směr ani velikost (Fairbrother, 2014). Průřezové rozdíly mezi zeměmi indikují existenci strukturálních odlišností mezi zeměmi, které mohou vést k dlouhodobě stabilním rozdílům v agregované úrovni analyzovaného postoj. Právě k tomuto typu efektu se vztahuje naše první hypotéza. Vývoj kontextuální proměnné v čase měří trend nebo cykličnost kontextuální proměnné a tím vysvětluje, jak změny v hodnotách kontextuální proměnné v čase uvnitř zemí ovlivňují analyzovaný postoj. Naše druhá hypotéza se týká tohoto typu efektu.

Centrování vysvětlujících proměnných při zkoumání kontextuálních efektů

Hypotézy analyzované v tomto článku předpokládají průřezový a longitudinální efekt míry ekonomické aktivity na postoje k přerozdělování. Míra ekonomické aktivity je měřena na úrovni země-rok a v této původní podobě validně neměří ani jeden z analyzovaných efektů. Abychom mohli současně zkoumat oba efekty míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování, tak z původní proměnné musíme vytvořit dvě odvozené proměnné na úrovních země-rok a země. K vytvoření odvozených proměnných využijeme centrování, u kterého se před odhadem parametrů víceúrovňového modelu od hodnot vysvětlujících proměnných odečtou průměry.

Existují dva přístupy k centrování vysvětlujících proměnných ve víceúrovňových modelech. Centrování podle celkového průměru (*grand mean centering*) odečte od všech pozorovaných hodnot vysvětlující proměnné celkový průměr této proměnné, jenž byl vypočten bez ohledu na skupiny/shluky, do nichž případy patří. Například pokud podle celkového průměru centrujeme věk respondentů v datech za 27 zemí a devět vln ESS, vypočítáme průměrný věk v celém datovém souboru a od všech pozorovaných hodnot proměnné věk odečteme vypočítaný průměr. Tímto způsobem centrovaná vysvětlující proměnná obsahuje jak variabilitu uvnitř shluků, tak variabilitu mezi shluky. Kvůli variabilitě mezi shluky může vysvětlující proměnná centrovaná podle celkového průměru korelovat s vysvětlujícími proměnnými vyšších úrovní (Enders, 2013, s. 92–93) a vysvětlovat rozptyl na vyšších úrovních.

Centrování podle skupinových průměrů (*group mean centering* nebo *centering within clusters*, značeno CWC) odečte od všech pozorovaných hodnot vysvětlující proměnné uvnitř shluku průměr této vysvětlující proměnné uvnitř daného shluku, přičemž tento postup je aplikován zvlášť na všechny shluky v datech. Pokud centrujeme věk respondentů v datech ESS podle skupinových průměrů, tak pro každý shluk určený zemí a vlnou šetření vypočítáme průměrný věk a následně od individuálních hodnot věku respondentů patřících do daného shluku

odečteme příslušný skupinový průměr. Takto centrovaná vysvětlující proměnná obsahuje variabilitu pouze uvnitř shluků (Enders, 2013, s. 92–93), a tudíž nemůže vysvětlovat rozptyl na vyšších úrovních.

Při zkoumání kontextuálních efektů na CLSD přichází v úvahu centrování proměnných na různých úrovních analýzy. Lze centrovat proměnné, které se vztahují na úroveň individuálních respondentů i proměnné z externích datových zdrojů, které popisují vlastnosti vyšších úrovní. Vzhledem k počtu možných úrovní, způsobů (ne)centrování, zařazování průměrů centrováných proměnných na vyšší úrovní analýzy a konfigurací náhodných efektů existuje značné množství potenciálních kombinací, jestli a jak při víceúrovňových modelech centrovat vysvětlující proměnné. Zaměříme se na dvě klíčové otázky, které zredukují počet možných strategií a jsou uplatnitelné při zkoumání kontextuálních efektů na CLSD. Platí přitom obecné pravidlo, že konkrétní zvolená kombinace (ne)centrování by měla vycházet z věcné výzkumné otázky, kterou chceme víceúrovňovým modelem zkoumat (Brincks et al., 2017; Enders a Tofighi, 2007; Hox et al., 2017, s. 52).

První klíčovou otázkou je, jestli a jakým způsobem centrovat proměnné na individuální úrovni. V případě centrování vysvětlujících proměnných podle průměrů uvnitř skupin nemohou tyto proměnné vysvětlovat žádný rozptyl závisle proměnné na vyšších úrovních. Průměry individuálních proměnných centrováných uvnitř skupin budou na vyšších úrovních z definice vždy nulové (Enders a Tofighi, 2007, s. 127). Pokud tedy skupinové průměry, podle nichž byly centrovány vysvětlující proměnné individuální úrovně uvnitř skupin, nejsou vysvětlujícími proměnnými na vyšší úrovni, tak odpovídající víceúrovňový model vůbec nezohledňuje kompoziční efekty.

Kompoziční efekt (*compositional effect*) představuje efekt, který vysvětluje rozdíly mezi shluky (tzn. rozptyl na vyšší úrovni) prostřednictvím rozdílné kompozice shluků z hlediska zahrnutých vysvětlujících proměnných na individuální úrovni (Schmidt-Catran et al., 2019, s. 104–105). Například rozdíly mezi zeměmi v náhodných konstantách mohou být způsobeny rozdíly v kompozici obyvatel těchto zemí (např. podílu lidí s vysokoškolským vzděláním, průměrným věkem atd.). Kontextuální efekt na závisle proměnnou lze zkoumat až po zohlednění kompozičních efektů (Schmidt-Catran et al., 2019, s. 105). Pokud tedy cílem analýzy jsou kontextuální efekty proměnných vyšších úrovní, tak kvůli nezohledňování kompozičních efektů není centrování podle skupinových průměrů vhodné. Případným zařazením agregovaných hodnot individuálních proměnných (tzn. průměrů uvnitř shluků) na vyšší úroveň bychom sice při centrováných individuálních vysvětlujících proměnných kontrolovali také kompoziční efekty,³

³ Pro tuto situaci bývá kompoziční efekt proměnné individuální úrovně definován jako rozdíl efektu skupinových průměrů příslušné vysvětlující proměnné mezi skupinami a efektem centrované vysvětlující proměnné uvnitř skupin ($\beta_{\text{kompoziční}} = \beta_{\text{mezi}} - \beta_{\text{uvnitř}}$) (Raudenbush a Bryk, 2002, s. 139–140).

ale na úrovni zemí bychom relativně rychle přicházeli o stupně volnosti pro odhad kontextuálních efektů proměnných získaných z externích dat.

Protože primárním cílem tohoto článku je zkoumání kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity, tak vysvětlující proměnné individuální úrovně by neměly být centrovány uvnitř skupin. V analytické části článku demonstrujeme, že pokud jsou prediktory individuální úrovně centrovány uvnitř skupin, tak získáváme větší bodové odhady kontextuálního efektu míry ekonomické aktivity. Nekontrolování kompozičních efektů tedy vede k vychýleným odhadům kontextuálních efektů.

Druhou klíčovou otázkou je, jestli a jakým způsobem centrovat kontextuální proměnné získané z externích datových zdrojů na vyšších úrovních. U této otázky je nejdůležitější zohlednit, na kterou z vyšších úrovní se kontextuální proměnná vztahuje. Jelikož vysvětlující kontextuální proměnné z externích zdrojů, které se vztahují výhradně na roky šetření, bývají v praxi výjimečné, věnujeme pozornost pouze proměnným na úrovni země a země-rok.

Pokud se kontextuální proměnná vztahuje na země jako nejvyšší úroveň analýzy, centrování podle skupinových průměrů není technicky možné. Centrování podle celkového průměru nedává u kategoriálních proměnných smysl. Z kategoriálních proměnné je vhodné vytvořit sadu indikátorových proměnných (*dummy variables*), které budou zastávat roli vysvětlujících proměnných na nejvyšší úrovni. V tomto článku tímto způsobem pracujeme s režimy sociálního státu. U kardinálních vysvětlujících proměnných na úrovni zemí je nejvhodnější pracovat s původními hodnotami. Koeficient u takovéto proměnné indikuje očekávaný rozdíl v hodnotě náhodné konstanty mezi zeměmi, které se liší o jednotku na stupnici kardinální kontextuální proměnné. Koeficient u kontextuální proměnné centrované podle celkového průměru má stejnou věcnou interpretaci. Mění se pouze interpretace konstanty modelu, která představuje očekávanou hodnotu závisle proměnné pro průměrnou zemi, zatímco v případě necentrování představuje očekávanou hodnotu závisle proměnné pro zemi s nulovou hodnotou kontextuální vysvětlující proměnné.

Pokud se kontextuální proměnná vztahuje na úroveň země-rok, jako je tomu v případě míry ekonomické aktivity, tak je při zkoumání kontextuálních efektů doporučeno kontextuální proměnnou centrovat podle skupinových průměrů a průměrné hodnoty kontextuální proměnné uvnitř zemí využívat jako vysvětlující proměnnou na úrovni zemí. Tento přístup detailně zdůvodňuje Fairbrother (2014). Nejdříve se tedy v každé zemi vypočítá průměr kontextuální proměnné ($\bar{Z}_z$) z dostupných pozorování kontextuální proměnné uvnitř země ($\bar{Z}_z = \frac{\sum_{i=1}^t Z_{zr}}{t}$, kde t představuje počet dostupných let uvnitř země). Následně se pro každý dostupný rok v dané zemi odečte od pozorované hodnoty kontextuální proměnné průměr za zemi ($Z_{zrCWC} = Z_{zr} - \bar{Z}_z$), čímž vznikne vysvětlující proměnná centrovaná podle skupinových průměrů. Centrovaná proměnná (Z_{zrCWC}) bude plnit funkci vysvětlující proměnné na úrovni země-rok a věcně bude měřit longitudinální vztah mezi kontextuální proměnnou a závisle proměnnou. Prů-

měry kontextuální proměnné ($\bar{Z}_z$) budou plnit funkci vysvětlující proměnné na úrovni země a věcně budou měřit průřezový vztah mezi kontextuální proměnnou a závisle proměnnou. Obě proměnné odvozené od původní kontextuální proměnné jsou ortogonální, což umožňuje paralelně odhadovat efekt původní proměnné uvnitř zemí a mezi zeměmi (Fairbrother, 2014, s. 124).

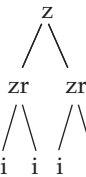
Pokud bychom kontextuální proměnnou vztahující se na úroveň země-rok necentrovali a umístili ji jako vysvětlující proměnnou na úroveň země-rok, získali bychom odhad jednoho regresního koeficientu. Tento koeficient by představoval vážený průměr efektu kontextuální proměnné mezi zeměmi a efektu uvnitř zemí (Raudenbush a Bryk, 2002, s. 138–139). V situaci, kdy se tyto efekty liší, tudíž získaný odhad regresního koeficientu nemá jasnou interpretaci a je vychýleným odhadem obou efektů. Centrování kontextuální proměnné úrovně země-rok podle celkového průměru diskutovaný problém neřeší (Raudenbush a Bryk, 2002, s. 139), protože takto centrovaná proměnná obsahuje variabilitu mezi zeměmi a uvnitř zemí.

Náhodné efekty ve víceúrovňových modelech na CLSD

Jednou z hlavních motivací pro používání víceúrovňových modelů je zohlednění příslušnosti případů nižší úrovně do shluků. Při odhadování víceúrovňových modelů se musí statistickému softwaru explicitně určit, které typy shluků má zohledňovat. Jinými slovy, je potřeba zadat vymezující proměnnou nebo vymezující proměnné, které příslušnost případů nižších úrovní do shluků definují. Víceúrovňové modely umožňují v rámci jednotlivých typů shluků specifikovat náhodné konstanty nebo náhodné směrnice. Pokud zvolíme tuto možnost, tak je konstanta nebo směrnice uvažována jako náhodná proměnná a víceúrovňový model odhaduje parametry pravděpodobnostního rozdělení této náhodné proměnné. Místo odhadování parametrů uvnitř shluků (tzv. fixních efektů, kdy odhadujeme hodnotu konstanty/směrnice pro každý shluk v datech) se odhaduje očekávaná hodnota a rozptyl pravděpodobnostního rozdělení konstanty/směrnice (tzv. náhodné efekty) (Bates et al., 2015, s. 6–7; Gill a Womack, 2013, s. 7–8).

Kvůli analyzovaným hypotézám ohledně kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování v textu diskutujeme pouze náhodné konstanty. Zaměření pouze na náhodné konstanty implikuje, že kontextuální efekty proměnných vyšších úrovní vysvětlují variabilitu konstant napříč shluky příslušné úrovně analýzy. V článku tedy zkoumáme, jestli a jakým způsobem korelují náhodné konstanty s kontextuálními proměnnými, které popisují vlastnosti shluků. Začlenění náhodných směrnic pro některé z vysvětlujících proměnných individuální úrovně do víceúrovňového modelu a následné vysvětlování náhodných směrnic prostřednictvím interakcí příslušných proměnných individuální úrovně s kontextuálními proměnnými představují následující kroky, jak rozšířit v tomto článku diskutované modely.

Tabulka 1. Typologie náhodných efektů ve víceúrovňových modelech na CLSD

Náhodné efekty	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E	Model F	Model G
Země (z)		x		x	x	x	
Rok (r)			x		x	x	x
Země-rok (zr)	x		x	x		x	
Ilustrace struktury							

Zdroj: Tabulka byla převzata dle Schmidt-Catran a Fairbrother (2016, s. 25) a rozšířena o model G.

Poznámky: Index i zastupuje individuální úroveň (tzn. respondenty). Tříúrovňové modely C a D obsahují vsazené náhodné efekty. Modely E a F obsahují křížené náhodné efekty.

V této sekci postupně představíme sedm možných konfigurací náhodných efektů při analýze CLSD. Vycházíme přitom z článku Schmidt-Catrana a Fairbrothera (2016), od nichž přejímáme označení jednotlivých typů modelů (tzn. model A až model F), které rozšiřujeme o poslední možný typ (model G). Tabulka 1 shrnuje typologii diskutovaných struktur náhodných efektů.⁴ Typy modelů se liší podle způsobu kombinování náhodných efektů na vyšších úrovních analýzy. Pro jednodušší představu v této sekci uvažujme, že pracujeme s 15 zeměmi, které se zúčastnily 10 vln ESS (celkem tedy 150 země-roků). Při popisování jednotlivých typů struktur náhodných efektů zohledňujeme primárně zkoumání kontextuálních efektů proměnných, které se vztahují na úroveň země a země-rok.

Model A má dvě úrovně. Individuální respondenti jsou rozčleněni do 150 země-roků. Tento model nepovažuje opakovaná pozorování zemí v čase za kontexty, které jsou vnořené do zemí. Tudíž model předpokládá, že čeští respondenti z let 2002 a 2004 si nejsou v průměru více podobní než například čeští respondenti z roku 2002 a portugalské respondenty z roku 2002. Dále model nesprávně předpokládá, že se kontextuální proměnné úrovně země vztahují na úroveň země-rok. Tudíž dochází k umělému navýšení počtu stupňů volnosti pro koeficienty zkoumající efekt proměnné na úrovni zemí.

⁴ Příloha 1 formalizuje statistickou notaci sedmi typů modelů náhodných efektů (příloha je dostupná online na <https://doi.org/10.13060/csr.2024.001>).

Model B má dvě úrovně, přičemž vyšší úroveň představují země (15 shluků). Tento model předpokládá, že libovolný český respondent z roku 2002 má v průměru stejně blízko jak k libovolenému českému respondentovi v roce 2004, tak k libovolenému českému respondentovi v roce 2021. Dále model nesprávně předpokládá, že se kontextuální proměnné úrovně země-rok vztahují na individuální úroveň, a tudíž koeficienty odpovídajících fixních efektů mají desetitisíce stupňů volnosti (i když reálně je možné na úrovni země-rok odhadovat maximálně 150 parametrů).

Model C má tři hierarchické úrovně. Individuální respondenti jsou vsazeni do země-roků a země-roky jsou vsazeny do roků. Model C má tedy na střední úrovni 150 shluků a na nejvyšší úrovni 10 shluků. Model předpokládá, že respondenti z jedné vlny opakovaného šetření (bez ohledu na zemi) si budou obecně podobnější než respondenti napříč vlnami. Počet stupňů volnosti u kontextuálních proměnných vztahujících se na úroveň země-rok odpovídá skutečnosti. Model C ale u kontextuálních proměnných úrovně země nesprávně předpokládá, že se jedná o v čase měnící se kontextuální proměnné, a tím nadhodnocuje stupně volnosti u těchto v čase konstantních proměnných.

Model D má tři hierarchické úrovně. Individuální respondenti jsou vsazeni do země-roků a země-roky jsou vsazeny do zemí. Model D obsahuje na střední úrovni 150 shluků a na nejvyšší úrovni 15 shluků. Tento model předpokládá, že respondenti z jedné země opakovaného šetření si budou obecně podobnější než respondenti napříč zeměmi. Počty stupňů volnosti u kontextuálních proměnných, které se vztahují na úroveň země-rok a na úroveň země odpovídají skutečnosti.

Model E klasifikuje individuální respondenty do kříže (viz příslušnou ilustraci v Tabulce 1), jelikož respondenti jsou současně roztrženi do kombinací zemí a let. Ve srovnání s dvěma předcházejícími modely se nejedná o vsazené náhodné efekty, ale o křížené náhodné efekty. Model E předpokládá, že dva respondenti z jedné vlny šetření jsou si pravděpodobně podobnější než dva respondenti z různých vln. Model zároveň předpokládá, že dva respondenti z jedné země jsou si pravděpodobně podobnější než dva respondenti z různých zemí. Uvnitř jedné vlny ale model nepředpokládá, že respondenti ze stejné země jsou si podobnější než respondenti napříč zeměmi. Obdobně model E uvnitř jedné země nepředpokládá, že respondenti ze stejné vlny jsou si podobnější než respondenti napříč vlnami (Schmidt-Catran a Fairbrother, 2016, s. 25). Počty stupňů volnosti koeficientů kontextuálních proměnných vztahujících se na úroveň země a let šetření jsou v pořádku. Model E však nadhodnocuje počty stupňů volnosti u fixních efektů kontextuálních proměnných, které se vztahují na úroveň země-rok, protože tyto vysvětlující proměnné považuje za proměnné individuální úrovně.

Tabulka 1 demonstruje, že model F se vyznačuje nekomplexnější strukturou náhodných efektů. Tento plný model obsahuje náhodné efekty pro všechny tři úrovně, na nichž lze modelovat efekty kontextuálních proměnných: země (15), roky (10) a země-roky (150). Model F tudíž považuje země-roky za výsledek křížení zemí a let na střední úrovni, přičemž země a roky paralelně tvoří nejvyšší

úroveň tříúrovňového modelu s kříženými náhodnými efekty. Individuální respondenti jsou tedy správně rozčleněni do 150 země-roků, což eliminuje nedostatky diskutované u modelu E. Jelikož model F postihuje všechny potenciálně možné statistické závislosti ve struktuře CLSD, tak stupně volnosti pro kontextuální proměnné všech tří úrovní odpovídají skutečnosti.

Nakonec model G má dvě úrovně. Individuální respondenti jsou rozčleněni do 10 roků. Tento model předpokládá, že například čeští respondenti z roku 2002 a portugalské respondenty z roku 2002 jsou si v průměru více podobní než čeští respondenti z let 2002 a 2004. U posledního typu modelu lze odpovídajícím způsobem modelovat pouze efekty kontextuálních proměnných, které se vztahují na úroveň let. Specifikace náhodných efektů u modelu G nesprávně předpokládá, že se kontextuální proměnné země a úroveň země-rok vztahují na individuální úroveň. Koeficienty u odpovídajících fixních efektů kontextuálních proměnných těchto dvou úrovní proto mají typicky desetitisíce stupňů volnosti.

Většina z výše představených modelů náhodných efektů má z hlediska zkoumání kontextuálních efektů na CLSD nevýhody. Podle jakých kritérií tedy zvolit nejvhodnější konfiguraci náhodných efektů? Obecně lze při volbě typu modelu doporučit sledování dvou kritérií: podíl rozptylu závisle proměnné, který lze připsat dané úrovni CLSD, a úroveň, na kterou se analyzované kontextuální proměnné vztahují (Schmidt-Catran et al., 2019, s. 113).

Pokud na příslušnou úroveň dat nepřipadá vůbec žádný rozptyl vysvětlované proměnné, tak na této úrovni není potřeba ve víceúrovňovém modelu zahrnout náhodný efekt. K měření podílu celkového rozptylu závisle proměnné, který připadá na rozdíly mezi shluky vyšší úrovně/úrovní, se používá koeficient vnitrotřídní korelace (*intraclass correlation coefficient*, značeno ICC) (Hox et al., 2017, s. 12–13; Rabe-Hesketh a Skrondal, 2012, s. 80–81). Když se hodnota ICC na příslušné úrovni rovná nule, potom na této úrovni není žádný rozptyl, který by se dal vysvětlit kontextuální proměnnou na této úrovni.

Náhodné efekty musí respektovat úroveň měření kontextuálních proměnných, které do víceúrovňového modelu vstupují jako vysvětlující proměnné (Schmidt-Catran a Fairbrother, 2016, s. 24). Kdybychom nerespektovali toto pravidlo, tak by kontextuální proměnná úroveň bez náhodné konstanty byla víceúrovňovým modelem automaticky brána jako vysvětlující proměnná na nižší úrovni. Tento aspekt modelu je nevhodný konceptuálně i statisticky. Počet stupňů volnosti u koeficientu tímto způsobem nesprávně specifikované kontextuální proměnné je výrazně vyšší, a tudíž je nižší směrodatná chyba odhadu tohoto koeficientu.

Analýza kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování příjmů

Data

Při zkoumání efektů kontextuálních proměnných na podporu přerozdělování příjmů v Evropě využíváme data z prvních devíti vln ESS za 27 zemí, které se zúčastnily alespoň čtyř vln. Vysvětlovanou proměnnou měříme prostřednictvím míry souhlasu s výrokem: „*Vláda by měla přijmout opatření, která by snižovala rozdíly v příjmech.*“ Hodnoty vysvětlované proměnné jsou z intervalu od 0 (respondent rozhodně nesouhlasí s výrokem) do 4 (respondent rozhodně souhlasí s výrokem). Vyšší hodnoty vysvětlované proměnné tedy indikují vyšší podporu přerozdělování příjmů. V článku pracujeme se závisle proměnnou jako s kardinální proměnnou, a tudíž počítáme lineární víceúrovňové modely. Kódování a popisné statistiky vysvětlujících proměnných měřených na individuální úrovni obsahuje online příloha 2.

Analýza kontextuálních efektů obsahuje celkem šest kontextuálních proměnných, které byly získány z externích zdrojů a sloučeny s daty ESS (viz online příloha 3). Čtyři proměnné (míra ekonomické aktivity, vládní sociální výdaje, HDP na obyvatele a Giniho koeficient příjmových nerovností) se vztahují na úroveň země-rok a dvě proměnné na úroveň země (indikátorové proměnné pro liberální a středozemní režim sociálního státu).⁵

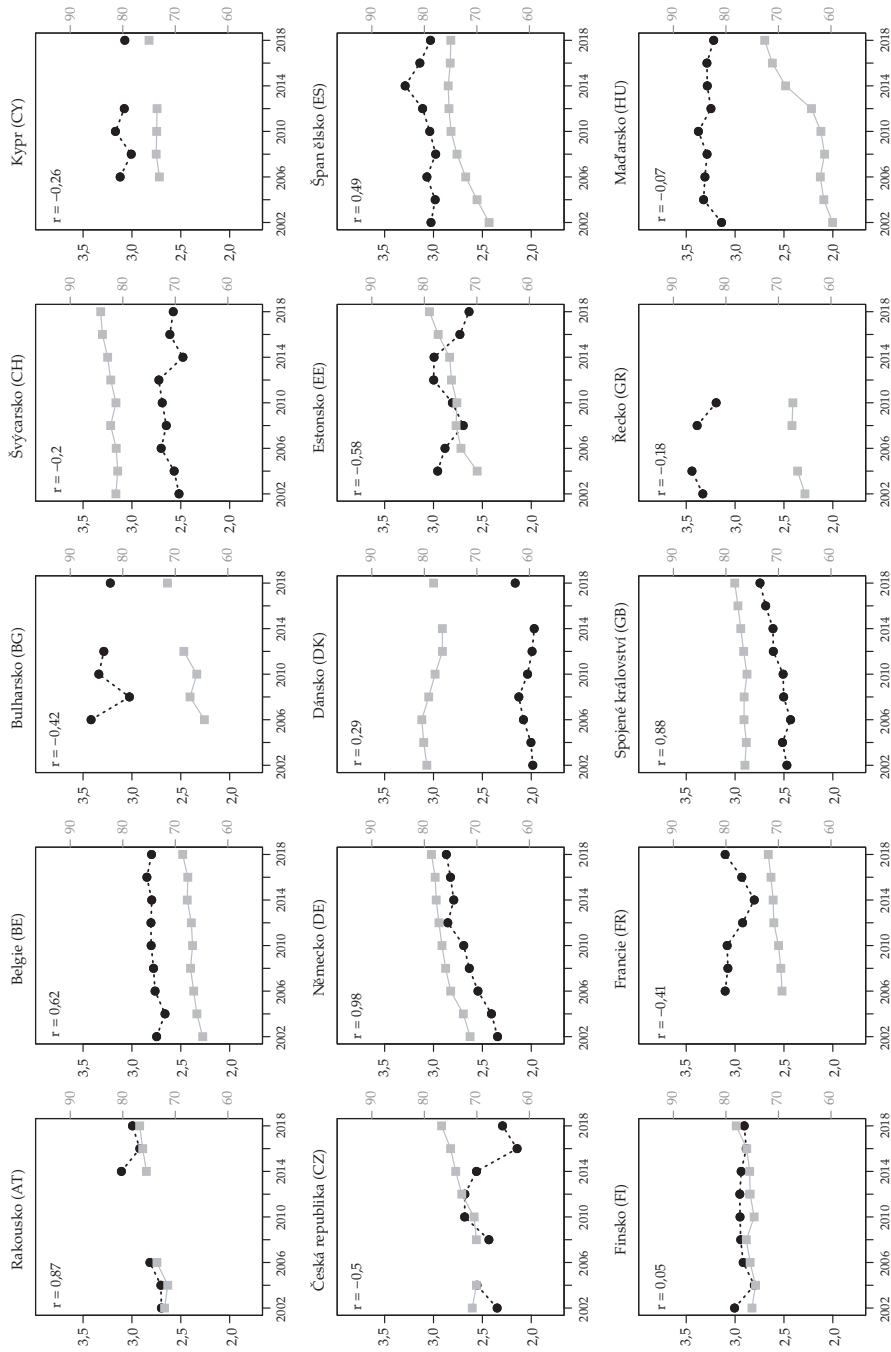
Klíčová kontextuální proměnná, o jejíž efekty na podporu přerozdělování se zajímáme, je míra ekonomické aktivity (*labour force participation rate*, značeno LFPR). Míra ekonomické aktivity představuje procentuální podíl ekonomicky aktivní populace na celkové populaci v produktivním věku. Ostatní kontextuální proměnné plní funkci kontrolních proměnných. Teoretická zdůvodnění zahrnutí zvolených kontrolních proměnných diskutují Jæger (2005, 2013), VanHeuvelen (2017), Larsen (2008), Breznau a Hommerich (2019) nebo Dallinger (2010).

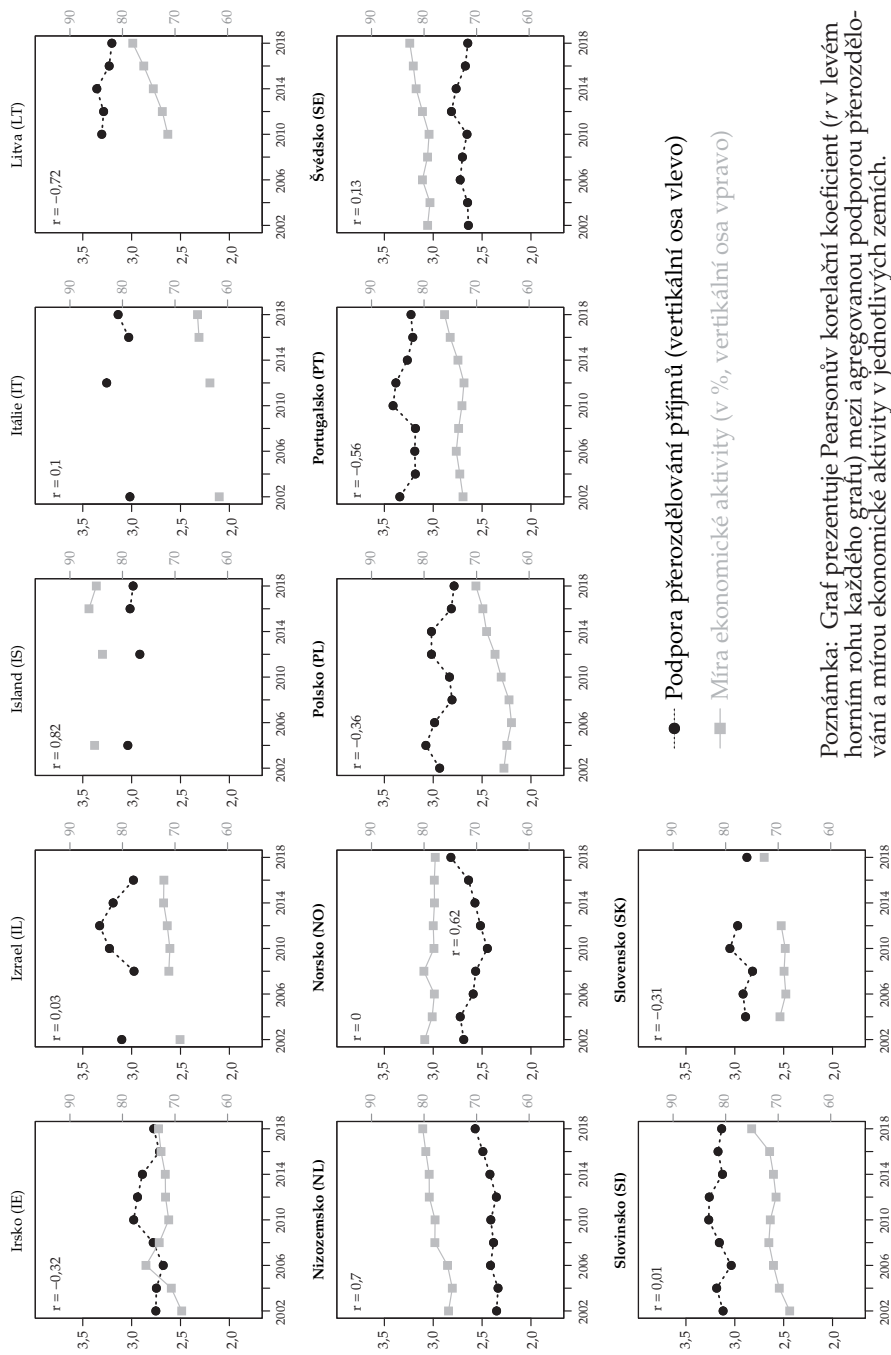
Explorační analýza kontextuálních efektů

Explorační analýza umožňuje získat základní představu o vztahu mezi klíčovými proměnnými v situaci, kdy nekontrolujeme kompoziční efekty a ani efekty dalších kontextuálních proměnných. Při zkoumání kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování přichází v úvahu dvě strategie. První strategií je zobrazení časových řad obou agregovaných proměnných uvnitř analyzovaných zemí (Graf 1). Druhou strategií představuje agregování

⁵ Datové soubory a skripty pro replikaci všech prezentovaných výsledků jsou dostupné na adrese: <https://doi.org/10.7910/DVN/HVOSMN>.

Graf 1. Vývoj průměrné podpory přerozdělování příjmů a míry ekonomické aktivity v 27 zemích





Poznámka: Graf prezentuje Pearsonův korelační koeficient (r v levém horním rohu každého grafu) mezi agregovanou podporou přerozdělování a mírou ekonomické aktivity v jednotlivých zemích.

obou proměnných na příslušných úrovních a následné zkoumání longitudinálního a průřezového vztahu (Graf 2).

Graf 1 zobrazuje časové řady obou klíčových proměnných podle zemí. Z hlediska longitudinálního vztahu existují mezi analyzovanými zeměmi výrazné rozdíly. V některých zemích (např. Německo, Velká Británie, Rakousko a Nizozemsko) jsou obě proměnné silně pozitivně korelované, kdy období vyšší míry ekonomické aktivity je asociováno s vyšší celkovou podporou přerozdělování. Tyto pozitivní korelace ve vybraných zemích jsou v protikladu s naší druhou hypotézou. V jiných zemích lze naopak pozorovat druhou hypotézou očekávané negativní korelace (např. Litva, Estonsko a Portugalsko). Některé země se nevyznačují žádnou asociací mezi agregovanými proměnnými (např. Norsko, Slovinsko, Izrael a Finsko). Kvůli těmto velmi rozdílným longitudinálním asociacím uvnitř jednotlivých zemí je tedy nepravděpodobné, že by existoval longitudinální efekt míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování.

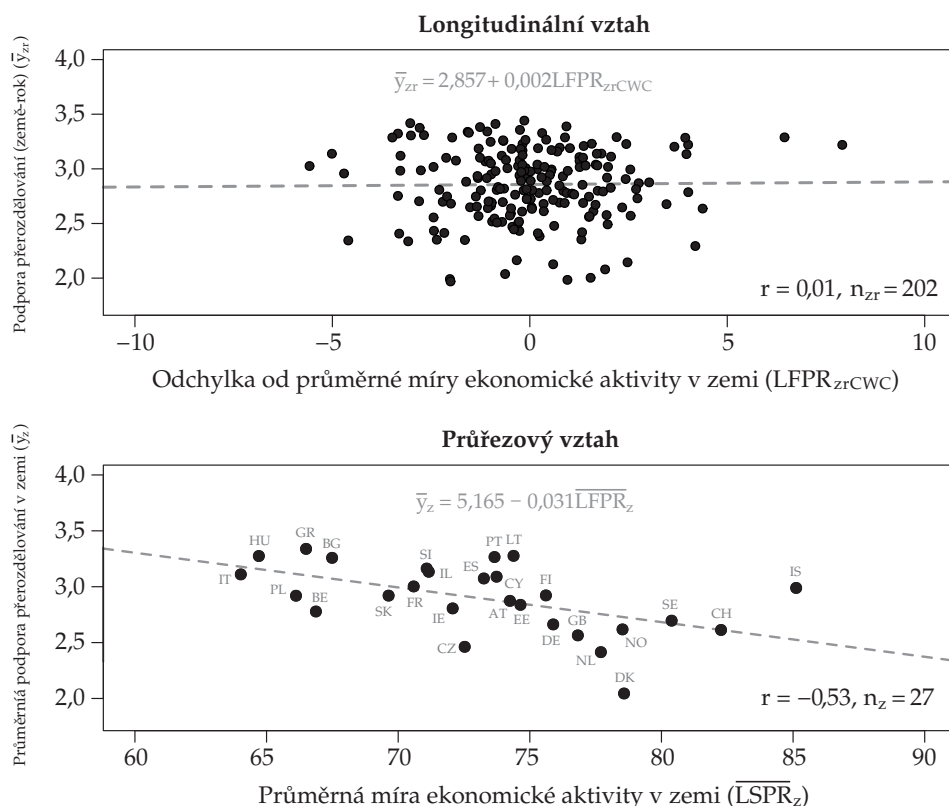
Graf 1 zároveň indikuje, že mezi zeměmi existují velké rozdíly jak v průměrné podpoře přerozdělování (např. Dánsko a Maďarsko), tak v míře ekonomické aktivity (např. Itálie a Island). Z hlediska víceúrovňových modelů tyto rozdíly v podpoře přerozdělování mezi zeměmi odkazují na potřebu zahrnout náhodné konstanty na úrovni zemí, přičemž míra ekonomické aktivity představuje jednu z potenciálních vysvětlujících proměnných náhodných konstant. Zároveň graf naznačuje, že variabilita podpory přerozdělování napříč zeměmi je větší než variabilita podpory přerozdělování uvnitř zemí v čase.

Graf 2 využívá ke zkoumání vztahu mezi podporou přerozdělování příjmů a mírou ekonomické aktivity centrování vysvětlující proměnné podle skupinových průměrů. Abychom mohli studovat agregovaný longitudinální vztah napříč zeměmi s dlouhodobě odlišnými mírami ekonomické aktivity, centrovali jsme míru ekonomické aktivity v rámci země-roků patřících do jedné země podle průměrné míry ekonomické aktivity v příslušné zemi ($\overline{LFPR}_z$). Hodnoty tímto způsobem centrované míry ekonomické aktivity ($LFPR_{z-CWC}$) zobrazené na horizontální ose horního grafu tudíž představují odchylky od průměrné míry ekonomické aktivity země v příslušném roce šetření. Vrchní graf demonstruje, že mezi proměnnými neexistuje longitudinální vztah. Jinými slovy, když je v rámci analyzovaných zemí míra ekonomické aktivity pod nebo nad dlouhodobými průměry, tak průměrná podpora přerozdělování vypočtená pro 202 analyzovaných země-roků je víceméně konstantní.⁶ Explorační analýza neposkytuje evidenci pro naši druhou hypotézu.

Spodní bodový graf v Grafu 2 na horizontální ose zobrazuje průměrné hodnoty podílu ekonomicky aktivních lidí ve 27 analyzovaných zemích ($\overline{LFPR}_z$) a na

⁶ K analogickému poznatku dospíváme, i když centrujeme podporu přerozdělování uvnitř zemí a na vertikální osu grafu nanášíme odchylky od průměrné podpory přerozdělování v zemi v příslušném roce. Nárůst ani pokles míry ekonomické aktivity není asociován se změnou podpory přerozdělování příjmů.

Graf 2. Longitudinální a průřezový vztah mezi podporou přerozdělování a mírou ekonomické aktivity



vertikální ose průměrnou podporu přerozdělování v těchto zemích, čímž analyzuje průřezový vztah mezi oběma proměnnými. Mezi oběma proměnnými existuje relativně silná negativní korelace, což je v souladu s naší první hypotézou. Země s poměrně nízkými průměrnými mírami ekonomické aktivity se v průměru vyznačují také vysokou podporou přerozdělování, přičemž u zemí s vyššími mírami ekonomické aktivity je podpora přerozdělování celkově výrazně menší.

Výsledky víceúrovňových modelů

V této sekci nejdříve diskutujeme rozklad rozptylu podpory přerozdělování příjmů mezi příslušné úrovně specifikované sedmi modely náhodných efektů. Následně prezentujeme víceúrovňové modely s vysvětlujícími proměnnými, které

zkoumají kontextuální efekty míry ekonomické aktivity. U modelů náhodných efektů zároveň zkoumáme, jestli zohledňují kompoziční efekty proměnných individuální úrovně a jestli rozlišují potenciální průřezové a longitudinální efekty proměnných úrovně země-rok. Cílem tohoto kroku je demonstrovat, k jakým zcela odlišným věcným závěrům ohledně kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity mohou vést jednotlivé strategie. Nakonec detailně diskutujeme věcné závěry z hlediska kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování.

Tabulka 2 zobrazuje koeficienty vnitrotřídní korelace pro jednotlivé úrovně dat ESS a sedm typů modelů náhodných efektů. Nulové modely indikují, že necelých 10 procent rozptylu podpory přerozdělování lze připsat vyšším úrovním. Bez ohledu na konkrétní konfiguraci modelu s náhodnými efekty na úrovni let (modely C, E, F, G) na úroveň let nepřipadá téměř žádný podíl rozptylu závisle proměnné. Při analýze podpory přerozdělování tedy není nutné zahrnout náhodné konstanty na tuto úroveň, a tudíž ani nemá smysl umisťovat vysvětlující kontextuální proměnné na úroveň let. Model G zavádějícím způsobem indikuje, že veškerý rozptyl podpory přerozdělování (až 99,69 %) lze přičíst odlišnostem na úrovni respondentů.

Podstatné rozdíly ve věcné interpretaci rozkladu rozptylu mezi úrovně analýzy nabízí také typy modelů, které obsahují náhodné konstanty na úrovni zemí nebo země-roků. Z vyšších úrovní dat ESS připadá největší podíl celkového rozptylu podpory přerozdělování na úroveň zemí. Pokud nulový model neobsahuje náhodné efekty na úrovni zemí (modely A, C), tak je většina variability mezi zeměmi nesprávně adresována země-rokům.

Kdybychom se o zahrnutí náhodných efektů pro analýzu podpory přerozdělování rozhodovali výhradně na základě rozkladu rozptylu závisle proměnné

Tabulka 2. Koeficienty ICC na příslušných úrovních analýzy podle typů modelů náhodných efektů

Náhodné efekty	Model A	Model B	Model C	Model D	Model E	Model F	Model G
Země ($n_z = 27$)		8,94		8,85	8,87	8,83	
Rok ($n_r = 9$)			0,00		0,19	0,11	0,31
Země-rok ($n_{zr} = 202$)	9,59		9,59	1,03		0,93	

Poznámky: Koeficienty vnitrotřídní korelace (ICCs) v tabulce pochází z nulových modelů podpory přerozdělování příjmů odhadnutých na datech ESS. Pro jednodušší interpretaci jsou koeficienty ICCs udávány v procentech. Pokud buňka tabulky neobsahuje ICC, potom příslušný model na této úrovni neobsahuje náhodné konstanty (viz Tabulka 1).

mezi tři potenciální úrovně, v úvahu by přicházely dva modely (D a F).⁷ Model D a model F shodně ukazují, že přibližně devět procent rozptylu podpory přerozdělování lze připsat rozdílům mezi zeměmi a jedno procento rozdílům mezi země-roky. Na tyto dvě úrovně se vztahuje šest kontextuálních proměnných naší analýzy. Nulový model F ukazuje, že jen 0,11 % rozptylu podpory přerozdělování lze připsat rozdílům na úrovni let.

Po odhadnutí nulových modelů jsme do víceúrovňových modelů zahrnu-li vysvětlující proměnné na individuální a vyšších úrovních.⁸ Každý ze sedmi typů modelů náhodných efektů jsme odhadli pětikrát. Pět odhadnutých skupin modelů se odlišuje podle toho, jestli zohledňují kompoziční efekty proměnných individuální úrovně a jestli rozlišují potenciální průřezové a longitudinální efekty proměnných úrovně země-rok. Kompletní výsledky pěti skupin modelů jsou součástí online přílohy 4 (Tabulky OA1 až OA5).

Před diskutováním výsledků představíme charakteristiky pěti skupin odhadnutých modelů. Všechny modely obsahují stejné vysvětlující proměnné na individuální a (až na jednu skupinu modelů také na) kontextuálních úrovních. V první skupině modelů, jejichž výsledky jsou prezentovány v Tabulce OA1, vstupují všechny vysvětlující proměnné do modelů bez jakýchkoli úprav. Tyto modely zohledňují kompoziční efekty proměnných individuální úrovně. Zároveň ale nerozlišují potenciální průřezové a longitudinální efekty proměnných měřených na úrovni země-rok. Druhá skupina modelů (Tabulka OA2) nebere v potaz kompoziční efekty proměnných individuální úrovně a také nerozlišuje potenciální průřezové a longitudinální efekty proměnných úrovně země-rok. Cílem této skupiny modelů je ukázat, co se děje s odhady koeficientů a jejich směrodatnými chybami v situaci, kdy při zkoumání kontextuálních efektů ignorujeme zásadní aspekty analyzovaných dat. Tři zbývající skupiny modelů už rozlišují potenciální průřezové a longitudinální efekty míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování. Třetí skupina modelů (Tabulka OA3) analyzuje kontextuální efekty pouze u míry ekonomické aktivity. Cílem třetí skupiny modelů je zkoumat, k jakým závěrům lze dospět, když nekontrolujeme efekty důležitých kontextuálních proměnných. Čtvrtá skupina modelů (Tabulka OA4) nezohledňuje kompoziční efekty proměnných individuální úrovně, ale zároveň bere

⁷ Model F indikuje, že pouze zanedbatelná část celkového rozptylu vysvětlované proměnné připadá na úroveň vln šetření. Jelikož naše věcná analýza nepracuje s vysvětlujícími proměnnými na úrovni let, není nutné odhadovat nekomplexnější model F. Pro analýzu podpory přerozdělování je tudíž nejvhodnější model D. Pro jiná CLSD nebo jiné závisle proměnné může být nejvhodnější jiný typ modelu.

⁸ Klasický postup budování víceúrovňového modelu tyto dva kroky rozděluje. Nejdříve se do nulového modelu přidají vysvětlující proměnné individuální úrovně, následně se přidají vysvětlující proměnné vyšších úrovní (Hox et al., 2017, s. 43–46). Prvotní kontrolování kompozičních efektů proměnných individuální úrovně umožňuje po přidání kontextuálních proměnných vysvětlit rozptyl na vyšších úrovních připsat právě kontextuálním efektům.

v potaz potenciální průřezové a longitudinální efekty proměnných vztahujících se na úroveň země-rok. Nakonec pátá skupina modelů (Tabulka OA5) kontroluje kompoziční efekty proměnných individuální úrovně a rozlišuje průřezové a longitudinální efekty proměnných úrovně země-rok. Právě pátá skupina modelů reprezentuje obecnou strategii, kterou je potřeba při analýze kontextuálních efektů na CLSD následovat.

Diskusi výsledků zahájíme srovnáním podílů vysvětleného rozptylu na vyšších úrovních napříč pěti situacemi. Uvažujeme přitom pouze modely D a F, které mají při analyzovaných hypotézách odpovídajícím způsobem nadefinované náhodné efekty. Při analýze podpory přerozdělování je zcela zásadní kontrolovat kompoziční efekty. Pokud nejsou kontrolovány, je podíl vysvětleného rozptylu na úrovni země výrazně nižší (srovnej dvojice tabulek: OA1 a OA2, OA4 a OA5). Kontrolování dalších kontextuálních proměnných zvyšuje podíl vysvětleného rozptylu na vyšších úrovních (srovnej Tabulky OA3 a OA5). V případě podpory přerozdělování příjmů existují významné kompoziční i kontextuální efekty. Zohlednění kompozičních efektů, longitudinálních a průřezových kontextuálních efektů, při odpovídajícím nastavení náhodných efektů (modely D a F v Tabulce OA5), vysvětluje téměř polovinu rozptylu na úrovni zemí a přibližně desetinu rozptylu na úrovni země-roků.

Simulační studie realizovaná Schmidt-Catranem a Fairbrotherem (2016) ukázala, že vynechání relevantního náhodného efektu vede k podhodnoceným odhadům směrodatných chyb koeficientů kontextuálních proměnných. Naše analýzy toto zjištění potvrzují. Proměnná úrovně země je v případě modelů bez náhodných efektů na této úrovni považována za proměnnou měřenou na úrovni země-rok (modely A a C) nebo za proměnnou individuální úrovně (model G). Tomu odpovídá rozsah podhodnocování směrodatných chyb. Modely A a C ve srovnání s plným modelem F podhodnocují směrodatnou chybu odhadu u obou režimů sociálního státu dva- až třikrát. Analogické poměry podhodnocování směrodatných chyb platí také pro efekty průměrů čtyř v čase se měnících kontextuálních proměnných. Pokud víceúrovňové modely nezohledňují kompoziční efekty, jsou směrodatné chyby odhadů vždy větší u všech sedmi typů modelů. Zahrnutí kompozičních efektů tedy vede k vydatnějším odhadům kontextuálních efektů proměnných vztahujících se na úroveň země.

Kontextuální proměnné úrovně země-rok jsou v případě nezahrnutí náhodných efektů na úroveň země-rok víceúrovňovým modelem nesprávně považovány za proměnné individuální úrovně (modely B, E a G). To nutně vede k podhodnocování směrodatných chyb odhadů příslušných koeficientů. Zároveň jsou odhadnuté efekty kontextuálních proměnných ovlivněny rozdílným počtem respondentů v jednotlivých zemích (viz Tabulka A1). V případě nerozlišování BCE a WCE u proměnné úrovně země-rok je vychýlení směrodatných chyb odhadů kombinací vychýlení obou těchto komponent (Schmidt-Catran a Fairbrother, 2016, s. 28). Modely B, E a G ve srovnání s plným modelem F podhodnocují směrodatnou chybu odhadu u efektu kontextuálních proměnných uvnitř zemí (WCE)

dva- až pětkrát. V případě naší analýzy směrodatné chyby odhadů efektů uvnitř zemí nejvíce podhodnocuje model B.

Pokud je kvůli nezařazení příslušného náhodného efektu kontextuální proměnná úrovně země nebo země-rok modelem nesprávně považována za proměnnou individuální úrovně, tak tato kontextuální proměnná může ovlivňovat odhady koeficientů individuální úrovně. Některé typy modelů náhodných efektů (zejména model B, model G a částečné i model E) tedy ovlivňují odhady koeficientů proměnných individuální úrovně. Odhady koeficientů kontextuálních proměnných přitom nemají smysluplnou věcnou interpretaci. Naopak modely D a F, které mají při analýze podpory přerozdělování příjmů odpovídajícím způsobem definované náhodné efekty, vedou ke stejným bodovým odhadům fixních efektů proměnných individuální úrovně a koeficienty kontextuálních proměnných lze smysluplně interpretovat.

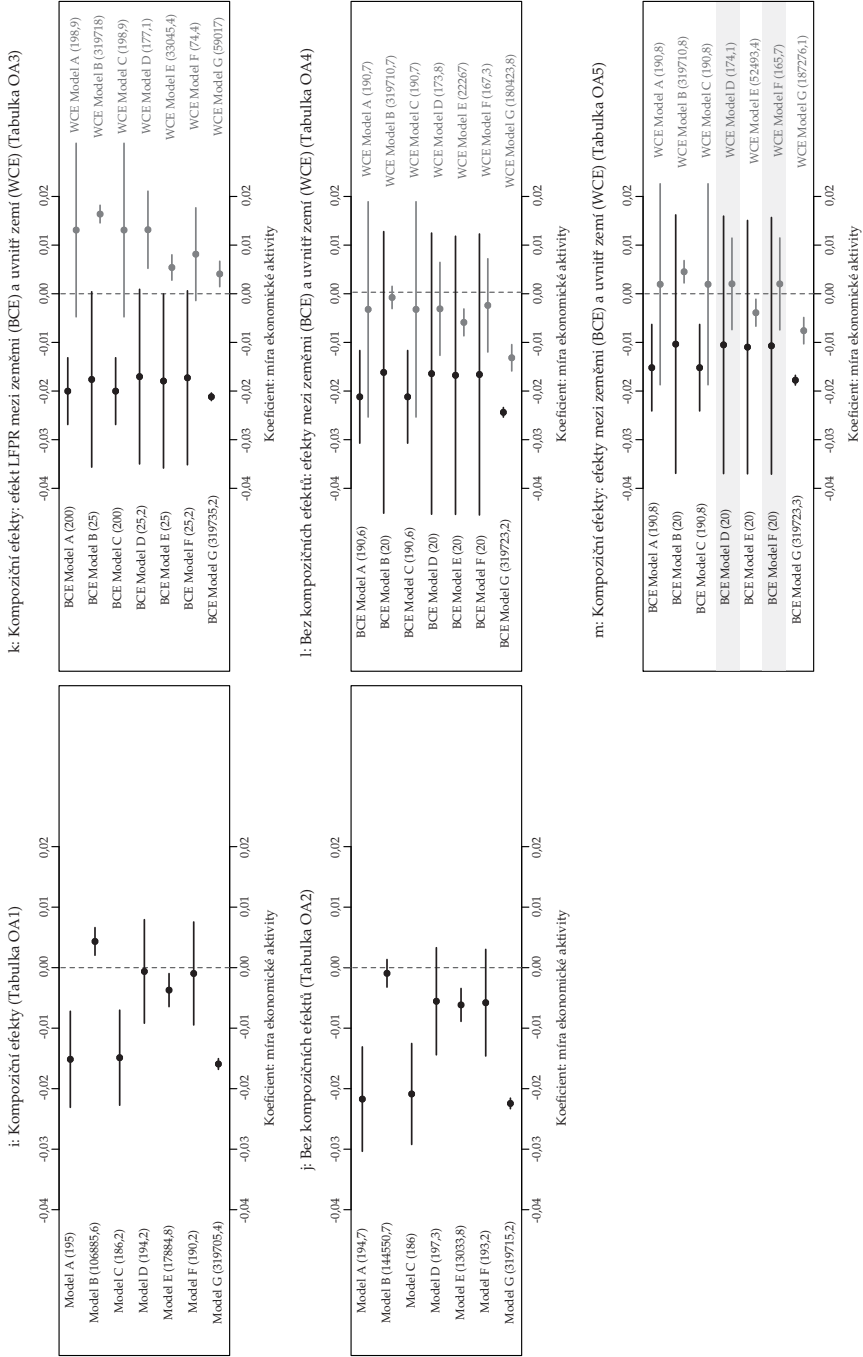
Výsledky modelů a kontextuální efekty míry ekonomické aktivity

Přejdeme k výsledkům modelů z hlediska kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování. Graf 3 prezentuje bodové odhady a 95% intervaly spolehlivosti pro koeficienty této vysvětlující proměnné, která vysvětluje náhodné konstanty na vyšších úrovních. Z grafu je na první pohled patrná značná variabilita získaných bodových odhadů. Odhady pokrývají všechny možné věcné interpretace efektu míry ekonomické aktivity. Při určité konfiguraci náhodných efektů v kombinaci s dalšími nastaveními analýzy je možné dospět k libovolným věcným závěrům ohledně efektu míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování.

Graf 3 demonstruje, že pokud víceúrovňové modely nezohledňují kompoziční efekty proměnných individuální úrovně, tak *ceteris paribus* získáváme větší (v absolutní hodnotě) bodové odhady kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity (srovnej dvojici grafů: 3i a 3j, 3l a 3m). To při zhruba stejných směrodatných chybách odhadů a stejných počtech stupňů volnosti umožňuje častěji tvrdit, že existuje kontextuální efekt míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování. Nekontrolování kompozičních efektů vede k nadhodnocování kontextuálních efektů a falešně pozitivním výsledkům.

Graf 3k podtrhuje důležitost kontrolování efektů relevantních kontextuálních proměnných. Pokud další kontextuální proměnné nejsou kontrolovány, každý ze sedmi typů modelů náhodných efektů indikuje jako statisticky významný alespoň jeden ze dvou zkoumaných efektů míry ekonomické aktivity (BCE nebo WCE). Modely E a G při nekontrolování relevantních kontextuálních proměnných dokonce indikují, že statisticky významný je efekt mezi zeměmi i efekt uvnitř zemí, přičemž tyto efekty mají opačný směr. Jedná se o falešné zjištění, které je důsledkem několika nevhodných specifikací víceúrovňového modelu.

Graf 3. Bodové odhady a 95% intervaly spolehlivosti pro efekty míry ekonomické aktivity při různých konfiguracích víceúrovňových modelů



Poznámka: Každý z pěti grafů prezentuje odhady koeficientu pro míru ekonomické aktivity při různých typech náhodných efektů. Čísla v závorkách za názvem typu modelu představují stupně volnosti, podle kterých byly vypočteny 95% intervaly spolehlivosti.

- i: Modely *kontrolují* kompoziční efekty proměnných individuální úrovně. U míry ekonomické aktivity (a ostatních proměnných úrovně země-rok) modely *nerozlišují* potenciální průřezový a longitudinální efekt.
- j: Modely *nekontrolují* kompoziční efekty proměnných individuální úrovně. U míry ekonomické aktivity (a ostatních proměnných úrovně země-rok) modely *nerozlišují* potenciální průřezový a longitudinální efekt.
- k: Modely *kontrolují* kompoziční efekty proměnných individuální úrovně. Míra ekonomické aktivity (LFPR) představuje jedinou vysvětlující proměnnou vyšších úrovní, přičemž je u této proměnné *rozlišován* potenciální průřezový (BCE) a longitudinální efekt (WCE).
- l: Modely *nekontrolují* kompoziční efekty proměnných individuální úrovně. U všech vysvětlujících proměnných úrovně země-rok jsou *rozlišovány* potenciální průřezové (BCE) a longitudinální efekty (WCE).
- m: Modely *kontrolují* kompoziční efekty proměnných individuální úrovně a také u všech vysvětlujících proměnných úrovně země-rok *rozlišují* potenciální průřezové (BCE) a longitudinální efekty (WCE). Modely D a F, které jsou v Grafu 3m zvýrazněny šedými pásy, představují dva modely, na základě kterých byly v tomto článku učiněny věcné závěry o kontextuálních efektech míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování příjmů.

Mezi podporou přerozdělování příjmů a mírou ekonomické aktivity nebyly prokázány statisticky významné souvislosti. Šedými pásy zvýrazněné modely D a F v Grafu 3m, které odpovídajícím způsobem specifikují náhodné efekty, rozlišují potenciální BCE a WCE, kontrolují kompoziční efekty i efekty dalších kontextuálních proměnných, neprokazují existenci statisticky významného průřezového ani longitudinálního efektu míry ekonomické aktivity. Intervaly spolehlivosti obou efektů v modelech D a F zahrnují nulu jako možnou populační hodnotu příslušných parametrů. I když explorační analýza ve shodě s první hypotézou naznačovala existenci negativního průřezového efektu míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování, tak při kontrolování kompozičních efektů a efektů relevantních kontextuálních proměnných nemáme dostatek evidence pro zobecnění pozorovaného negativního bodového odhadu. Absolutní hodnota BCE koeficientu míry ekonomické aktivity klesla z $-0,03$ v explorační analýze (Graf 2) na $-0,01$ ve víceúrovňových modelech (Graf 3m).

Ačkoli odhadnuté víceúrovňové modely neprokazují ani jednu z analyzovaných hypotéz, modely implikují větší velikost účinku u průřezového efektu míry ekonomické aktivity než u longitudinálního efektu. Po standardizaci odhadů obou efektů z modelů D a F (standardizace dle Snijders a Bosker, 2012) je standardizovaný koeficient BCE $-0,18$ a WCE $0,01$. Když použijeme standardizované koeficienty jako proxy indikátory velikosti účinku, tak modely indikují malý průřezový efekt a žádný longitudinální efekt. Pokud bychom na úrovni zemí měli větší počet pozorování, tak bychom při standardizovaném odhadu průřezového efektu míry ekonomické aktivity kolem $-0,2$ mohli získat průkaznější evidenci pro první hypotézu.

Závěr

Tento článek využíval data z opakovaných mezinárodních průřezových šetření ke zkoumání kontextuálních efektů míry ekonomické aktivity na postoje k přerozdělování příjmů. Realizované víceúrovňové analýzy neprokázaly hypotézu, že země s vyššími průměrnými mírami ekonomické aktivity mají nižší agregovanou podporu přerozdělování příjmů. Kontextuální efekty jsou obecně podmíněny analyzovanou skupinou zemí (Schmidt-Catran et al., 2019, s. 106–107). Víceúrovňové modely se na úrovni zemí vyznačují omezeným počtem stupňů volnosti. To nutně redukuje množství kontextuálních proměnných, které lze na úrovni zemí kontrolovat, a obecně zvyšuje pravděpodobnost vychýlených odhadů kontextuálních efektů kvůli vynechání relevantní kontrolní proměnné (Schmidt-Catran et al., 2019, s. 111–112). Zároveň je nižší počet pozorování na úrovni zemí spojen s nižší statistickou silou odhalit skutečné efekty mezi zeměmi. Je tudíž možné, že případné navazující studie založené na vyšším počtu zemí prokážou negativní efekt míry ekonomické aktivity mezi zeměmi, jak ho predikuje naše první hypotéza.

Výsledky exploračních analýz a víceúrovňových modelů neprokázaly ani druhou hypotézu, která předpokládala negativní longitudinální vztah mezi mírou ekonomické aktivity a agregovanou podporou přerozdělování. Kvůli heterogenitě asociací mezi oběma agregovanými proměnnými uvnitř evropských zemí je nejpravděpodobnější neexistence longitudinálního vztahu mezi proměnnými. Navýšení počtu vln šetření by *ceteris paribus* nevedlo ke statisticky významnému longitudinálnímu efektu míry ekonomické aktivity. Výhodou realizovaných víceúrovňových analýz je, že longitudinální efekt nemůže být vychýlený z důvodu vynechání relevantní kontrolní proměnné na úrovni zemí (Schmidt-Catran et al., 2019, s. 116–117).

Tento článek prezentoval různé konfigurace víceúrovňových modelů při zkoumání kontextuálních efektů na podporu přerozdělování příjmů. Výsledky analýz ukázaly, že nastavení modelu zásadním způsobem ovlivňuje věcné závěry. U míry ekonomické aktivity, jako klíčové kontextuální vysvětlující proměnné, jsme při různých nastaveních získali velmi rozdílné odhady příslušných koeficientů. Kvůli nesprávně specifikovaným náhodným efektům v kombinaci s dalšími aspekty modelu lze v některých situacích konstatovat existenci falešného statisticky významného efektu míry ekonomické aktivity na podporu přerozdělování. Sociálněvědním výzkumníkům při užívání víceúrovňových modelů hrozí, že pouhým nedopatřením mohou dospět k nesprávným závěrům o kontextuálních efektech.

Při analýze kontextuálních efektů na datech z opakovaných mezinárodních průřezových šetření je zásadní kontrolování kompozičních efektů proměnných individuální úrovně. Jejich nekontrolování nadhodnocuje odhady koeficientů kontextuálních efektů a směrodatné chyby těchto odhadů. Kontextuální proměnné úrovně země-rok je vhodné centrovat podle průměrů uvnitř jednotlivých zemí a příslušné průměry využívat jako vysvětlující proměnné na úrovni zemí. Tato strategie paralelně analyzuje efekt kontextuální proměnné uvnitř zemí a mezi zeměmi. Struktura náhodných efektů musí zohledňovat rozklad rozptylu závisle proměnné mezi úrovně analýzy a úroveň měření kontextuálních proměnných. Pokud na některou z vyšších úrovní nepřípadá žádný podíl rozptylu závisle proměnné, není potřeba definovat náhodný efekt na příslušné úrovni.

IVAN PETRÚŠEK působí v Sociologickém ústavu AV ČR, v. v. i., a na Fakultě sociálních věd Univerzity Karlovy. Ve svém výzkumu se zaměřuje na politickou participaci, postoje k ekonomickým nerovnostem a přerozdělování příjmů. V oblasti metodologie se zajímá o problematiku chybějících hodnot v datech. Publikoval v časopisech Public Opinion Quarterly, Electoral Studies, Review of Policy Research, European Policy Analysis a Sociológia.

ORCID: 0000-0002-2554-2872

Literatura

- Aaronson, S., Cajner, T., Fallick, B., Galbis-Reig, F., Smith, C. a Wascher, W. (2014). Labor Force Participation: Recent Developments and Future Prospects. *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall 2014, 197–255.
- Andreß, H.-J., Fetchenhauer, D. a Meulemann, H. (2019). Cross-National Comparative Research—Analytical Strategies, Results, and Explanations. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 71(S1), 1–28. <https://doi.org/10.1007/s11577-019-00594-x>
- Balleer, A., Gomez-Salvador, R. a Turunen, J. (2014). Labour Force Participation across Europe: A Cohort-based Analysis. *Empirical Economics*, 46(4), 1385–1415. <https://doi.org/10.1007/s00181-013-0716-3>
- Bates, D., Mächler, M., Bolker, B. a Walker, S. (2015). Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67(1). <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>
- Breznau, N. a Hommerich, C. (2019). No Generalizable Effect of Income Inequality on Public Support for Governmental Redistribution among Rich Democracies 1987–2010. *Social Science Research*, 81, 170–191. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.03.013>
- Brincks, A. M., Enders, C. K., Llabre, M. M., Bulotsky-Sheater, R., Prado, G. a Feaster, D. J. (2017). Centering Predictor Variables in Three-Level Contextual Models. *Multivariate Behavioral Research*, 52(2), 149–163. <https://doi.org/10.1080/00273171.2016.1256753>
- Dallinger, U. (2010). Public Support for Redistribution: What Explains Cross-national Differences? *Journal of European Social Policy*, 20(4), 333–349. <https://doi.org/10.1177/0958928710374373>
- Duval, R., Eris, M. a Furceri, D. (2011). *The Effects of Downturns on Labour Force Participation: Evidence and Causes* (OECD Economics Department Working Papers 875). OECD Economics Department. <https://doi.org/10.1787/5kg9q0nmbws8-en>
- Enders, C. K. (2013). Centering Predictors and Contextual Effects. In J. S. Simonoff, M. A. Scott a B. D. Marx (eds.), *The SAGE Handbook of Multilevel Modeling* (s. 89–107). SAGE.
- Enders, C. K. a Tofighi, D. (2007). Centering Predictor Variables in Cross-sectional Multilevel Models: A New Look at an Old Issue. *Psychological Methods*, 12(2), 121–138. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.2.121>
- Erikson, R. S., MacKuen, M. a Stimson, J. A. (2002). *The Macro Polity* (Cambridge studies in political psychology and public opinion). Cambridge University Press.
- Fairbrother, M. (2014). Two Multilevel Modeling Techniques for Analyzing Comparative Longitudinal Survey Datasets. *Political Science Research and Methods*, 2(01), 119–140. <https://doi.org/10.1017/psrm.2013.24>
- Gill, J. a Womack, A. J. (2013). The Multilevel Model Framework. In J. S. Simonoff, M. A. Scott a B. D. Marx (eds.), *The SAGE Handbook of Multilevel Modeling* (s. 3–20). SAGE.
- Hox, J. J., Moerbeek, M. a van de Schoot, R. (2017). *Multilevel Analysis: Techniques and Applications* (3rd ed.). Quantitative methodology series. Routledge.
- IMF. (2018). Labor Force Participation in Advanced Economies: Drivers and Prospects. In *World Economic Outlook, April 2018, Cyclical Upswing, Structural Change* (s. 1–58). International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781484338278.081>
- Jaeger, M. M. (2005). Welfare Regimes and Attitudes Towards Redistribution: The Regime Hypothesis Revisited. *European Sociological Review*, 22(2), 157–170. <https://doi.org/10.1093/esr/jci049>
- Jaeger, M. M. (2013). The Effect of Macroeconomic and Social Conditions on the Demand for Redistribution: A Pseudo Panel Approach. *Journal of European Social Policy*, 23(2), 149–163. <https://doi.org/10.1177/0958928712471225>

- Larsen, C. A. (2008). The Institutional Logic of Welfare Attitudes: How Welfare Regimes Influence Public Support. *Comparative Political Studies*, 41(2), 145–168.
<https://doi.org/10.1177/0010414006295234>
- OECD. (2023). *Labour Force Participation Rate*. OECD.
<https://doi.org/10.1787/8a801325-en>
- Rabe-Hesketh, S. a Skrondal, A. (2012). *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata* (3rd ed.). Stata Press Publication.
- Raudenbush, S. W. a Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd ed.). Advanced quantitative techniques in the social sciences 1. Sage Publications.
- Schmidt-Catran, A. W. a Fairbrother, M. (2016). The Random Effects in Multilevel Models: Getting Them Wrong and Getting Them Right. *European Sociological Review*, 32(1), 23–38. <https://doi.org/10.1093/esr/jcv090>
- Schmidt-Catran, A. W., Fairbrother, M. a Andreß, H.-J. (2019). Multilevel Models for the Analysis of Comparative Survey Data: Common Problems and Some Solutions. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 71(S1), 99–128.
<https://doi.org/10.1007/s11577-019-00607-9>
- Snijders, T. A. B. a Bosker, R. J. (2012). *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling* (2nd ed.). Sage.
- Soroka, S. N. a Wlezien, C. (2010). *Degrees of Democracy: Politics, Public Opinion, and Policy*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511804908>
- Svallfors, S. (1997). Worlds of Welfare and Attitudes to Redistribution: A Comparison of Eight Western Nations. *European Sociological Review*, 13(3), 283–304.
- VanHeuvelen, T. (2017). Unequal Views of Inequality: Cross-national Support for Redistribution 1985–2011. *Social Science Research*, 64, 43–66.
<https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2016.10.010>

GENDER A VÝZKUM

GENDER AND RESEARCH

transdisciplinární časopis genderových studií
a feministické teorie

ročník 24, číslo 2/2023

Gender, náboženství a spirituality / Gender, Religion and Spiritualities

Z obsahu:

Jiří Pavlík: „Jako muže a ženu je stvořil“: Rozporný přístup římskokatolické církve k genderu

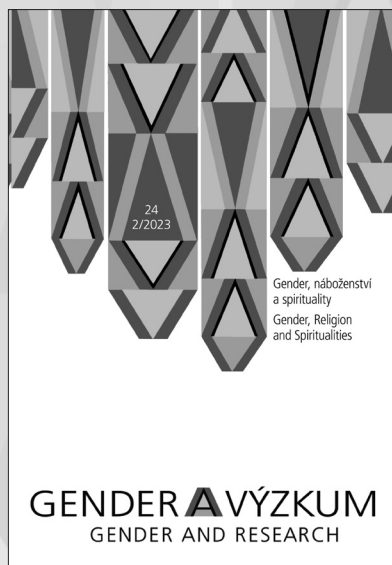
Timea Crofony: Mechitza jako metafora: separece, nebo jednota?

Jan Bierhanzl: Bůh/Bohyně jako transcendentně imanentní zdroj života. K ekofeministické teologii a spiritualitě Rosemary Radford Ruether

Ivy Helman: Rejecting 'Do Not Destroy' When it Comes to Nature: An Ecofeminist Argument to Expand the Traditional Jewish Category of the Poor to Include Nature and Its Care

Zuzana Marie Kostíková: Fenomén spirituální „energie“ jako centrální motiv alternativní spirituality: Kamila „Kamu“ Chadimová a její Vesmír

Jakub Ort: Za hranice sekulární autonomie? Pojetí emancipace u Saby Mahmood a Judith Butler



Stati mimo téma

Miroslava Šudila Žilinská, Gabriel Bianchi: Sexuální subjektivita žen, aktérstvo a zmocnenie: kritická konceptuálna analýza

Kristýna Pospíšilová, Alena Křížková: Organizační charakteristiky, transparentnost v odměňování a GPG

Elza Lāma, Vita Zelče: 'Am I Grateful Enough?': Emotions and Communication in the 'Deep Story' of New Mothers in Latvia

Časopis je dostupný online na: <https://www.genderonline.cz>

Časopis dvakrát ročně vydává oddělení Gender & sociologie Sociologického ústavu AV ČR, v. v. i. Je zařazen v databázi SCOPUS, ERIH PLUS, CEJSH a dalších. Jako časopis zastávající politiku otevřeného přístupu je veden v databázi DOAJ.

Prodej a objednávky zajišťuje Tiskové a ediční oddělení Sociologického ústavu AV ČR, v. v. i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, tel.: 210 310 217, e-mail: prodej@soc.cas.cz.

Předplatné v ČR zajišťuje firma SEND (<http://send.cz/casopis/732>).

Některé méně známé postupy otevřené vědy v sociologii: Předregistrace a registrované reporty

Pojem otevřená věda odkazuje jednak na hnutí uvnitř vědy, které usiluje o zvýšení transparentnosti a přístupnosti vědeckého výzkumu a poznání na různých úrovních, a jednak na soubor postupů a praktik, které pomáhají tyto obecné cíle naplňovat. V tomto textu se zaměříme za některé méně známé postupy a praktiky, které zásadním způsobem mění charakter vědeckého provozu, a krátce zhodnotíme využití těchto postupů v sociologii ve srovnání s blízkými sociálněvědními disciplínami.

Myšlenka, že vědecké bádání by mělo být transparentní a vědecké poznatky mají být dostupné v rámci vědecké komunity, anebo dokonce širší veřejnosti, je relativně nová (David, 2004; Nielsen, 2012). S reflexí otevřenosti vědy se setkáváme v posledních přibližně 100 letech, často v souvislosti s historicko-sociálními událostmi, které otevřenost vědy ohrožují. Příkladem je esej R. K. Mertonova „Poznámka o vědě a demokracii“ (Merton, 1942), ve kterém autor reaguje na rizika, která představují ideologie pro vědecké bádání. Merton definuje čtyři principy, které považuje za důležité pro étos vědy a které tyto ideologie ohrožují: (1) universalismus (přijetí pravdy se řídí obecně sdílenými pravidly danými předem a nezávisí na osobních nebo sociálních atributech nositele); (2) „komunismus“ (v uvozovkách; společné vlastnictví plodů poznání); (3) absenci osobních zájmů (nastavení takové institucionální kontroly včetně motivace k přezkumu výsledků, které omezuje motivaci k podvádění); (4) organizovaný skepticismus (dočasné zdržení úsudku a nezávislé zkoumání).

Na Mertonův esej navázal v roce 1985 americký fyzik a úředník americké Národní nadace pro vědu Daryl E. Chubin, který upozornil na problémy tzv. uzavřené vědy (Chubin, 1985). Tu chápal jako vědu, kde tvorba, komunikace a rozšiřování vědeckých poznatků jsou uzavřeny těm, kteří využívají vědecké poznatky, a kontrastoval ji s otevřenou vědou, která tato omezení odmítá. Chubin se obával ztráty transparentnosti vědy kvůli přesunu vědeckého výzkumu do soukromých korporací a státních institucí. To podle něj vede k omezení transparentnosti, volné diskuse a šíření vědeckého poznání.

Krize replikovatelnosti jako podnět pro hnutí otevřené vědy

Současný vzestup hnutí otevřené vědy souvisí zejména s tzv. krizí replikovatelnosti ve vědě.¹ V roce 2005 si americký klinický epidemiolog John P. A. Ioannidis

¹ Pojem replikovatelnost zahrnuje kromě přímých replikací (tj. co nejvěrnějšího napodobení původní studie s využitím nových dat, někdy označovaného jako „opakovatelnost“,

položil provokativní otázku, „proč je většina publikovaných empirických výsledků chybná“ (Ioannidis, 2005)? Jeho otázka vycházela z jednoduché úvahy: pravděpodobnost publikování studie o reálně existujícím efektu je pozitivně ovlivněna statistickou silou studií (která je ale v řadě epidemiologických studií nízká kvůli obecně malým velikostem efektů a relativně malým vzorkům) a negativně ovlivněna nejen zvýšenou úrovní chyby prvního druhu (např. v důsledku testování velkého množství vztahů), ale také v důsledku dalších chyb (např. velké flexibility v designu, definicích, analytických metodách a interpretaci výsledků). Tyto úvahy byly potvrzeny empiricky v metaanalýzách epidemiologických studií, které ukázaly, že méně než 5 % intervencí v oblasti klinické epidemiologie má dostatečně silnou empirickou podporu (Howick et al., 2022).

Problém nízké replikovatelnosti existuje napříč disciplínami. Šetření časopisu *Nature* (Baker, 2016) odhalilo v roce 2016, že 52 % vědců vnímá krizi replikovatelnosti jako zásadní a dalších 38 % jako krizi částečnou. Většina vědců uváděla zkušenost s tím, že nedokázali replikovat výzkum jiných vědců, ale tento problém byl různě závažný v různých disciplínách: chemie (87 %), biologie (78 %), fyzika a strojírenství (64 %), lékařské vědy (63 %), vědy o Zemi a životním prostředí (62 %), ostatní vědy (61 %). Nereplikovatelné studie (obsahující často převratná zjištění) mají také větší citovanost než replikovatelné studie (Serra-Garcia a Gneezy, 2021). Jiným problémem přispívajícím ke krizi replikovatelnosti je existence různých pobídek ve vědě, které motivují vědce k publikování statisticky významných výsledků. Tyto mechanismy jsou obecně významnější v sociálních vědách oproti vědám přírodním (Fanelli, 2010).

Ze společenských věd je krize replikovatelnosti nejlépe zdokumentována v psychologii. Například studie, která se pokoušela systematicky replikovat 21 experimentů publikovaných mezi lety 2010 a 2015 v časopisech *Nature* a *Science*, byla schopná úspěšně replikovat jen 13 z nich (62 % těchto experimentů; Camerer et al., 2018). Velká mezinárodní replikační studie replikující 100 studií publikovaných v hlavních psychologických časopisech v roce 2008, dokázala replikovat pouze 36 % původních efektů (Open Science Collaboration, 2015). K nízké replikovatelnosti výsledků v psychologii přispívá i malá statistická síla původních studií (v důsledku malých vzorků a malých efektů) a velká heterogenita efektů (Stanley et al., 2018).

repeatability) i zkoumání ověřitelnosti (*verifiability*, tj. ověření stejného testu na stejných datech), robustnosti (*robustness*, zkoumání stability výsledků se stejnými daty a s obměnou analytických procedur) a možnosti zobecnění výsledků (*generalization*, testování nových hypotéz na nových datech; Freese a Peterson, 2017). V souvislosti s krizí replikovatelnosti se hovoří zejména o přímých replikacích (tj. zkoumání opakovatelnosti) a nepřímých replikacích (tj. zkoumání zobecnitelnosti).

Otevřená věda jako řešení krize replikovatelnosti

Otevřená věda pomáhá zmenšovat problémy vedoucí ke krizi replikovatelnosti. Postupy a nástroje otevřené vědy přinášejí i další přínosy pro vědu, jednotlivé vědce i společnost. Pojem otevřená věda zahrnuje velké množství různých přístupů a aktivit (viz Obrázek 1).

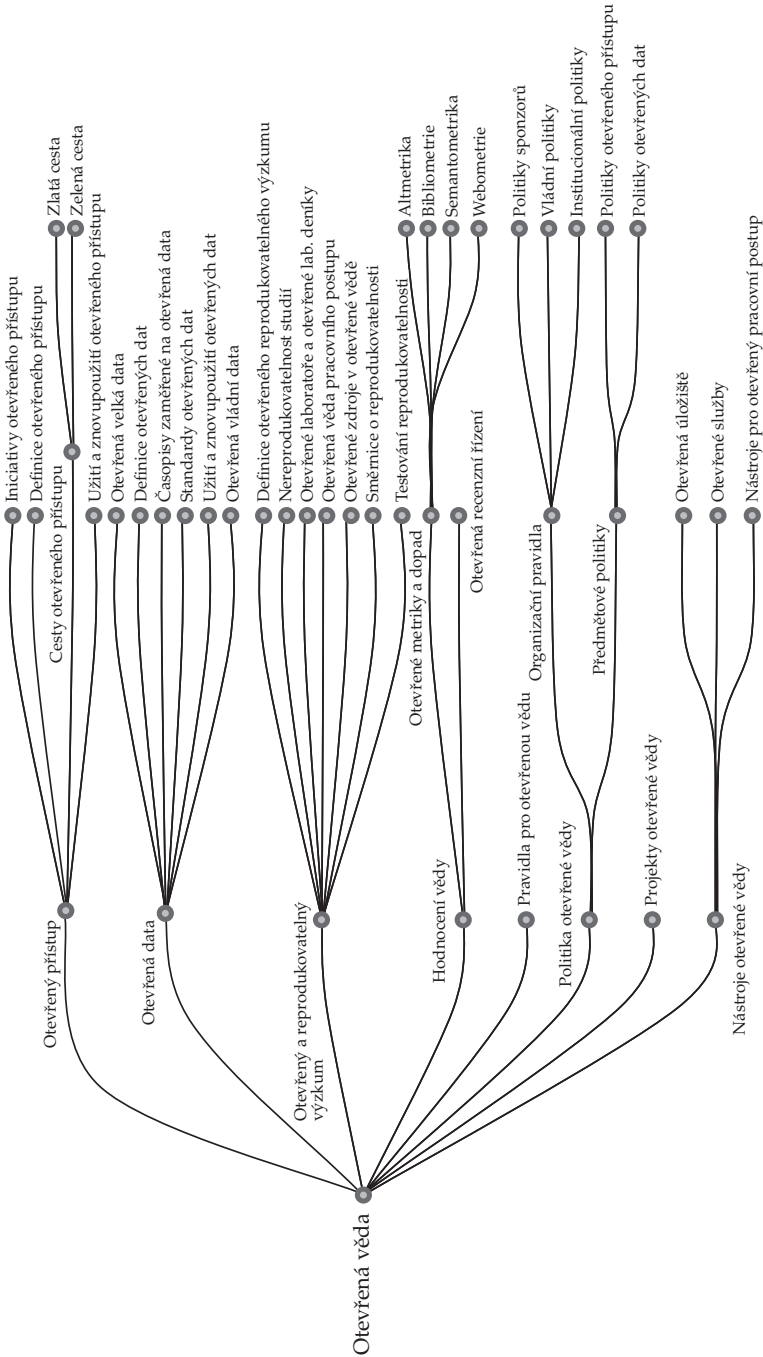
Nejnámější pro vědce, veřejnost, ale i decizní sféru (Gong, 2022) jsou různé formy volného přístupu k publikacím. Z hlediska krize replikovatelnosti je tento přístup možná nejméně přínosný. Jednak sdílení vědeckých publikací (např. korespondenční cestou) bylo využíváno i dříve, ale hlavně publikace často neobsahují všechny informace nutné pro replikace a stávající publikační systém zvyšuje pravděpodobnost publikačních chyb (viz sekce věnované předregistracím a registrovaným reportům). Daleko významnější z hlediska hnutí otevřené vědy je zajištění *volného přístupu k datům* a dalším *materiálům* z výzkumu.

Otevřená věda nabízí také nové nástroje hodnocení vědy (např. otevřená recenzní řízení), které mohou – v kombinaci s novými publikačními formáty, jako jsou registrované reporty (viz níže) – změnit dynamiku vědecké práce a publikování. Pravidla pro otevřenou vědu a politika otevřené vědy pomáhají vytvářet vhodné podmínky pro implementaci otevřené vědy. Projekty otevřené vědy bývají buď komunitně organizované výzkumné projekty, často zaměřené na meta-vědecké problémy (např. replikovatelnost určitých teorií; viz Open Science Collaboration, 2012), anebo se jedná o organizačně-technické iniciativy, které vytvářejí platformy pro otevřenou vědu (např. *Center for Open Science*, <https://www.cos.io/>, nebo *Peer Community in*, <https://peercommunityin.org/>). V těchto komunitách také často vznikají nové nástroje pro otevřenou vědu (příkladem budiž platforma *Open Science Framework*).

Praktiky otevřené vědy se v sociálních vědách rychle rozšiřují a zájem o ně roste, jak ukázalo šetření realizované v roce 2020 mezi autory publikujícími v 10 nejcitovanějších vědeckých časopisech v sociálních vědách a mezi doktorandy na 20 nejlépe hodnocených amerických univerzitách (Ferguson et al., 2023). Toto šetření ukázalo, že 90 % autorů použilo nějakou praktiku otevřené vědy a 88 % podporuje sdílení dat a analytických kódů. Pouze 58 % autorů však podporuje využívání praktik otevřené vědy, které mají zásadnější vliv na pracovní postup vědců, jako jsou například předregistrace, o nichž budeme hovořit později.

Různé aspekty otevřené vědy (zejména volný přístup k datům a publikacím) podporuje celá řada mezinárodních institucí, včetně OECD nebo UNESCO, které je vnímají hlavně jako způsob, jak odstraňovat bariéry ve vzdělávání a transferu znalostí, a principy otevřené vědy jsou vtělovány do národních a mezinárodních právních rámců (přehled těchto iniciativ uvádí např. Gong, 2022). Evropská unie stanovila osm politických priorit pro implementaci principů otevřené vědy (mj. sdílení otevřených dat, vytvoření cloudu pro otevřenou vědu a tvorba nových indikátorů vědecké kvality zohledňujících atributy otevřené vědy), které

Obrázek 1. Taxonomie otevřené vědy



Zdroji: upraveno podle Gong (2022)

promítá do nových schémat financování vědy, jako je například Horizon Europe (European Commission, 2023).

Jednotlivé praktiky otevřené vědy, jejich vliv na fungování vědy a jejich příspěvek k řešení krize replikovatelnosti představuje řada přehledových textů (např. Bezjak et al., 2018; Chambers, 2017; Munafò et al., 2017). Nyní se zaměříme na dvě praktiky otevřené vědy – totiž předregistrace a registrované reporty – které jsou méně známé a mohou zásadním způsobem změnit pracovní postup a publikování ve vědě.

Předregistrace

Předregistrace (*pre-registration* nebo pouze *registration*) je jedna z praktik otevřené vědy, která usiluje o jasné odlišení konfirmatorní a exploratorní části výzkumu. V rámci procesu předregistrace výzkumníci formulují své hypotézy (často ale celou metodu včetně materiálů, plánu výzkumu a analytických procedur a interpretačních pravidel) před samotnou analýzou dat. Předregistrace prakticky probíhá tak, že výzkumníci vytvoří strukturovaný plán výzkumu, který nahrají na některý z dedikovaných serverů. Předregistrace je opatřena časovou značkou a není možné ji editovat. Po dokončení sběru dat pak výzkumníci provedou analýzu dat v souladu se stanoveným plánem. Tím je teoreticky chráněna konfirmatorní povaha testování hypotéz, resp. je jasné oddělena od exploratorních částí výzkumu, které směřují ke generování hypotéz.

Formát předregistrací není pevně stanoven a v současnosti existuje kromě obecných šablon (např. šablona *OSF Prereg*) i řada šablon vhodných např. pro předregistraci sekundární analýzy dat, longitudinálního výzkumu anebo kvalitativního výzkumu (Mellor et al., 2016). Existuje také řada webových platforem, kde je možné předregistrace zdarma vytvořit (jejich srovnání uvádí např. Haroz, 2022), ale nejuniverzálnější, a v sociálních vědách patrně nejrozšířenější, je *Open Science Framework*.

Předregistrace mají celou řadu výhod pro vědu, jednotlivé vědce i vědeckou komunitu (Lakens, 2019; Nosek et al., 2018; Wagenmakers et al., 2012). Předregistrace pomáhají omezovat některé nevhodné praktiky, jako je tvorba hypotéz na základě výsledků (*HARKing*, *hypothesizing after the results are known*; Kerr, 1998) a *p-hacking* (opakování statistických testů s cílem najít statisticky významné výsledky v důsledku zvýšení chyby prvního druhu; Head, 2015). Tím předregistrace snižují míru falešně pozitivních výsledků a zvyšují replikovatelnost vědy. Replikovatelnost vědy ale zvyšují i tím, že motivují vědce k podrobné dokumentaci jejich procedur a metod, které výrazně převyšují standardní publikační praktiky. Předregistrace také omezují situace, kdy statisticky nevýznamné výsledky zůstávají skryté vědecké komunitě (problém vedoucí k publikační chybě), a to díky tomu, že předregistrace zůstávají publikované i když studie samotné publikované nejsou.

Předregistrace jsou přínosné i pro samotné vědce, a to tím, že umožňují přesunout hlavní část výzkumné aktivity do fáze přípravy výzkumu (tj. přípravy předregistrace) s tím, že dochází ke zmenšení objemu práce ve fázi zpracování dat a interpretace výsledků (ty by měly probíhat na základě předregistrace). Aktivita vědce se tedy více zaměřuje na produktivní část výzkumu (zlepšování designu výzkumu) místo neproduktivní části (hledání statisticky významných výsledků, manipulace dat, opakované testování). Přesun pozornosti z fáze zpracování dat na fázi přípravy výzkumu současně snižuje stres a obavy výzkumníků z neočekávaných výsledků směrem k podstatnějším úvahám o významu různých možných výsledků pro teorii v přípravné fázi výzkumu.

Příprava předregistrací podle našich zkušeností poskytuje vhodný prostor pro detailní plánování výzkumu v rámci výzkumných týmů. Současně mohou být ale předregistrace využity i jako didaktický nástroj při vedení individuálních nebo skupinových studentských prací: příprava předregistrace velmi rychle odhalí slabá místa plánované studentské práce a umožňuje reflexi a revizi v přípravné fázi projektu. Existující předregistrace současně poskytují cenný materiál začínajícím vědcům ve formě detailně popsanych materiálů a analytických procedur anebo analytických skriptů, které mohou sami využít.

Předregistrace jsou pozitivně hodnoceny editory i recenzenty odborných časopisů. Je to dáno tím, že předregistrované výzkumné projekty bývají kvalitnější a lépe zdokumentované, protože autoři věnují více pozornosti přípravné fázi (Toth et al., 2021). Nedávná metaanalýza studií publikovaných ve společenských vědách ukázala, že předregistrované studie bývají v některých ohledech objektivně kvalitnější (např. obsahují analýzu statistické síly a jsou realizovány na větších vzorcích) a jsou publikované v kvalitnějších časopisech (van den Akker et al., 2023).

Předregistrace zvyšují replikovatelnost vědy i tím, že umožňují dalším vědcům využívat materiály (plány výzkumu, dotazníky, analytické skripty), které jsou součástí existujících předregistrací. Předregistrace však také chrání vědce nebo vědecké týmy před rizikem zcizení nápadů a objevů před jejich publikováním (tzv. *scooping*). Díky časové značce předregistrací mohou vědci snadno obhájit svůj nárok na prvenství výzkumného projektu i před publikací výsledků.²

Registrované reporty

Registrované reporty navazují na logiku předregistrací, ale jdou dále v tom, že zahrnují i recenzní proces, který pomáhá zlepšit kvalitu výzkumného plánu. Registrované reporty jsou v podstatě novým formátem publikací, které se liší od

² Obecně otevřené praktiky ve vědě pomáhají na jedné straně chránit duševní vlastnictví vědců tím, že ho transparentně dokumentují, a současně na druhé straně pomáhají chránit osobní údaje participantů výzkumu a důvěrnost získaných údajů tím, že jsou výzkumníci nuceni od počátku pracovat tak, aby mohla být data později publikována.

klasických recenzovaných článků novým typem recenzního řízení. Recenzní řízení zajišťuje, aby výsledky studie neovlivňovaly pravděpodobnost její publikace, a proto probíhá ve dvou krocích.

V první fázi (tzv. *Stage 1 Registered Report*) autoři popíší podstatu projektu, jeho teoretické ukotvení a svou metodu. Tato fáze předchází samotnému sběru dat (sběr dat je možné zahájit, až když je tato fáze ukončena) a je svým obsahem podobná předregistraci. Popis metody v první fázi zahrnuje – kromě popisu hypotéz, měření konstruktů, popisu plánovaného sběru dat – i velmi detailní popis analýzy a interpretace možných výsledků. Součástí tohoto popisu bývají i analýzy statistické síly studie a analytické kódy pro hlavní analýzu vytvořené na simulovaných datech.

Tento popis studie následně prochází prvním recenzním řízením. Recenzenti hodnotí následující body (viz Chambers a Tzavella, 2022): (1) jestli je výzkumná otázka důležitá, dobře formulovaná a jestli mohou hypotézy zodpovědět výzkumnou otázku; (2) jestli je popis obsažený v první fázi registrovaného reportu dostatečně detailní, aby podle něj bylo možné studii replikovat, a také dostatečně detailní, aby omezoval analytickou flexibilitu autorů (tj. snižoval jejich libovůli při analýze dat); (3) jestli je dobře propojena výzkumná otázka, hypotézy, plán na výběr vzorku, předregistrované statistické testy a interpretace různých možných výsledků; (4) jestli je statistická síla studie dostatečná (obvykle větší než 0,9) nebo zajištěna jinak (např. Bayesovy faktory > 6); (5) jestli plán studie pracuje s realistickými a dobře zdůvodněnými odhady velikosti efektů pro každou hypotézu; (6) jestli studie obsahuje statistické procedury pro testování absence efektu (např. testování ekvivalence nulového efektu nebo Bayesovské testování hypotéz); (7) jestli se autoři v této fázi soustřeďují výlučně na konfirmatorní testy; (8) jestli autoři důsledně oddělují části výzkumu, které již byly provedeny (např. pilotní studie) a části, které budou realizovány (hlavní část výzkumné studie); (9) jestli jsou v plánovaném výzkumu správně nastaveny pozitivně kontrolní skupiny, manipulační kontroly a další indikátory kvality dat, které zajišťují, že data splňují podmínky nutné pro provedení validních testů.

V první fázi hodnotí registrovaný report několik recenzentů a na proces dohlíží editor (někdy bývá označován jako „doporučovatel“, *recommender*), který vybírá recenzenty, sestavuje na základě jejich posudků celkové hodnocení a doporučení pro autory a komunikuje s autory. Výhodou první fáze registrovaného reportu je to, že probíhá před sběrem dat, tj. ve fázi výzkumu, kdy autoři mohou ještě upravovat design a plán výzkumu. Zpětná vazba, kterou autoři na svůj výzkum dostávají, tak může zlepšit kvalitu plánovaného výzkumu. V zásadě je proto daleko menší pravděpodobnost, že report bude zamítnut: autoři mají vždy příležitost parametry svého plánovaného výzkumu upravit.

Po několika kolech revizí se zpravidla podaří odstranit hlavní problémy plánovaného výzkumu a registrovaný report je přijat v principu (*in-principle acceptance*). Tento typ schválení znamená, že daný výzkum bude publikován za předpokladu, že se autoři podstatně neodchýlí od navrženého plánu.

Po schválení první fáze registrovaného reportu realizují autoři výzkum podle schváleného plánu a výsledky interpretují podle pravidel, která stanovili v první fázi registrovaného reportu. Všechny tyto procedury mají za cíl snížit prostor pro analytická a interpretační rozhodnutí výzkumníka poté, co se seznámil s daty.

Na předem plánovanou konfirmatorní analýzu může navazovat exploratorní analýza. Tato exploratorní analýza bude zpravidla rozšiřovat původní analýzu, ale jejím cílem nebude testování hlavních hypotéz. Je to kvůli tomu, že exploratorní analýza je již poučena výsledky konfirmatorní analýzy, a proto jsou výsledky exploratorní analýzy zatíženy velkou (a často neznámou) chybou prvního druhu. Výsledky explorační analýzy budou často sloužit k formulování nových výzkumných otázek a hypotéz.

Následně autoři připraví druhou fázi registrovaného reportu (*Stage 2 Registered Report*). Tento dokument obsahuje již kompletní popis studie. V ideálním případě by měl obsahovat popis teoretického pozadí studie a metody z první fáze reportu (tj. v případě, že se výzkum neodchýlil od původního plánu), popř. by měl obsahovat i popis odchylek od původního plánu. Dále bude druhá fáze registrovaného reportu obsahovat výsledky (konfirmatorní i exploratorní, v každém případě dobře oddělené) a jejich interpretaci (v souladu s plánem) a diskusi studie (která musí jasně odlišovat plánované a neplánované testy a procedury).

Druhá fáze registrovaného reportu opět prochází recenzním řízením, kterého se zpravidla účastní stejný editor a recenzenti jako v první fázi. Ve druhé fázi hodnotí recenzenti report podle jiných kritérií než v první fázi a zaměřují se především na to, do jaké míry naplnili autoři původní plán studie. Konkrétně hodnotí recenzenti následující kritéria (viz Chambers a Tzavella, 2022; kritéria se mohou částečně lišit podle časopisů): (1) Předregistrovali autoři první fázi registrovaného reportu před zahájením výzkumu a realizovali svůj výzkum podle původního plánu, resp. popsali a zdůvodnili všechny odchylky? (2) Je stávající teoretický úvod shodný s teoretickým úvodem z první fáze registrovaného reportu a jsou případně popsány a zdůvodněny všechny odchylky? (3) Byly splněny všechny předem stanovené podmínky kvality dat (např. manipulační kontroly, pozitivní kontroly apod.)? (4) Jsou dodatečné analýzy odlišeny od plánovaných konfirmatorních analýz? (5) Odpovídají závěry studie výsledkům?

Recenzenti již v této fázi *nehodnotí* body, které hodnotili v první fázi registrovaného projektu (tj. nehodnotí kvalitu výzkumného projektu, výzkumné otázky, hypotéz a metody). Rovněž se nepředpokládá, že recenzenti budou v této fázi navrhopat dodatečné analýzy nebo úpravy stávajících analýz (v každém případě, autoři mohou takové návrhy odmítnout s poukazem na přijatý plán první fáze registrovaného reportu). Jakmile recenzenti a editor zhodnotí, že studie se od původního plánu neodchyluje buď vůbec, nebo jen minimálně, je registrovaný report automaticky publikován.

Formát registrovaného reportu má řadu výhod (Chambers 2014; 2022). Nejvýraznější výhody tohoto postupu vyplývají z přesunutí části recenzního řízení (a zpětné vazby z recenzního řízení) do fáze přípravy výzkumu. To vede jednak k eliminaci úmyslné nebo neúmyslné manipulace s daty po jejich sběru a jednak k celkově větší preciznosti práce výzkumníků v přípravné fázi, neboť už v této fázi usilují o přijetí studie vědeckým časopisem. Zároveň mají autoři šanci zapracovat návrhy recenzentů do plánu studie ještě před realizací nevratných kroků (tj. sběru dat), což zvyšuje kvalitu výzkumu (Lloyd a Chambers, 2024). Navíc, tento mechanismus předchází publikačnímu zkreslení (studie přijímány bez ohledu na výsledky; Scheel et al., 2021; Soderberg, 2021). Využití registrovaných reportů má také řadu výhod pro jednotlivé vědce: zvyšuje pravděpodobnost publikování v kvalitních vědeckých časopisech, snižuje pravděpodobnost zamítnutí studie, zvyšuje publikační potenciál začínajících vědců, přesouvá důraz na fázi přípravy a realizaci výzkumu a naopak snižuje stres vědců po sběru dat a při přípravě výstupů (Chambers a Tzavella, 2022).

Formát registrovaných reportů přijaly v roce 2012 jako první časopisy *Cortex* a *Perspectives on Psychological Science* a do roku 2022 je přijalo více než 300 časopisů napříč disciplínami, včetně časopisů *Science*, *Nature* a *PNAS*. Existuje řada variant registrovaných reportů (viz Chambers a Tzavella, 2022). V některých případech probíhá recenzní řízení přímo v časopise (např. registrované reporty v časopisech *Nature*, *Science* a *PNAS*). V jiných případech může být realizováno v rámci dedikované komunity (např. iniciativa *PCI-Registered Reports*, <https://rr.peercommunityin.org/>), která schvaluje registrované reporty pro skupinu spřátelených časopisů (tyto časopisy automaticky nabídnou publikaci schváleného registrovaného reportu), resp. doporučuje články k publikaci v časopisech, které projevíly zájem o tento typ publikací.

Sociologie, replikační krize a otevřená věda

Sociologie se nachází z hlediska replikační krize v paradoxní situaci (Freese, 2007; Freese a Peterson, 2017). Na jedné straně se diskuse o nutnosti replikací objevily v sociologii mnohem dříve než v jiných sociálněvědních disciplínách (Mack, 1951; Rose, 1953; Wilson et al., 1973), na druhou stranu ale zájem o replikace v sociologii spíše klesá (Freese a Peterson, 2017). Není nám známá žádná novější studie replikovatelnosti výsledků v sociologii, ale starší studie z konce šedesátých let odhadovala, že se dařilo replikovat jen 6,6 % vztahů mezi proměnnými ze studií publikovaných ve třech hlavních sociologických časopisech (Wilson et al., 1973). Novější metaanalýza publikací ve třech hlavních časopisech v sociologii (*American Sociological Review*, *American Journal of Sociology*, *The Sociological Quarterly*) poukázala na existenci publikačního zkreslení (s vyšší pravděpodobností publikace statisticky významných výsledků), které vede k tomu, že některé publikované výsledky jsou pravděpodobně chybné (Gerber a Malhotra, 2008).

Větší replikační projekty otevřené vědy jsou v sociologii ojedinělé (výjimkou je např. Breznau et al., 2019). Jedním z důvodů pro tento stav je to, že sociologové podporují a využívají praktiky otevřené vědy méně než jiní sociální vědci (Ferguson et al., 2023). Dobře to ilustruje nedávný pokus C. Younga a A. Horvatha, kteří se pokoušeli o replikaci sociologických studií, ale po oslovení autorů 53 sociologických studií získali přístup pouze k 15 sadám dat a analytických skriptů (28 %), které byly pro takovou replikaci nutné (Young a Horvath, 2015). Hlavními důvody pro tento stav jsou na jedné straně malá institucionální podpora replikací v sociologii (např. časopisy nevyžadují zdůvodnění odmítnutí publikovat materiály, data a analytické skripty a nemají jasné protokoly pro jejich publikaci) a absence akademické kultury (např. znalostí postupů), která by replikace podporovala (Freese a Peterson, 2017).

Hlubší příčiny tohoto stavu zřejmě spočívají v tom, že v sociologii existuje mnohost epistemických kultur, přičemž některé (jako třeba konstruktivisté proudy) zcela odmítají myšlenku replikace jako měřítka hodnoty teorie (Collins, 2016). Replikace v kvalitativním výzkumu má navíc jinou podobu, než jsou obvyklé kvantitativní replikace (viz Freese a Peterson, 2017; Haven a Van Grootel, 2019). Reflexe replikační krize a využití postupů otevřené vědy v sociologii nevyšla zatím v systematickou iniciativu a omezuje se na izolované kritické diskuse těchto problémů (např. Breznau, 2020, 2021; Weeden, 2023).

Předregistrace a registrované reporty v sociologii

Předregistrace mohou v blízké budoucnosti sehrát v sociologii (přinejmenším v té kvantitativní) pozitivní roli (tyto aspekty diskutuje např. Manago, 2023) podobně jako v psychologii nebo v přírodních vědách. V současné době neexistuje žádná iniciativa nebo platforma, které by se speciálně zaměřovaly na předregistraci v sociologii, a sociologické časopisy nezdůrazňují roli předregistrace v rámci recenzních řízení. Tato situace se ale může rychle změnit.

Sociologové mohou pro předregistraci svých projektů využívat existující platformy (např. *Open Science Framework* dostupný na <https://osf.io/>), které jsou zdarma dostupné vědecké komunitě a které se velmi dobře hodí pro předregistraci výzkumných projektů ve společenských vědách. Předregistrace mohou také pokrýt i kvalitativní výzkumné projekty (Haven a Van Grootel, 2019; Haven et al., 2020). Sociologické časopisy mohou vytvořit pobídky pro předregistraci výzkumných projektů tím, že přijmou systém tzv. odznaků (*badges*), které jasně signalizují čtenářům, že daná studie byla předregistrována, že využívá volně dostupná otevřená data anebo že využívá volně dostupné otevřené materiály (Center for Open Science, 2022). Tento systém odznaků dnes využívá více než 200 vědeckých časopisů napříč různými obory. V sociálních vědách jsou nejsilněji zastoupeny psychologické časopisy. Bohužel nám není známo, že by tento systém odznaků převzal nějaký oborový časopis v sociologii.

Publikační provoz v sociologii mohou pozitivně ovlivnit také registrované reporty (přehled uvádí např. Manago, 2023). Hlavní sociologické časopisy (*American Sociological Review*, *Annual Review of Sociology*, *American Journal of Sociology*) však zatím formát registrovaných reportů nenabízejí, a pokud je nám známo, tak využívání registrovaných reportů v sociologii nebylo ani systematicky zmapováno. Sociologické časopisy mohou např. navázat spolupráci s existujícími komunitami zaměřenými na registrované reporty (*PCI-Registered Reports*) a využít jejich know-how a infrastrukturu při zavádění formátu registrovaných reportů.

Závěr

V tomto příspěvku jsme stručně představili, jak hnutí otevřené vědy reaguje na krizi replikovatelnosti ve vědě. Podrobněji jsme představili dva postupy otevřené vědy – předregistrace a registrované reporty – které mění výzkumné a publikační postupy ve vědě.

Poukázali jsme na fakt, že pozice sociologie je vzhledem k problematice replikovatelnosti a otevřené vědy ambivalentní. Na jedné straně se jedny z prvních pokusů reflektovat problém replikovatelnosti objevují právě v sociologii a volání po větší replikovatelnosti výzkumu v sociologii se periodicky opakuje. Na druhé straně je v současnosti problematika replikovatelnosti reflektována v sociologii méně než v příbuzných sociálněvědních disciplínách. Tomu odpovídá daleko menší podpora a využívání postupů otevřené vědy v sociologii.

Malá reflexe krize replikovatelnosti a malé využívání postupů otevřené vědy v sociologii mají své hlubší příčiny v existenci paralelních epistemických komunit, z nichž některé odmítají kritérium replikovatelnosti pro hodnocení kvality vědeckých výsledků. Na druhou stranu je ale zřejmé, že krize replikovatelnosti ovlivňuje minimálně kvantitativní sociologický výzkum a že postupy otevřené vědy mohou být v tomto typu výzkumu snadno využity.

Prvním krokem k většímu rozšíření postupů otevřené vědy v sociologii, jako jsou předregistrace a registrované reporty, by mohlo být posílení institucionální podpory těchto praktik, jako se to děje v příbuzných disciplínách. Sociologické časopisy by např. mohly nabídnout formát registrovaných reportů, mohly by přijmout systém odznaků pro označování atributů otevřené vědy v publikovaných studiích a mohly by zahrnout předregistrace jako kritérium hodnocení kvality rukopisů. Tyto kroky by současně podporovaly vznik komunity otevřené vědy zaměřené na sociologická témata. Takové komunity mohou následně iniciovat vlastní výzkumné projekty zaměřené na problematiku otevřené vědy a metavědy a poskytovat své know-how např. právě v rámci recenzí sociologických studií. Jiným důležitým krokem by mělo být začlenění postupů otevřené vědy a problematiky replikovatelnosti do vzdělávacích programů v sociologii.

Praktiky otevřené vědy a zvláště předregistrace a registrované reporty možná nejsou vhodné pro všechny typy sociologického výzkumu. Je ale pravděpo-

dobné, že v blízké budoucnosti se dočkáme daleko širšího využití těchto postupů v kvantitativní sociologii a že zde sehrají stejnou transformační roli jako v jiných společenských vědách.

Jan Urban
Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova, Praha
Ústav pro výzkum globální změny, Akademie věd ČR, Praha
jan.urban@czp.cuni.cz
ORCID: 0000-0003-3754-459X

Veronika Anna Černá
Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova, Praha
ORCID: 0009-0006-7553-1393

<https://doi.org/10.13060/csr.2024.011>

Literatura

- Baker, M. (2016). 1,500 scientists lift the lid on reproducibility. *Nature*, 533(7604), 452–454.
<https://doi.org/10.1038/533452a>
- Bezjak, S., Clyburne-Sherin, A., Conzett, P., Fernandes, P., Görögh, E., Helbig, K., ... Heller, L. (2018). *Open Science Training Handbook*. Zenodo.
<https://doi.org/10.5281/ZENODO.1212496>
- Breznau, N. (2020, 6. října). *Open science in sociology. What, why and now* [Billet]. CrowdId.
<https://crowdid.hypotheses.org/401>
- Breznau, N. (2021). Does Sociology Need Open Science? *Societies*, 11(1), 9.
<https://doi.org/10.3390/soc11010009>
- Breznau, N., Rinke, E. M., Wuttke, A., Adem, M., Adriaans, J., Alvarez-Benjumea, A., ... Nguyen, H. H. V. (2019). *The Crowdsourced Replication Initiative: Investigating Immigration and Social Policy Preferences. Executive Report* [Preprint]. SocArXiv.
<https://doi.org/10.31235/osf.io/6j9qb>
- Camerer, C. F., Dreber, A., Holzmeister, F., Ho, T.-H., Huber, J., Johannesson, M., ... Wu, H. (2018). Evaluating the replicability of social science experiments in Nature and Science between 2010 and 2015. *Nature Human Behaviour*, 2(9), 637–644.
<https://doi.org/10.1038/s41562-018-0399-z>
- Center for Open Science. (2022, 28. dubna). *Open Science Badges Are Going Viral*.
<https://www.cos.io/blog/our-open-science-badges-viral>
- Collins, H. (2016). Reproducibility of Experiments: Experimenters' Regress, Statistical Uncertainty Principle, and the Replication Imperative. In H. Atmanspacher a S. Maasen (eds.), *Reproducibility: Principles, Problems, Practices, and Prospects* (s. 65–82). John Wiley & Sons, Inc. <https://doi.org/10.1002/9781118865064.ch4>
- David, P. A. (2004). Understanding the emergence of 'open science' institutions: Functionalist economics in historical context. *Industrial and Corporate Change*, 13(4), 571–589. <https://doi.org/10.1093/icc/dth023>
- European Commission. (2023, 10. února). *Open Science—European Commission*.

- https://research-and-innovation.ec.europa.eu/strategy/strategy-2020-2024/our-digital-future/open-science_en
- Fanelli, D. (2010). 'Positive' Results Increase Down the Hierarchy of the Sciences. *PLoS ONE*, 5(4), e10068. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0010068>
- Ferguson, J., Littman, R., Christensen, G., Paluck, E. L., Swanson, N., Wang, Z., ... Pezzuto, J.-H. (2023). Survey of open science practices and attitudes in the social sciences. *Nature Communications*, 14(1), 5401. <https://doi.org/10.1038/s41467-023-41111-1>
- Freese, J. (2007). Replication Standards for Quantitative Social Science: Why Not Sociology? *Sociological Methods & Research*, 36(2), 153–172. <https://doi.org/10.1177/0049124107306659>
- Freese, J. a Peterson, D. (2017). Replication in Social Science. *Annual Review of Sociology*, 43(1), 147–165. <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-060116-053450>
- Gerber, A. S. a Malhotra, N. (2008). Publication Bias in Empirical Sociological Research: Do Arbitrary Significance Levels Distort Published Results? *Sociological Methods & Research*, 37(1), 3–30. <https://doi.org/10.1177/0049124108318973>
- Gong, K. (2022). Open science: The science paradigm of the new era. *Cultures of Science*, 5(1), 3–9. <https://doi.org/10.1177/20966083221091867>
- Haroz, S. (2022). *Comparison of Preregistration Platforms* [Preprint]. MetaArXiv. <https://doi.org/10.31222/osf.io/zry2u>
- Haven, T. L. a Van Grootel, Dr. L. (2019). Preregistering qualitative research. *Accountability in Research*, 26(3), 229–244. <https://doi.org/10.1080/08989621.2019.1580147>
- Haven, T., Rosenblatt, F., Pineiro, R. a Kern, F. G. (2020, 10. prosince). *Qualitative Preregistration*. <https://www.cos.io/blog/qualitative-preregistration>
- Head, M. L., Holman, L., Lanfear, R., Kahn, A. T. a Jennions, M. D. (2015). The Extent and Consequences of P-Hacking in Science. *PLOS Biology*, 13(3), e1002106. <https://doi.org/10.1371/journal.pbio.1002106>
- Howick, J., Koletsis, D., Ioannidis, J. P. A., Madigan, C., Pandis, N., Loef, M., ... Schmidt, S. (2022). Most healthcare interventions tested in Cochrane Reviews are not effective according to high quality evidence: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 148, 160–169. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2022.04.017>
- Chambers, C. D. a Tzavella, L. (2022). The past, present and future of Registered Reports. *Nature Human Behaviour*, 6(1), 29–42. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01193-7>
- Chambers, C. (2017). *The Seven Deadly Sins of Psychology: A Manifesto for Reforming the Culture of Scientific Practice*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400884940>
- Chubin, D. E. (1985). Open Science and Closed Science: Tradeoffs in a Democracy. *Science, Technology, & Human Values*, 10(2), 73–80. <https://doi.org/10.1177/016224398501000211>
- Ioannidis, J. P. A. (2005). Why Most Published Research Findings Are False. *PLoS Medicine*, 2(8), e124. <https://doi.org/10.1371/journal.pmed.0020124>
- Kerr, N. L. (1998). HARKing: Hypothesizing After the Results are Known. *Personality and Social Psychology Review*, 2(3), 196–217. https://doi.org/10.1207/s15327957pspr0203_4
- Lakens D. (2019). The value of preregistration for psychological science: A conceptual analysis. *Japanese Psychological Review*, 62(3), 221–230. https://doi.org/10.24602/sjpr.62.3_221
- Lloyd, K. E. a Chambers, C. D. (2024). Registered Reports: benefits and challenges of implementing in medicine. *British Journal of General Practice*, 74(739), 58–59. <https://doi.org/10.3399/bjgp24X736185>

- Mack, R. W. (1951). The Need for Replication Research in Sociology. *American Sociological Review*, 16(1), 93. <https://doi.org/10.2307/2087978>
- Manago, B. (2023). Preregistration and Registered Reports in Sociology: Strengths, Weaknesses, and Other Considerations. *The American Sociologist*, 54(1), 193–210. <https://doi.org/10.1007/s12108-023-09563-6>
- Mellor, D. T., DeHaven, A. C., Pfeiffer, N., Lowrey, O. a Call, M. (2016). *Templates of OSF Registration Forms*. <https://osf.io/zab38/>
- Merton, R. K. (1942). A note on science and democracy. *Journal of Legal and Political Sociology*, 1, 115–126.
- Munafò, M. R., Nosek, B. A., Bishop, D. V. M., Button, K. S., Chambers, C. D., Percie du Sert, N., ... Ioannidis, J. P. A. (2017). A manifesto for reproducible science. *Nature Human Behaviour*, 1(1), 0021. <https://doi.org/10.1038/s41562-016-0021>
- Nielsen, M. A. (2012). *Reinventing Discovery: The New Era of Networked Science*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.1515/9781400839452>
- Nosek, B. A., Ebersole, C. R., DeHaven, A. C. a Mellor, D. T. (2018). The preregistration revolution. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(11), 2600–2606. <https://doi.org/10.1073/pnas.1708274114>
- Open Science Collaboration. (2012). An Open, Large-Scale, Collaborative Effort to Estimate the Reproducibility of Psychological Science. *Perspectives on Psychological Science*, 7(6), 657–660. <https://doi.org/10.1177/1745691612462588>
- Open Science Collaboration. (2015). Estimating the reproducibility of psychological science. *Science*, 349(6251), aac4716. <https://doi.org/10.1126/science.aac4716>
- Rose, A. M. (1953). Generalizations in the Social Sciences. *American Journal of Sociology*, 59(1), 49–58. <https://doi.org/10.1086/221266>
- Scheel, A. M., Schijen, M. R. M. J. a Lakens, D. (2021). An Excess of Positive Results: Comparing the Standard Psychology Literature With Registered Reports. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 4(2). <https://doi.org/10.1177/25152459211007467>
- Serra-Garcia, M. a Gneezy, U. (2021). Nonreplicable publications are cited more than replicable ones. *Science Advances*, 7(21), eabd1705. <https://doi.org/10.1126/sciadv.abd1705>
- Soderberg, C. K., Errington, T. M., Schiavone, S. R., Bottesini, J., Thorn, F. S., Vazire, S., ... Nosek, B. A. (2021). Initial evidence of research quality of registered reports compared with the standard publishing model. *Nature Human Behaviour*, 5, 990–997. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01142-4>
- Stanley, T. D., Carter, E. C. a Doucouliagos, H. (2018). What meta-analyses reveal about the replicability of psychological research. *Psychological Bulletin*, 144(12), 1325–1346. <https://doi.org/10.1037/bul0000169>
- Toth, A. A., Banks, G. C., Mellor, D., O'Boyle, E. H., Dickson, A., Davis, D. J. a Borns, J. (2021). Study preregistration: An evaluation of a method for transparent reporting. *Journal of Business and Psychology*, 36, 553–571. <https://doi.org/10.1007/s10869-020-09695-3>
- van den Akker, O. R., van Assen, M. A. L. M., Bakker, M., Elsherif, M., Wong, T. K. a Wicherts, J. M. (2023). Preregistration in practice: A comparison of preregistered and non-preregistered studies in psychology. *Behavior Research Methods*. <https://doi.org/10.3758/s13428-023-02277-0>
- Wagenmakers, E.-J., Wetzels, R., Borsboom, D., Van Der Maas, H. L. J. a Kievit, R. A. (2012). An Agenda for Purely Confirmatory Research. *Perspectives on Psychological Science*, 7(6), 632–638. <https://doi.org/10.1177/1745691612463078>

- Weeden, K. A. (2023). Crisis? What Crisis? Sociology's Slow Progress Toward Scientific Transparency. *Harvard Data Science Review*, 5(4).
<https://doi.org/10.1162/99608f92.151c41e3>
- Wilson, F. D., Smoke, G. L. a Martin, J. D. (1973). The Replication Problem in Sociology: A Report and a Suggestion. *Sociological Inquiry*, 43(2), 141–149.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-682X.1973.tb00711.x>
- Young, C. a Horvath, A. (2015, 11. srpna). *Sociologists need to be better at replication*. Orgtheory.Net. <https://orgtheory.wordpress.com/2015/08/11/sociologists-need-to-be-better-at-replication-a-guest-post-by-cristobal-young/>

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i.,
vydal

BYDLENÍ MLADÝCH V DOBĚ KRIZE

Petr Gibas a kol.

Jednou z řady krizí, které v současnosti čelí – nejen česká – společnost, je i krize bydlení.

Ceny bytů a domů, ale i nájmu raketově rostou a bydlení se stává stále hůře dostupným.

Možnost pořídit či zajistit si bydlení se přidává k řadě dalších omezení, jež se propisují do již existujících společenských nerovností a dále je prohlubují. Zároveň se nedostupnost bydlení stává palčivým problémem zejména, i když nikoli výhradně pro mladé lidi, kteří se ocitají v životní situaci, kdy chtějí či potřebují bydlet – sami či v rámci zakládané rodiny.



Jak na tuto skupinu tzv. mladých dospělých dopadá krize bydlení? Jak se k bydlení staví, jak si jej představují a plánují? A jak do představ a plánů promlouvá právě rostoucí nedostupnost bydlení? Jak tato nedostupnost ovlivňuje představy o tom, kdo je a kdo má být za zajištění bydlení zodpovědný? A jak jsme se do situace krize bydlení vůbec dostali a jak na ni reagujeme, ať již jako společnost, nebo jako jednotlivci?

Na tyto a podobné otázky odpovídá kniha určená nejen odborné, ale hlavně širší poučené veřejnosti. Představuje výsledky několikaletého sociologického výzkumu přístupným jazykem tak, aby byla zajímavá jak pro odborníky, tak pro zainteresovanou veřejnost, jako je novinářská obec, studující (na vysokých školách), politická reprezentace a státní správa či samospráva, ale také všichni ti, kteří mají zájem porozumět současné situaci krize bydlení a tomu, jak dopadá (nejen) na mladé lidi.



Sociologický ústav
Akademie věd ČR

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i.

Praha 2022

112 s.

ISBN (print) 978-80-7330-390-7

ISBN (pdf) 978-80-7330-391-4

Eva M. Hejzlarová, Magdalena Mouralová, Martina Štěpánková Štýbrová (eds.): *Fantastická data ve veřejné politice a jak je využít*
Praha, Nakladatelství Karolinum 2023, 538 s.

Kniha *Fantastická data ve veřejné politice a jak je využít* (dále jen *Fantastická data*) je další z řady metodologických učebnic, které byly v posledních letech sepsány a publikovány. *Fantastická data* jsou specifická v tom, že se nezaměřují na celý proces plánování a realizace sociálněvědního výzkumu, ale na jednu jeho specifickou část: na získávání, vytváření a sběr dat. Od těchto dvou úvodních vět se odvíjí hned moje první doporučení čtenáři: *Fantastická data* je potřeba číst a používat v kombinaci s dalšími metodologickými učebnicemi v sociálních vědách. Editorky na to samy upozorňují a v úvodní kapitole čtenáři nabízí užitečný přehled metodologických učebnic ve společenských vědách. Zároveň v rámci své pečlivé rešerše identifikují otázku získávání dat jako největší bílé místo stávajících učebnic. Ty se převážně věnují širším tradicím a strategiím společenskovědního výzkumu (vč. jeho epistemologických a ontologických východisek), obecnějším metodologiím (výzkumným designům) a konkrétním metodám analýzy dat. Stávající metodologické učebnice si kladou otázku, jak můžeme data využít (analyzovat) a tak nějak předpokládají, že si čtenář umí sehnat data sám.

Na českém trhu doposud chyběla učebnice věnující se primárně způsobům získávání (vytváření/sběru) dat. Učebnice s takto úzce vymezenou rolí má smysl z několika praktických i principiálních (metodologických) důvodů. Za prvé, otázka získávání dat je důležitým bodem výzkumného projektu (výzkumného rámce) a velkou praktickou výzvou zejména pro studenty a začínající badatele. Učebnice poskytující přehled různých způsobů získávání dat pomůže studentům a badatelům při pláno-

vání výzkumu – dozvědí se, jak je možné různé typy dat získávat a jaká data jsou pro ně dosažitelná. Při samotném sběru dat jim potom konkrétní kapitola poslouží jako praktický návod a vodítko. Za druhé, otázka způsobu získávání dat je do určité míry nezávislá na způsobu jejich využití (metodě analýzy). Neplatí to samozřejmě absolutně – například zúčastněné pozorování je úzce spjato s etnografií jakožto konkrétní metodologií. Na druhou stranu takové rozhovory, dotazníky či oficiální dokumenty veřejných institucí (legislativa, rozsudky) můžeme v různých obdobích použít v široké škále metodologií, počínaje etnografií, diskurzivní analýzou, obsahovou analýzou přes sledování procesu a srovnávací případovou studii až po statistickou analýzu.

Z úvodní kapitoly (a jejich přehledových tabulek) je zřejmé, že hlavní přínos *Fantastických dat* spočívá právě v tom, že se soustřeďuje (takřka výlučně) na získávání dat a že nabízí (téměř kompletní) přehled různých způsobů získávání dat. Ve skutečnosti se kniha mohla jmenovat „*Fantastická data a kde je najít*“ a s tímto očekáváním by měli ke knize přistupovat i její čtenáři a uživatelé. Kdo je vlastně oním čtenářem a uživatelem? Přiznám se, že já sám jsem byl zpočátku na pochybách, jestli si mohu jakožto člověk z politických věd (evropská studia a mezinárodní vztahy) troufnout na recenzi učebnice, která má v názvu „veřejná politika“. Z obsahu knihy je zřejmé, že se primárně orientuje na získávání dat, která jsou využitelná v rámci veřejněpolitického výzkumu. Nicméně škála způsobů získávání (vytváření, sběru) dat, kterým se *Fantastická data* věnují, je poměrně široká a kniha tak najde využití i v dalších oborech. S klidným svědomím mohu *Fantastická data* doporučit všem studentkám a studentům ostatních společenských věd, kteří řeší praktickou otázku, jak a kde pro svůj výzkum získat potřebná vstupní data.

Snaha nabídnout čtenáři praktický návod pro získávání dat je patrná z editorské

práce a uvození celé knihy, ze stylu psaní a z obsahu jednotlivých kapitol. V úvodu knihy na čtenáře čeká nejenom obligátní představení struktury celé učebnice, ale i šikovný návod, jak knihu číst, jak ji používat ve výzkumu nebo při výuce metodologií. Líbí se mi i rozcestník, který tápajícího čtenáře nasměruje na další učebnice metodologií a analytických metod. Celá kniha je psána přístupným a srozumitelným stylem. Je poměrně dlouhá (15 kapitol seskupených do pěti částí), editorky ale vyvinuly maximální snahu, abychom se v ní jako čtenáři neztratili. Provází nás celou knihou – čas od času se ke čtenáři připojí a připomenou mu, ve které části knihy se nachází a co může od dalšího úseku očekávat. Na závěr každé z kapitol autorky a autoři zařadili příklady výzkumu využívajícího daný typ dat. Vedle příkladů výzkumu zde ovšem najdeme i „příběhy výzkumů“, ve kterých autorky a autoři sdílí své osobní zkušenosti, praktická doporučení i překážky, kterým čelili v reálném světě při shánění fantastických dat pro svůj výzkum. Skvělá věc, která činí celou učebnici přístupnější pro čtenáře a která ilustruje metodologické poučky na živém výzkumu realizovaném živými lidmi.

Jaké způsoby získávání dat tedy ve *Fantastických datech* najdeme? Za užitečné považuji členění podle vztahu výzkumníka k datům. Pod obecným pojmem získávání dat se totiž může skrývat „vytváření dat“ výzkumníkem, „spoluvytváření dat“ výzkumníkem, „shromažďování dat“, která vytvořili nebo posbírali jiní výzkumníci. V neposlední řadě můžeme mluvit o „sběru dat“, která vytvořili aktéři mimo akademickou sféru (veřejné instituce, média) za jiným účelem, než je výzkum (např. legislativa vytvořená za účelem vládnutí).

Co se týče vytváření či spoluvytváření dat v přímé interakci se zkoumanými subjekty, kniha pokrývá zúčastněné pozorování, expertní rozhovory a fokusní skupinu. Všechny tyto způsoby získávání (vytváření) dat jsou začleněny do jedné kapitoly

(kapitola 1) a s výjimkou expertních rozhovorů jsou pokryty pouze dílčími příklady („příběhy“) z výzkumné praxe. Ano, samotné „příběhy“ vytváření dat formou pozorování, rozhovorů, fokusních skupin či deníkových záznamů jsou zajímavým doplňkem a inspirací pro ty z nás, kteří se rozhodnou některý z těchto způsobů získávání dat využít. Na druhou stranu postrádám systematictější představení zúčastněného pozorování, rozhovorů, fokusních skupin a dotazníkového šetření v samostatných kapitolách. Editorky sice argumentují dostatečným pokrytím těchto způsobů získávání dat v existujících učebnicích, z důvodů uvedených výše se ale domnívám, že *Fantastická data* by měla mít ambici pokrýt co nejširší spektrum různých způsobů získávání dat. Třeba i za cenu zaangažování dalších autorů a využití jejich starších textů (kapitol v jiných učebnicích).

Co se týče shromažďování dat vytvořených jinými výzkumníky, kniha se věnuje dvěma typům těchto dat: (1) sociálněvědním datovým archivům (kapitola 11) a (2) výsledkům sociálněvědního výzkumu (kapitola 12). Využívání již existujících dat z jiných výzkumných projektů je legitimním a někdy i doporučenímhodným způsobem, jak získat vhodná data pro svůj projekt. Studenti mnohdy ani netuší, že se na internetu schovávají poklady v podobě archivů sociálněvědních dat, které jim dokážou ušetřit spoustu práce a trápení. Kromě těch velkých datových archivů, zmíněných v kapitole 11, existuje řada dalších, specifických pro jednotlivé disciplíny a tematické oblasti. Nebylo v silách autorů je všechny pokrýt. Povedlo se jim ale shrnout přínosy i úskalí použití „cizích“ dat a jejich postřehy jsou relevantní bez ohledu na to, v jaké disciplíně se pohybujeme a jaký datový archiv máme před sebou. Druhým typem dat, se kterým můžeme pracovat, jsou výsledky cizího výzkumu. To známe všichni ze své výzkumné praxe: využíváme výsledky několika málo relevantních výzku-

mů jako svébytné doplňkové „vstupy“ (sekundární zdroje) pro svůj vlastní výzkum. Kapitola 12 ale pojednává o něčem trochu jiném – o využití výsledků desítek a stovek výzkumných projektů, které jsou jediným „vstupem“ pro náš vlastní výzkum. V tomto případě už asi ani nemá smysl mluvit o „rešerši“ literatury, ale o „těžbě“ výsledků výzkumů z databází vědeckých článků, při které nám asistují počítačové programy a do budoucna i umělá inteligence.

Podstatnou část *Fantastických dat* tvoří kapitoly věnující se získávání (sběru) dat, která vytvořili aktéři mimo akademickou sféru za jiným účelem, než je výzkum. Sem můžeme zařadit data vyprodukovaná širokou škálou původců dat: veřejnými institucemi České republiky a jiných států, veřejnými institucemi Evropské unie a dalších mezinárodních institucí, nevládními organizacemi, tradičními médii, platformami sociálních médií a jinými soukromými společnostmi. Tyto instituce a aktéři produkují a shromažďují data primárně za nevýzkumným účelem (typicky za účelem vládnutí nebo za účelem tvorby zisku).

Veřejné instituce, média či jiné soukromé společnosti produkují nejrůznější typy fantastických dat, která můžeme s úspěchem využít. Nejčastěji nás zajímají kvantitativní data (statistické informace), textová data (legislativa, rozsudky, stenozáznamy jednání, články či jiné výstupy tradičních a sociálních médií), audiovizuální data (záznamy jednání, archivy televizního a rozhlasového vysílání, podcasty, videa a fotografie na sociálních sítích) či prostorová data. Z výše uvedeného výčtu různých původců dat a typů dat se recenzovaná učebnice soustřeďuje na sběr textových dokumentů (legislativu, rozsudky) produkovaných státními institucemi (viz kapitoly 2, 3 a 4) – což dává smysl s ohledem na zaměření na veřejnou politiku. Jako čtenář a uživatel od knihy očekávám, že v ní najdu odpověď na praktické otázky, kde mám dokumenty (legislativu, rozsudky) hledat a jak se k nim dostat. Odpověď se v kapito-

lách 2, 3 a 4 nakonec dozvím, ale musím si postesknout, že ta fantastická zvířata (data a návody, jak se k nim dostat) se někdy schovávají za křovím.

S ohledem na účel této učebnice je nadbytečné rozepisovat se o procesu vzniku jednotlivých dokumentů (legislativy a rozsudků) a o jednotlivých institucích, které se na jejich vzniku podílí. V krajním případě se může stát, že čtenáře zahltneme banálními informacemi o institucích EU, ale neřekneme mu skoro nic o tom, jak by se mohl k dokumentům EU dostat. Chybí alespoň stručný návod na vyhledávání v EUR-Lexu či zmínka o tom, že právníká databáze ASPI (představená v jedné z předcházejících kapitol) pokrývá kromě české legislativy i Úřední věstník EU a rozsudky SDEU. K tomu, aby byla *Fantastická data* dokonalá, dále postrádám samostatnou kapitolu věnovanou datovým archivům (statistických a prostorových dat) poskytovaným státními či mezinárodními institucemi (například Českým statistickým úřadem, Eurostatem či OECD) a samostatnou kapitolu s návody, doporučeními a zkušenostmi s vyhledáváním dat ve fyzických archivech.

Naopak bych si dovolil vyzdvihnout a vychválit kapitolu 6. Ne každý z nás sbírá data prostřednictvím zákona o svobodném přístupu k informacím. Pokud ale mezi takové badatele patříte, bude pro vás kapitola 6 neocenitelným rádcem a pomocníkem. Dozvíte se, jak postupovat a čeho se vyvarovat při podávání žádosti o přístup k informacím i praktické zkušenosti (dobré i špatné) ostatních badatelů.

Mediální data produkovaná tradičními a sociálními médii jsou dalším důležitým vstupním materiálem pro výzkum ve veřejné politice, v politických vědách a ostatních společenskovědních disciplínách. Výstupům tradičních médií se věnuje kapitola 7. Je přehledná a dobře zpracovaná, přestože byla problematika získávání mediálních dat poněkud upozaděna na úkor diskuse o metodě mediální analýzy a jejich

teoretických východiscích. Data ze sociálnych médií pokrýva kapitola 8. Oceňuji širší diskusii o etických aspektech, identite aktérů a neprůhlednosti sociálních sítí a jejich algoritmů. Chybí mi ale praktický návod na strojové sbírání (těžbu) dat pro výzkumné účely a upozornění na překážky, se kterými se musíme popasovat. Těžba dat ze sociálních sítí není tak jednoduchá, jak by se mohlo na první pohled zdát. Sociální média jsou v rukou soukromých společností a jejich (legitimní) snaha o maximalizaci zisku se bohužel projevuje v postupném omezování přístupu k jejich API rozhraní pro výzkumné účely.

Jak jsem se zmínil v úvodu této recenze, hlavní smysl a přínos *Fantastických dat* pro čtenáře vidím v tom, že poskytují přehled způsobů, jak můžeme získat (vytvořit či sesbírat) data pro svůj společenskovední výzkum. Tomuto hlavnímu účelu se poněkud vymykají čtyři kapitoly věnující se obsahové analýze (kapitola 9), kritické analýze diskurzu (kapitola 10), komparativní analýze (kapitola 13) a sledování procesu (kapitola 14). Všechny čtyři kapitoly jsou zpracovány kvalitně, odpovídají ale na jinou otázku (jak můžeme data využít a analyzovat) a své místo by si našly v jiné (samostatné) učebnici metodologií výzkumu, respektive metod analýzy dat.

Vít Beneš
Metropolitní univerzita Praha
vit.benes@mup.cz

Jan Keller: *Současná francouzská sociologie*

Praha, Nakladatelství Karolinum / Sociologické nakladatelství (SLON), 2022, 369 s.

Najnovšia kniha Jana Kellera môže u prípadných záujemcov vyvolať niekoľko nedorozumení. Prvým môže byť očakávanie, že ide o reedíciu skript, ktoré pod rovnakým názvom vyšli v Brne na Univerzite

J. E. Purkyně (v rámci Štátneho pedagogického nakladateľstva so sídlom v Prahe) v roku 1989. Rozsah aktuálnej knihy (takmer 400 strán) a najmä obsah ukazujú, že ide o úplne nové dielo, opierajúce sa o publikácie vydané vo Francúzsku najmä po roku 1990. No treba zdôrazniť, že obsahový presah ide až k publikáciami z obdobia po druhej svetovej vojne, v ojedinelých prípadoch ešte ďalej, až na začiatok 20. storočia. Čo bolo súčasné v roku 1989, už je po vyše tridsiatich rokoch už skôr dejinami, preto nemá zmysel novú knihu spájať so staršími rovnomennými skriptami. Dnešná súčasnosť, a tej sa podrobne Keller venuje, je predsa len aktuálnejšia a kniha rieši témy a opiera sa aj o knihy, ktoré sú už súčasťou 21. storočia.

Druhým možným nedorozumením môže byť očakávanie, že ide o knihu mapujúcu kľúčové postavy francúzskej sociológie, prípadne aktuálne teórie, ktoré hýbu súčasným akademickým svetom vo Francúzsku. Toto očakávanie je naplnené len čiastočne, sám autor už v úvode prvej kapitoly vysvetľuje, čo je jadrom jeho diagnózy doby. „Na prehľade vybraných sociologických disciplín rozvíjaných francúzskymi bádateľmi sa pokúsime ukázať, že vo vývoji súčasnej vyspelej spoločnosti sa vyskytuje síce množstvo problémov, nič však nenasvedčuje o tom, že by sa vymykali nápatiam, ktoré tu existujú od vzniku modernity, či dokonca, že by ohlasovali jej koniec. Postupne tak prevedieme čitateľa problematikou sociálnej štruktúry, otázkami práce a zamestnania, štúdiom formálnych organizácií, výsledkami bádania o škole a vzdelávaní, rodine a príbuzenstve, meste a bývaní.“ (s. 21) K tomuto treba ešte doplniť, že neskôr autor rozširuje okruh autorov aj na pôvodne nefrancúzskych autorov, ktorí však pôsobili vo Francúzsku, alebo ovplyvnili debaty vo francúzskej sociológii (ako napr. Manuel Castells).

Autor však priznáva aj obmedzenia práce a zdôrazňuje, že takáto práca nie je schopná obsiahnuť sociologickú produk-

ciu vo Francúzsku v celej jej šírke. Opomíňa okrem iných situácií v oblasti politickej sociológie, v oblasti sociológie zdravia a nemoci, v sociológii médií, v sociológii náboženstva, sociológii umenia alebo sociológii vedy. Upresňuje, že sa zameriava primárne na vývoj sociálnej štruktúry a na oblasti, ktoré sú s týmto vývojom najužšie späté a v ktorých sa premeny spoločnosti bezprostredne odrážajú (poznámka pod čiarou, s. 21).

Napriek takémuto vymedzeniu predmetu a obsahu knihy je však kniha veľmi komplexnou reflexiou súčasnej francúzskej sociológie. Dajú sa v nej síce nájsť aj presahy k aktuálnym teoretikom a taktiež k takým všeobecným sociologickým témam, ako sú industriálna a postindustriálna spoločnosť, národné spoločnosti verzus globálna spoločnosť, modernita, postmodernita či hypermodernita (v prvej kapitole), alebo problém holizmu a individualizmu (a individualizácie) v záverečnej ôsmej kapitole. Pri zachovaní tematického vymedzenia na klasické témy sociológie predsa len zasadzuje tieto témy do aktuálnych sociologických debát.

Ďalšou oceneniahodnou charakteristikou knihy je fakt, že sa nezameriava na práce len najvýznamnejších postáv francúzskej sociológie, zvyčajne koncentrovaných na akademických inštitúciách v Paríži, ale prezentuje výsledky prác aj globálne neznámych akademikov, pôsobiacich na menších univerzitách po celom Francúzsku. Decentralizácia optiky prináša oveľa plastickejší a vnútorne veľmi rôznorodý obraz na premeny štruktúry francúzskej spoločnosti v celom 20. a na začiatku 21. storočia.

Napriek tomu, že nejde primárne o učebnicu, je ako učebnica použiteľná, čomu pomáha aj premyslená štruktúra každej z kapitol. V každej po uvedení témy a naznačení hlavných tendencií vývoja spoločnosti v konkrétnej prezentovanej oblasti predstavuje autor najznámejšie výskumy a analýzy z každej popísanej sféry a na

konci každej necháva časť na „ďalšie premýšľanie“, kde zhŕňa spory a diskusie, ktoré sa pri reflexii uvedených oblastí vedú.

Prezentovať knihu ako učebnicu by však bolo zjednodušujúce a nevystihlo by to aj inšpiratívnosť pre akademikov, ktorý sa všetkými uvedenými témami zaoberajú. Kelleroz prístup je totiž práve tým, ako sa sústreďuje na prezentácie rôznych empirických výskumov a ich vyhodnocovanie, odlišný od učebníc a ide akoby o súbor analytických štúdií ku každej z uvedených tém.

V stredoeurópskom priestore posledných dvoch dekád je kniha tiež výnimočná tým, že sa sústreďuje na tradíciu a súčasnosť francúzskeho intelektuálneho sveta, ktorý sa pod vplyvom globalizovanej angloamerickej sociológie stal v podstate neviditeľným. A práve francúzska sociológia, spôsobom akým témy analyzuje, využívaním istých metodologických nástrojov a uhlom pohľadu, sa zjavne ukazuje ako vhodnejšie východisko pri analýze súčasnej českej aj slovenskej spoločnosti, ktoré čelia od začiatku 20. storočia podobným štrukturálnym zmenám, no aj podobnej tradícii pôvodne silného a byrokratizovaného štátu. Podľa Kellera má totiž práve francúzska sociológia pre rozbor fungovania modernity najvhodnejšie vlastnosti. „Ako jediná disponuje už od polovice päťdesiatych rokov 20. storočia nástrojom na zachytenie premien sociálnej štruktúry. Tento nástroj má podobu registra socioprofesionálnych kategórií a umožňuje okrem zmien samotnej sociálnej štruktúry sledovať tiež trendy vývoja sociálnej mobility. Zároveň je používaný všetkými čiastkovými sociologickými disciplínami, takže predstavuje jednotný rámec pre skúmanie premien najrôznejších oblastí života súčasnej spoločnosti.“ (s. 12)

Výhodou knihy Jana Kellera je tiež to, že sa nesústreďuje len na prezentáciu autorov a ich výskumov, ktorí sa považujú za sociológov, ale svoj záber rozširuje aj na demografy, štatistiky, geografov, politológov, antropológov, ekonómov, historikov

a podobne, teda na rôzne vedné disciplíny, ktoré riešia tie isté témy ako sociológovia. Táto odborová pluralita však ukazuje na množstvo spoločných konceptuálnych východísk u autorov z rôznych vedných disciplín a ich blízkosť k historicky kľúčovým sociologickým témam. Vidieť vzájomnú poučenosť ľudí z rôznych disciplín, čo Kellera doviedlo k vytvoreniu plodného synergetického efektu, keď sa autori z rôznych disciplín skôr dopĺňajú, alebo korigujú v záveroch. Výsledok nakoniec nepôsobí ako boj nezmieriteľne odlišných optík, ako často vidíme u nás v boji sociologizujúcich prístupov napríklad s ekonomistickými. Samozrejme kompatibilitu, akú v knihe vidíme vo veľkej miere, spôsobila aj syntetizujúca a selektujúca práca autora knihy.

Ako bolo naznačené, kniha má viacero tematických oblastí, ktoré však prepájajú klasické otázky sociálnej štruktúry, zmeny a súdržnosti. Kniha má celkovo osem obsahových kapitol, rozdelených väčšinou do troch podkapitol, kde každá má ešte niekoľko vlastných podkapitol.

Prvá kapitola má skôr charakter úvodu a je to ukážka rôznych pokusov o diagnózu súčasnosti, kde sa autor vysporiada s viacerými už klasickými konceptami (postindustriálna doba, národný štát, globalizácia a podobne) a prístupmi (optimistické či kritické). Obsah tejto kapitoly je asi autormi aj témami najbližší stredoeurópskej sociológii, lebo rieši témy univerzálne, spojené s postindustrializáciou, postmodernizáciou, globalizáciou a úlohou národných štátov, pričom pracuje aj s u nás zatiaľ stále známymi autormi.

Druhá kapitola je pre celú knihu kľúčová, lebo ukazuje na premeny sociálnej štruktúry vo Francúzsku. Nejde v nej len o prezentáciu empirických výskumov, ukazujúcich zmeny v jednotlivých častiach štruktúry, ale ukazuje tu aj na konceptuálne spory o triedenie kategórií (socioprofesijských skupín), ich pomenovávanie a o reflexiu termínu trieda či vrstva. Nielenže vracia do sociológie tieto klasické dilemy,

vracia sa aj k pojmu ľudová vrstva, proletariát, buržoázia a ukazuje aj špecifické problémy takzvaných slobodných povolání v rámci štruktúry spoločnosti. Kapitola končí jednou z najzásadnejších otázok súčasnej sociológie (postmoderná výzva sociológii), otázke o jej súčasnej zmysluplnosti. Tá umožňuje posúdiť, teda potvrdiť alebo vyvrátiť hypotézu, že spoločnosť prešla z vertikálneho usporiadania do usporiadania horizontálneho. To znamená, že životné osudy, spôsob konania a preferencie ľudí prestávajú byť spoluurčované ich sociálnou príslušnosťou, že postupná individualizácia robí väzbu medzi sociálnou štruktúrou a konaním aktérov bezvýznamnú a že pre budovanie osobnostnej identity stráca význam sociálna identita. Tu autor zároveň upozorňuje, že ak by sa potvrdila hypotéza o radikálnom rozchode štruktúry a aktéra, sociológia by stratila podstatnú časť svojich nástrojov analýzy charakteru spoločnosti a jej vývoja, ale stratila by tiež svoje oprávnenie ako samostatná sociologická disciplína. „Prestalo by mať význam skúmať sociálnu mobilitu, lebo získaná sociálna pozícia by nevypovedala nič o životných šanciach toho, kto ju zastáva. Nemalo by význam sledovať vývoj sociálnych nerovností, pretože nerovnosť by bola nahradená nekonečnou rôznosťou. ... Sociológia ako výpoveď o stave a fungovaní spoločnosti by mohla byť nahradená možno psychológiou osobnosti, ale určite by ju nahradila vážne či humorne poňatá beletéria.“ (s. 128) Pre sociológiu v strednej Európe, kde sa záujem o klasické otázky sociológie stále znižuje z tohto vyvstáva otázka, či je u nás sociológia ešte vlastne sociológiou.

Tretia kapitola sa venuje téme práce a zamestnania. Pri tejto tiež už klasickej téme sociologických analýz zaujme asi najviac časť o prekarizácii, ktorá sa do stredoeurópskeho analytického prostredia priniesla najmä cez angloamerických autorov na prelome tisícročí. Keller však ukazuje históriu tohto pojmu aj spôsoby jeho analý-

zy vo Francúzsku už od konca sedemdesiatych rokov 20. storočia a spája pojem s ďalším termínom – pracujúca chudoba. Táto kapitola je zaujímavá najmä podobnosťou procesov oslabovania zamestnaneckých pozícií vo Francúzsku, čo sa veľmi podobá aj situácii v takzvaných postkomunistických krajinách a týmto v podstate robí koncept postkomunizmu irelevantný, keďže vidieť podobné procesy v západnej aj východnej časti súčasnej Európskej únie.

Štvrtá kapitola sa venuje sociológii organizácie, čo pripomína inú staršiu Kellorovu knižku. Obsahom sa však sústreďuje na špecifiká tradície sociológie organizácie vo Francúzsku, kde sa v povojnovom období táto línia oddelila z pôvodne širšie chápanej sociológie práce. Ako uvádza, existuje tu v dvoch základných podobách – ako štúdium fungovania organizácií v oblasti štátnej správy a verejnej sféry a ako štúdium organizácie súkromných firiem. Práve prenikanie foriem riadenia a organizácie súkromných firiem aj do verejného sektora sú ďalším z veľmi inšpiratívnych častí knihy pre reflexiu situácie v stredoeurópskom priestore. A to aj napríklad pri analýze akademického prostredia, keď aj u nás stále intenzívnejšie prenikajú do verejných inštitúcií princípy tzv. nového manažmentu, teda princípy kvantitatívnej evaluácie, inými slovami kultúra vyčísliteľných výsledkov, čo ukazuje na proces postupného presadzovania ekonomizmu do celého sociálneho systému. „Nová doktrína riadenia verejnej sféry vychádza z predpokladu, že verejná správa sú neproduktívne náklady, ktoré je treba minimalizovať znižovaním počtu úradníkov, rastom efektivity práce a privatizáciou.“ (s. 179) Jedným z Kellorových záverov v diskusii je, že sociológia organizácie aj v súčasnosti dokazuje, že priestor pre individuálnu slobodu nie je neohraničený. „Ihrisko je a zostáva hierarchicky usporiadané a platia na ňom pravidlá, ktoré možno síce najrôznejšími spôsobmi využívať, zneužívať a obchádzať, nemožno ich však ľubovoľne konštruovať

a rekonštruovať prakticky z ničoho. Sú výsledkom minulých hier a v nemalej miere predurčujú, kto bude môcť v akom postavení voliť aké ťahy.“ (s. 192)

Piata kapitola sa venuje škole a vzdelaniu a podobne ako predchádzajúce tieto témy zasadzuje do zmien v sociálnej štruktúre francúzskej spoločnosti. Táto kapitola obsahuje aj históriu a popis vytvárania súčasného systému vzdelávania a profesionálnej prípravy vo Francúzsku, čo je vzhľadom na veľmi špecifický model a zložitý systém vzťahov medzi rôznymi druhmi vzdelávania vo Francúzsku neodmysliteľná podmienka zrozumiteľnosti textu. Ide zároveň o kapitolu, ktorá ukazuje dlhú historickú kontinuitu výskumu od počiatkov modernej sociológie vo Francúzsku, zosobnenej Emilom Durkheimom. Jadrom kapitoly je však rozbor rôznych hodnotení demokratizácie školstva v druhej polovici 20. storočia, napríklad Bourdieuho a Boudonových odlišných interpretácií toho istého procesu. V záverečnom zhodnotení sa však Keller zjavne viac prikláňa k Bourdieuho skeptickejšej predstave, že „demokratická škola mení aristokratické privilégiá na meritokratické práva, čím poskytuje zvýhodneným vrstvám to najväčšie zo všetkých privilegií – nevyzerať ako privilegovaní.“ (s. 219)

Šiestou je kapitola o zmenách v rodinnom živote. Táto kapitola je asi najviac štatisticky podložená, no doplnená je aj popisom rôznych špecifických právnych noriem, ktoré rodinný život regulujú. Aj pri tejto téme naznačuje štrukturálne súvislosti rodinného života, teda spätosť sociálnych praktík a vzťahov v rodine a medzi-generačných vzťahov so sociálnym postavením. Ide o najkratšiu kapitolu v rámci knihy, pravdepodobne aj preto, že časť súvisiacich tém je už obsiahnutý v iných kapitolách.

Siedmou kapitolou je popis francúzskej tradície sociológie mesta. Táto kapitola ukazuje ako francúzska sociológia a urbanizmus spätne hodnotia rôzne progra-

my na koncentráciu obyvateľstva do miest a plány urbanizácie Francúzska. A ako došlo k vytvoreniu známeho problému „predmestí“, ktorý poznáme najmä vďaka správam o revoltách a kriminalite, spojených najmä s potomkami prisťahovalcov. Venuje sa aj téme gentrifikácie, ktorý však do francúzskej vedy prišiel z anglofónneho prostredia. Ako celok kapitola poukazuje na stálu aktuálnosť klasických sociologických otázok, ktoré podľa Kellera sprevádzajú francúzsku sociológiu od jej počiatkov – ide o stav sociálnej integrácie a mechanizmy sociálnej regulácie. „Práve na vývoji mesta sa názorne ukazujú trhliny v celistvosti spoločnosti, ktorá sa o sebe domnieva, že je integrovaná do takej miery, že môže slúžiť ako spoľahlivý základ pre začlenenie akéhokoľvek počtu novoprichádzajúcich.“ (s. 280)

Záverečnou ôsmou kapitolou je vyhodnotenie prítomnosti dedičstva E. Durkheima vo francúzskej sociológii až do súčasnosti. Keller to ilustruje na základe prác, ktoré riešia otázku sociálnej súdržnosti (integrácie) a s tým súvisiacich tém, ako je napríklad vylúčenie a reakcie vylúčených na exklúziu, na zhodnotenie krízy integrácie, od čoho prechádza k problému sociálnej regulácie a individualizmu ako súčasti moderného života. Durkheimovo dedičstvo popisuje v samostatnej podkapitole venovanej konceptu *homo sociologicus* a termínu habitus P. Bourdieua. Na príklade tejto teórie ukazuje na možnosti súčasnej sociológie vysporiadať sa s individualizmom ako kánonom modernej spoločnosti.

Táto reflexia človeka sociologického je zároveň aj záverom knihy, ktorá ukazuje na vysokú mieru kontinuity vo francúzskej sociológii od jej počiatkov až do súčasnosti, a to predovšetkým kladením si klasických otázok a využívania kľúčových princípov sociologického uvažovania. Prostredníctvom priblíženia súčasných francúzskych autorov Keller ukazuje nepriamo na silnú inšpiratívnosť zakladateľa modernej francúzskej sociológie Emila Durkheima a na

dôležitosť kritických debát o konceptuálnych a metodologických východiskách sociológie.

Miroslav Tížik

Sociologický ústav SAV, v. v. i., a Pedagogická fakulta Univerzity Komenského v Bratislave
miroslav.tizik@savba.sk

Dashun Wang, Albert-László Barabási:
The Science of Science

Cambridge, Cambridge University Press
2021, 303 s.

Tato kniha reprezentuje shrnutí poznatků nově vznikajícího interdisciplinárního směru science of science (tedy „věda o vědě“), který buduje na tradičnějších oborech sociologie vědy, ekonomii a managementu vědy, filosofii vědy, knihovnických a informačních studiích, bibliometrii a scientometrii a kombinuje je s kvantitativními metodami, často pocházejícími z informatiky či fyziky. Tento nový směr se tedy pokouší o syntézu předchozích disciplín a snaží se nabídnout novou hodnotu skrze kvantitativní zkoumání trendů na velkých datasech pomocí nových statistických metod – možnosti, které se vědecké obci otevřely teprve v posledním desetiletí. Zatímco mnoho výsledků spojovaných s nálepkou science of science má spíše deskriptivní charakter, autoři se již v předmluvě snaží vzbudit naděje, že poznatky tohoto směru budou užitečné pro efektivnější nastavení vědeckých politik, pomohou vědeckým nakladatelstvím lépe rozpoznat a ocenit vědecké přínosy a výzkumníkům samotným pomohou lépe optimalizovat jejich kariéry. Tento interdisciplinární a kvantitativně orientovaný přístup je vidět i na trajektoriích autorů samotných, kteří oba svým výzkumným tréninkem pocházejí z fyziky, přičemž Albert Barabási se dříve proslavil svými objevy v síťové vědě (network science). Možná i to jim umožňuje přistupovat ke zkoumání vědy samotné jiným a originálním způsobem, kdy se snaží

hledat hlavně velké sjednocující vzorce a univerzální zákonitosti v pozadí.

Kniha je strukturována do čtyř hlavních částí: Věda o kariéře, Věda o spolupráci, Věda o dopadu a Výhled do budoucna. V první části se autoři snaží mapovat typický průběh vědecké kariéry, včetně věku, v němž výzkumníci dosahují nejvýznamnějších úspěchů, mechanismů vysvětlujících rozdíly v produktivitě a dopadu vědecké práce a schopnosti predikovat budoucí produktivitu a dopad skrze metriky jako h-index. Dozvíme se například o log-normálních rozloženích v produktivitě, kdy méně než 1% výzkumníků (ti, kteří zvládají publikovat alespoň jeden článek každý rok) vytvoří dohromady 41,7% všech publikací a 87,1% publikací s více než tisícem citací. Dále autoři představují svůj Q-model vysvětlující kariérní úspěch třemi faktory společnými pro všechny výzkumníky: dopad/vliv nápadů, na kterých výzkumník pracuje; schopnost jednotlivce proměnit náhodný nápad v objev; publikační produktivita daného jednotlivce. Tento model je však příkladem jednoho ze širších problémů knihy: místy přílišného redukcionismu. Obraz vědy, který autoři ve své snaze identifikovat velké, univerzálně platné vzorce vysvětlující celou vědeckou aktivitu malují, je sice pozitivní a aspirativní, založený téměř výhradně na meritokracii, avšak nereflextuje příliš věrně sociální realitu vědy jako instituce s mnoha systematickými nerovnostmi. U výše zmíněného modelu například autoři neberou v potaz rozdíly ve výchozích podmínkách či některých potenciálně důležitých demografických faktorech (např. gender – pro více konkrétní kritiky v tomto směru doporučuji recenzi stejné knihy od Sugimoto v časopisu *Nature*: Sugimoto, C. R. 2021, 3. května. Scientific success by numbers. *Nature*, 593, 30–31). Ve zbytku této recenze se budu více zaměřovat na aspekty, kterým se ostatní autoři tolik nevěnovali.

Dále se v této kapitole dozvíme, že většina vědců zažívá jedno nebo dvě obdo-

bí vysokého kreativního výtlaku, kdy jejich práce má mnohem větší dopad (z hlediska získaných citací); toto období trvá zhruba čtyři roky a může se objevit kdykoliv během kariéry jednotlivce. To je samo o sobě zajímavé zjištění, ale symbolizuje další problém knihy: nedostatečnou orientaci na doporučení pro praktiky v oblasti tvorby vědeckých politik. Přestože to je jeden z cílů, které si kniha předestřela, do velké míry v něm bohužel selhává. Autoři sice píší velmi přístupně a čtivě i pro laického čtenáře – každá větší část knihy je uvedena konkrétním příběhem ilustrujícím téma dané části a autoři se k tomuto příběhu v průběhu vrací; použít je laický jazyk, kniha nepředpokládá hlubokou znalost problematiky, nepoužívá odborné termíny a obsahuje i dostatek vizualizací (často grafů), které pomáhají čtenáři pochopit mechanismy popisované v textu, a snaží se čtenáře vtáhnout do děje a vytvořit rámec uvedením každé kapitoly otázkou, na kterou se následně snaží odpovědět – jejich otázky jsou však spíše deskriptivního charakteru. V důsledku toho je často velmi těžké vyvodit z daného textu, co by instituce a tvůrci vědeckých politik měli dělat, aby vědecký systém zlepšili. Část tohoto problému je způsobena i přílišným zaměřením knihy na jednotlivce/tým a jejich průchod vědeckou kariérou na úkor kolektivní povahy vědy jako kumulativní instituce. Ač tato část může být užitečná pro reflexi jednotlivých vědeckých pracovníků nad jejich kariérami, svým zaměřením se trochu mýjí s hlavním posláním vědy – kolektivně rozšiřovat hranice poznání a zlepšovat životní podmínky. Pokud by autoři usilovali o to vytvořit užitečná doporučení pro praxi, bylo by nejspíše vhodné zvolit více systémovou perspektivu a klást si otázky typu, „jakým způsobem můžeme nastavit parametry systému, aby celkový výstup byl větší/kvalitnější/lépe orientovaný atd. ...“ (cf např. Rzhetsky et al. 2015, 9. listopadu. Choosing Experiments to Accelerate Collective Discovery. *Proc. Natl.*

Acad. Sci. U.S.A., 112(47), 14569–14574), či více deskriptivně, „jakou roli má tento faktor v celém systému vědy“.

Asi nejbližší praktické využitelnosti je pak druhá část knihy, ve které se autoři opírají o významný trend směrem k týmové produkci výzkumu a zaměřují se na charakteristiky vědecké spolupráce. Zabývají se vlivem rozdílné struktury týmů a spoluautorských sítí na vědecký dopad a objevy, dynamikou skládání týmů a vlivem diverzity týmu na vědecký výstup. Dozvíme se například, že disruptivní přelomové objevy často pocházejí z malých týmů, zatímco velké týmy produkují spíše inkrementální objevy. Dále zjistíme, že více etnicky diverzifikované týmy produkují více citované výstupy, ačkoliv obecně diverzita může přispívat k větší křehkosti týmu a šanci, že tým žádný výstup nevyprodukuje. Zajímavá je také kapitola, ve které autoři naznačují, že se univerzitám vyplatí najímat „superstar scientists“, protože tyto osobnosti pak přitáhnou svou pověstí a vlivem další schopné kolegy, a z několika empirických studií vyplývá, že se tato strategie fakultám/katedrám velmi vyplatí. Nakonec autoři zkoumají i mechanismus alokace kreditů ve vědeckém systému a poukazují, že aby objev z daného výstupu byl komunitou prisuzován danému autorovi, musí autor pokračovat v publikaci na dané téma i s jinými spoluautory, než byli ti původní. Lze si představit, že změna systému alokace kreditů by mohla mít relativně velký dopad na to, jakým způsobem je věda provozována. I zde však autoři zůstávají čistě deskriptivní a pouze popisují vlastnosti současného systému alokace, bez diskuse o alternativních způsobech či případných změnách současného systému.

Třetí část se zabývá povahou a významem citací ve vědecké práci a jejich schopností měřit dopad vědecké práce. Diskutuje se zde o exponenciálním růstu počtu vědeckých publikací, o disparitách v citačních praktikách napříč disciplínami a o faktorech ovlivňujících dopad vědeckých pra-

cí. Exponenciální růst vědy má i zajímavé implikace – znamená totiž, že v každém okamžiku byla polovina všech vědeckých výstupů vytvořena v posledních 12 letech. Stejně tak až 90 % všech výzkumníků, kteří kdy žili, je právě teď stále naživu a většina nejvlivnějších vědců a největších mozků jsou naši vrstevníci. Ve zbytku kapitol se pak věnují zkoumání citací jako ultimátního měřítka vědeckého dopadu a argumentují, že když se počty citací správně normalizují (podle roku publikace, oboru a typu výstupu), je jejich rozložení univerzální napříč časem i obory. Opět přitom upozorňují na power law rozložení, kdy platí, že malý počet výstupů (např. 20 %) zodpovídá za většinu dopadu ve formě počtu citací (např. 80 %). Argumentují také, že negativní citace celkový obrázek nezkreslují a že originálnější výstupy mají větší šanci stát se velmi vlivnými, ale zároveň také větší šanci neuspět.

Tato část knihy ukazuje další faktor, který ji může dělat méně prakticky využitelnou: úzká definice „dopadu“. Dopadem v průběhu knihy myslí autoři nejčastěji citovanost, což lze volně přeložit jako „užitečnost daného článku pro ostatní výzkumníky“. Tento aspekt dopadu sice zachycuje důležitou věc, je však relevantní pouze pro vědu (a specificky základní výzkum) bez přesahu do ostatních domén veřejného dění. Autoři sice velmi krátce zmiňují v podkapitole „A Broader Definition of Impact“ ve čtvrté části knihy další alternativy k měření dopadu vědy, z nichž některé přesahují hranice vědy samotné (například „disruption index“, který kreativně používá citační data; metriky pozornosti v médiích a na sociálních sítích „altmetrics“; či patenty a citace vědeckých výstupů v nich), sami je však ve své knize nepoužívají a je otázkou, zda by zrovna tyto alternativy byly vhodné pro design vědeckých politik.

Závěrečná část knihy pak uvažuje o budoucích směrech ve vědě o vědě, diskutuje roli umělé inteligence při generování hypotéz i provádění samotného výzku-

mu a výzvy spojené s předsudky a kauzalitou ve vědeckém výzkumu. Autoři se zdají být relativně optimističtí ohledně AI technologií jako způsobu, jak zrychlit a podpořit vědecký proces, v jejich vizi ale dojde spíše k intenzivnější spolupráci lidí s AI algoritmy než k plné automatizaci vědy. Upozorňují také na důležitou limitaci AI technologií – jejich nízká interpretovatelnost a nedostatečné porozumění procesu, kterým dělají rozhodnutí. Celou knihu pak zakončují pozváním k procesu poznávání vědy a zdůrazněním potřeby překonávání oborových hranic.

Celkově se zdá, že to, čím chce science of science nabídnout přidanou hodnotu – tedy důrazem na velké datasey a kvantitativní metody – je zároveň i největší limitací knihy. Často se totiž zdá, že autoři, zřejmě pod vlivem této perspektivy, prioritizují metodu nad výzkumnými otázkami. Velké datasey totiž bohužel nejsou dostupné pro všechny typy dat a nesou s sebou určitá zabudovaná zkreslení. V knize, která má být o vědě jako celku, tak nejčastěji uslyšíme o studiích založených na zkoumání publikací (především ve formě odborného článku) a metrik derivovaných z nich (např. citací), které – vzhledem ke struktuře globálního financování vědy – často zkoumají populace a systémy v USA a v oborech health sciences and natural sciences. Studií z jiných zemí a oborů (například ze společenských věd) tedy najdeme výrazně méně, což je důsledek jejich menšího zastoupení ve velkých datech, která se běžně sbírají a jsou dostupná. Kniha místy působí dojmem, že autoři se snaží klást si otázky, na které jim velká data dokážou odpovědět, spíše než otázky, které se snaží být důležité či užitečné. I přestože celková struktura knihy působí na první pohled rozumně, konkrétní obsah těchto částí už je do velké míry ovlivněn tím, co velká data dokázala zodpovědět, a celkově struktura nevytváří dojem, že popisuje „vědu jako celek“.

Při hledání velkých univerzálních zákonitostí pak autoři zároveň podporují některé techniky a teorie, které v širší vědecké komunitě vyvolávají kontroverze. Obhajují například užitečnost a vhodnost h-indexu k měření kariérního úspěchu, zpochybňují sílu Matoušova efektu (zatímco uznávají jeho existenci), považují citace za dobrou proxy pro vědecký dopad atd. Je těžké definitivně určit, zda se v těchto případech kloní na správnou stranu – mnoho kritik těchto standardních technik a indikátorů je často méně rigorózních, zaměřujících se pouze na marginální rozdíly (spíše než na celkový přínos a užitečnost) a nepokoušejících se o syntézu všech dostupných důkazů, jak se o to pokusili tito autoři. K dobru lze autorům přičíst, že se ve svém přístupu opravdu snaží jít z nadsledu, pátrat po těch největších efektech a testovat je na největších dataseech.

Finální dojem, který si z knihy tedy odnáším, je silnější utvrzení ve víře, že meritokracie ve vědě se stále zdá být hlavním vysvětlujícím mechanismem a že mnoho standardně používaných technik a indikátorů zachycuje něco pravého a důležitého, ač jejich okraje jsou občas hrubé a nepřesné. Kniha však působí spíše dojmem sbírky oblíbených článků a studií oboru autorů s důrazem na kvantitativní metody a velké datasey než jako komplexní průvodce fungováním vědy. I přesto ale věřím, že průvodní propozice směru „science of science“ o interdisciplinární spolupráci a kvantitativním zkoumání vědy skrze velké datasey a pomocí nových statistických metod má svůj smysl, může přinést nové a zajímavé poznatky a pomoci v rozhodování o nastavení systémů vědy. Otázka, jak současný vědní systém vylepšit, mi však zůstává otevřená.

David Janků

Fakulta sociálních věd, Univerzita Karlova
davidjanku15@gmail.com

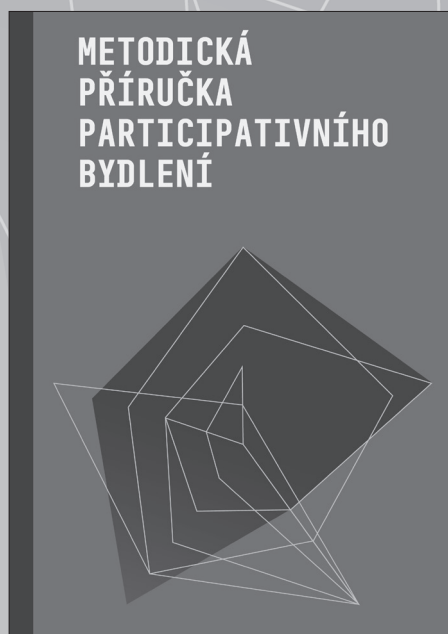
Masarykova univerzita vydala

METODICKÁ PŘÍRUČKA PARTICIPATIVNÍHO BYDLENÍ

Malý Blažek, Jan, Jana Kubcová,
Tomáš Hoření Samec, Anna Vinklárková,
Lukáš Houser (eds.)

Participativní bydlení znamená, že na přípravě projektu bydlení nebo jeho části, na investici, případně na správě bydlení spolupracují obyvatelé. Existuje řada důvodů, proč obyvatelé vstupují do projektů participativního bydlení: reakce

na snižující se dostupnost bydlení, snaha zlepšovat kvalitu bydlení a jeho architektonickou podobu, zvyšování odolnosti vůči klimatické krizi či snaha zkvalitnit sousedské vztahy. Spoluprací a koordinací domácností se proměňují vztahy ve výstavbě a správě bydlení. Obyvatelé nejsou v této situaci pasivními příjemci obecní politiky bydlení, ani individuální nezávislé domácnosti, které svou situaci v otázce bydlení řeší pouze na trhu s bydlením. Tato metodika je představuje jako aktéry výstavby a správy bydlení, jako sousedy a jako přirozené partnery obce. Jejím cílem je nastítn možnosti, jak mohou obce podporovat a rozvíjet participativní bydlení a diskutovat limity, které s tímto přístupem souvisí.



Masarykova univerzita

Brno 2023

114 s.

ISBN (print) 978-80-280-0478-1

ISBN (pdf) 978-80-280-0479-8

MUNI
PRESS

Publikace je k dispozici na <https://munispace.muni.cz/library/catalog/book/2316>

Na publikaci navazuje na Manuál participativního bydlení <https://munispace.muni.cz/library/catalog/book/2315>

Více informací: www.participativnibydleni.cz

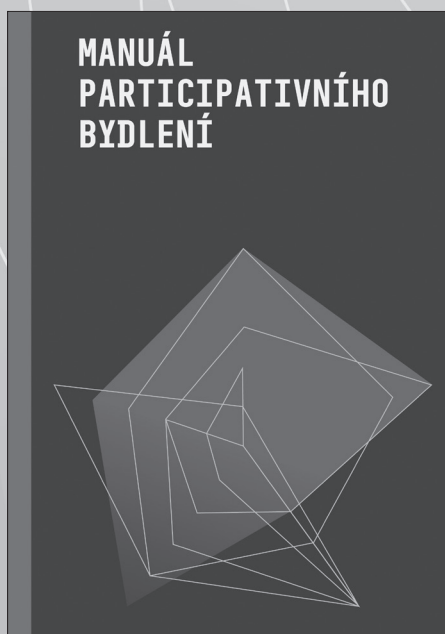
Masarykova univerzita vydala

MANUÁL PARTICIPATIVNÍHO BYDLENÍ

Jan Malý Blažek, Jana Kubcová,
Tomáš Hoření Samec, Anna Vinklárková,
Lukáš Houser (eds.)

Nedostupnost bydlení se dotýká stále více obyvatel. Receptem na řešení není jedna konkrétní cesta, ale kombinace různých opatření a vytváření nových forem bydlení. Mezi taková řešení patří i participativní bydlení, v němž obyvatelé

spolupracují s dalšími domácnostmi a zapojují se do přípravy a provozu bydlení. Sousedská spolupráce a sdílení některých aspektů bydlení může přinést ekonomické, sociální i ekologické benefity. Participativní bydlení ale není jen o spolupráci sousedů. Z obyvatel se koordinací s dalšími domácnostmi stává jeden z důležitých aktérů výstavby a správy bydlení. Cílem manuálu je pomoci zájemcům realizovat ve spolupráci s dalšími domácnostmi projekt participativního bydlení.



Masarykova univerzita
Brno 2023

122 s.

ISBN (print) 978-80-280-0476-7

ISBN (pdf) 978-80-280-0477-4

MUNI
PRESS

Publikace je k dispozici na <https://munispace.muni.cz/library/catalog/book/2315>

Publikace navazuje na Metodickou příručku participativního bydlení <https://munispace.muni.cz/library/catalog/book/2316>

Více informací: www.participativnibydeni.cz

KORUPCE
VE VYBRANÝCH

KORUPCE VE VYBRANÝCH SEKTORECH V ČESKÉ REPUBLICE A MOŽNOSTI JEJÍHO SNÍŽENÍ

Souhrnná výzkumná zpráva k projektu TL05000011

Kristýna Bašná, Radim Bureš, Dalibor Fadrný,
Jaroslava Pospíšilová



Souhrnná výzkumná zpráva obsahuje popis projektu, jeho metodologii a analýzu výsledků výzkumu přímé a nepřímé zkušenosti s korupcí v různých sektorech České republiky. Zaměřuje se na sektory školství a vědy, zdravotnictví, sportu, veřejných zakázek, exekucí a stavebního a územního řízení, v každém sektoru popisuje stav a formy korupce a nabízí doporučení pro zlepšení situace s korupcí. Souhrnná výzkumná zpráva také obsahuje popis metodiky měření korupce a konkrétní doporučení pro replikaci tohoto výzkumu.

Sociologický ústav AV ČR, v. v. i.
Praha 2023
123 s.
ISBN (pdf) 978-80-7330-416-4



Sociologický ústav
Akademie věd ČR

2023

Publikace je k dispozici na https://www.soc.cas.cz/sites/default/files/publikace/korupce_ve_vybranych_sektorech_v_ceske_republice_a_moznosti_jejeho_snizeni.pdf

T A

Č R

Ministerstvo spravedlnosti
České republiky

Sociologický časopis / Czech Sociological Review

Pokyny pro autory/autorky **– česká čísla:**

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 afilaci autora, informaci o grantové podpoře, kontaktní údaje a stručný profil autora. Recenzované texty jako stati, 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 **– English edition:**

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.

Předplatné lze objednat online prostřednictvím služby SEND Předplatné, s. r. o., (<https://send.cz/>), případně e-mailem (send@send.cz) či telefonicky: 225 985 225. Objednávky do zahraničí přijímá redakce. Cena 85 Kč vč. DPH, v zahraničí 4,5 € či 5 \$, roční předplatné 510 Kč (4 česká a 2 anglická čísla). Podávání novinových zásilek povoleno ŘPP Praha, čj. 1043/95 ze dne 20. 3. 1995. MK ČR E 4901.

Orders: Czech Sociological Review, Jilská 361/1, 110 00 Praha 1, Czech Republic, e-mail: csr@soc.cas.cz. One issue costs €4.5 or \$5.



Sociologický časopis

Czech Sociological Review

Contents

**THEMATIC ISSUE: MODERN METHODS OF DATA MODELING
IN QUANTITATIVE SOCIAL SCIENCE**

ARTICLES

TOMÁŠ DIVIÁK, PETR OCELÍK: Exponential Random Graph Models: Modelling Relational Mechanisms in the Inter-organisational Network of the Czech Coal Subsystem

RADKA HANZLOVÁ, PETRA RAUDENSKÁ: Testing the Psychometric Properties and Equivalence of the Czech Version of the Satisfaction with Life Scale (SWLS) using Confirmatory Factor Analysis, Item Response Theory, and Bayesian Modelling

IVAN PETRÚŠEK: The Use of Multilevel Models in Analysing Contextual Effects of Labour Force Participation Rate on Redistribution Support with Comparative Longitudinal Survey Data

REVIEW ESSAY

BOOK REVIEWS



Sociologický ústav
Akademie věd ČR

Cena 85 Kč / Price €4.5 / \$5

ISSN 0038-0288

