

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.

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 uvažujeme, 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 libovolnému českému respondentovi v roce 2004, tak k libovolnému 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 nejkompexnější 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 středozevní režim sociálního státu).⁵

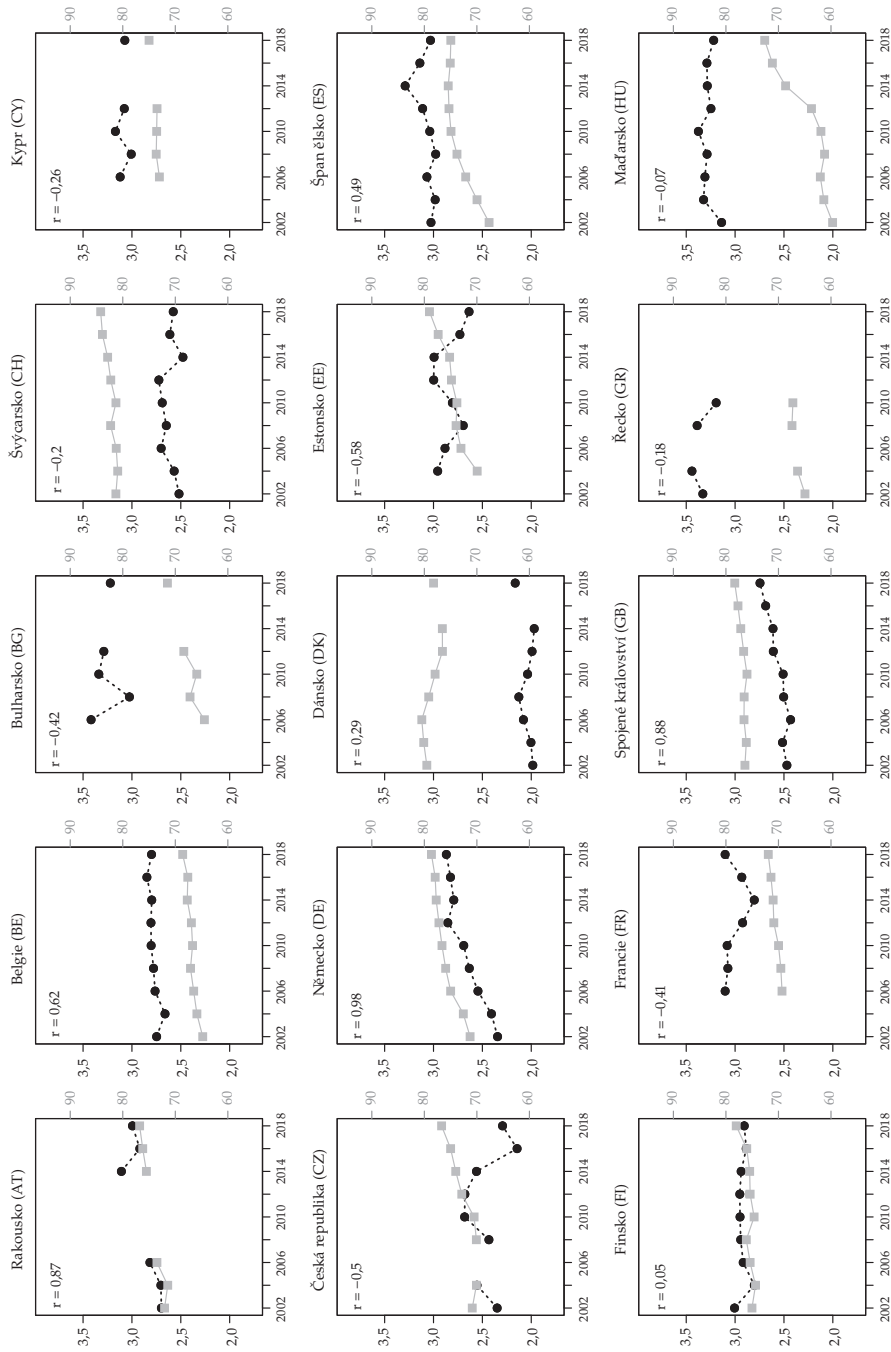
Klíčová kontextuální proměnná, o jejíž efekty na podporu přerozdělování se zajímáme, je míra ekonomické aktivity (*labour force participation rate*, značeno LFPR). Míra ekonomické aktivity představuje procentuální podíl ekonomicky aktivní populace na celkové populaci v produktivním věku. Ostatní kontextuální 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).

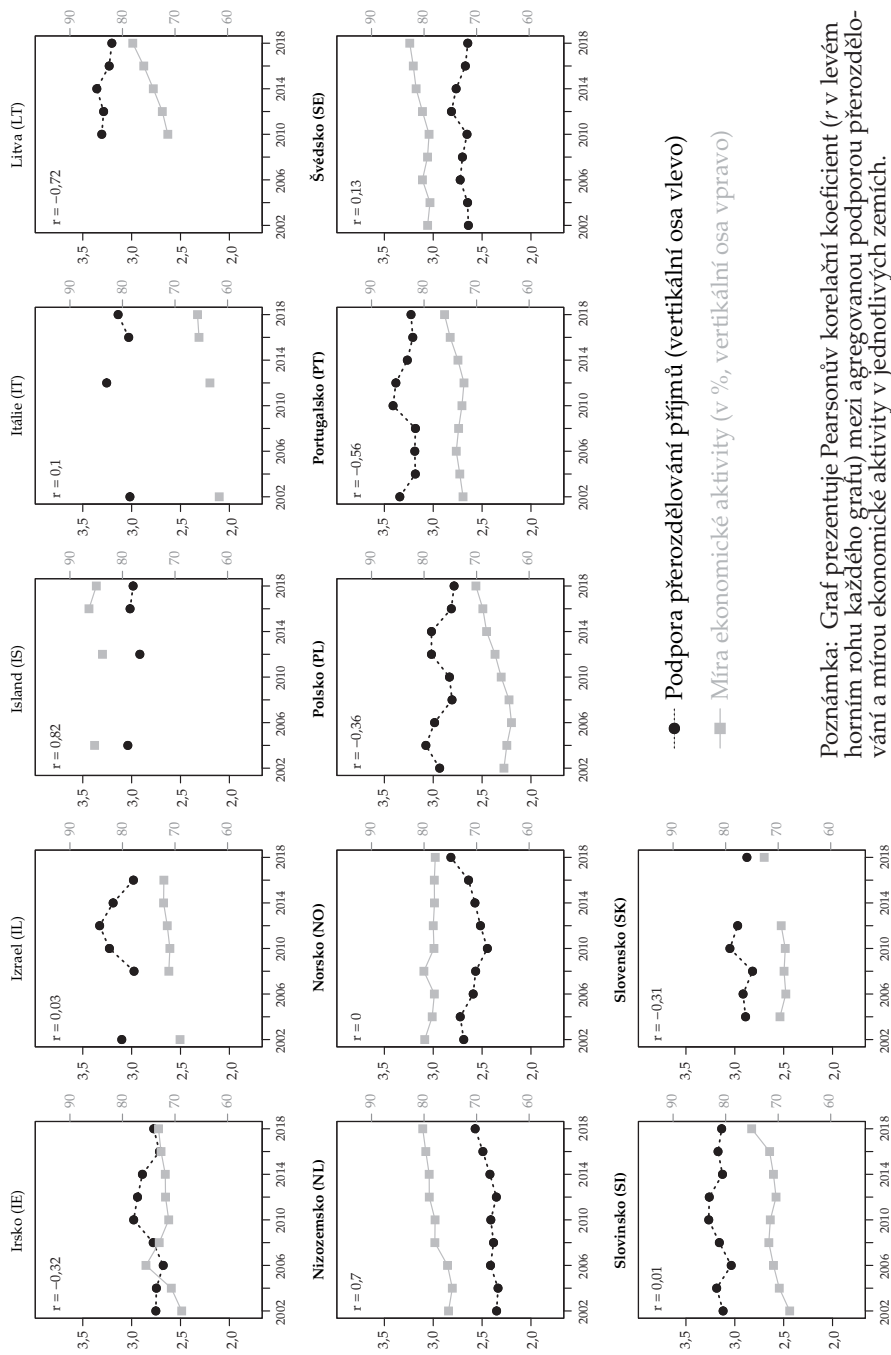
Explorační analýza kontextuálních efektů

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 následně 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.

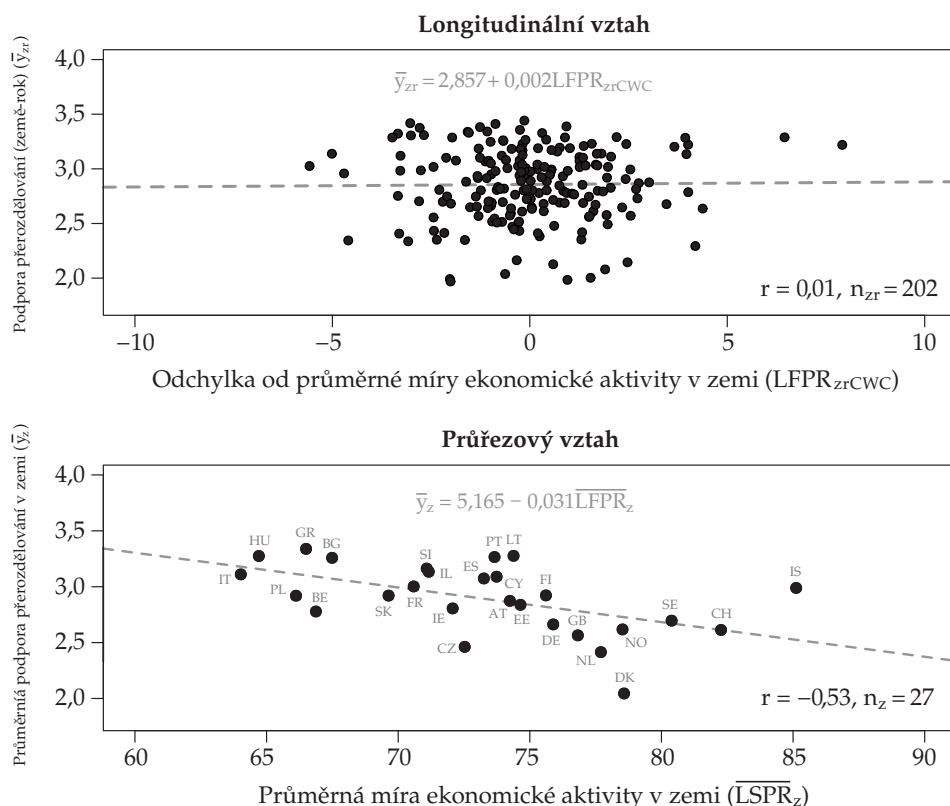
Graf 1 zároveň indikuje, že mezi zeměmi existují velké rozdíly jak v průměrné podpoře přerozdělování (např. Dánsko a Maďarsko), tak v míře ekonomické aktivity (např. Itálie a Island). Z hlediska víceúrovňových modelů tyto rozdíly v podpoře přerozdělování mezi zeměmi odkazují na potřebu zahrnout náhodné 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 centrovaní 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.

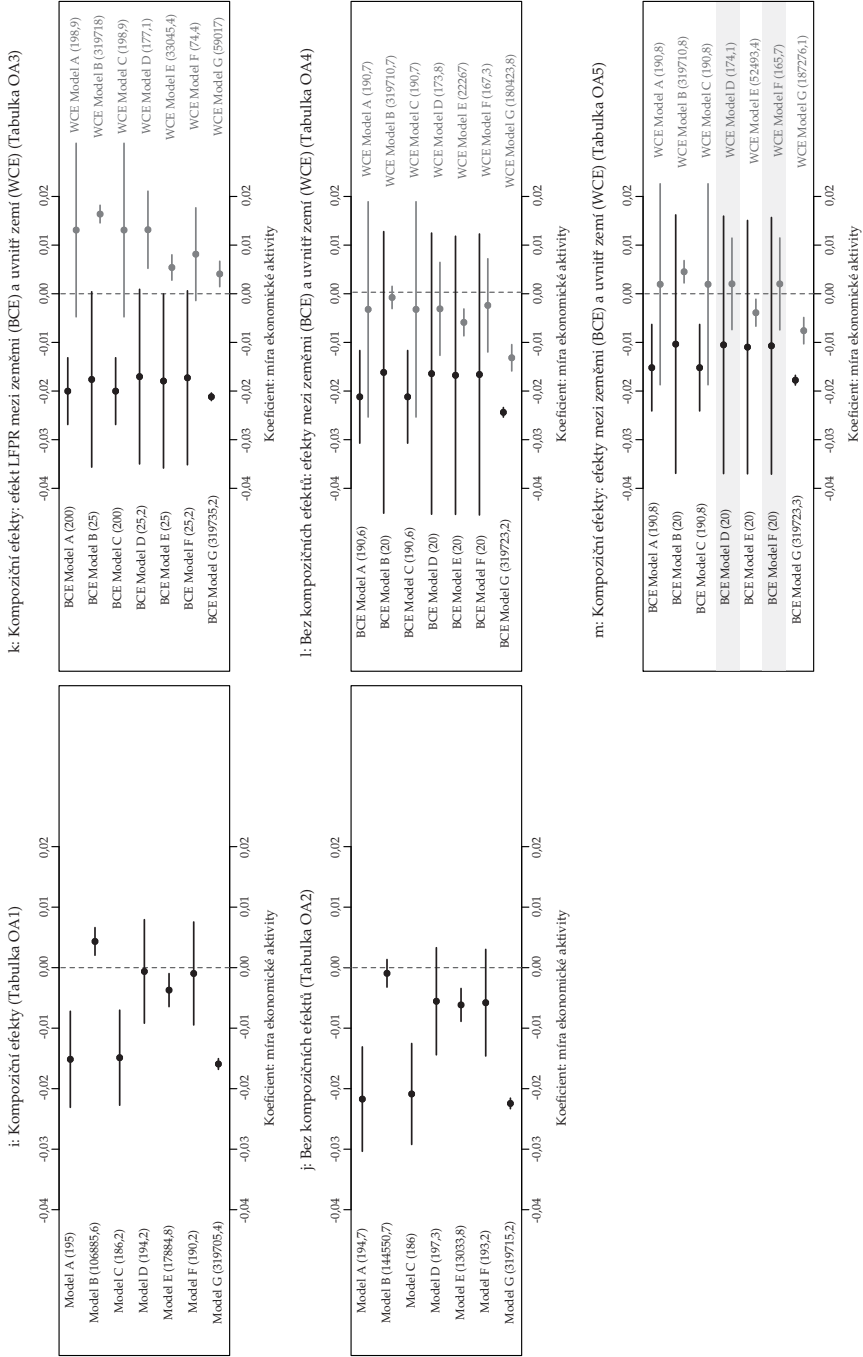
Výsledky modelů a kontextuální efekty míry ekonomické aktivity

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 ekonomickému 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>