

Četnost participace na bohoslužbách užita jako spojitá proměnná

Frequency of church attendance used as continuous variable

Antonín Paleček

Abstract

There are variables in many surveys, which indicate the frequency of church attendance. Those variables are categorical ordinal types. Such categorical variables have their limits and disadvantages for a quantitative analysis. This work offers a different methodological approach. The ordinal variables, which indicate frequency of church attendance, will be transformed into variables of continuous type. More exactly, we will ask, how many times does a respondent attend church during year? That new continuous variable has a few analytical advantages. First, cases of data are not divided into many categories, and it is important for multivariate analysis. Second, we avoid reduction of categories of variables. Third, analytical results will be presented only as one value. Finally, analytical options of continuous variables of church attendance will be tested on data from International Social Survey Programme 2008 – Religion.

Key words: Church attendance, methodology of quantitative religious research, continuous variable, European countries.

Četnost participace na bohoslužbách užitá jako spojitá proměnná

1 Úvod

Při zkoumání měř religiozity (opačně sekularity) konkrétní populace nebo subpopulace je možno použít několik indikátorů měřících úrovně jednotlivých uvažovaných dimenzí. Jednou z těchto dimenzí je i četnost participace na bohoslužbách, kterou je jako veřejně uskutečňované náboženské chování [Glock 1962], možno považovat za jednu z tradičních forem religiozity. Otázka na četnost participace je součástí dotazníků mnoha výběrových šetření. Jen pro příklad, proměnnou indikující četnost participace respondenta v současnosti i v jeho formativním období obsahují výzkumy *World/European Value Survey* (WVS/EVS) i *International Social Survey Programme* (modul Religion). Vlny ISSP – Religion navíc zjišťují i četnost participace rodičů respondenta v jeho věku 11-12 let. Dotazníky a datové soubory těchto i mnoha dalších výzkumů lze získat prostřednictvím datových archivů přístupných např. přes rozhraní internetových stránek Sociologického datového archivu [SDA 2013]. Pro sekundární analýzu četnosti participace máme tedy k dispozici mnoho datových souborů z různých surveys i časových období.

Ve všech těchto datových souborech je četnost participace zjišťována pomocí kategorizovaných proměnných, které je možno analyticky zpracovávat jako proměnné ordinální. Například data ISSP 2008 obsahují proměnné indikující četnost participace v devíti kategoriích: Od nikdy až po vícekrát týdně (viz část 3. tohoto textu), samozřejmě plus kategorie neví a neodpověděl. Je však třeba si uvědomit, že ve výběrových vzorcích máme limitovaný počet respondentů, např. v datovém souboru ISSP 2008 je to 1512 případů. Na základě limitovaného počtu případů a daného počtu kategorií závislé i nezávislé proměnných můžeme, při užití vícerozměrných tabulek a výpočtů z nich, narazit na statistické a interpretační problémy. Jednak na nedostatečné zastoupení absolutních četností v některých buňkách vícerozměrných tabulek. Za druhé, pokud bychom chtěli sledovat četnosti nebo pravděpodobnosti či šance respondenta na jeho přiřazení do jedné z devíti kategorií vysvětlované proměnné participace, pak by byl statistický výstup z těchto procedur v počtu mnoha hodnot. Jak by tedy bylo možno výše popsanou problematiku řešit?

Tato práce nabízí odlišný metodologický postup. Přesněji, kategorizovaná proměnná ordinálního typu četnost participace na bohoslužbách bude transformována do číselné proměnné, s níž je možno pracovat jako se spojitou. Takovéto nové proměnné mohou obsahovat informaci, kolikrát ročně subjekt (respondent v současnosti, v dětství, jeho partner i rodiče) participuje na bohoslužbách; případně, v jaké hodnotě roční četnosti participace se liší jeho participace v současnosti od participace v jeho formativním období atd., kdy hovoříme o rozdílových hodnotách. Také je třeba si uvědomit, že takovéto spojitě proměnné budou obsahovat četnosti ročních participací v jediné hodnotě, tj. v případě konkrétního subjektu v hodnotě jeho roční participace a v případech participací skupinových v hodnotách jejich průměrů. Proto také našimi analytickými výstupy nebudou absolutní či relativní četnosti v různých kategoriích a z nich vypočtené hodnoty pravděpodobností nebo šancí, ale hodnoty průměrů nebo regresních koeficientů v závislosti na nezávislých proměnných. Také bychom mohli vypočítat hodnoty rozdílů četností participací např. mezi populacemi či subpopulacemi, které se opět mohou stát vysvětlovanými proměnnými. Analytické možnosti těchto spojitých proměnných participace budeme dále testovat na mezinárodním datovém souboru ISSP 2008 – Religion, se zaměřením na populaci ČR i evropských zemí.

2 Zdůvodnění

Nejprve si stručněji popíšeme jedno z analytických úskalí užití všech devíti kategorií proměnné participace ve vícerozměrných tabulkách. Pro konkrétní příklad: Do modelu v tabulce 4 (této práce) bylo zavedeno pět dichotomických a dvě spojitě vysvětlující proměnné i spojitá proměnná vysvětlovaná. Tyto spojitě proměnné obsahují četnost roční participace. Pokud bychom namísto těchto spojitých proměnných užili původní proměnné o devíti kategoriích spolu s pěti proměnnými dichotomickými, pak je možno pro 1512 respondentů zapsat vzorec: $1512/(9 \times 9 \times 9 \times 2 \times 2 \times 2 \times 2 \times 2) = 1512/23328 = 0,065$. Ano, při absolutní homogenitě dat a žádných ztracených případech (*missing values*) by bylo průměrné absolutní zastoupení v každé buňce takovéto vícerozměrné tabulky 0,065 respondenta. S takto nízkými hodnotami nelze statisticky pracovat. V sociálně stratifikačním výzkumu je sice tento problém limitované velikosti výběrového vzorku mnohdy řešen slučováním datových souborů, jehož výsledkem je nárůst počtu případů až na několik desítek tisíc [např. Simonová 2007]. Nebudeme zde řešit otázky validity takovéhoho metodologického postupu, která může být snížena rozdílným obdobím sběru dat i možnou rozdílností strat při užití stratifikovaného

výběru, mezi jednotlivými surveys. Pro analýzu participace je rozhodující, že pokud bychom např. chtěli sledovat reprodukci četnosti participace mezi rodiči a jejich potomky v ČR, pak bychom mohli sloučit pouze data ISSP 1998 a 2008. Pouze tyto dva mezinárodní datové soubory obsahují participaci rodičů.

Přístup k řešení problematiky limitovaného počtu případů při zkoumání četnosti participace na bohoslužbách bychom mohli rozdělit zhruba do dvou směrů. Jednak jsou sledována zastoupení ve všech kategoriích v populaci, tj. třídění prvního řádu [např. Hamplová 2000: 17, graf 1 a 2], případně např. v genderovém rozlišení [Hamplová 2011]. Abychom však mohli sociální stavy a procesy zkoumat hlouběji, bylo by třeba, aby do analýzy vstoupil potřebný počet vysvětlujících proměnných. Při vysokém počtu kategorií sledované proměnné i vyšším počtu použitých třídících kritérií (např. ve vícerozměrné tabulce) klesají zásadně i absolutní četnosti v jednotlivých buňkách tabulek. Tímto je užití kategoriálních dat ve vícerozměrných tabulkách limitováno počtem případů v datovém souboru jako celku i v jednotlivých kategoriích, což ve svém důsledku nastoluje problém zobecnění analytických výsledků z výběrového souboru na cílovou populaci. Tuto problematiku jsme si stručně popsali pomocí příkladu na začátku této části textu.

Samozřejmě, při měření vztahů mezi dvěma nebo více kategoriálními proměnnými bychom mohli použít hodnoty asociací/korelací, ale v tomto případě jsou statistickými výstupy pouze hodnoty vztahů mezi proměnnými, bez možnosti rozboru těchto vztahů na jednotlivé kategorie těchto proměnných.

Druhým často používaným metodologickým řešením je slučování některých kategorií dané proměnné. Na jedné straně je sice výsledkem tohoto řešení nárůst zastoupení absolutních četností v jednotlivých (sloučených) kategoriích a tím i nárůst možnosti užití více třídících kritérií (vícerozměrných tabulek). Ovšem na druhé straně redukce kategorií proměnné četnost participace do nižšího počtu také znamená částečnou ztrátu informací obsažených v původní kategorizaci. Přesněji, pokud například z dat ISSP 2008 vytvoříme novou dichotomickou proměnnou s kategoriemi participace alespoň jednou měsíčně a méně [např. XXXXXX 2011], pak v první kategorii této nové proměnné sloučíme pět původních kategorií (1x měsíčně, 2-3x měsíčně, skoro každý týden, každý týden a vícekrát týdně). Tato redukce ve svém důsledku znamená, že ztrácíme výpovědní informaci obsaženou v těchto pěti původních kategoriích. Samozřejmě, ztrácíme i informaci obsaženou v dalších čtyřech kategoriích původní proměnné, které jsou sloučeny v této dichotomické proměnné v kategorii

méně než jednou měsíčně. To ve svém důsledku může také znamenat zkreslení, nepřesnost analytických výstupů. Přesněji, u výše popsané dichotomické proměnné nerozlišujeme mezi participací alespoň 1x měsíčně a např. vícekrát týdně. Přitom participace 1x měsíčně znamená roční participaci na hodnotě 12x ročně a participace vícekrát týdně hodnotu více než 52x ročně. To je několikanásobný rozdíl, který v této dichotomické proměnné nebyl reflektován.

V mnoha empirických pracích se tak často setkáváme například s redukcí četnosti participace do dichotomické proměnné alespoň jednou týdně a méně [např. Polack 2008; Ruiters, van Tubergen 2009], více než jednou měsíčně a méně [např. Need, Evans 2001], alespoň jednou měsíčně a méně [např. Lambert 2004]. Také redukce do tří či čtyř kategorií, alespoň jednou měsíčně, méně a nikdy [např. Hamplová, Řeháková 2009], 2x měsíčně a častěji, několikrát ročně, nanejvýš 1x ročně a nikdy [Nešpor 2010: 62], atd. Jak jsme si mohli právě povšimnout, redukce do nižšího počtu kategorií není doprovázena pouze částečnou ztrátou informací, které byly obsaženy v původní kategorizaci. V případech různých počtů nových kategorií nebo rozdílností hranic mezi těmito kategoriemi v nových (re-kódovaných) proměnných užitých v různých pracích vyvstává i problém komparace statistických výstupů mezi těmito pracemi. Jen pro příklad, bylo by zavádějící tvrzení, že 40 % participujících více než jednou týdně je méně než 60 % participujících více než jednou měsíčně.

Následně, konstrukce nové kategorizace také nastoluje otázku, dle jakých kritérií původní kategorie slučovat. Přesněji, dle jakých teoretických východisek nebo konceptuálních kritérií konstruovat hranice mezi nově vzniklými kategoriemi. Pokud by byly známy například konkrétní církevní normy obsahující požadavek na četnost návštěvnosti bohoslužeb, pak bychom mohli dle takovéto normy konstruovat určitou četnost participace jako dostatečnou. Ovšem takovéto církevní normy se jednak mohou mezi jednotlivými denominacemi významně lišit, za druhé nemusí být církvemi prezentovány, a nakonec i jejich přijímaný význam může být sociálně strukturován [Filipi 2001]. Kdo tedy určuje, dle jakých normativ nebo teoretických základů nebo kde je určeno, jaká četnost participace bude považována za „dostatečnou“ nebo „pravidelnou“? Pokud by byly hranice mezi kategoriemi nové, redukované proměnné konstruovány pouze na základě úvahy, vůle nebo potřeb analytika, pak by tato možnost mohla svádět i ke konstrukci takové kategorizace, která by přinášela co nejlepší, věcně významné a statisticky signifikantní výsledky. V takovémto případě by se však výzkumník mohl dostat do rozporu s etikou vědecké publikace.

Výše uvedenou problematiku stručně shrňme: S redukcí původní proměnné četnost participace do nižšího počtu kategorií sice narůstá možnost užití vícerozměrných analýz, ale na druhé straně tato redukce také znamená ztrátu části původní informace a vyvolává otázky po konceptuálním i teoretickém opodstatnění nově užitě kategorizace, nemluvě o problémech při komparaci analytických výsledků v pracích, které užívají rozdílné kategorizace četnosti participace.

3 Transformace proměnné četnost participace

Datový soubor ISSP 2008 obsahuje proměnné ordinálního typu indikující četnost participace v devíti kategoriích: Nikdy, méně než 1x ročně, asi 1x až 2x ročně, vícekrát ročně, asi 1x měsíčně, 2x až 3x měsíčně, skoro každý týden, každý týden a vícekrát týdně. Vyjděme z kalendářního uspořádání času. Každý rok má 12 měsíců a 52 týdnů. Budeme se tedy ptát, kolikrát ročně k této participaci dochází (docházelo). Na základě této otázky a rozdělení kategorií původní ordinální proměnné přiřadíme každé kategorii hodnotu četnosti roční participace: Nikdy=0; méně než 1x ročně=0,5; 1x až 2x ročně=1,5; vícekrát ročně=6; 1x měsíčně=12; 2x až 3x měsíčně=30; skoro každý týden=41; každý týden=52; a vícekrát týdně=104. Samozřejmě, transformace kategorií do číselných hodnot, tj. četností participace ročně, není u všech kategorií zcela bezproblémová. Zatímco například v kategorii „nikdy“ bezproblémově kódujeme hodnotu 0, podobně bezproblémově v kategoriích měsíčně a týdně 12 a 52, pak v některých dalších kategoriích musíme tuto hodnotu logicky odhadovat. Jedná se např. o kategorie méně než 1x ročně, kterou kódujeme na hodnotu 0,5krát ročně a podobně u kategorií dalších.

Takovouto transformací proměnných dostáváme z dat ISSP 2008 z původních ordinálních typů nové číselné proměnné, které indikují roční četnost participace respondenta v současnosti, v jeho formativním období (11-12 let) a jeho matky a otce v dětství respondenta. Připomeňme si, že u ordinální proměnné můžeme říci, zda je jedna kategorie vyšší/nižší oproti jiným a v případě proměnné intervalové i o kolik [Disman 1993: Kap. 8.2]. V našem případě transformace četnosti participace jedince (respondenta nebo jeho rodičů) dostáváme v nové spojitě proměnné samozřejmě tolik variant hodnot, kolik kategorií měla původní ordinální proměnná, tj. v případě ISSP 2008 je to devět variant hodnot. Ovšem, v původní proměnné ordinálního typu vyjadřovalo číselné označení kategorií (1-9) pouze

vzestupný či sestupný trend těchto kategorií. V naší transformované proměnné bude číselná hodnota obsahovat informaci, kolikrát ročně k participaci dochází (0-104krát ročně).

Dále, jakmile budeme pracovat s vypočtenými skupinovými průměry (populací nebo subpopulací) pak hodnoty v transformované spojité proměnné mohou nabývat hodnot průměrů v intervalu od 0 do 104. Podobně, pokud vypočítáme rozdíl mezi četností participace dvou skupin, např. ve formativním období a současností respondenta (rozdílová proměnná indikující hodnotu intragenerační transmise), pak bude výsledkem tohoto výpočtu rozdílová spojité proměnná nabývající hodnot od -104 do +104. Samozřejmě, i u těchto rozdílových proměnných lze počítat s průměry populací i subpopulací, kdy tyto hodnoty průměrů mohou nabývat opět hodnot od -104 do +104. Rozdílové proměnné lze samozřejmě konstruovat i na základě dalších dělicích kritérií, např. dle populací jednotlivých zemí, genderu, věku, denominační příslušnosti atd. V tomto případě můžeme jednoduše komparovat hodnoty roční participace mezi zeměmi, muži a ženami i dle strukturace dalšími sociálními charakteristikami.

Jedním z nejvýznamnějších analytických i interpretačních přínosů této transformace však zůstává, že u proměnných četnost roční participace i proměnných rozdílových, získáváme pouze jednu číselnou hodnotu, aniž bychom kolapsí do menšího počtu kategorií původní kategorizované proměnné ztratili část informace. S takovými transformovanými proměnnými lze analyticky pracovat jako se spojitými, to znamená počítat z četností roční participace nebo rozdílů v těchto četnostech (závislé proměnné) např. průměry, rozptyl, korelace, regresní koeficienty atd.

V souhrnu při popisu hodnot četnosti roční participace nebo hodnot rozdílových proměnných tedy můžeme říci, o kolik nebo kolikrát se liší hodnoty četností roční participace v závislosti na vysvětlujících proměnných, např. mezi populacemi jednotlivých zemí, mezi denominacemi, mezi věkovými kategoriemi, v závislosti na genderu, četnosti roční participace např. rodičů, úrovně modernizace, vzdělanosti v určité populaci atd. Samozřejmě, také je možno zjistit, v jaké hodnotě se změní vysvětlovaná proměnná četnost roční participace, pokud se proměnná vysvětlující změní o jeden bod. Nakonec, možnosti komparací hodnot četností ročních participací nekončí u porovnávání výsledků v jedné empirické práci (v jednom datovém souboru), ale je tu možnost bezproblémové komparace statistických výsledků z více prací, prací více autorů.

Metodologie statistických postupů s využitím spojitě závislé proměnné již byla podrobně popsána v mnoha publikacích [viz Disman 1993; Fox 2008; Hamplová 2005; Hendl 2004; Kreft, Leeuw 1998; Norusis 1998; Soukup 2006]. Některé analytické možnosti užití spojitě závislé proměnné roční participace i spojitých rozdílových proměnných, které lze z těchto proměnných četností ročních participací vypočíst, si ukážeme během analytických příkladů. Při všech statistických výpočtech bude použit statistický software IBM SPSS.

4 Analytické příklady

V této části si na několika příkladech ukážeme analytické možnosti užití proměnných indikujících četnost roční participace na bohoslužbách, ke kterým budeme přistupovat jako k proměnným spojitým, i možnosti užití některých rozdílových proměnných, které jsou z těchto proměnných vypočtené.

4.1 Deskripce

V tabulce 1 jsou uvedeny průměrné četnosti ročních participací v populacích některých evropských zemí¹ v současnosti, ve formativním věku těchto populací a jejich matek i otců v dětském věku těchto populací.

/Tabulka 1 přibližně zde, je na konci textu/

Z hodnot ve sloupci I. je patrné, že se současné populace jednotlivých zemí v průměrné roční participaci významně liší [viz také Hamplová 2000: Graf 1-3; Nešpor 2010: Tabulka 2]. Pro příklad, nejnižší hodnoty participace nalézáme v Rusku (3,2), dále ve skandinávských zemích, např. Norsku (3,6), ale i ve Francii (5,2) a v ČR (5,5). Naopak, nejvyšší hodnoty jsou v populacích Irska (30), Polska (29,8) a na Slovensku (23,7).

Je třeba si uvědomit, že tyto současné hodnoty průměrných ročních participací jsou jednak výsledkem primárně socializované participace příslušníků těchto populací a jednak změn (konverzí a dekonverzí) mezi tímto formativním obdobím a současností. Při porovnání

¹ ISSP 2008 se zúčastnilo 26 zemí Evropy.

hodnot ve sloupci I. a II. můžeme zjistit, že k nárůstu ročních četností participace mezi formativním obdobím a současností došlo pouze v populacích Lotyšska (o 0,5x ročně), Ruska² (o 0,6x) a Ukrajiny (o 3,7x). Hodnoty těchto rozdílů jsou vypočteny ve sloupci V., kde kladné hodnoty indikují vyšší četnost participace v současnosti oproti participaci ve formativním období, tj. proces revitalizace skrze intragenerační nárůst, a záporné opačně. K mírnému oživení této dimenze religiozity skrze intragenerační transmissi došlo tedy pouze v těchto tří post-sovětských zemích, v ostatních zemích Evropy došlo naopak k sekularizaci. Na nejvyšších hodnotách např. v Belgii (-28,6) nebo Španělsku (-21,3).

Pokud dále porovnáme hodnoty participací ve formativním období s hodnotami participací matek (sloupec VI.), jsou hodnoty rozdílů u některých zemí kladné a u jiných záporné, což znamená, že v některých populacích těchto zemí byli potomci primárně socializováni s vyšší četností oproti participaci jejich matek, a u jiných opačně. Ovšem v průměru za populace všech zemí participace potomků ve formativním období převyšuje participace jejich matek jen mírně, na hodnotě 0,9x ročně, viz poslední řádek tabulky 1, sloupec VI. Můžeme tedy říci, že v Evropě k sekularizaci v dimenzi participace dochází celkově na vyšších hodnotách v transmissi intragenerační oproti transmissi intergenerační, viz hodnoty v posledním řádku sloupců V. a VI. (-12,5 a 0,9). Také je nutno zmínit, že hodnoty ročních participací matek jsou ve všech populacích vyšší oproti hodnotám otců, viz poslední řádek sloupců III. a IV. 24,1 a 18,7, kdy jsou tyto hodnoty rodičů v celkovém náhledu všech zemí vyšší oproti současným populacím, tj. hodnotě 12,4. Můžeme tedy také říci, že v Evropě dochází k procesu sekularizace v dimenzi participace, který je dán mezigenerační obměnou populací.

Nyní si představme, že bychom chtěli konstruovat tabulku 1 s využitím původních proměnných četností participace ordinálního typu, které jsou obsaženy v datovém souboru ISSP 2008. Za prvé, namísto každého ze sloupců I. až IV. bychom museli zobrazit devět sloupců s hodnotami devíti původních kategorií. Namísto čtyř číselných hodnot pro populaci každé země bychom museli sledovat 4 x 9 těchto hodnot, tj. 36 hodnot. Takovýto postup by byl interpretačně velice obsáhlý a pravděpodobně i nepřehledný. Samozřejmě, mohli bychom počet kategorií v ordinální proměnné snížit redukcí této proměnné do nižšího počtu kategorií (viz 2. část), ovšem při ztrátě části původní informace. Za druhé, výpočet hodnot rozdílových

² Samozřejmě, je otázkou zda rozdíly v populacích Lotyšska a Ruska je možno považovat za věcně významné.

proměnných, které jsou zobrazeny ve sloupcích V. a VI., by byl v případech ordinálních proměnných nemožný, protože číselné označení kategorií ordinálních proměnných vyjadřují pouze identifikátory těchto kategorií (ve vzestupném či sestupném směru) a ne hodnoty v nich obsažené. Odečítat bychom mohli pouze např. procentuální (relativní) podíly mezi kategoriemi, ovšem v tomto případě by tento postup znamenal nárůst výsledných hodnot, podobně jak by tomu bylo v případě sloupců I. až IV.

Pokusme se o praktické srovnání. Z hodnot v tabulce 1 je patrné, že se průměrná roční participace v ČR a Finsku významněji neliší, tj. hodnoty 5,5 a 4,2. Ovšem, z výsledků dalších empirických prací je možno zjistit, že 2x měsíčně a více participuje v ČR 9,9 % a ve Finsku 5,5 % populace [Nešpor 2010: Tab. 2], což je dvojnásobný rozdíl. Ve Finsku jsou, oproti ČR, mezi denominacemi majoritně zastoupeny protestantské církve, v jejichž věrouce nemá častá participace normativní význam. Proto, pokud budeme sledovat dále, v ČR neparticipuje nikdy 61,5 % a ve Finsku 11,4 % populace [Nešpor 2010: Tab. 2]. Ano, mezi populacemi ČR a Finska (i dalších zemí) jsou výrazné rozdíly mezi participacemi v jednotlivých (v této uváděné práci čtyřech) kategoriích [viz Nešpor 2010]. Je nutno uvést, že tuto mezikategoriální rozmanitost naše nová transformovaná proměnná roční participace přímo nezobrazuje. Ovšem na straně druhé předpokládejme, že tato mezikategoriální rozmanitost je výsledkem strukturace konkrétní populace, např. dle denominační příslušnosti (viz tabulka 2 i následné modely) a tím i strukturace významu participace. A právě naše transformovaná proměnná četnost roční participace, která je vyjádřena pouze jednou hodnotou, nám dovolí zavést do analýzy (vícerozměrné tabulky) potřebné strukturující proměnné. Mohli bychom tedy uvažovat o omezeních kompenzovaných dalšími analytickými možnostmi.

V souhrnu praktického srovnání: Pokud bychom v tabulce 1 pracovali se čtyřmi kategoriemi četností participace, tj. s jejich podíly v populacích zemí [Nešpor 2010: Tab. 2], pak by naše tabulka 1 neúměrně narostla v počtu sloupců a stala by se nepřehlednou. Dále, pokud bychom takovéto čtyři kategorie užili ve vícerozměrných tabulkách, opět bychom se dostali do problémů s nedostatečným zastoupením absolutních četností v buňkách tabulky (viz 2. část).

Zmiňme ještě jeden příklad. Četnost participace se stala jednou ze složek proměnné „aktivity“, která byla konstruována ze tří ordinálních proměnných s devíti kategoriemi, jako jejich součtový index [Hamplová, Řeháková 2009: Kap. 5]. Tento součtový index byl dále redukován do proměnné se třemi kategoriemi, ovšem i přes tuto redukci bylo konstruováno

několik samostatných logitových modelů, tj. ne pouze jeden model obsahující všechny užitě vysvětlující proměnné.

Na příkladu interpretace výsledků v tabulce 1 jsme si tedy krátce popsali možné omezení i výhody užití transformovaných spojitých proměnných četnost roční participace na bohoslužbách a z nich provedených výpočtů rozdílových proměnných. Samozřejmě, interpretovali jsme pouze část z hodnot v tabulce 1 tak, abychom mohli nastínit některé analytické a interpretační možnosti. Užití dalších výsledků uvedených v tabulce 1 necháváme na zájmu a potřebě čtenáře.

4.2 Explorace

V předchozí části jsme uvedli hodnoty průměrné roční participace v populacích pětadvaceti zemí Evropy (viz tabulka 1), které se zúčastnily vlny ISSP 2008. Těchto 25 zemí budeme dále považovat za reprezentativní vzorek pro možnost zobecňování analytických výsledků pro celou Evropu³. V tabulce 2 jsou zobrazeny hodnoty průměrných ročních participací v současnosti (stavy) i jejich rozdíly (procesy) oproti formativnímu období (intragenerační transmise), a dále rozdíly těchto formativních období oproti participaci matek (intergenerační transmise). A to v závislosti na některých sociálních charakteristikách, pohlaví a deklarovanému náboženskému vyznání.

/Tabulka 2 přibližně zde, je na konci textu/

V současné Evropě muži průměrně participují 10,3krát ročně, ale tato hodnota je o -13,1 nižší oproti jejich participaci ve formativním období, tj. došlo k poklesu v procesu intragenerační transmise. Rozdíl v transmisi intergenerační, tj. mezi formativním obdobím a participací matek, 0,35 je nízký, věcně nevýznamný, proto hovoříme spíše o stabilitě v této transmisi. Evropské ženy participují v průměru 14,4krát ročně, tj. asi o 4krát ročně více oproti mužům. Ovšem i zde je tato hodnota nižší, o -12, oproti jejich formativnímu období, ale tyto ženy byly ve svém formativním období socializovány s participací o 2,6krát ročně vyšší oproti jejich matkám. Výsledkem těchto genderových rozdílů v obou transmisiích je vyšší

³ Bylo odfiltrováno Turecko, jehož kultura se více blíží zemím blízkého východu.

četnost participace žen oproti mužům v zemích Evropy. Takovéto genderové rozdíly v obou transmisích mohou být výsledkem již genderově rozdílné primární socializace a dalších sociálních genderově rozdílných podmínek během dospělého života jedince [viz Thompson 1991; Walter, Davie 1998].

Dále můžeme například sledovat četnosti ročních participací v závislosti na náboženských denominacích⁴. Ti, kdož se hlásí k římskokatolickému náboženství, participují v průměru 19,8krát ročně, ale tato četnost je o -19,4 nižší oproti jejich dětství, ovšem v dětství participovali o 2,6 krát ročně více než jejich matky. V případě této denominace tedy můžeme hovořit o sekularizaci v intragenerační transmissi a opačně o revitalizaci v transmissi intergenerační. Protestanté participují oproti katolíkům méně často, 8,5krát ročně, ale směr vývoje v obou transmisích je podobný, ovšem na nižších hodnotách. V případě ortodoxních křesťanů je hodnota roční participace 10krát, o -1,3 nižší oproti dětství, ale hodnota v dětství je také o -4,4krát ročně nižší oproti matkám. V případě této denominace, která je nejvíce zastoupena v Rusku a východní části Ukrajiny [Borowik 2002], tedy dochází k sekularizaci v obou transmisích. Ovšem v tabulce 1 jsme zjistili revitalizaci (nárůst) četností participace v intragenerační transmissi (sloupec V.) v Rusku i na Ukrajině a v tabulce 2 pokles v této transmissi u ortodoxních křesťanů. Z tohoto vyvozujeme, že tato revitalizace je přítomná v těchto zemích v jiných denominacích, např. u katolíků nebo protestantů (viz tabulka 3). Ta část populace Evropy, která se nehlásí k žádnému náboženskému vyznání, participuje 1,9krát ročně; možná o svátcích⁵, např. Vánocích nebo Velikonocích. Ovšem tato hodnota současné roční participace je o 10,5 nižší oproti participaci v dětství a naopak v dětství byla participace o 1,9krát ročně vyšší oproti matkám. Část evropské populace nehlásící se v současnosti k žádnému náboženskému vyznání byla tedy primárně socializována s participací a to mírně vyšší oproti svým matkám. To v podstatě u této skupiny znamená sekularizaci v intra a mírné oživení v intergenerační transmissi.

V tabulce 2 jsme zjistili významné rozdíly v hodnotách průměrných ročních participací v jednotlivých náboženských denominacích, největší rozdíl mezi římskými katolíky vzhledem k denominacím ostatním. Je však třeba neopomíjet, že participace na bohoslužbách má v těchto různých náboženstvích také odlišný význam [viz Filipi 2001;

⁴ Nekontrolujeme potencionální konverzi mezi denominacemi v obou transmisích.

⁵ Participaci o svátcích obsahuje proměnná četnost participace v EVS.

Tomka 2011]. Četnosti ročních participací bychom mohli dále sledovat v závislosti na mnoha dalších sociálních nebo individuálních charakteristikách, např. stupni modernizace, regionu, velikosti lokality bydliště, dosaženém vzdělání, zaměstnanecké pozice, věku atd. Z těchto mnoha možností vyberme věk a zaměříme se na situaci v případě české populace.

/Graf 1 přibližně zde, je na konci textu/

Z průběhu hodnot ročních participací v grafu 1 zjistíme, že část české populace primárně socializovaná před rokem 1948, tj. před nástupem komunistické totalitní moci, v současnosti participuje na hodnotě 13,2krát ročně a že tato hodnota plynule klesá až ke kohortě primárně socializované po roce 1989, tj. po obnovení demokracie, na hodnotu 2,2krát ročně. Četnost participace v české populaci je tedy v pozitivním vztahu s věkem [viz Hamplová 2008]. V případě intergenerační transmise můžeme sledovat rozdíl mezi participací matek a jejich potomků ve formativním období vzhledem k věkovým kohortám, tj. se zasazením formativního období do společensko-historických podmínek, které utvářejí charakteristiky generací [Mannheim 2007; Roof 2009]. Můžeme si všimnout, že kohorta - 1948 byla primárně socializována s participací o -1,8krát ročně méně nežli participovaly jejich matky (intergenerační transmise). Tento rozdíl po roce 1948 narůstá, na hodnotu -3,5 a drží se až do kohorty 1969-78 a poté klesá až na hodnotu -0,7 po roce 1989. Takovýto časový průběh intergenerační transmise četnosti participace kopíruje politické změny, ke kterým v ČR v průběhu 20. století docházelo [viz Ballestrem 2004; Fiala, Hanuš 2004]. V případě rozdílů četností participací mezi dospělostí a formativním obdobím (intragenerační transmise) jsou také všechny hodnoty záporné, což znamená, že současná participace je u všech věkových kohort nižší oproti četnostem jim primárně socializovaným. Je nutno také uvést, že hodnoty poklesů v intragenerační transmisi významně převyšují poklesy v transmisi intergenerační. Výsledkem těchto procesů v obou transmisích (záporné hodnoty rozdílových proměnných) je však mezigenerační pokles participace v české společnosti, tj. proces sekularizace této dimenze tradiční religiozity.

Opět si zkusme představit, že bychom chtěli tabulku 2 i graf 1 konstruovat z původních ordinálních proměnných obsažených v datech ISSP 2008. Setkali bychom se se stejnými problémy, které již byly popsány při interpretaci tabulky 1. Tedy, i v případech

sledování četnosti participace v závislosti na sociálních charakteristikách a rozdílů mezi četnostmi participací, se jeví užití transformované spojité nebo rozdílové proměnné jako efektivní postup.

4.3 Explanace

V této části se zaměříme na možná vysvětlení současného stavu četnosti roční participace a procesů k tomuto stavu vedoucím. To ve svém důsledku také znamená, že do analýzy vstoupí více vysvětlujících proměnných. Pro příklad, ve sloupci V. tabulky 1 jsme zjistili, že v populaci Ukrajiny došlo k revitalizaci četnosti participace v intragenerační transmisi, tj. mezi participací primárně socializovanou a současnou, na hodnotě o 3,7krát ročně. Tento intragenerační proces si zkusme vysvětlit na základě dvou sociálních charakteristik, užitých v tabulce 3.

/Tabulka 3 přibližně zde, je na konci textu/

Katolíci na Ukrajině participují v současnosti o 8,1krát ročně více, nežli ve svém formativním období a to o 11,1krát ročně více, pokud žijí na venkově oproti městu (5krát). U protestantů je tento intragenerační nárůst o 40,6krát ročně, ale oproti katolíkům je tento nárůst vyšší u obyvatel měst oproti venkovu. Nejnižší nárůst zjišťujeme v případě ortodoxních křesťanů, o 3krát ročně více a více ve městech. U ostatních náboženských vyznání je tento nárůst o 12,1krát ročně více a opět více ve městech. Zjednodušeně bychom tedy mohli říci, že se na Ukrajině se revitalizace participace skrze intragenerační transmisi týká především katolíků žijících na venkově a dalších denominací opačně žijících ve městech. Ovšem, z těch, kdož se hlásí k náboženskému vyznání, se hlásí k ortodoxnímu křesťanství 88,5 % populace, k římskokatolickému 8,4 % a k protestantskému či jinému dohromady 2,1 %. Proto, pokud bychom chtěli zjistit, které kostely se „naplnily“, pak bychom museli počítat společně s hodnotami intragenerační revitalizace i s hodnotami podílů jednotlivých denominací v populaci.

Se vstupem dalších vysvětlujících proměnných by narůstaly rozměry tabulky (vícerozměrné tabulky) a také počet výsledných hodnot pro možnosti interpretace výsledků. Abychom tento počet výsledků redukovali, použijeme dále mnohorozměrné modely

s participací v pozici závisle proměnné. V našem případě spojitých vysvětlovaných proměnných lineární regresní modely. Pokud však do analýzy vstoupí 25 evropských zemí, kdy budeme chtít naše výsledky zobecňovat na populaci celé Evropy a přitom respektovat rozdíly mezi jednotlivými zeměmi, pak použijeme hierarchické lineární modely [viz Soukup 2006].

/Tabulka 4 přibližně zde, je na konci textu/

V tabulce 4 jsou zobrazeny výsledky hierarchického lineárního modelu (v SPSS procedura MIXED). Jsou zde uvedeny hodnoty změn četností roční participace potomka v jeho formativním období (II. sloupec tabulky 1), v závislosti na změnách v jednotlivých vysvětlujících proměnných. Koefficient vnitrotřídní korelace ($ICC=0,267$) nám po vynásobení stem říká, že je možno varianci participace v dětství z přibližně 27 % vysvětlovat rozdíly v jednotlivých zemích Evropy.

Synové (pohlaví muž) byli oproti dcerám primárně socializováni s participací o -2,3krát ročně méně. Při nárůstu četnosti roční participace matky o 1krát ročně narůstá participace jejího potomka o 0,44krát ročně. V případě otce tato hodnota narůstá o 0,26. Je třeba upozornit, že mezi četností participace rodičů je korelace na hodnotě 0,71. Tyto hodnoty jednak vypovídají o silnějším socializačním vlivu matčiny participace oproti participaci otce, ovšem u obou rodičů jsou na hodnotě <1 (intervalu vysvětlujících proměnných), což znamená sekularizaci v této intergenerační transmisi. Pokud měl potomek matku s římsko-katolickým vyznáním, pak, oproti ostatním matkám, toto matčino náboženské vyznání zvyšuje jeho četnost roční participace ve formativním věku o 7,2krát ročně. U matek s vyznáním protestantským o 3,4krát ročně a u matek s vyznáním ortodoxním tato hodnota není statisticky signifikantní na hladině 0,05. Nakonec, pokud byl potomek primárně socializován v postkomunistické zemi mezi roky 1948-1989, pak oproti obdobím v těchto zemích před 1948 a po 1989 i ostatním zemím, které komunistickou totalitou neprošly, byla jeho primárně socializovaná roční participace o -2,3krát ročně nižší. Samozřejmě, tato vysvětlující proměnná v sobě zachycuje nejen vliv protináboženské politiky komunistických totalitních režimů, ale vzhledem k časovému vývoji evropských

zemí i proces modernizace, probíhající v průběhu 20. století. Je tedy třeba uvažovat o obou faktorech [Hamplová 2001].

V tomto modelu (stále tabulka 4) byla užita spojitá proměnná participace ve formativním období potomka a dvě spojitě proměnné participace matky a otce v tomto období. Zkusme si představit, jak by se interpretační jednoduchost tohoto modelu změnila, pokud bychom použili např. multinominální nebo ordinální logistickou regresi nebo víceúrovňový model s kategorizovanou závislou proměnnou [Agresti 2007; Řeháková 2000] s využitím všech devíti kategorií původních proměnných četnost participace obsažených v ISSP 2008.

/Tabulka 5 přibližně zde, je na konci textu/

V posledním analytickém příkladu budeme modelovat závislou rozdílovou proměnnou, počítanou jako rozdíl četností roční participace mezi dospělými a formativním obdobím jedince, kdy tedy kladné hodnoty vyjadřují nárůst participace v intragenerační transmisi a záporné naopak pokles. Z hodnot v tabulce 5 je patrné následující. V intragenerační transmisi muži reprodukovali svoji primárně socializovanou četnost roční participace oproti ženám o hodnotu -1,52krát ročně méně. Průměrná roční participace katolíků oproti zbytku populace evropských zemí v této transmisi klesá o -6krát ročně, ale u protestantů opačně narůstá o 1,3 a u ortodoxních křesťanů opět klesá o -1,59. Dále, s nárůstem věku jedince o jeden rok klesá jeho roční participace v intragenerační transmisi o -0,05. Je třeba si uvědomit, že s nárůstem věku se také zvyšuje časový interval mezi formativním obdobím a současností jedince, to znamená, že jedinec měl na případnou změnu četnosti své participace více času. Také nelze opomíjet zasazení primární socializace do společensko-historického kontextu, který je odlišný pro věkové skupiny. Nakonec, pokud se HDI země, ve které jedinec žije, přiblíží o jeden procentní bod k Norsku⁶, pak klesá jeho roční participace v intragenerační transmisi o -0,69. Tento poslední údaj je v souladu se

⁶ HDI Norska je na hodnotě 0,943, což je bráno za 100 %. HDI ostatních zemí je pak vypočteno jako procentní podíl HDI Norska. Např. hodnota HDI ČR je 0,865, což je 91,7 % HDI Norska.

sekularizační tezí, která říká, že tradiční formy religiozity ve společnosti klesají s mírou rozvoje modernizace společnosti [srov. Lužný 1999].

5 Závěr

V této práci jsme se nejprve zabývali popisem metodologického opodstatnění užití proměnné četnost participace na náboženských obřadech jako číselné, spojité proměnné. Následně bylo užití takovýchto proměnných, transformovaných z původních ordinálních typů, testováno na několika analytických příkladech.

Možné výhody nové transformované proměnné četnost roční participace na náboženských obřadech je možno v krátkosti shrnout takto: Za prvé, namísto devíti kategorií v původní ordinální proměnné (např. v ISSP 2008), dostáváme pouze jednu číselnou hodnotu, která obsahuje četnost participace v období jednoho roku. Tuto jednu číselnou hodnotu dostáváme, aniž bychom museli kolapsit původní proměnné, např. do dichotomické proměnné, ztratit část původní informace. Za druhé, pouze jedna číselná hodnota vysvětlované proměnné v každém analyzovaném případě (např. u respondenta) nám dovoluje užití více třídících kritérií, aniž bychom byli omezováni počtem případů ve zkoumané skupině, jak tomu bývá při užití kategorizovaných proměnných, zvláště s více kategoriemi; tzn., kdy se může stát limitem nízká, nedostatečná absolutní četnost zastoupení případů v některých buňkách či kategoriích tabulek. Za třetí, nejsme postaveni před problém s teoretickým opodstatněním konstrukce nových hranic mezi kategoriemi při rekódování původní proměnné do nižšího počtu kategorií. Za čtvrté, při užití spojité proměnné četnost roční participace ve více empirických pracích by bylo možno bezproblémově tyto výsledky navzájem komparovat.

Samozřejmě, analytické užití této transformované spojité proměnné může mít i své metodologické problémy. Při deskriptivní statistice namísto kontingenčních tabulek s absolutními či relativními četnostmi dostáváme hodnoty průměrů distribuovaných v závislosti na vysvětlujících proměnných. V modelech užíváme namísto logistické regrese regresi lineární, kde se můžeme setkat s problematikou nelinearity průběhu vysvětlované proměnné v závislosti na proměnných vysvětlujících. Takto by mohl vzniknout problém možností linearizace tohoto průběhu. V hierarchických modelech je namísto zobecněných lineárních modelů nutno použít hierarchické lineární modely. Každá z těchto statistických

procedur může mít své výhody i nevýhody oproti ostatním. To pravděpodobně závisí na cílech výzkumníka, vycházejících z teoretických východisek a výzkumné otázky a analytických možností daného datového souboru.

Ovšem vraťme se ještě k potencionálním výhodám spojitých proměnných roční participace. Protože jsou obsahem těchto proměnných číselné hodnoty participace v jednom roce, je možno hodnoty těchto proměnných nejen popisovat, ale také mezi sebou odečítat, tj. vzniká tu možnost konstrukce rozdílových proměnných. Tyto hodnoty rozdílů (rozdílových proměnných) mohou vypovídat např. o rozdílech četností participace mezi populacemi jednotlivých zemí, jejich subpopulacemi i mezi časovými obdobími či životními cykly v těchto populacích nebo subpopulacích. Dále by bylo možno také například sledovat rozdíly dle pohlaví a navíc při sledování těchto rozdílů v závislosti na zemi, čase, životním cyklu a i dle dalších sociálních nebo demografických charakteristik. Další možné výpočty těchto rozdílových proměnných a jejich analytického užití necháváme na zájmu a potřebách čtenáře.

Ve čtvrté části této práce jsme některé z analytických možností představili na praktických příkladech, ovšem tyto možnosti nebyly v této části určitě vyčerpány. Nakonec, zcela určitě jsme nevyčerpali i všechna pro i proti, která by mohla užívání transformované spojitě proměnné roční četnost participace podpořit nebo naopak kritizovat. Konkrétní názory a námítky by se mohly stát obsahem diskuze, která je při metodologickém posunu každé vědy potřebná i žádoucí.

6 Literatura

Agresti, A. 2007. *An Introduction to Categorical Data Analysis*. New Jersey: John Wiley & Sons.

Ballestrem, K. 2004. „*Totalitarismus ve střední Evropě a jeho důsledky*.“ Pp. 181-239 in Fiala, P., J. Hanuš (eds.). *Katolická církev a totalitarismus v českých zemích*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.

Borowik, I. 2002. „*Between Orthodoxy and Eclecticism: on the Religious Transformations of Russia, Belarus and Ukraine*.“ *Social Compass*, Vol. 49, No. 4: 497–508.

Disman, M. 1993. *Jak se vyrábí sociologická znalost*. Praha: Karolinum.

Fiala, P., J. Hanuš. 2004. „*Katolická církev a totalitarismus v českých zemích*.“ Pp. 9-25 in Fiala, P., J. Hanuš (eds.). *Katolická církev a totalitarismus v českých zemích*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.

Filipi, P. 2001. *Křesťanstvo, Historie, statistika, charakteristika křesťanských církví*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.

Fox, J. 2008. *Applied regression analysis and generalized linear models*. Los Angeles: Sage.

Glock, Ch. 1962. „*On The Study Of Religious Commitment*.“ *Religious Education*, Vol. 57, No. 4: 98–110.

Hamplová, D. 2000. *Náboženství a nadpřirozeno ve společnosti. Mezinárodní srovnání na základě empirického výzkumu ISSP*. Sociologický ústav AV ČR.

Hamplová, D. 2001. „*Institucionalizované a neinstitucionalizované náboženství v českém poválečném vývoji*.“ *Soudobé dějiny*, Vol. 8, No. 2-3: 294–311.

Hamplová, D. 2005. „*Základní principy víceúrovňových modelů*.“ *SDA info*, Vol. 7, No. 2: 1–2.

Hamplová, D. 2008. „*Religiozita a demografické charakteristiky.*“ Pp. 198-205 in Nešpor, Z., D. Václavík (eds.). *Příručka sociologie náboženství.* Praha: Studijní texty.

Hamplová, D. 2011. „*Náboženství a pohlaví: Proč jsou ženy religioznější než muži?*“ Sociologický časopis, Vol. 47, No. 2: 297–321.

Hamplová, D., B. Řeháková. 2009. *Česká religiozita na počátku 3. tisíciletí. Výsledky mezinárodního programu sociálního výzkumu ISSP 2008 – Náboženství.* Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Hendl, J. 2004. *Přehled statistických metod zpracování dat: analýza a metaanalýza dat.* Praha: Portál.

Kreft, I. G., J. Leeuw. 1998. *Introducing Multilevel Modeling.* London: Sage Publications.

Lambert, Y. 2004. „*A Turning Point in Religious Evolution in Europe.*“ *Journal of Contemporary Religion*, Vol. 19, No. 1: 29–45.

Lužný, D. 1999. *Náboženství a moderní společnost.* Brno: Masarykova Univerzita.
Mannheim, K. 2007. „*Problém generací.*“ *Sociální studia*, Vol. 4, No. 1-2: 11–44.

Need, A., G. Evans. 2001. „*Analysing patterns of religious participation in post-communist Eastern Europe.*“ *British Journal of Sociology*, Vol. 52, No. 2: 229–248.

Nešpor, Z. 2010. *Příliš slabí ve víře. Česká ne/religiozita v evropském kontextu.* Praha: Kalich.

Norusis, M. J. 1998. *SPSS 8.0: Guide to Data Analysis.* Upper Saddle River: Prentice Hall.

XXXXXXX, X. 2011. XXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXXX X XX XXXXX XXXXXX XX. XXXXXXXX. Masarykova Univerzita, archiv závěrečných prací.

Polack, D. 2008. „*Religious Change in Europe: Theoretical Considerations and Empirical Findings.*“ *Social Compass*, Vol. 55, No. 2: 168–186.

Roof, W. C. 2009. „*Generations and Religion*.“ Pp. 616-634 in Clarke, P. B. (ed.): *The Oxford Handbook of the Sociology of Religion*. Oxford: Oxford University Press.

Ruiter, S., F. van Tubergen. 2009. „*Religious Attendance in Cross-National Perspective: A Multilevel Analysis of 60 Countries*.“ *American Journal of Sociology*, Vol. 115, No. 3: 863–895.

Řeháková, B. 2000. „*Nebojte se logistické regrese*.“ *Sociologický časopis*, Vol. 36, No. 4: 475-492.

Simonová, N. 2007. „*Vzdělanostní reprodukce v České republice od roku 1916 do současnosti: Mobilitní pohled*.“ Pp. 27-42. In Mareš, P. (a kol.). *Sociální Reprodukce a integrace: Ideály a meze*. Brno: Masarykova Univerzita.

Soukup, P. 2006. „*Proč užívat hierarchické lineární modely?*“ *Sociologický časopis*, Vol. 42, No. 5: 987–1012.

Thompson, H. E. 1991. „*Beneath the Status Characteristic: Gender Variations in Religiousness*.“ *Journal for the Scientific Study of Religion*, Vol. 34: 381–394.

Tomka, M. 2011. *Expanding Religion: Religious Revival in Post-Communist Central and Eastern Europe*. Berlin: De Gruyter.

Walter, T., G. Davie. 1998. „*The Religiosity of Women in the Modern West*.“ *The British Journal of Sociology*, Vol. 49: 640–660.

Data

International Social Survey Programme 2008 – Religion. 2008. Sociologický datový archiv SÚ AV ČR.

Sociologický datový archiv. 2013. Sociologický ústav AV ČR. Dostupné z:

<http://archiv.soc.cas.cz/>

7 Tabulky a grafy pro vložení

Tabulka 1. Průměrné roční participace v současnosti, ve formativním věku, matek a otců a rozdíly participací v intra a intergenerační transmisi, dle 25ti zemí Evropy.

| Země | I. Současná | II. Dětství | III. Matky | IV. Otcové | V. =(I.-II.) | VI. =(II.-III.) |
|---------------------|----------------|----------------|---------------|---------------|-----------------|--------------------|
| Rakousko | 12,7 | 28,1 | 26,6 | 21,9 | -15,5 | 1,5 |
| Belgie | 6,7 | 35,3 | 28,3 | 25,3 | -28,6 | 7,0 |
| Chorvatsko | 19,7 | 33,7 | 30,3 | 18,4 | -14,0 | 3,4 |
| Kypr | 16,1 | 25,4 | 30,1 | 17,9 | -9,2 | -4,7 |
| Česká republika | 5,5 | 10,7 | 13,3 | 9,3 | -5,1 | -2,6 |
| Dánsko | 4,9 | 6,8 | 7,1 | 6,1 | -2,0 | -0,2 |
| Finsko | 4,2 | 4,1 | 5,4 | 4,0 | 0,2 | -1,3 |
| Francie | 5,2 | 25,1 | 16,5 | 10,6 | -19,9 | 8,6 |
| Německo | 8,4 | 23,3 | 20,9 | 16,9 | -14,9 | 2,4 |
| Maďarsko | 6,5 | 21,8 | 18,0 | 12,2 | -15,3 | 3,8 |
| Irsko | 30,0 | 47,3 | 50,5 | 45,9 | -17,3 | -3,3 |
| Itálie | 20,7 | 40,9 | 37,1 | 24,6 | -20,2 | 3,8 |
| Lotyšsko | 7,0 | 6,5 | 10,8 | 7,7 | 0,5 | -4,3 |
| Nizozemí | 11,7 | 26,7 | 28,6 | 27,1 | -14,9 | -2,0 |
| Norsko | 3,6 | 8,9 | 8,5 | 7,7 | -5,4 | 0,5 |
| Polsko | 29,8 | 47,1 | 45,0 | 39,7 | -17,3 | 2,1 |
| Portugalsko | 16,2 | 34,4 | 34,5 | 26,7 | -18,2 | -0,1 |
| Rusko | 3,2 | 2,6 | 5,3 | 3,0 | 0,6 | -2,7 |
| Slovenská republika | 23,7 | 33,7 | 37,3 | 24,6 | -10,0 | -3,6 |
| Slovinsko | 13,8 | 33,7 | 28,4 | 20,6 | -19,9 | 5,4 |
| Španělsko | 16,9 | 38,2 | 33,2 | 22,7 | -21,3 | 5,0 |
| Švédsko | 3,7 | 8,0 | 8,8 | 7,0 | -4,3 | -0,8 |
| Švýcarsko | 11,6 | 30,9 | 25,4 | 20,1 | -19,3 | 5,5 |
| Ukrajina | 9,8 | 6,2 | 11,0 | 6,9 | 3,7 | -4,9 |
| Velká Británie | 15,5 | 28,3 | 24,8 | 20,0 | -12,7 | 3,5 |
| Průměr | 12,4 | 25,0 | 24,1 | 18,7 | -12,5 | 0,9 |

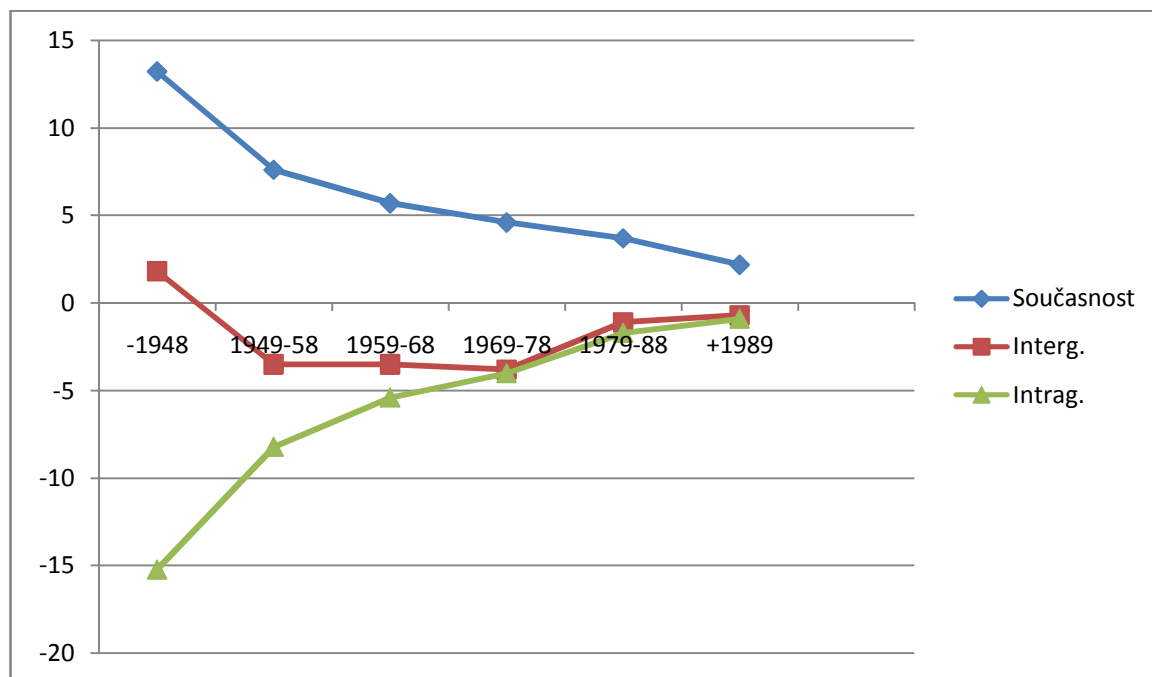
Zdroj: ISSP 2008

Tabulka 2. Průměrná roční participace v současnosti a její změny v intra a intergenerační transmisi dle pohlaví a deklarovaného náboženského vyznání.

| | Současnost | Intragenerační transmise | Intergenerační transmise |
|----------------------|------------|--------------------------|--------------------------|
| Muži | 10,3 | -13,1 | 0,35 |
| Ženy | 14,4 | -12 | 2,6 |
| Římskokatolické | 19,8 | -19,4 | 2,6 |
| Protestantské | 8,5 | -6,5 | 1,5 |
| Křesťanské ortodoxní | 10 | -1,3 | -4,4 |
| Ostatní | 18,8 | -7,5 | 1,3 |
| Bez vyznání | 1,9 | -10,5 | 1,9 |

Zdroj: ISSP 2008

Graf 1. Průměrná roční participace v současnosti a její změny v inter a intragenerační transmissi dle věkových kohort v populaci ČR.



Zdroj: ISSP 2008.

Tabulka 3. Intragenerační změna průměrné roční participace v náboženských denominacích dle velikosti obce bydliště v populaci Ukrajiny.

| | Římsko-katolické | Protestantské | Ortodoxní | Jiné |
|------------------|------------------|---------------|-----------|------|
| Venkov | 11,1 | 25,6 | 2,7 | 1,5 |
| Město | 5 | 48,4 | 3,2 | 20,5 |
| Celkový průměr | 8,1 | 40,6 | 3 | 12,1 |
| Podíl v populaci | 8,4% | 1,3% | 88,5% | 1,8% |

Zdroj: ISSP 2008.

Tabulka 4. Průměrná roční participace ve formativním období dle pohlaví, participace rodičů, denominace a zasazení tohoto období v komunistické totalitě.

| | Participace | Sig. |
|-------------------------------|-------------|------|
| Pohlaví muž | -2,3 | 0,00 |
| Participace matky | 0,44 | 0,00 |
| Participace otce | 0,26 | 0,00 |
| Římsko-katolické | 7,2 | 0,00 |
| Protestantské | 3,4 | 0,00 |
| Křesťanské ortodoxní | 0,65 | 0,30 |
| Prim. soc. v období komunismu | -2,3 | 0,00 |
| Korelace part. matky a otce | 0,71 | 0,00 |

Zdroj: ISSP 2008.

Tabulka 5. Změny v roční participaci v intragenerační transmisi dle pohlaví, denominace, věku a HDI.

| | Intragenerační transmise | Sig. |
|-----------------------|-----------------------------|------|
| Pohlaví muž | -1,52 | 0,00 |
| Římsko-katolické | -6,06 | 0,00 |
| Protestantské | 1,32 | 0,00 |
| Křesťanské ortodoxní | -1,59 | 0,08 |
| Věk v letech | -0,05 | 0,00 |
| HDI v % oproti Norsku | -0,69 | 0,02 |

Zdroj: ISSP 2008.