

Transformácia reprodukčného správania na Slovensku v kohortnom pohľade

Autor: Branislav Šprocha

INFOSTAT – Výskumné demografické centrum
Centrum spoločenských a psychologických vied SAV

**Transformácia reprodukčného správania na Slovensku
v kohortnom pohľade**

Bratislava 2021

Publikácia vznikla ako čiastkový výstup z projektu *VEGA 2/0064/20 Pokračujúca transformácia rodinného a reprodukčného správania na Slovensku v časovom a priestorovom aspekte*

Autor: Branislav Šprocha
INFOSTAT – Výskumné demografické centrum
Centrum spoločenských a psychologických vied SAV

Recenzenti: Branislav Bleha
Katedra ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja
Prírodovedecká fakulta, Univerzita Komenského v Bratislave

Luděk Šídlo
Katedra demografie a geodemografie
Přírodovědecká fakulta, Univerzita Karlova v Prahe

Copyright © INFOSTAT – Výskumné demografické centrum, Centrum spoločenských a psychologických vied SAV

Obsah tohto dokumentu je chránený autorským zákonom. Nemožno ho meniť alebo z neho odstrániť informácie o správe práv k nemu. Na spracovanie, preklad, adaptáciu, zaradenie do súborného diela, vystavenie, vykonanie alebo prenos dokumentu je nutný súhlas nositeľa majetkových práv.

Vyhradené je aj právo alebo prenos na udelenie súhlasu na rozmnožovanie a verejné rozširovanie rozmnožením, predajom alebo inou formou prevodu vlastníckeho práva. Bez súhlasu možno z obsahu tohto dokumentu použiť iba krátku časť vo forme citácie, len na účel jeho recenzie alebo kritiky alebo na vyučovacie účely, vedeckovýskumné účely alebo umelecké účely. Rozsah citácie nesmie presiahnuť rámec odôvodnený jej účelom.

Práca neprešla jazykovou úpravou.

ISBN 978-80-89398-45-4

Obsah

Úvod	5
2. Kohortný a prierezový pohľad	8
3. Kohortný prístup v demografickom výskume v Česku a na Slovensku	13
4. Niektoré metodické koncepty kohortného prístupu v dátových podmienkach Slovenska	22
4.1 Kohortný prístup a sobášnosť	22
4.2 Kohortný prístup a rozvodovosť	28
4.3 Kohortný prístup a plodnosť	30
4.4 Kohortný prístup a potratovosť	37
5. Kohortná analýza sobášnosti	39
5.1 Kohortná analýza sobášnosti slobodných	39
5.2 Generačná analýza odkladania a rekuperácie sobášnosti slobodných	49
5.3 Kohortná analýza sobášov rozvedených a ovdovených	53
6. Kohortná analýza rozvodovosti	59
7. Kohortná analýza potratovosti	64
8. Kohortná analýza plodnosti	70
8.1 Generačná analýza odkladania a rekuperácia plodnosti	72
8.2 Kohortná plodnosť podľa doby od sobáša a predchádzajúceho pôrodu	77
Záver	81
Literatúra	85

Zoznam obrázkov

Obr. 1: Kohortný a prierezový prístup v demografickej analýze	10
Obr. 2: Prospektívny a retrospektívny prístup v kohortnej analýze	12
Obr. 3: Úprava prierezových pravdepodobností sobáša slobodnej osoby do kohortnej podoby	23
Obr. 4: Kohortný prístup pri analýze procesu opakovanej sobášnosti rozvedených a ovdovených osôb	27
Obr. 5: Schéma výpočtu kohortných mier rozvodovosti v sobášnej kohorte z roku (t)	29
Obr. 6: Schéma odvodenia počtu narodených detí sobášnej kohorte 1980 podľa doby od uzavretia manželstva (0 a 1 rok od sobáša)	36
Obr. 7: Schéma odvodenia generáčného počtu demografických udalostí pre aplikáciu kohortného prístupu v procese potratovosti na Slovensku	38
Obr. 8: Generačná tabuľková sobášnosť slobodných mužov a žien na Slovensku, generácie 1945–1980	41
Obr. 9: Generačný tabuľkový priemerný vek mužov a žien pri prvom sobáši na Slovensku, generácie 1945–1980	43
Obr. 10: Vývoj generačnej tabuľkovej sobášnosti slobodných mužov do vybraných vekov na Slovensku, generácie 1945–1995	44
Obr. 11: Vývoj generačnej tabuľkovej sobášnosti slobodných žien do vybraných vekov na Slovensku, generácie 1945–1995	45
Obr. 12 a 13: Generačná tabuľková pravdepodobnosť sobáša slobodných mužov na Slovensku	46
Obr. 14: Podmienená generačná pravdepodobnosť sobáša slobodných mužov na Slovensku, vybrané vekové intervaly	47
Obr. 15 a 16: Generačné tabuľkové pravdepodobnosti sobáša slobodných žien na Slovensku, vybrané generácie	48
Obr. 17: Podmienená generačná pravdepodobnosť sobáša slobodných žien na Slovensku, vybrané vekové intervaly	48
Obr. 18 a 19: Rozdiel tabuľkovej sobášnosti slobodných mužov a žien vybraných generácií na Slovensku podľa veku v porovnaní s referenčnou skupinou z roku 1965	51
Obr. 20 a 21: Objem odkladania, rekuperácie a index rekuperácie generačnej sobášnosti slobodných mužov a žien na Slovensku, referenčná generácia 1965	52
Obr. 22: Kohortná sobášnosť rozvedených mužov a žien na Slovensku, rozvodové kohorty 1992–2020	54
Obr. 23 a 24: Kohortná sobášnosť rozvedených mužov a žien vo vybraných dobách uplynulých	55

od rozvodu predchádzajúceho manželstva	
Obr. 25 a 26: Vývoj kohortných mier opakovanej sobášnosti rozvedených mužov a žien na Slovensku, vybrané rozvodové kohorty	56
Obr. 27: Kohortná sobášnosť ovdovených mužov a žien na Slovensku podľa doby uplynulej od ovdovenia	57
Obr. 28 a 29: Kohortná sobášnosť ovdovených mužov a žien vo vybraných dobách uplynulých od ovdovenia	58
Obr. 30 a 31: Kohortná sobášnosť ovdovených mužov a žien na Slovensku podľa doby od ovdovenia, vybrané kohorty	58
Obr. 32: Kohortná rozvodovosť manželstiev na Slovensku uzavretých v rokoch 1980–2015	60
Obr. 33: Kohortná rozvodovosť sobášnych kohort na Slovensku vo vybraných dobách uplynulých od uzavretia manželstva	61
Obr. 34: Kumulatívna kohortná miera rozvodovosti vo vybraných časových úsekoch uplynulých od uzavretia manželstva na Slovensku	62
Obr. 35: Kohortné miery rozvodovosti vybraných sobášnych kohort na Slovensku podľa počtu rokov uplynulých od uzavretia manželstva	63
Obr. 36: Vývoj úhrnnej kohortnej umelej a spontánnej potratovosti žien na Slovensku narodených v rokoch 1952–1978	65
Obr. 37: Vývoj kohortných vekovo-špecifických mier umelej potratovosti na Slovensku, vybrané generácie žien	67
Obr. 38: Vývoj príspevkov vekových skupín k celkovej kohortnej umelej potratovosti žien narodených v rokoch 1952–1975	68
Obr. 39: Vývoj kohortných vekovo-špecifických mier spontánnej potratovosti na Slovensku, vybrané generácie žien	69
Obr. 40: Vývoj konečnej plodnosti žien na Slovensku narodených v rokoch 1935–1980	71
Obr. 41: Vývoj konečnej plodnosti žien podľa poradia narodeného dieťaťa na Slovensku v generáciách 1935–1980	72
Obr. 42: Vývoj generačného priemerného veku žien pri narodení prvého, druhého, tretieho a ďalšieho dieťaťa na Slovensku, generácie 1935–1975	73
Obr. 43–46: Kumulatívne rozdiely vekovo-špecifických generačných mier plodnosti podľa poradia na Slovensku, referenčná generácia 1965	74
Obr. 47: Celkový objem odloženej generačnej plodnosti žien na Slovensku podľa poradia narodeného dieťaťa	75
Obr. 48 a 49: Objem rekuperácie a index rekuperácie generačnej plodnosti podľa poradia narodeného dieťaťa na Slovensku	76
Obr. 50–53: Plodnosť sobášnych kohort podľa doby uplynulej od uzavretia manželstva	78

a poradia dieťaťa

Obr. 54: Plodnosť pôrodných kohort podľa doby uplynulej od narodenia predchádzajúceho dieťaťa a poradia dieťaťa 80

Obr. 55 a 56: Plodnosť pôrodných kohort druhého a tretieho poradia podľa vybraných intervalov od narodenia prvého a druhého dieťaťa 80

Úvod

Zmeny reprodukčného správania, ktorými prechádza Slovensko v posledných troch desaťročiach, prejavujúce sa v podstate vo všetkých demografických procesoch, sú relatívne často a pomerne podrobne analyzované v desiatkach špecializovaných prác. Z hľadiska metodického prístupu však jednoznačne dominuje priereзовý (transverzálny) pohľad. Nie je to však len prípad obdobia po roku 1989, keď demografický vývoj sa stal dôležitou súčasťou celospoločenského vedeckého výskumu. Už na začiatku 70. rokov písali Srb a kol. (1971), že vo všeobecnosti je kohortná analýza pomerne zriedkavou formou demografickej analýzy, pretože požiadavka dlhodobého pozorovania v praxi nebýva splnená. O dekádu neskôr upozorňovali Lesný a Mašková (1983), že v prípadoch, keď chceme analyzovať dlhodobé trendy vo vývoji demografických procesov, je vhodné využiť longitudinálny prístup, longitudinálne metódy analýzy údajov a longitudinálnu koncepciu vysvetľovania získaných výsledkov. Napríklad v prípade plodnosti, ktorá predstavuje asi najčastejšie reflektovaný demografický proces, je jej každoročná intenzita podmienená početnou veľkosťou generácií žien, ktoré sú v reprodukčnom veku a podieľajú sa tak na realizovanej plodnosti a na druhej strane je to reprodukčné správanie jednotlivých generácií, ktoré je možné charakterizovať intenzitou a časovým (vekovo-špecifickým) rozložením plodnosti v generácii (Lesný a Mašková 1983, s. 4). V súvislosti s tým na príklade úhrnnej plodnosti, ktorá je vnímaná ako syntetický indikátor prejavu podmienok pre realizáciu plodnosti v jednotlivých kalendárnych rokoch, dopĺňajú, že z interpretácie jej vývoja a ani iných transversálnych ukazovateľov vo všeobecnosti nie je možné formulovať akékoľvek objektívne predpovede ich ďalšieho vývoja a úrovne.

Rovnako na potrebu kohortného prístupu pri demografickej analýze populačného vývoja Slovenska poukazuje vo svojej práci aj Potančoková (2008). Ako uvádza, v porovnaní s bežným transversálnym prístupom prináša longitudinálny pohľad možnosť hodnotenia zmien v reprodukčnom správaní v dlhodobom pohľade. Súčasne s tým v kontexte plodnosti dodáva, že zmena reprodukcie sa po roku 1990 dotkla v rôznej miere odlišným spôsobom pri vstupe do rodičovstva a kompletizácie veľkosti rodiny jednotlivých generácií. U mladších to bolo predovšetkým v podobe odkladania rodenia detí a u starších generácii došlo k obmedzovaniu veľkosti rodiny na menší počet narodených detí (Potančoková 2008). V spojitosti s transformačnými zmenami tiež Potančoková (2013) poukazuje na to, že tieto prebiehajú po generačných líniiach. V zmysle van de Kaa (1997) môžeme povedať, že predmetné zmeny sú úzko prepojené s diferencujúcimi sa faktormi socializácie jednotlivých generácií, ktoré sú postupne formované na špecifické a vzájomne odlišné mentálne kohorty. Tie predstavujú súbory osôb vyrastajúce v podobných socializačných podmienkach, ich

životný cyklus je zasadený do rovnakého historického kontextu, vďaka čomu vyznávajú obdobné hodnoty, majú podobné životné stratégie a v konečnom dôsledku aj charakter reprodukčného správania (Potančoková 2013: 121). Okrem toho viaceré zahraničné práce (napr. Bongaarts a Feeney 1998, Bongaarts a Sobotka 2012, Kohler a kol. 2002, Sobotka 2004) poukazujú na viaceré problémy spojené s úrovňou procesu (*quantum*) v transversálnom pohľade v období významných zmien časovania (*tempo*). Pri hlbšom výskume sa potvrdilo, že napríklad pri odkladaní plodnosti dochádza k významnému skresľovaniu jej intenzity. V súvislosti s uvedeným tak v mnohých prácach (napr. Bosveld 1996, Frejka a Calot 2001, Frejka a Sardon 2004, Sobotka a kol. 2011) identifikujeme snahy analyzovať zmeny v procese plodnosti prostredníctvom longitudinálneho (generačného) prístupu. Ako uvádza Sobotka a kol. (2011), generačný pohľad umožňuje analyzovať reálnu intenzitu a časovanie plodnosti, keďže sledujeme životné udalosti realizované skutočnou kohortou osôb s rovnakým rokom narodenia, pričom ich jednotlivé prechody sú vnímané ako navzájom závislé, a tým sú šance ich vzniku prepojené s ich reprodukčnou históriou. V prospech aplikácie kohortného prístupu hovoria aj niektoré argumenty Rydera (1965 in Stloukal 1998), ktoré je možné zhrnúť v nasledujúcich bodoch:

- 1) Kohortná analýza umožňuje dať do patričnej súvislosti jednak všeobecnejšie faktory súvisiace s meniacim sa vekom príslušníkov skúmanej kohorty (napr. fyziologický a psychický vývoj, posuny v hodnotových preferenciách, zmeny v sociálnych rolách), ako aj špecifickejšie vplyvy (politické, spoločenské, hospodárske, kultúrne a iné) vyplývajúce z historického vývoja.
- 2) Intenzita pôsobenia vonkajších činiteľov závisí od toho, v akej etape svojho života sú jednotlivé kohorty ich účinkom vystavené.
- 3) Každá kohorta postupom času akumuluje svojbytnú životnú skúsenosť a získava osobitnú skupinovú mentalitu.
- 4) Príslušníci kohorty posudzujú realitu na základe svojej unikátnej historickej skúsenosti, a preto majú sklon sa správať inak ako členovia iných kohort (vďaka tomu dochádza k vzniku tzv. kohortného efektu).
- 5) Zmeny v úrovni demografických procesov sú v zásade prejavom rozdielného správania rôznych generácií ľudí.

Pre úplnosť dodávame, že kohortný prístup nemá v demografickom výskume len svojich priaznivcov, ale aj odporcov, ktorí často namietali, že uvedené body je možné vyvrátiť a kohortné efekty sú v skutočnosti len sekundárnym prejavom vplyvov, ktoré pôsobia v kalendárnom prierezo­vom čase (bližšie napr. Ní Bhrolcháin 1992). Ďalšou často aplikovanou výhradou je, že kohortná analýza je priamo použiteľná len vtedy, keď sú údaje špecifikované podľa kohortnej príslušnosti – čo u bežnej registrácie demografických udalostí vo väčšine prípadov nie je dodržané (Stloukal 1998). Stloukal (1998) v kontexte diskusií týkajúcich sa kohortného prístupu v demografickom výskume poukazuje na nejednoznačnosť, ktorá panuje pri jeho využívaní. „Pre niektorých je kohortný pohľad základom

demografického prístupu k rozboru reprodukčného správania, iní ho odmietajú ako málo dôležitý“ (Stloukal, 1998, s. 83). Ako ďalej dodáva, kohortná analýza býva posudzovaná najmä v staršej demografickej literatúre ako vecne správnejšia, kým priereзовý prístup a z neho odvodené indikátory môžu značne kolísať vplyvom momentálnych podmienok a sú preto nedokonalé.¹

Bez ohľadu na uvedené diskusie je kohortný prístup užitočným a dôležitým nástrojom demografickej analýzy, ktorý výrazným spôsobom rozširuje naše analytické možnosti. V slovenskom prostredí mu však bola doposiaľ venovaná len značne obmedzená pozornosť. Cieľom predloženej monografie je predstaviť tento prístup, jeho doterajšie využitie v česko-slovenskej demografii a poukázať na niektoré možnosti jeho metodického využitia v dátových podmienkach Slovenska. V nadväzujúcich kapitolách následne prezentujeme niektoré čiastkové výsledky založené práve na kohortnom prístupe so snahou prehľbiť poznanie transformácie reprodukčného správania na Slovensku. Nie je pritom našim cieľom vyčerpávajúco prezentovať a priamo aplikovať všetky možné spôsoby kohortného prístupu pri analýze jednotlivých procesov, ale aspoň načrtnúť určité smerovanie, ktoré by mohlo rozšíriť záujem o tento typ analýz. Na druhej strane našou ambíciou bolo podchytiť aj niektoré širšie aspekty reprodukcie a ich zmien v procesoch sobášnosti, rozvodovosti a potratovosti. Neobmedzujeme sa tak len na úzke videnie reprodukcie prizmou plodnosti a úmrtnosti. V kontexte posledného demografického procesu, sme tento do analýzy nezaradili jednak z dôvodu neexistencie úmrtnostných tabuliek a ich jednotlivých funkcií pre celé generácie na Slovensku a aj s vedomím toho, že podrobnej analýze procesu sa budeme venovať v ďalšej práci.

Verím, že publikácia si nájde svoje miesto nielen v užšej demografickej vedeckej obci, ale prinesie zaujímavé a podnetné informácie aj pre širšie pole vedeckých pracovníkov rôznych vedných disciplín, či bude prínosom pre decíznu sféru a nájde si svoje miesto aj medzi záujemcami v laickej verejnosti.

Autor

¹ Autor ďalej cituje v tomto smere zaujímavý výrok Notesteina (in Stloukal 1998, s. 83): *Ukazovatele založené na úhrnných transversálnych mierach sú hypotetické hodnoty, rovnako ako napríklad údaje odčítané na tachometre idúceho automobilu. Tie vám tiež nepovedia, akú dráhu ste prešli v poslednej hodine alebo akú prejdete v nasledujúcej hodine. Poskytujú len vysoko hypotetickú informáciu o tom, koľko kilometrov by ste zdolali, ak by ste sa súčasnou rýchlosťou pohybovali presne jednu hodinu.*

2. Kohortný a prierezový pohľad

Čas predstavuje pre demografiu kľúčovú veličinu (Pavlík a kol. 1986, Vandeschrick 2000). Každá demografická udalosť, ktorá je v demografii skúmaná, či je to narodenie dieťaťa, úmrtie, uzavretie manželstva, jeho rozvod, potrat alebo zmena bydliska, má na Slovensku vďaka zbieraným údajom Štatistického úradu Slovenskej republiky (ďalej ŠÚ SR) v rámci každoročných vyčerpávajúcich zisťovaní rady OBYV presne časové vymedzenie v podobe dátumu jej nastania. Okrem toho sa zisťuje tiež dátum narodenia osoby, ktorej sa daná demografická udalosť týka, vďaka čomu ju vieme presne identifikovať z hľadiska kalendárneho roku, kedy k nej došlo a tiež podľa doby, ktorá uplynula od počiatočnej udalosti (narodenia), teda vieme identifikovať jej presný a dokončený vek. V niektorých prípadoch sú tiež zbierané aj ďalšie informácie o čase, napríklad v prípade uzavretí manželstva rozvedenou alebo ovdovenou osobou je to dátum ukončenia predchádzajúceho manželstva, u druhých a ďalších detí ide o dátum predchádzajúceho pôrodu, či u detí narodených v manželstve je to dátum uzavretia sobáša matky. Vďaka tomu sa naše analytické možnosti výrazne prehĺbujú. Vo všeobecnosti tak vieme o každej udalosti povedať, kedy k nej došlo, pričom najčastejšie sa využíva na tento účel kalendárny rok (menej často mesiac) a tiež aká doba uplynula od predchádzajúcej udalosti. Ako už bolo spomenuté, v tomto prípade môže ísť jednak o úsek od narodenia po vznik udalosti, teda vek osoby, ktorej sa demografická udalosť dotýka, prípadne o obdobie uplynulé od demografickej udalosti, ktorá bola vstupom umožňujúcim jej nastanie (doba od predchádzajúceho pôrodu, sobáša a pod.). Ako uvádzajú viacerí autori (napr. Pavlík a kol. 1986, Pressat 1972, Vandeschrick 2000), na presné určenie demografickej udalosti z hľadiska času je vždy potrebné disponovať dvomi základnými informáciami o tejto veličine, a to: z hľadiska kalendárneho času, kedy k nej došlo, a z hľadiska doby, ktorá uplynula od počiatočnej udalosti, pre ktorú je sledovaná udalosť nasledujúcou.

Pri samotnej demografickej analýze času je najčastejším a dnes už konvenčne využívaným nástrojom pri jeho zobrazovaní tzv. Lexisov diagram (obr. 1). Ide v podstate o ortogonálny súradnicový systém, kde os X zobrazuje kalendárny čas a os Y dokončený vek, resp. dobu trvania medzi dvomi udalosťami. Os Z, ktorá ju pretína pod uhlom 45° prezentuje tzv. čiaru života (generačnú čiaru), na ktorej sú následne znázorňované jednotlivé demografické udalosti. Samotný bod na čiare života predstavuje presné vymedzenie času, kedy k udalosti došlo (dátum udalosti) a úsečka prezentuje dobu trvania medzi dvomi demografickými udalosťami. Z uvedeného je tak zrejmé, že v demografii sa k časovému určeniu udalosti využívajú tri základné informácie o čase:

- 1) okamih (kalendárny čas), v ktorom došlo k udalosti,
- 2) vek jedinca, resp. doba uplynulá od predchádzajúcej udalosti,

3) dátum / kalendárny rok predchádzajúcej udalosti.

Kým prvé dve informácie o čase predstavujú jednoznačne najčastejšie využívaný prístup demografickej analýzy v kontexte časového vymedzenia demografických udalostí, s premennou času v podobe určenia dátumu resp. roka vzniku demografickej udalosti predchádzajúcej nami sledovanou sa stretávame v oveľa menšej miere.

V demografii nepracujeme s jednotlivcami a udalosťami, ktoré sa im odohrali, ale s celými populáciami. Ak takéto populácie sledujeme od narodenia, teda ide o jedincov, ktorých spája rovnaký rok narodenia, hovoríme o generácii (niekde tiež populačný ročník). V prípade, že spájacím prvkom takejto populácie bude iná demografická udalosť (napr. uzavretie manželstva, rozvod, narodenie 1. dieťaťa a pod.), hovoríme o kohorte. Ako dodáva Srb a kol. (1971), kohorta je všeobecnejší termín ako generácia a vyjadruje súbor osôb, u ktorých počas kalendárneho roka došlo k určitej udalosti, ktorá je zaujímavá z hľadiska demografickej analýzy. Napríklad všetky osoby, ktoré vstúpili v roku 2000 do manželstva, predstavujú sobášnu kohortu osôb z roku 2000. Vo svojej podstate tak môžeme povedať, že generácia predstavuje špecifický typ kohorty (Srb a kol. 1971).

Klasický príklad rozdielu medzi transversálnym (prierezovým) pohľadom a kohortným (generačným, longitudinálnym) prístupom je možné vidieť v nasledujúcom obr. 1. Ten prezentuje počty udalostí realizované v reprodukčnom veku 15–49 rokov v jeden kalendárny rok (zelený obdĺžnik) 1980 a červenými generačnými líniami (čiarami života) sú vymedzené udalosti, ktoré sa tiež odohrali v reprodukčnom veku, ale kohorte osôb vstupujúcich do tohto intervalu v roku 1980. Súčasne vieme, že ide o kohortu, pre ktorú je spoločným znakom jeden rok narodenia, čiže môžeme ju aj označiť ako generáciu osôb z roku 1965. Na to, aby sme vedeli identifikovať všetky demografické udalosti, ktoré sa tejto skupine osôb odohrali v predmetnom vekovom intervale, musíme ju sledovať podstatne dlhšie, a to celkovo 35 rokov. Čiže, ak by išlo napríklad o narodené deti, výslednú úroveň reprodukcie tejto kohorty by sme poznali až v roku 2015, kedy ženy tejto kohorty dovŕšili 50 rokov.

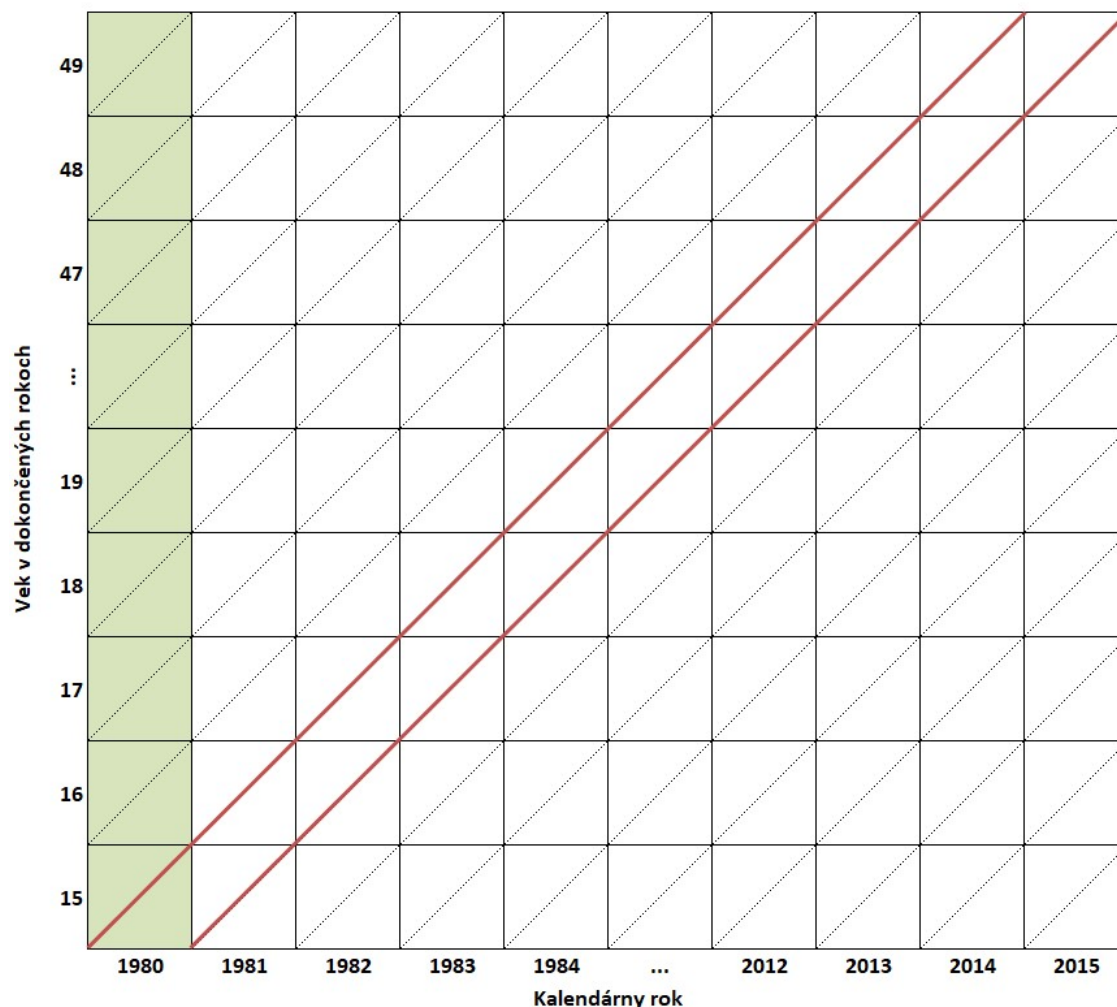
Každý z oboch prístupov má svoje výhody a nevýhody. Ak sa pozrieme na výhody prierezového pohľadu, môžeme povedať, že:

- 1) vstupné údaje sú ľahko dostupné – ročné počty udalosti podľa veku osoby sú bežne publikované národnými štatistickými úradmi,
- 2) tento prístup poskytuje aktuálny (v daný okamih často najaktuálnejší) pohľad na sledovaný proces,
- 3) prierezové ukazovatele sú často priamo hlavnými vstupmi do projekčných modelov.

Hlavná nevýhoda prierezového pohľadu a z neho konštruovaných indikátorov spočíva v tom, že nereprezentujú úroveň a časovanie procesu reálnej kohorty, ale ide v podstate o fiktívnu kohortu zloženú často z niekoľko desiatok rôznych kohort (generácií) s rôznou reprodukčnou históriou, rôznou fázou života v čase konštrukcie. Preto sú tieto indikátory náchylné na pomerne významné medziročné zmeny a len v prípade dlhodobej stability by mohli reflektovať skutočnú úroveň (napríklad v prípade plodnosti by prierezové miery a z nich

konštruovaná úhrnná plodnosť museli zostať stabilné 35 rokov, aby sa ich hodnoty rovnali generačným a konečnej kohortnej plodnosti).

Obr. 1: Kohortný a prierezový prístup v demografickej analýze



Výhodou kohortného prístupu a prostredníctvom neho konštruovaných indikátorov je, že tieto merajú skutočnú intenzitu, časovanie a zobrazujú tak proces pre reálnu kohortu osôb v danej populácii. Reflektujú tak reprodukčnú históriu skutočnej kohorty. Druhou výhodou je, že kohortné indikátory nie sú ovplyvnené často náhodnými medziročnými zmenami podmienok, ktoré formujú tzv. prechodný / dočasný period efekt (Hinde 1998). Na druhej strane problémami kohortného prístupu sú často výrazne zvýšené nároky na vstupné údaje, a to jednak v podrobnosti triedenia, ako aj dĺžke obdobia, za ktoré je potrebné tieto údaje mať k dispozícii. Z hľadiska samotných údajov však treba povedať, že kohortný (generačný) prístup nie je založený na iných vstupoch, ako je tomu v prípade prierezového pohľadu, ale tieto sú len iným spôsobom usporiadané v kontexte času. Ako dodáva Srb a kol. (1971), kohortný pohľad sa na druhej strane líši svojím prístupom ku skúmaným javom z hľadiska ich

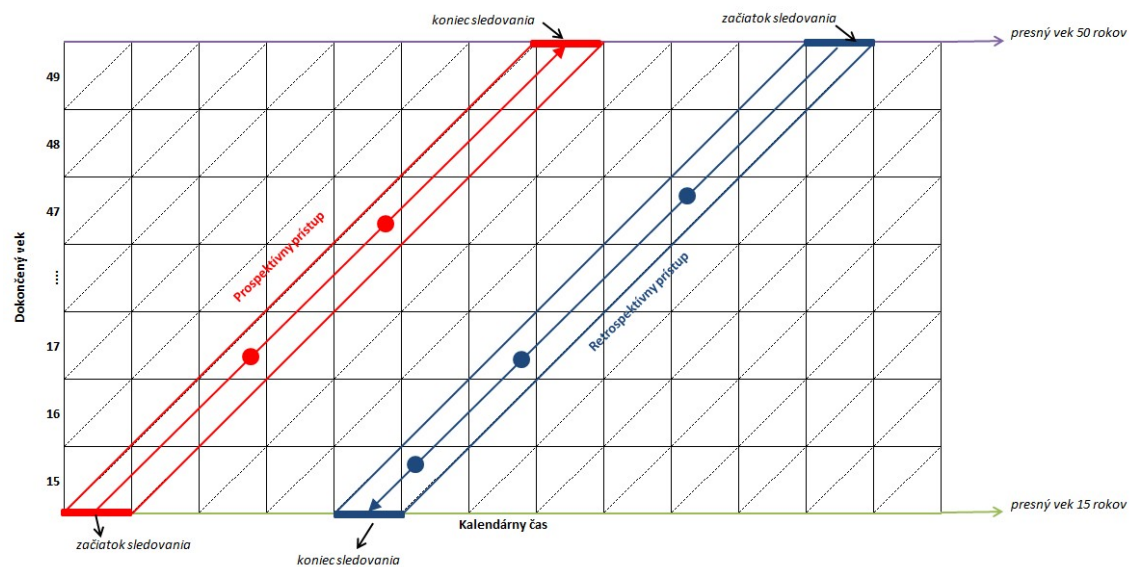
analýzy. Ako je možné vidieť v obr. 1, prierezová analýza procesu plodnosti sleduje v jednom kalendárnom roku úroveň (a časovanie) tohto procesu, ktorý je výslednicou nastavenia 35 vekových skupín (ak reprodukčné obdobie ohraničíme intervalom 15–49 rokov), ktoré pochádzajú z 36 rôznych generácií žien. V prípade iných procesov, napríklad úmrtnosti, do hry vstupujú ďaleko početnejšie súbory vekových skupín, a tým aj generácií. Ak však použijeme kohortný prístup, potom sledujeme vývoj daného procesu priamo v danej generácii/kohorte osôb, a to od vstupu do analyzovaného obdobia (napríklad reprodukčného veku) až po jeho koniec (v prípade úmrtnosti od narodenia po úmrtie poslednej osoby v generácii, pri plodnosti od veku 15. do veku 50. roku a pod.). Práve táto požadovaná dĺžka neumožňuje určiť výslednú aktuálnu úroveň, ale pracujeme s jej retrospektívnou – historickou hodnotou.

Celkovo v prípade kohortnej analýzy je možné z hľadiska času hovoriť o dvoch základných prístupoch. Prvý predstavuje retrospektívny pohľad, kedy sú demografické udalosti analyzované v čase spätne. Typickým príkladom môžu byť výsledky sčítaní obyvateľov o počte živonarodených detí žene. Tie reflektujú v sčítaní svoju reprodukčnú minulosť po rozhodujúci okamih censu. Znamená to, že retrospektívne ideme v čase naspäť a snažíme sa podchytiť všetky relevantné demografické udalosti sledovanej kohorty osôb. Opačný prístup je prospektívny, kedy analyzované demografické udalosti predmetnej kohorty sledujeme od jej vzniku postupne až po vytýčený časový okamih. Môže ísť napríklad o sobášnu kohortu, ktorej každý ďalší nasledujúci rok identifikujeme rozvody manželstiev uzavretých v predmetný kalendárny rok. Logický koncept prospektívneho a retrospektívneho kohortného prístupu znázorňuje nasledujúca schéma na obr. 2 pre proces plodnosti.

V prípade aplikácie prospektívneho náhľadu (červenou farbou zvýraznená generácia na obr. 2) začíname sledovať predmetnú kohortu žien len čo vstúpia do reprodukčného veku. Ak sa obmedzíme na vek 15–49 rokov, potom je sledovaná kohorta formovaná v presnom veku 15 rokov. Postupne sledujeme každý jeden rok demografické udalosti (narodenie dieťaťa znázornené bodmi na čiare života), a to až do momentu, keď všetky ženy v tejto kohorte opustia vymedzený reprodukčný interval, teda dovŕšia 50. rok.

V prípade retrospektívneho pohľadu (modrou farbou zvýraznená kohorta na obr. 2) v podstate sledujeme reprodukčnú históriu všetkých žien, ktoré sa dožili konca reprodukčného veku 50 rokov. Ako už z uvedeného vyplýva, pri retrospektívnom prístupe pracujeme len s určitou selektívnou skupinou osôb, ktorá spĺňa podmienku na zaradenie do výskumu. Ide napríklad o ženy, ktoré zostali v analyzovanej populácii až do rozhodujúceho okamihu začiatku sledovania (teda vyhli sa napr. úmrtiu a emigrácii). Výhodou na druhej strane je relatívne ľahký spôsob získania takýchto údajov napríklad prostredníctvom nejakého zisťovania (výberového, či úplného). Na druhej strane prospektívny prístup vyžaduje kontinuálny výskum danej kohorty od jej vstupu do predmetného vekového intervalu až po jeho opustenie. Náročnosť takéhoto sledovania však vyváža podrobnosť získaných údajov a skutočnosť, že budeme môcť analyzovať vývoj celej kohorty, nielen jej selektívnej časti.

Obr. 2: Prospektívny a retrospektívny prístup v kohortnej analýze



3. Kohortný prístup v demografickom výskume v Česku a na Slovensku

Praktická aplikácia kohortného prístupu v demografickom výskume nie je v česko-slovenskom priestore žiadnou novinkou, ale už má takmer 50-ročnú históriu (napr. Roubíček 1961 a 1965). Ako však uvádza Lesný a Mašková (1983), aj napriek tomu drvivá väčšina analytických prác a demografických výskumov sa zameriavala na bilančné hodnotiace hľadisko, pri ktorom bol dôraz kladený na popis populačných procesov a ich výslednej úrovne. Často pritom dochádzalo k nadhodnocovaniu významu krátkodobých zmien a k určitému potlačovaniu či prehliadaniu významu poznávania všeobecných vývojových zmien a dlhodobých trendov (Lesný a Mašková, 1983, s. 3).

Koncom 70. a začiatkom 80. rokov bolo v Československu publikovaných niekoľko prác zaoberajúcich sa problematikou kohortnej analýzy plodnosti. Išlo o štúdie Lesného (1978), Královcovej (1982) a Lesného s Maškovou (1983). Ich hlavnou snahou bola hlbšia analýza plodnosti žien podľa poradia v českej a slovenskej populácii narodených v rokoch 1930–1959 a na základe získaných poznatkov formulovať všeobecné a špecifické zákonitosti rodenia detí jednotlivých poradí. V tomto kontexte bola použitá menej často aplikovaná longitudinálna analýza. Zámerom bolo pripraviť predpoklady pre prípravu longitudinálnej projekcie populačného vývoja. Spomenutých 30 generácií žien bolo z metodického hľadiska rozdelených do 6 skupín (1930–1934, 1935–1939, 1940–1944, 1945–1949, 1950–1954, 1955–1959). Vzhľadom na dátum vzniku analýzy je treba povedať, že ani jednu z uvedených kohort nebolo možné sledovať celé reprodukčné obdobie. V prípade najstaršej skupiny išlo o vek 47 rokov, v druhej skupine do veku 42 rokov, v tretej 37 rokov a pod. Autori z hľadiska vstupných dát riešili dva okruhy problémov. Prvým bola dostupnosť vekovej štruktúry príslušných kohort žien. Tá bola napokon konštruovaná bilančnou metódou (migračné saldo a vymieranie) počas obdobia, v ktorom boli jednotlivé kohorty analyzované. Znamenalo to v každom roku bilancovať počty zomretých, prisťahovaných a vystáňovaných žien podľa roku narodenia (generácie, kohorty). Druhým metodickým problémom bola samotná príprava údajov o počte narodených detí podľa poradia a roku narodenia žien. Keďže Československá štatistika triedi údaje o narodených deťoch podľa roku narodenia a veku ženy, a teda nie podľa roku jej narodenia, bolo nutné tieto III. hlavné súbory udalostí „previesť“ na I. hlavné súbory za predpokladu ekvivalencie elementárnych súborov (pozri Lesný 1978, Kráľovcová 1982, Lesný a Mašková, 1983). Ako poznamenáva Lesný (1978, s. 106), nevýhodou tohto prístupu je možnosť značného ovplyvnenia skúmaného javu v určitej generácii odlišnou úrovňou tohto javu v susednej generácii (spoločne, s ktorou vytvárajú III. hlavný súbor,

poznámka autor), alebo rôznou početnosťou jedincov v susedných generáciách. Agregovaním údajov za jednotlivé generácie do 5-ročných kohort malo za cieľ eliminovať možné nepresnosti vyplývajúce z popísaného prevodu vstupných dát na generačné a tiež v dôsledku snáh znížiť vplyv jednorazových výkyvov v plodnosti, ktoré boli vyvolané špecifickými podmienkami pre realizáciu plodnosti v určitých kalendárnych rokoch alebo obdobiach (Lesný a Mašková 1983). Uvedená generalizácia podľa autorov vytvárala následne možnosti tvorby všeobecne platných záverov o vývoji sledovaného javu a umožňuje tak predikovať trendy kohortnej plodnosti do budúcnosti.

Ako sme spomenuli vyššie, významným propagátorom kohortného prístupu v československom priestore pre rok 1989 bol Lesný. Týka sa to aj procesu uzatvárania manželských zväzkov. Konkrétne môžeme spomenúť štyri jeho štúdie.

V prvej štúdii Lesný (1979) analyzoval sobášnosť slobodných žien narodených v rokoch 1930–1954. Vstupné údaje pre túto analýzu boli konštruované pomerne komplikovaným spôsobom a zahŕňali údaje publikované v Pohyboch obyvateľstva, a to konkrétne *Sňatky podle vzájemného věku svobodných snoubenců* a *Sňatky podle rodinného stavu a věkových skupin snoubenců*. Ako je zřejmé už z názvov, z prvého zdroja autor získal len tie manželstvá slobodných žien, ktoré uzatvárali s rovnako slobodnými mužmi. Ako uvádza Lesný (1979), z prvej tabuľky bola zistená prevažná väčšina prvých sobášov slobodných žien, pričom ďalšie menej početné prípady, keď si slobodná žena brala rozvedeného alebo ovdoveného muža, pochádzali z druhého zdroja. Problémom však bola skutočnosť, že druhá spomenutá tabuľka triedila sobáše do vekových skupín, preto ich rozdelenie do jednotiek veku bolo potrebné odhadnúť prostredníctvom distribúcie všetkých sobášov a protogamných sobášov, ktoré pre každý kalendárny rok sú k dispozícii práve v jednotkách veku.

Keďže publikované a následne upravené počty sobášov slobodných žien sú v III. hlavnom súbore udalostí, bolo pre potreby kohortnej analýzy opätovne pristúpiť k ich rozdeleniu do elementárnych súborov a následnému vyskladaniu do I. hlavného súboru. Aj v tomto prípade Lesný (1979) aplikoval predpoklad o rovnosti elementárnych súborov v III. hlavnom súbore. Rovnako bola tiež použitá agregáčna metóda, ktorá zoskupovala generácie žien do piatich 5-ročných kohort (pozri vyššie). Ako uvádza Lesný (1979, s. 16), táto agregácia nielenže dovoľila posúdiť vývoj kohortnej sobášnosti slobodných žien na základe menšieho a prehľadnejšieho počtu súborov, ale predovšetkým z veľkej časti eliminuje vplyv možných nepresností, ku ktorým mohlo dôjsť použitím pri spracovávaní vstupných údajov.

V práci z roku 1980 (Lesný 1980) analyzoval vznik a zánik manželských zväzkov žien narodených v rokoch 1930–1954, teda žien, ktoré sa dožívali sobášneho veku v priebehu povojnových rokov a v čase vzniku výskumu mali 24–48 rokov. Analýza uzatvárania manželstiev bola založená na údajoch o počtoch sobášov, ktoré autor získal jednak z bežnej publikovanej štatistiky – Pohyby obyvateľstva a tabuľky *Sňatky podle vzájemného věku snoubenců* a tiež nepublikovaných údajov ČSÚ bilancii obyvateľov podľa rodinného stavu za obdobie rokov 1961–1969 a 1974–1975, kde boli tiež triedené sobáše podľa ročníka

narodenia ženy. Prvý spomenutý zdroj tak poskytoval tradičné triedenie údajov do III. hlavného súboru udalostí, kým druhý pracoval s II. hlavným súborom (Lesný 1980). Ako ďalej autor uviedol, vo väčšine prípadov je možné aplikovať bez väčších problémov predpoklad o rovnomernom rozložení demografických udalostí počas kalendárneho roka (v štvorci III. hlavného súboru), no v prípade sobášnosti narážame na problém sezónnosti. Keďže však disponoval triedením do II. hlavného súboru bolo možné kombináciou s údajmi z Pohybu obyvateľstva určiť presne dolný elementárny súbor pre I. hlavný súbor udalostí za predpokladu, že sobáše mladších ako 16 rokov legislatíva neumožňuje (bližšie Lesný 1980). Rovnako ako vo svojich predchádzajúcich analýzach, aj v tomto prípade rozdelil generácie žien do 5 skupín kohort: 1930–1934, 1935–1939, 1940–1944, 1945–1949 a 1950–1954. Analyzované obdobie vzhľadom na vek žien v čase vzniku výskumu nebolo logicky rovnako dlhé – pre prvú skupinu kohort disponoval autor údajmi do veku 44 rokov, v prípade druhej do veku 39 rokov a pod.

Poslednou prácou Lesného týkajúcej sa procesu sobášnosti a využívajúcej kohortný prístup je štúdia z roku 1983. Jej cieľom bolo získať informácie o intenzite sobášnosti rozvedených osôb. Za základ zobral autor údaje publikované v Pohyboch obyvateľstva v tabuľke publikovanej od roku 1960: *Druhé a ďalší sňatky: vek rozvedených ženichů a nevest, doba uplynulá od rozvázání předchozího manželství a počet dětí v roce...*, pričom pre samotnú kohortnú analýzu boli využité dáta týkajúce sa počtu sobášov rozvedených triedených podľa doby uplynutej od rozvodu. Ako však Lesný (1983) poukázal, triedenie samotnej doby od rozvodu je publikované v nepravidelných časových intervaloch. V priebehu prvých šiestich rokoch od rozvodu sú údaje v jednoročných skupinách, ďalej sú to dve dvojročné skupiny (6–7 a 8–9 rokov) a nasleduje 5-ročná skupina 10–14 rokov s otvoreným intervalom 15+. Počty sobášov rozvedených sú v Pohyboch obyvateľstva publikované v III. hlavnom súbore udalostí, a preto udalosti s uvedenou dobou od rozvodu predchádzajúceho manželstva v jednoročnom vyjadrení pochádzajú z dvoch susedných rozvodových kohort. Základom pri spracovaní tak bolo vytvorenie fiktívnej rozvodovej kohorty, ktorá pozostávala z predmetných reálnych rozvodových kohort, z ktorých sobáše pochádzali. Ďalším problémom bolo identifikovanie počtu sobášov rozvedených príslušnej fiktívnej sobášnej kohorty v prípade širšej doby trvania od rozvodu ako jeden rok. V takomto prípade Lesný (1983) za počet sobášov fiktívnej rozvodovej kohorty v 6.–7. roku od rozvodu vzal aritmetický priemer počtu sobášov v 6.–7. roku od rozvodu dvoch za sebou nasledujúcich kalendárnych rokov o 7 rokov neskôr. Analogicky autor postupoval aj v prípade intervalu 8–9 rokov. V prípade otvoreného intervalu 15+ rokov Lesný (1983) predpokladal, že počty sobášov rozvedených po 19 a viac rokoch sú zriedkavé, a preto pracoval s touto skupinou v rozmedzí 15–19 rokov. V spojitosti s prezentovanou metodológiou autor ešte upozornil na niektoré obmedzenia. Predovšetkým išlo o to, že v menovateli vždy zostával pôvodný počet rozvedených párov, ktorý tvoril spomínanú fiktívnu rozvodovú kohortu a nie bilancovaný počet podľa doby od rozvodu. Do výpočtu exponovanej populácie tak neboli zahrnuté rušivé aspekty v podobe úmrtia alebo

emigrácie. Ako dopĺňa Lesný (1983), toto zjednodušenie môže prinášať určité skreslenie, a to najmä v poslednom intervale, v ktorom uplynula najdlhšia doba od rozvodu. Keďže však v tomto období bola v čase tvorby štúdie opakovaná sobášnosť rozvedených minimálna, od uvedeného skreslenia bolo možné abstrahovať. Ďalším druhom skreslenia, na ktoré autor upozorňuje, je zahrnutie sobášov rozvedených po 19 rokoch od rozvodu do skupiny 15–19 rokov.

Predmetnú analýzu o rok neskôr Lesný (1984) ešte doplnil o aspekt veku pri rozvode na intenzitu sobášnosti rozvedených. Prostredníctvom špeciálne upravených vstupných údajov odvodil kohortné intenzity sobášnosti rozvedených podľa pohlavia a doby od rozvodu pre vekové skupiny rozvodových kohort z rokov 1960–1980. Vstupné dáta pochádzali z údajov bežnej štatistiky a konkrétne išlo o tabuľky *Rozvody podľa vzájemného veku manželů a Druhé a ďalší sňatky rozvedených podľa poradi, doby uplynulé od předcházejícího manželství a věku ženicha a nevěsty*. Aj v tomto prípade bolo hlavnou snahou k sobášom rozvedených nájsť prislúchajúce rozvodové kohorty, z ktorých pochádzali. Sobáše rozvedených osôb, ku ktorým došlo v kalendárnom roku (r), vo vekovej skupine (v_1 až v_2) a po dobe od rozvodu (t), boli vzťahnuté k aritmetickému priemeru počtu rozvodov, ku ktorým došlo v kalendárnom roku ($r-t$), vo veku (v_1-t , v_2-t) a v roku ($r-(t+1)$) vo veku ($v_1-(t+1)$, $v_2-(t+1)$). Keďže vekové skupiny pri rozvode neboli v slede rokov uplynulých od rozvodu rovnaké, bolo potrebné v ďalšom kroku prostredníctvom špeciálnych interpolačných metód (bližšie pozri Lesný 1984) tieto upraviť tak, aby údaje poskytovali informáciu o počte sobášov rozvedených podľa pohlavia, 5-ročných vekových skupín a podľa jednotlivých rokov uplynulých od rozvodu.

Lesný sa vo svojej práci z roku 1980 zaoberal nielen uzatváraním manželstiev, ale aj ich rozpadom, pričom zvlášť svoju pozornosť zamerlal na rozvody a ovdovenia. V prípade rozvodov bola kohortná analýza založená na údajov pochádzajúcich z bežnej demografickej štatistiky rady Pohyb obyvateľstva z tabuľky Rozvody podľa vzájemného veku partnerů. Uvedené dáta boli z III. hlavného súboru udalostí prevedené do I. súboru za predpokladu ekvivalencie horného a dolného elementárneho súboru udalostí vo vnútri každého III. hlavného súboru (bližšie Lesný 1980).

Ukončenie manželského zväzku sa Lesný (1980) snažil konštruovať aj pre prípady ovdovenia ženy a muža. Úmrtia podľa pohlavia a rodinného stavu predstavujú v československej demografickej štatistike jediný prípad, keď sú priamo poskytované údaje o veku, roku narodenia a nastania udalosti. Vďaka tomu je možné priamo identifikovať elementárne súbory udalostí a konštruovať ktorýkoľvek hlavný súbor. Agregovaním príslušných údajov do vyššie uvedených skupín kohort tak Lesný (1980) získal informáciu o počte zaniknutých manželských zväzkov ovdovením. Súčasne je však potrebné podotknúť, že tieto údaje nie je možné zamieňať s dátami, ktoré môžu v akejkolvek podobe zobrazovať vývoj úmrtnostných pomerov. Nejde totižto o údaje, ktoré reflektujú vymieranie nejakého súboru osôb, ale výhradne o údaje kvantifikujúce jednu z možností zániku manželstva (Lesný 1980, s. 48).

Spolupráca francúzskeho demografa Gérarda Calota a českej demografky Jitky Rychtaříkovej (1992) priniesla štúdiu podrobne mapujúcu vývoj sobášnosti slobodných a plodnosť žien vo Francúzsku a Československu. Snahou tak bolo poukázať na rozdiely v týchto dvoch procesoch medzi populáciami kapitalistickej severozápadnej Európy a socialistického bloku. Základom pre konštrukciu generačných mier boli redukované miery konštruované v 2. hlavnom súbore udalostí. Ako uvádzajú Calot a Rychtaříková (1992, s. 35), tieto významovo odpovedajú tabuľkovým udalostiam a je preto ich možné sčítať a pracovať s nimi ako so štatistickým rozložením (zodpovedajú jednorozmerným intervalovým rozdeleniam). Ich vhodnou úpravou bolo možné konštruovať generačné miery sobášnosti slobodných a plodnosti žien podľa veku a z nich hodnoty konečnej sobášnosti a plodnosti žien. Keďže súvislé rady vstupných údajov boli dispozíciou len pre obdobie po druhej svetovej vojne, autori v dôsledku toho mohli analyzovať vývoj sobášnosti slobodných a plodnosti žien len pre obmedzené vekové skupiny (do 35 rokov), a aj to len pre obmedzený počet generácií (1931–1950).

O tri roky neskôr sa Rychtaříková (1995) zamerala špeciálne na podrobnú analýzu intenzity a časovania procesu sobášnosti slobodných mužov a žien v Česku, pričom použila nielen prierezové tabuľky sobášnosti slobodných, ale aj niektoré kohortné ukazovatele. Konkrétne išlo o tabuľkové počty slobodných, konečnú sobášnosť slobodných (generácie 1931–1960).

Uplatnenie kohortného prístupu môžeme nájsť aj v prípade procesu umelej potratovosti. Prvé výsledky v tejto oblasti priniesla krátka správa Michálkovej (1980). Týka sa však len populácie ČSR. V prípade Slovenska nemáme zatiaľ žiadnu informáciu, že by kohortný prístup bol v tomto smere dodnes aplikovaný. Michálková (1980) pracovala s celkovo 25 generáciami žien: 1930–1954, ktoré rozdelila do 5 kohort: 1930–1934, 1935–1939, 1940–1944, 1945–1949, 1950–1954. Takýto prístup vytvoril 5 prehľadných kohort, no súčasne mohol prispieť k prehliadnutiu niektorých výkyvov v potratovosti podmienených externými faktormi počas kalendárnych rokov, ktorými jednotlivé kohorty prechádzali svojou reprodukčnou históriou. Pre obdobie rokov 1945–1952 autorka údaje o počte potratov aproximovala na základe známeho počtu potratov v danom roku a krivky celkovej potratovosti podľa veku, ktorú získala z publikovaných údajov v neskoršom období. Tento prístup bol potrebný pre odhad počtu potratov v prvej skupine kohort vo veku 15–21 rokov a v druhej vo veku 15–17 rokov. Prezentované výsledky zobrazujú absolútne a kumulatívne počty potratov sledovaných kohort žien podľa veku.

Na získané výsledky o necelé dve desaťročia neskôr nadviazal vo svojej štúdii Stloukal (1998). Aj v tomto prípade však išlo o populáciu Česka. Ako sám autor dodáva, pri analýze umelej potratovosti je prierezový pohľad opodstatnený, pretože interrupcie sú dôsledkom nechcených otehotnení a neprebiehajú v závislosti na fáze životného cyklu, teda nechcené otehotnenie a následné rozhodovanie o interrupcii nebýva súčasťou dlhodobej reprodukčnej stratégie žien (páru), ale skôr odráža momentálne podmienky (Stloukal, 1998, s. 82). Tie sa môžu v čase rýchlo meniť, a to najmä v spojitosti s kalendárnym časom. V spojitosti

s aplikáciou kohortného prístupu sa však autor odvolával na niektoré zmysluplné otázky, na ktoré práve použitím generačného pohľadu mohol nájsť odpovede. Išlo napríklad o to, či existujú medzi kohortami žien rozdiely v úrovni umelej potratovosti a ak áno, v ktorých vekových skupinách boli tieto diferencie najväčšie? Rovnako sa tiež snažil odpovedať na otázku, do akej miery bol výskyt interrupcií podmienený príslušnosťou k určitej kohorte, a tiež ako sa premietli zmeny sociálnej politiky do reprodukčnej histórie jednotlivých ženských generácií.

Podobne ako v predchádzajúcich prípadoch bol hlavným problémom kohortného prístupu spôsob triedenia vstupných údajov. Aj v tomto prípade oficiálna demografická štatistika, resp. zdravotnícka štatistika pracuje s interrupciami triedenými podľa roku realizácie zákroku a dokončeného veku ženy. Stloukal (1998) predpokladal, že predmetné demografické udalosti sú v III. hlavnom súbore rozložené rovnomerne. V prípade platnosti tohto predpokladu potom každému elementárnemu súboru (trojuholníku) pripadá presne polovica z celkového počtu interrupcií príslušného hlavného súboru. Ako dopĺňa, výhodou takéhoto prístupu je malá náročnosť na dátovú základňu a výpočet elementárnych súborov, no nevýhodou môže byť určité skreslenie, ktoré daný predpoklad môže priniesť. Najmä v prípade exponovaných vekových skupín – najmladších a najstarších reprodukčných vekov sa riziko tehotenstva prudko mení čo následne môže ovplyvňovať aj intenzitu, s akou ženy podstupujú umelý potrat (Stloukal 1998). Aj napriek tomu však autor očakával, že je nepravdepodobné, aby použitie zvolenej aproximačnej techniky mohlo výraznejšie skresľovať hlavné kohortné trendy a intenzitu umelej potratovosti. Celkovo z takto upravených elementárnych súborov bolo možné následne vytvoriť dva hlavné súbory, v ktorých udalosti už boli presne definované podľa roku narodenia žien. Ide o I. a II. hlavný súbor, pričom pre ďalšiu analýzu autor zvolil prvý variant. Ako dodáva, tento prístup bol zvolený predovšetkým preto, že z kohortného hľadiska sú roky života prirodzenejšou jednotkou analýzy ako roky kalendárneho času. Okrem toho informácie o exponovanej populácii pre výpočet mier (II. hlavný súbor priesečníkov) sú každoročne bilančne publikované.² Ďalšiu komplikáciu pri príprave vstupných údajov pre kohortnú analýzu predstavovali otvorené vekové intervaly na konci reprodukčného veku. V čase vzniku štúdie tiež autor mohol konštruovať kompletnú sériu kohortných mier len pre generácie žien 1945–1950. Pre staršie generácie 1916–1944 bolo možné odvodiť len miery vo vyššom období reprodukčného cyklu. Naopak v prípade mladších generácií 1950–1979 išlo o miery umelej potratovosti na začiatku reprodukčného obdobia.

Situácia z hľadiska praktickej aplikácie kohortného prístupu sa v demografickom výskume na Slovensku výraznejšie nezmenila ani v poslednom období. V podstate môžeme hovoriť len o niekoľkých komplexnejších prácach (Potančoková 2008, Šprocha a Tišliar 2016, Mészáros 2017) a niektorých čiastkových štúdiách (Potančoková 2004 a 2011, Šprocha 2015, Šprocha

² Konkrétne ide o počet osôb podľa veku k 31.12. (resp. 1.1.)

a Ďurček 2018), ktoré využili pri svojej analýze longitudinálny pohľad a kohortný prístup pri demografickej analýze.

Špeciálna analytická publikácia Potančokovej (2008) sa zamerala na hodnotenie hlavných trendov generačnej plodnosti žien na Slovensku v kontexte vývoja prierezových mier plodnosti rokov 1950–2007. Snahou autorky tiež bolo konštruovať možné vývojové trendy konečnej plodnosti pre transformačné generácie žien. Vstupné údaje pochádzali z dvoch hlavných dátových zdrojov. Prvý predstavovali kohortné miery plodnosti podľa veku a poradia získané z databázy francúzskeho Observatoire Démographique Européen (ODE). Konkrétne išlo o miery plodnosti podľa veku (15–49 rokov) a poradia narodených (parita 1–5+). Tie pokrývali obdobie rokov 1950–2001. Druhým vstupom boli údaje pochádzajúce z individuálnych súborov dát narodených poskytnutých ŠÚ SR za obdobie rokov 1996–2007. Autorka pritom vytriedila pre svoje potreby počty živonarodených detí podľa roku narodenia (generácia) matky a biologického poradia dieťaťa. Okrem toho pre výpočet generačných mier boli ešte použité vekové štruktúry žien Slovenska k 31.12. za obdobie rokov 1995–2007.

Generačné miery plodnosti žien podľa veku, poradia a roku narodenia matky získané z databázy ODE boli podľa dosiahnutého veku ženy.³ Suma takto triedených generačných vekovo-špecifických mier plodnosti potom predstavovala konečnú plodnosť príslušných generácií žien. Ako dopĺňa autorka, prvou celou kohortou⁴ v databáze ODE bola generácia žien z roku 1930 a pri zohľadnení biologického poradia kohorta 1935. Keďže ako bolo spomenuté už v prípade práce Lesného a Maškovej (1983), československá štatistika publikovala len údaje o počte narodených detí podľa veku matky, roku udalosti a poradia, a preto aj v prípade ODE databázy bol potrebný prevod tretích súborov udalostí. Na rozdiel od spomínaného československého prístupu sa Calot a Sardon (2003) rozhodli upraviť dáta do 2. hlavného súboru udalostí. Ako už bolo uvedené vyššie, databáza ODE bola dostupná len do roku 2001, a keďže od roku 1996 bolo možné priamo tieto miery konštruovať, autorka ich doplnila, a to podľa veku matky, biologického poradia a roku narodenia pre 2. hlavný súbor. Opätovne tak ide o dosiahnutý vek. Séria dát ODE tak vďaka tomu bola predĺžená o obdobie rokov 2002–2007. Ako uvádza Potančoková (2008), ide o veľmi dôležité predĺženie série vstupných údajov, keďže do roku 2001 bolo možné vo vývoji pozorovať len dynamický pokles transversálnych mier plodnosti, no v nasledujúcom období začali miery plodnosti opäť mierne rásť, a to najmä vďaka oživeniu rodenia detí vo veku nad 30 rokov. Vďaka uvedenému predĺženiu tak bolo možné zachytiť počiatočnú fázu rekuperácie a navyše tiež bolo možné doplniť aj počet generácií žien, u ktorých môžeme predpokladať ukončenú reprodukciu (bližšie pozri Potančoková 2008, s. 9).

³ Dosiahnutý vek prezentuje vek osoby, ktorý táto dosiahne počas príslušného kalendárneho roka. V prípade plodnosti môže ísť napríklad o prípad, keď sa dieťa narodí žene na začiatku roka vo veku (x , dokončený vek), no do konca kalendárneho roka ešte žena stihne dosiahnuť vek ($x+1$), teda „oslávi narodeniny“, a preto jej dosiahnutý vek bude ($x+1$).

⁴ Ide o generáciu, za ktorú bolo možné konštruovať generačné vekovo-špecifické miery plodnosti pre celý reprodukčný vek (15–49 rokov).

Otázka vývoja generačnej plodnosti a jej zmien v transformačných kohortách zo 70. rokov bola diskutovaná aj v časti príspevku Potančokovej (2004 a 2011). V prvom spomínanom sa autorka zamerala na transverzálnu a longitudinálnu analýzu vývoja procesu plodnosti na Slovensku s dôrazom na zmeny, ku ktorým dochádzalo po roku 1989. Z hľadiska generačného prístupu bol diskutovaný vývoj konečnej plodnosti, zmeny v generačných mierach plodnosti, ako aj porovnanie ich vývoja s referenčnou generáciou žien z roku 1950. V druhej štúdii sa autorka snažila poukázať na vývoj konečnej plodnosti v kontexte nízkej prierezovej plodnosti a jej možné dopady na celkovú realizovanú reprodukciu práve u žien, ktoré najviac zasiahli transformačné zmeny prebiehajúce na Slovensku po roku 1989. Autorka poukazuje na predpokladaný pokles konečnej plodnosti pod hranicu 2 detí na ženu a zdôrazňuje význam rekuperácie pre budúci vývoj generačnej intenzity rodenia detí. Súčasne s tým poukázala na potrebu zohľadnenia biologického poradia. Prostredníctvom generačných podmienených pravdepodobností narodenia dieťaťa a porovnania kumulovaných generačných mier plodnosti prvého a druhého poradia s kohortou 1950 hlbšie analyzuje zmeny, ku ktorým došlo v reprodukčnom správaní na Slovensku v kohortnom pohľade.

Snahou práce Šprocha a Tišliara (2016) bolo podať komplexnejšiu analýzu transformácie procesu plodnosti na Slovensku v 20. a 21. storočí. Jej súčasťou bola tiež aplikácia kohortného prístupu pri sledovaní transformačných zmien v intenzite, štruktúre žien podľa parity a časovania reprodukcie. Okrem toho autori analyzovali aj niektoré špecifické aspekty kohortnej plodnosti v spojitosti s dosiahnutým vzdelaním, miestom bydliska, národnosťou, či náboženským vyznaním žien.

Cieľom štúdie Šprocha a Ďurček (2018) bola podrobná analýza procesu odkladania a rekuperácie plodnosti na Slovensku v generačnom pohľade. Ten bol naplnený prostredníctvom dvoch metodických nástrojov. Prvý predstavovali generačné tabuľky plodnosti ako inkrementno-dekrementný demografický model simulujúci proces rodenia detí (viac nižšie). Z nich boli využité najmä niektoré funkcie umožňujúce sledovať zmeny generačnej plodnosti podľa veku a biologického poradia narodeného dieťaťa. Druhý nástroj sa opíeral o referenčný model (benchmark) odkladania plodnosti (pozri nižšie), ktorý umožňuje podrobne analyzovať rozsah odkladania a následnej rekuperácie plodnosti transformujúcich sa kohort v generačných líniiach.

Ďalšie demografické procesy boli prostredníctvom kohortného prístupu analyzované v oveľa menšej miere, ako tomu bolo v prípade plodnosti. Určitú výnimku predstavoval proces sobášnosti.

Na spomenuté práce Calot a Rychtaříková (1992) a Rychtaříková (1995) nadviazal primárne pre populáciu Česka a Slovenska zvlášť Šprocha (2016). Kohortná analýza sobášnosti slobodných bola založená na každoročne konštruovaných tabuľkách sobášnosti slobodných mužov a žien počítaných v druhom hlavnom súbore udalostí. Pre obdobie rokov 1961–1988 boli tieto tabuľky publikované v práci Tabuľky snatečnosti... (1989) a pre nasledujúce obdobie bol tento model rovnakou metodikou konštruovaný až do roku 2014 (bližšie Šprocha 2016).

Z takto zostavenej dlhej časovej rady boli následne odvodené najprv kohortné pravdepodobnosti sobáša slobodných mužov a žien a z nich dopočítaná tabuľková populácia slobodných a tabuľkové sobáše slobodných pre generácie osôb narodených v rokoch 1945–1964. Predmetná analýza sa opiera o viaceré tabuľkové a z tabuliek odvodené indikátory. Išlo najmä o generačnú prvosobášnosť, generačný priemerný vek pri prvom sobáši, tabuľkový podiel slobodných mužov a žien, generačnú pravdepodobnosť slobodných vstúpiť do manželstva a kohortné podmienené pravdepodobnosti sobáša slobodných. Prostredníctvom získaných výsledkov sa následne autor pokúsil o vypracovanie scenárov možného vývoja tabuľkovej sobášnosti slobodných mužov a žien v generáciách 1965–1985.

V podmienkach Slovenska je jedinečnou tiež práca Mészárosa (2017a), ktorá viedla k metodologickej príprave a následne praktickej konštrukcii podrobných generačných úmrtnostných tabuliek pre mužov a ženy narodených od roku 1916–. Vzhľadom na ich vek ešte nemôžeme hovoriť o úplných generačných úmrtnostných tabuľkách. Ako Mészáros (2017b) doplnil, jedna časť, a to generácie pred rokom 1916, sú neúplné pre mladšie veky smerom k veku 0 a aj zostanú neúplné, lebo relevantné dáta sa nedajú zistiť. Generácie 1916 až 1919 sú neúplné pre mladšie veky a aj pre staršie veky. Pre mladšie veky údaje nie je možné získať, ale pre staršie veky do 100 rokov budú postupne dopĺňané. Generácie po roku 1919 sú nekompletné len pre staršie veky a budú postupne skompletizované. Napriek tomu, že v súčasnosti je na Slovensku problém vytvoriť kompletne generačné úmrtnostné tabuľky, ich význam to neznižuje. Dokážu zohľadniť rôzne zdravotné a životné podmienky pre danú generáciu, čo prierezové úmrtnostné tabuľky nedokážu (Mészáros 2017b).

Uvedený prehľad nemal ambíciu prezentovať úplne všetky práce využívajúce kohortný prístup pri analýze demografickej reprodukcie, no už z tohto výberu je zrejmé, že v Česku a čiastočne aj na Slovensku má v demografickom výskume svoje historické postavenie. Prezentované prístupy a následná praktická aplikácia s analýzou získaných výsledkov v niektorých oblastiach nadväzujú už na existujúce štúdie. Ide najmä o kohortnú analýzu plodnosti. Súčasne sa však snažia priniesť aj niektoré nové v slovenskom prostredí neaplikované prístupy kohortnej analýzy, a to najmä v spojitosti s niektorými špecifickými vymedzeniami exponovaných kohort v prípade rodenia druhých a ďalších detí v závislosti od doby pôrodu od predchádzajúceho dieťaťa, či detí narodených v manželstve v kontexte doby uplynulej od sobáša. V spojitosti s ostatými procesmi, ktoré sú prezentované v tejto publikácii čiastočne nadväzujeme na niektoré už v minulosti aplikované konštrukcie (napr. vyššie uvedené práce Lesného), no dostupnosť primárnych údajov nám umožňuje prezentovať ďaleko presnejšie vymedzenie jednotlivých exponovaných kohort a k nim prislúchajúcich následných demografických udalostí. Okrem toho sa dá povedať, že kohortná analýza sobášnosti, rozvodovosti a potratovosti na Slovensku ešte nebola v takejto miere nikdy realizovaná, čím sú získané výsledky jedinečnými aj z tohto hľadiska.

4. Niektoré metodické koncepty kohortného prístupu v dátových podmienkach Slovenska

V nasledujúcej časti sa zameriame na niektoré možné príklady praktického využitia kohortného prístupu v demografickej analýze založenej na dostupných dátových zdrojoch na Slovensku. Ako sme uviedli vyššie, generácia predstavuje špecifický prípad kohorty, preto sa najprv zameriame na skupiny osôb vymedzených spoločným rokom narodenia a následne prejdeme k iným špecifickejším spôsobom vymedzenia kohorty.

S rozvojom demografickej metodiky a aplikáciou longitudinálneho prístupu v posledných rokoch na Slovensku najmä v kontexte konštrukcie generačných tabuliek života sa otvárajú kohortnej analýze viacerých demografických procesov (konkrétne sobášnosť, rozvodovosť, plodnosť a úmrtnosť) nové analytické možnosti, ktoré doteraz nebolo možné aplikovať, resp. neboli využívané.

4.1 Kohortný prístup a sobášnosť

V prípade sobášnosti slobodných sú kohortné tabuľky na Slovensku odvodené z dlhej série prierezových tabuliek sobášnosti konštruovaných v druhom hlavnom súbore udalostí. Konkrétne ide o tabuľky sobášnosti slobodných mužov a žien pre roky 1961–1988 publikované FSÚ (1989) a následne pre obdobie rokov 1989–2020 sú tieto tabuľky každoročne pre uvedené potreby konštruované priamo z primárnych databáz udalostí zisťovaných v hláseniach Obyv 1-12. Z takto vytvorených dlhých sérií sobášnych tabuliek sú vyskladané priamo kohortné pravdepodobnosti pre príslušné kohorty slobodných mužov a žien v populácii Slovenska (pozri obr. 3).

Základom pre ich konštrukciu je vzťah:

$${}_tq_{x,x+1}^S = \frac{{}_tS_{x,x+1}^S}{{}_{1.1.t}P_x^S - \frac{{}_tD_{x,x+1}^S}{2} + \frac{{}_tI_{x,x+1}^S}{2} - \frac{{}_tE_{x,x+1}^S}{2}}$$

kde:

${}_tq_{x,x+1}^S$ je pravdepodobnosť sobáša slobodnej osoby medzi dokončeným vekom x a $x+1$ v roku (t) a generácie (g),

${}_{1.1.t}P_x^S$ je počet slobodných osôb vo veku (x), v roku (t) k 1.1. a generácie (g),

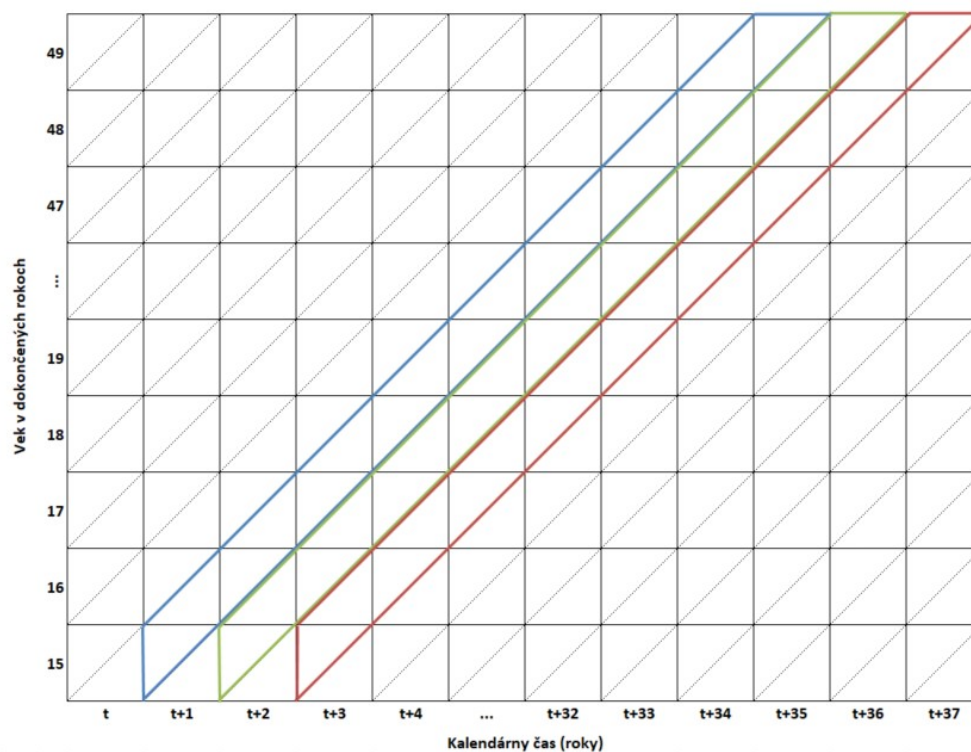
${}_tS_{x,x+1}^S$ je počet sobášov slobodných osôb vo veku (x a $x+1$), v roku (t) a generácie (g),

${}^gD_{x,x+1}^s$ je počet úmrtí slobodných osôb vo veku (x a x+1), v roku (t) a generácie (g),

${}^gI_{x,x+1}^s$ je počet prísťahovaných slobodných osôb vo veku (x a x+1), v roku (t) a generácie (g),

${}^gE_{x,x+1}^s$ je počet vystťahovaných slobodných osôb vo veku (x a x+1), v roku (t) a generácie (g) (bližšie pozri napr. Rychtaříková 1984, Pavlík a kol. 1986)

Obr. 3: Úprava prierezočných pravdepodobností sobáša slobodnej osoby do kohortnej podoby



Následne sú z takto odvodených generačných pravdepodobností sobáša slobodných mužov a žien odvodené ďalšie tabuľkové funkcie. Základom pri ich výpočte je určenie koreňa tabuľky, teda tabuľkového počtu slobodných osôb ${}^zI_{15}^s$. Ten je vzhľadom na praktickosť výpočtov volený v rozsahu 100 000 osôb (alebo v podobe iného čísla násobku 10tky). V ďalších krokoch je konštruovaný tabuľkový počet sobášov slobodných mužov alebo žien príslušnej generácie:

$${}^g d_{x,x+1}^s = {}^g q_{x,x+1}^s \cdot {}^g I_x^s$$

a tabuľkový počet slobodných osôb vo veku (x+1):

$${}^g I_{x+1}^s = {}^g I_x^s - {}^g d_{x,x+1}^s$$

Funkciou, prostredníctvom ktorej určíme celkovú generačnú intenzitu sobášnosti slobodných osôb v predmetnej kohorte, je úroveň funkcie ${}^g I_{50}^s$. Ide o tabuľkový počet slobodných osôb v presnom veku 50 rokov (presne po skončení reprodukčného veku). Jeho dopočet do

stanoveného koreňa tabuľky potom predstavuje celkový počet sobášov slobodných. Ten získame aj ako sumu tabuľkových sobášov slobodných. Najčastejšie sa tento uvádza v percentuálnom vyjadrení a poukazuje na podiel osôb, ktoré v danej kohorte vstúpili do manželstva do ukončenia reprodukčného veku.

Okrem toho sa tiež pracuje s hodnotami generačnej tabuľkovej sobášnosti slobodných aj v iných vekoch (napr. 20, 25, 30 a pod.), alebo sa počítajú tzv. generačné podmienené pravdepodobnosti. Tie určujú, akú šancu má slobodný muž alebo žena vstúpiť do manželstva do určitého veku alebo v určitom vekovom spektre. Ide napríklad o to, aká je pravdepodobnosť, že slobodný muž vo veku 35 rokov sa ešte stihol oženiť pred koncom reprodukčného obdobia, alebo aká je šanca, že sa slobodná žena vydá medzi 20. a 25. rokom života, prípadne, že vstúpi do manželstva v najbližších 3, 5-tich rokoch a pod. Podmienené generačné pravdepodobnosti získame pre vybraný všeobecný vekový interval $(x, x+n)$ kombináciou tabuľkového počtu sobášov slobodných a tabuľkového počtu slobodných:

$$p_{x,x+n}^g = \frac{\sum_x^{x+n} d_x^g}{l_x^g} = 1 - \frac{l_{x+n}^g}{l_x^g}$$

Z hodnôt tabuľkových sobášov slobodných je tiež možné konštruovať generačné indikátory časovania, ako je napríklad generačný priemerný vek pri prvom sobáši, horný a dolný kvartil, či interkvartilové rozpätie prezentujúce úroveň vekovej koncentrácie prvých sobášov v predmetnej generácii.

Pre výpočet priemerného tabuľkového generačného veku osôb (zvlášť pre mužov a ženy) pri prvom sobáši môžeme potom zapísať nasledujúci vzťah:

$$pvs^g = \frac{\sum_{x=16}^{50} (x+1) \cdot d_x^g}{\sum_{x=16}^{50} d_x^g}$$

pvs^g tabuľkový generačný (g) priemerný vek osoby pri prvom sobáši

d_x^g generačné tabuľkové sobáše slobodných osôb.

Pre akýkoľvek kvantil je možné aplikovať nasledujúci všeobecný vzťah:

$$Q_k^{(\alpha)} = a_k + h \cdot \frac{\frac{k}{\alpha} - \sum_{i=1}^{r-1} f_i}{f_{Q_k}^{(\alpha)}}$$

a_k je hodnota dolnej hranice intervalu, v ktorom sa nachádza sledovaný kvantil,

h je šírka, rozpätie kvantilového intervalu. V prípade jednoročných tabuľkových sobášov slobodných sú vekové intervaly jednoročné, preto h je možné zanedbať.

$\frac{k}{a}$ je k-tý kvantil. Pre dolný kvartil 25, pre medián 50 a pre horný kvartil 75.

$\sum_{i=1}^{T-1} f_i$ je kumulatívna relatívna početnosť intervalu bezprostredne predchádzajúceho kvantilový interval.

$f_{Q_k}^{(\alpha)}$ je relatívna početnosť kvantilového intervalu.

Rovnako zaujímavé informácie o časovaní generačných tabuľkových sobášov prinášajú ich podiely vo vybraných vekových skupinách. Často je v tomto smere hodnotená váha tabuľkových sobášov v mladom veku (do 20, resp. 25 rokov), v druhej polovici reprodukčného veku (30 a viac rokov) alebo v neskorom (35+ rokov) až veľmi neskorom reprodukčnom veku (40+ rokov). Výpočet uvedeného generačného indikátora je potom možné realizovať pre vybraný vekový interval (x, x+n) prostredníctvom nasledujúceho vzťahu:

$$pd_{(x,x+n)}^g = \frac{\sum_{x=16}^{x+n} d_x^g}{\sum_{x=16}^{50} d_x^g} \cdot 100$$

Dostupnosť generačných tabuliek sobášnosti slobodných pre populáciu Slovenska tiež umožňuje aplikovať niektoré špeciálne prístupy s cieľom podrobnej analýzy hlavných zmien tohto demografického procesu prebiehajúcich v posledných približne troch desaťročiach. Ide predovšetkým o odkladanie manželských štartov do neskoršieho veku a ich prípadnú rekuperáciu. Za účelom ich analýzy je využívaná generačná tabuľková sobášnosť slobodných, pričom v zmysle metodického prístupu Sobotka a kol. (2011) a Yoo (2016) môžeme identifikovať nasledujúce indikátory:

Miera odkladania sobášnosti slobodných v analyzovanej generácii (g) prezentuje maximálny rozdiel v kumulovanej kohortnej tabuľkovej sobášnosti slobodných medzi nami analyzovanou (g) a zvolenou referenčnou generáciou (r).

$$mo^g = \sum_{x=16}^{m-1} (d_x^{s,g} - d_x^{s,r})$$

Platí pritom, že za referenčnú generáciu je zvolená taká, od ktorej dochádza ku kontinuálnemu rastu hodnôt tabuľkového generačného priemerného veku pri prvom sobáši (Yoo 2016). Uvedená miera sa počíta od začiatku vekového intervalu (legislatívne na Slovensku 16 rokov) po vek (m), v ktorom dosahuje rozdiel kumulovanej kohortnej tabuľkovej sobášnosti slobodných osôb medzi analyzovanou a referenčnou kohortou maximálnu úroveň.

V ďalšej fáze je odvodená miera rekuperácie, ktorú si môžeme predstaviť ako rozdiel tabuľkovej generačnej sobášnosti slobodných medzi sledovanou (g) a referenčnou (r) kohortou od veku (m) po koniec reprodukčného veku. Predstavuje tak objem dobehutej tabuľkovej sobášnosti ako výsledok zvýšenej generačnej intenzity sobášnosti slobodných osôb vo vyššom veku. Uvedenú mieru získame nasledujúcim vzťahom:

$$mr^g = \sum_{x=m}^{50} (d_x^{s,g} - d_x^{s,r})$$

Rozdiel medzi mierou rekuperácie a odkladania generačnej tabuľkovej sobášnosti vytvára konečnú diferenciu. Tá v absolútnom vyjadrení predstavuje, o koľko sa líšila medzi sledovanými generáciami tabuľková generačná sobášnosť slobodných osôb. V prípade, že mieru odkladania a rekuperácie dáme navzájom do pomeru, získavame v relatívnom vyjadrení index rekuperácie. Ten v podstate vyjadruje samotnú úspešnosť analyzovaných generácií v procese dobiehania odložených sobášov slobodných, teda stupeň dobiehania odloženej kohortnej sobášnosti slobodných. Umožňuje tak odpovedať na otázku, aká časť z odložených sobášov slobodných z mladších vekov bola vo vyššom veku napokon realizovaná. Vyjadríme ho ako:

$$ir^g = \frac{mr^g}{|mo^g|} \cdot 100$$

Z uvedeného vzťahu pritom logicky platí, že v prípadoch, keď index dosahuje hodnotu 100 %, hovoríme o situácii, keď všetky odložené tabuľkové sobáše boli vo vyššom veku dobehnuté. V prípade, že jeho hodnota je nižšia ako 100 %, nie všetky odklady sa podarilo realizovať a výsledkom je tak pokles generačnej tabuľkovej prvosobášnosti. V ojedinelých prípadoch môže vzniknúť tiež situácia, že index prekračuje hranicu 100 % a vtedy hovoríme o tzv. nadkompenzácii (*overcompensation*).

Z pohľadu procesu sobášnosti je možné pracovať aj s iným vyjadrením kohorty, ako je spoločný rok narodenia. Konkrétne ide o opakované sobáše ovdovených a rozvedených osôb. Snahou takéhoto prístupu je odpovedať na otázku, s akou intenzitou sa opätovne sobášia tieto skupiny osôb a aký čas uplynie od momentu ukončenia predchádzajúceho manželského zväzku po nový. Základom pre konštrukciu takejto kohorty je potom skupina rozvedených mužov a žien), resp. ovdovených osôb v danom kalendárnom roku (alebo kalendárnych rokoch. Prostredníctvom prospektívneho prístupu sa snažíme v nasledujúcich rokoch identifikovať opakované sobáše ovdovených a rozvedených, ktorých rok ovdovenia, resp. rozvodu bol totožný s časovým vymedzením kohorty. Základom pre využitie kohortného prístupu pri analýze sobášnosti ovdovených a rozvedených podľa doby uplynulej od ukončenia predchádzajúceho manželstva je znalosť dátumu rozvodu a ovdovenia. Ten sa zisťuje v prípade opakovaných sobášov v rámci Hlásenia Obyv 1-12. Okrem toho potrebujeme poznať tiež počty rozvedených a ovdovených mužov a žien v sledovaných kalendárnych rokoch (kohortách). Celú koncepciu prezentuje nasledujúci obr. 4.

Na základe situácie prezentovanej na obr. 4 je potom možné intenzitu sobášnosti rozvedených z rozvodovej kohorty z roku (t) v prvom roku od ukončenia predchádzajúceho manželského zväzku vyjadriť nasledujúcim spôsobom:

$$R_{t0}^{m/z} = \frac{R_t^{m/z} + R_{t+1}^{m/z}}{R_t^{m/z}}$$

kde:

$R_t^{m/z}$ je počet sobášov rozvedených osôb (mužov / žien) v roku (t) rozvedených v roku (t)

$R_{t+1}^{m/z}$ je počet sobášov rozvedených osôb (mužov / žien) v roku (t+1) rozvedených v roku (t)

$R_t^{m/z}$ je počet rozvodov mužov / žien v roku (t).

a analogicky pre ovdovených:

$$o_{t0}^{m/z} = \frac{o_t^{m/z} + o_{t+1}^{m/z}}{O_t^{m/z}}$$

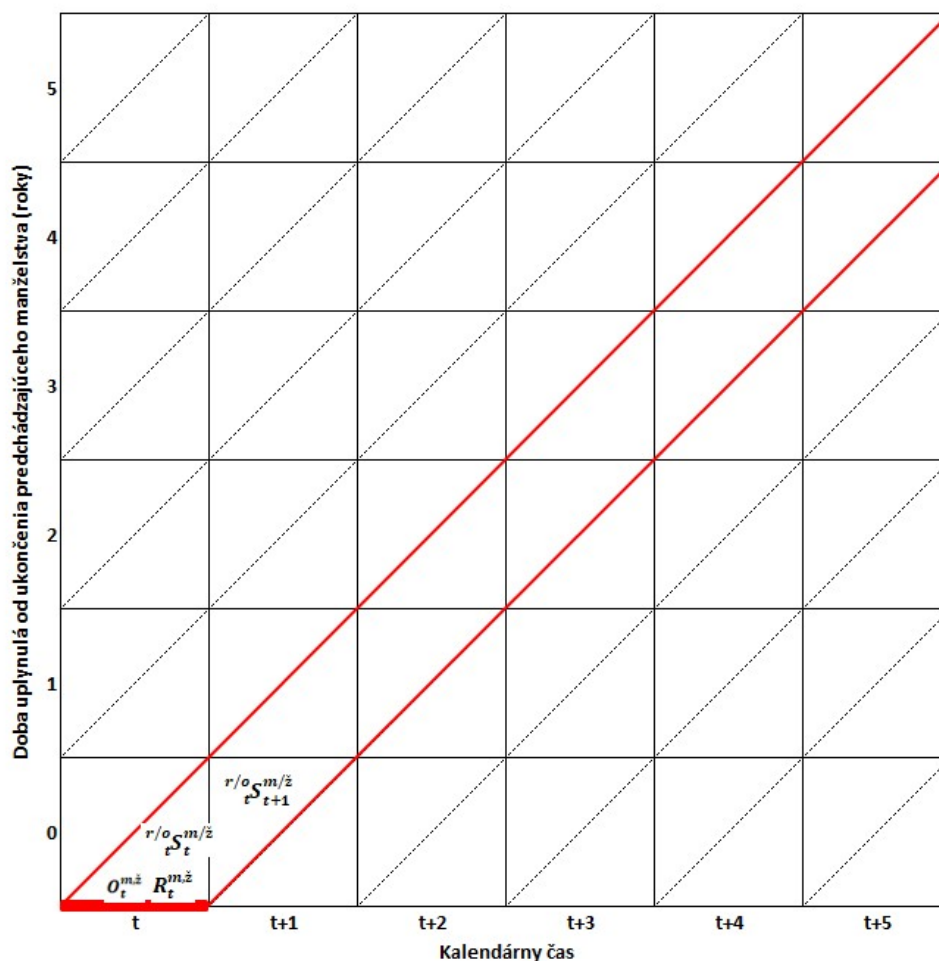
kde:

$o_t^{m/z}$ je počet sobášov ovdovených osôb (mužov / žien) v roku (t) ovdovených v roku (t)

$o_{t+1}^{m/z}$ je počet sobášov ovdovených osôb (mužov / žien) v roku (t+1) ovdovených v roku (t)

$O_t^{m/z}$ je počet ovdovených mužov / žien v roku (t).

Obr. 4: Kohortný prístup pri analýze procesu opakovanej sobášnosti rozvedených a ovdovených osôb



Obdobne je možné počítať miery kohortnej sobášnosti rozvedených a ovdovených aj v ďalších dobách uplynulých od skončenia predchádzajúceho manželstva. Ich súčtom získavame následne celkovú kohortnú intenzitu sobášnosti rozvedených a ovdovených, ktorá nás informuje o tom, aká časť z rozvedených a ovdovených v roku (t) vstúpili opakovane do

manželstva do uplynutia určitého času od tohto momentu. Keďže konečnú hodnotu kohortnej sobášnosti by sme získali až vtedy, keď by všetky osoby z danej kohorty zomreli (prípadne vstúpili do ďalšieho manželstva), na analytické účely sa často volí nejaký kratší časový úsek, napr. do 5, 10, 20 rokov od rozpadu predchádzajúceho manželského zväzku. V súvislosti s tým je ešte potrebné upozorniť na skutočnosť, že do výpočtu nevstupujú rušivé faktory, ako sú emigrácie rozvedených a ovdovených alebo ich úmrtie, keďže nie je možné v ich prípade identifikovať rok ukončenia posledného manželstva.

4.2 Kohortný prístup a rozvodovosť

Na podobnom princípe, ako je konštrukcia kohortných mier sobášnosti rozvedených a ovdovených, je založený aj výpočet kohortných mier rozvodovosti sobášnych kohort. Exponovanou kohortou je skupina osôb, ktoré vstúpili do manželstva jeden kalendárny rok. Základom tak je znalosť počtu sobášov a z nich pochádzajúcich rozvodov. Ide teda o počty rozvodov triedených podľa roku sobáša. Keďže rozvod manželstva sa dotýka oboch partnerov, a teda manželského zväzku ako takého, nie je potrebné zohľadňovať pri kohortnom prístupe aspekt pohlavia. Aj v tomto prípade sme nútení abstrahovať od rušivých udalostí, keďže demografická štatistika nezbiera informácie pri zomretých osobách v manželstve podľa roku sobáša a rovnako je tomu aj pri emigrácii vydatých a ženatých podľa sobášneho roku.

Pre konštrukciu kohortných mier rozvodovosti sme vychádzali z prístupu používaného pri výpočte hodnoty prierezovej úhrnnej rozvodovosti, keď rozvody triedené podľa počtu rokov od vstupu do manželstva sú vzťahované k východiskovej sobášnej kohorte (bližšie Pavlík a kol. 1986). Na rozdiel od tohto konceptu však nekumulujeme miery rôznych sobášnych kohort pre jeden kalendárny rok, ale počítame priamo intenzitu rozvodovosti pre príslušnú sobášnu kohortu (pozri obr. 5). Tento koncept nám umožňuje spomínané špeciálne triedenie rozvodov manželstiev podľa roku sobáša a roku rozvodu. Vďaka tomu vieme presne určiť sobášnu kohortu a každoročne sledovať vplyv rozvodovosti na početnosť pretrvávajúcich manželstiev. Dostupné údaje pritom umožňujú analyzovať proces rozvodovosti pre sobášne kohorty rokov 1980–2019. Prostredníctvom vyššie popísaných vstupov je možné následne pre jednotlivé parciálne kohortné miery odvodiť vzťahy:

$${}^t_r_0 = \frac{{}^tR_0}{{}^tS} {}^{t+1}r_{0,1} = \frac{{}^{t+1}R_{0,1}}{{}^tS} {}^{t+2}r_{1,2} = \frac{{}^{t+2}R_{1,2}}{{}^tS} {}^{t+3}r_{2,3} = \frac{{}^{t+3}R_{2,3}}{{}^tS}$$

a všeobecne:

$${}^{t+x}r_x = \frac{{}^{t+x}R_{x,x+1}}{{}^tS}$$

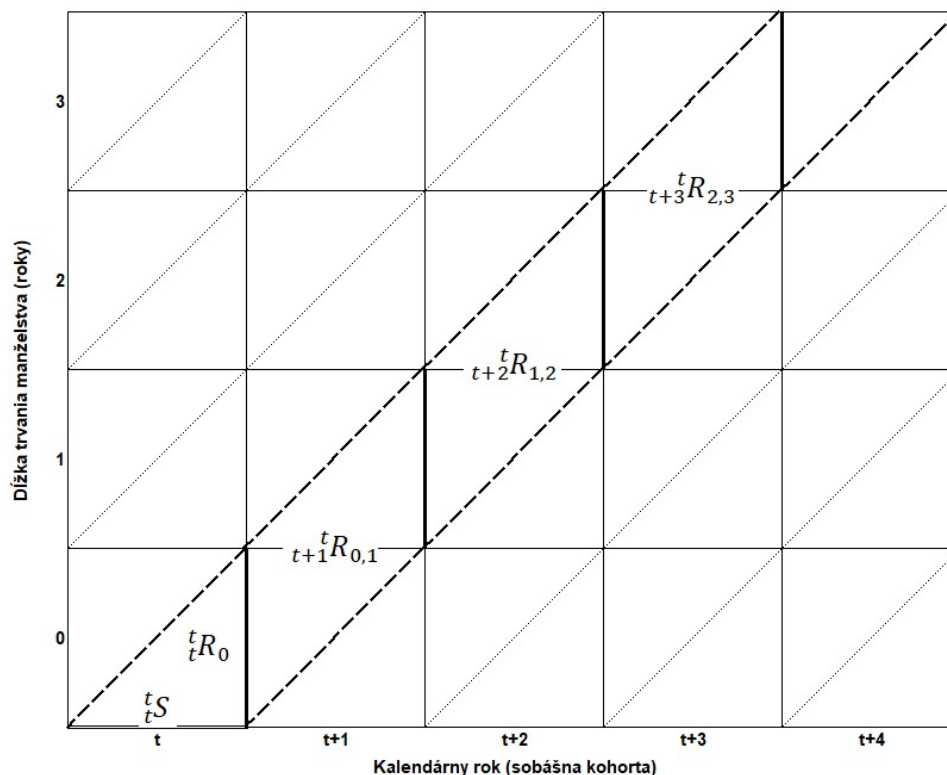
kde:

${}_{t+x}^t r_x$ je miera rozvodovosti sobášnej kohorty (t) v roku (t+x),

${}_{t+x}^t R_{x,x+1}$ je počet rozvodov manželstiev uzavretých v roku (t) a právne ukončených v roku (t+x),

${}_t^t S$ je počet sobášov uzavretých v roku (t).

Obr. 5: Schéma výpočtu kohortných mier rozvodovosti v sobášnej kohorte z roku (t)



Určité rozšírenie uvedených kohortných prístupov v prípade opakovaných sobášov a rozvodov sobášnej kohorty by prinieslo napríklad vekové rozčlenenie exponovanej populácie. Znamenalo by to, že v praxi by sme nepracovali s celou kohortou rozvedených / ovdovených resp. uzavretých sobášov, ale túto by sme rozdelili podľa veku a pohlavia a snažili sa tak odpovedať na otázky ako vplýva vek a pohlavie pri rozvode resp. ovdovení na vstup do ďalšieho manželstva, resp. či vstup do manželstva v mladšom / staršom veku má nejaký vplyv na riziko rozvodu. Koncept výpočtu je v podstate rovnaký ako v predchádzajúcich prípadoch, no náročnejší na triedenie vstupných údajov, keďže okrem roku rozvodu, ovdovenia, resp. sobáša je potrebné správne identifikovať aj vek osoby pri predchádzajúcej demografickej udalosti.

4.3 Kohortný prístup a plodnosť

Základom kohortnej analýzy plodnosti je konštrukcia intenzitných ukazovateľov a indikátorov časovania v podobe kohortnej plodnosti a kohortného priemerného veku ženy pri narodení dieťa (+ podľa biologického poradia). Úroveň kohortnej plodnosti sa vyjadruje indikátorom kohortnej konečnej plodnosti prezentujúcim priemerný počet detí, ktorý sa narodil jednej žene určitej generácie počas jej reprodukčného obdobia. Pre každú kohortu potom môžeme napísať, že jej konečná kohortná plodnosť kp_g je sumou parciálnych konečných kohortných plodností podľa poradia:

$$kp_g = \sum_{i=1}^{i_{max}} kp_g^i$$

V prípade, že konečnú plodnosť konštruujeme z údajov zo sčítania (alebo iného zisťovania obsahujúceho otázku na počet živonarodených detí), potom konečnú kohortnú plodnosť poradia (i) môžeme definovať ako pomer počtu žien generácie (g), ktorým sa narodilo (i) a viac detí k celkovému počtu žien danej generácie (g):

$$kp_g^i = \frac{\sum_i^{i_{max}} P_g^i}{\sum P_g}$$

$\sum_i^{i_{max}} P_g^i$ počet žien generácie (g) s počtom (i) a viac detí,

$\sum P_g$ celkový počet žien generácie (g).

Konečnú kohortnú plodnosť je okrem sčítania obyvateľov (alebo iného zisťovania) možné získať aj pomocou vekovo-špecifických generačných mier plodnosti. Tie sú najčastejšie konštruované vhodnou úpravou (do generačnej podoby, pozri napr. Jasilioniene a kol. 2015) prierezových údajov o počte narodených detí podľa veku matky a biologického poradia. V prípade dostupnosti aj informácie o roku narodenia matky je táto operácia výrazne uľahčená, keďže disponujeme podrobným triedením demografických udalostí do elementárnych súborov, z ktorých je možné priamo konštruovať generačné pohľady (v I. alebo II. hlavnom súbore). Aj v tomto prípade platí:

$$kp_g = \sum_{i=1}^{i_{max}} kp_g^i$$

pričom:

$$kp_g^i = \sum_{x=mi}^{max} f_x^{g,i} = \frac{N_x^{g,i}}{P_{1.7.x}^g}$$

$f_x^{g,i}$ je vekovo-špecifická generačná miera plodnosti poradia (i)

$N_x^{g,i}$ je počet živonarodených detí (i)-teho poradia, ženám vo veku (x) z generácie (g),

$P_{1.7.x}^g$ je stredný stav žien generácie (g) vo veku (x).

Z uvedených konečných kohortných plodností je možné následne odvodiť aj niektoré ďalšie dôležité indikátory kohortnej plodnosti. Ide napríklad o kohortnú pravdepodobnosť narodenia dieťaťa (zväčšenia parity). Tá vyjadruje šance ženy s (i) deťmi porodiť ďalšie dieťa (i+1) poradia, resp. pravdepodobnosť, že sa bezdetnej žene narodí prvé dieťa. V takomto prípade je pravdepodobnosť daná vzťahom:

$$ppr_g^{0 \rightarrow 1} = kp_g^1$$

Pre deti druhého, tretieho, štvrtého atď. poradia platí:

$$ppr_g^{i \rightarrow i+1} = \frac{kp_g^{i+1}}{kp_g^i}$$

a pre otvorený interval (i+) je výpočet pravdepodobností založený na pomere:

$$ppr_g^{i-1 \rightarrow i+} = \frac{kp_g^{i+}}{kp_g^{i-1}}$$

Celkovo tak môžeme napísať:

$$kp_g^i = \prod_{k=1}^i ppr_g^{k-1,k}$$

Dôležitým nástrojom pre kohortnú analýzu plodnosti sú tiež kohortné tabuľky. Tie sa vo svojej podstate snažia modelovať proces rodenia detí. Sú založené na inkrementno-dekrementnej podstate a predpoklade, že všetky ženy analyzovanej kohorty sú na začiatku pred vstupom do reprodukčného veku bezdetné. Narodením dieťaťa túto kohortu bezdetných opúšťajú a dostávajú sa do skupiny žien s jedným dieťaťom a pod. Narodením dieťaťa tak ženy neopúšťajú exponovanú tabuľkovú populáciu, ako je tomu v prípade tabuliek sobášnosti či úmrtnosti. Definitívne mimo exponovanú populáciu sa dostávajú vzhľadom na analyzovaný proces až po prekročení hornej hranice reprodukčného veku. Rozloženie pôrodov podľa veku matky a poradia v kohortných tabuľkách plodnosti korešponduje s pozorovanými trajektóriami plodnosti reálnych kohort (Jasilioniene et al. 2015).

Základom pre konštrukciu sú údaje o počte narodených detí podľa biologického poradia, veku a roku narodenia matky. V dátových podmienkach Slovenska sú potom následne konštruované v zmysle metodiky Jasilioniene a kol. (2015) prostredníctvom nepodmienенých vekovo-špecifických mier plodnosti podľa biologického poradia:

$$f_x^{i,g} = \frac{N_{x,t}^{i,g} + N_{x,t+1}^{i,g}}{P_x^g}$$

$f_x^{i,g}$ je vekovo-špecifická miera plodnosti žien generácie (g), vo veku (x) a biologického poradia (i),

$N_{x,t}^{i,g}$ je počet živonarodených detí biologického poradia (i), ženám generácie (g), veku (x), v roku (t)

$N_{x,t+1}^{i,g}$ je počet živonarodených detí biologického poradia (i), ženám generácie (g), veku (x), v roku (t+1)

P_x^g je počet žien generácie (g) vo veku (x).

Následne pre každé biologické poradie a vek sú konštruované tabuľkové počty pôrodov (b_x^i). Koreňom tabuľky, teda exponovaná populácia bezdetných žien je na začiatku reprodukčného veku (x) stanovená na 100 000 osôb. Tabuľkový počet narodených tak získame ako:

$$b_x^i = f_x^{i,g} \cdot 100\,000$$

V každom veku je tak tabuľková populácia rozdelená do paritne-špecifických podskupín l_x^i . Ak pracujeme s paritami (0-5+), postupné posuny naprieč vekom a paritou v sledovanej kohorte potom začínajú od iniciálneho statusu bezdetnej osoby v minimálnom veku (v našom prípade stanovenom $x_{\min} = 12$ rokov), a to:

$$l_{x_{\min}}^{i=0} = 10\,000 \text{ (koreň kohortnej tabuľky)}$$

$$l_{x_{\min}}^i = 0 \text{ (platí pre } i = 1, 2, 3, 4)$$

$$l_x^i = l_{x-1}^i - b_{x-1}^{i+1} \text{ (platí pre } i = 0)$$

$$l_x^i = l_{x-1}^i + b_{x-1}^i - b_{x-1}^{i+1} \text{ (platí pre } i = 1, 2, 3)$$

$$l_x^{i+} = l_{x-1}^{i+} + b_{x-1}^i \text{ (platí pre } i = 4, \text{ resp. paritu } i \text{ a vyššiu).}$$

Tabuľkové vekovo-paritne špecifické miery plodnosti (miery I. kategórie) pre ženy vo veku (x) a parity (i) získavame ako pomer tabuľkových pôrodov vo veku (x) a parite (i) k celkovému počtu človeko-rokov prežitých v tomto veku a parite (i-1):

Pre $i=1$ platí:

$$m_x^i = \frac{b_x^i}{l_x^{i-1} - a_x \cdot b_x^i}$$

Pre $i=2, 3, 4$ platí:

$$m_x^i = \frac{b_x^i}{l_x^{i-1} - a_x \cdot b_x^i + (1 - a_x) \cdot b_x^{i-1}}$$

Pre $i = 5+$ platí:

$$m_x^i = \frac{b_x^i}{l_x^{i-1} + (1 - a_x) \cdot b_x^{i-1}}$$

Podmienené pravdepodobnosti narodenia dieťaťa i-teho poradia vo veku (x) žene s počtom detí (i-1) môžeme vyjadriť ako:

$$q_x^i = \frac{b_x^i}{l_x^{i-1}}$$

(platí pre $i = 1, 2, 3, 4, 5+$).

Kumulatívna početnosť pôrodov do veku (x) poradia (i) je možné odvodiť ako sumu tabuľkových pôrodov daného poradia vo všetkých vekoch (od $x_{\min}$ až po $x-1$):

$$sb_x^i = \sum_{z=x_{\min}}^{x-1} b_z^i$$

Ďalším z kohortných postupov ako pristupovať k procesu plodnosti v kontexte parity je zamerať sa na dobu, ktorá uplynula od predchádzajúcej demografickej udalosti. Dá sa pritom

povedať, že kým narodenie prvého dieťaťa je v prevažnej miere ovplyvňované vekom, druhé a ďalšie pôrody sú skôr podmienené vekom dieťaťa, a teda dobou, ktorá uplynula od predchádzajúceho pôrodu. Práve tento prístup využíva ukazovateľ *period average parity* (*pap*, priemerná parita). Základom jeho konštrukcie sú prierezové pravdepodobnosti narodenia ďalšieho dieťaťa (*parity progression ratios*, *ppr*), ktoré je možné odvodiť dvomi hlavnými spôsobmi.

1) Prvý prístup využíva tzv. miery nastania udalosti (*incidence rates*). Tie dávajú do pomeru počty narodených detí poradia (*i*) v kalendárnom roku (*t*) triedené podľa doby uplynulej od predchádzajúceho pôrodu (*d*) k počtu narodených detí poradia (*i-1*) narodených v čase (*t-d*). Do vzťahu sú teda dávane počty živonarodených detí v určitom kalendárnom roku triedené podľa biologického poradia a doby, ktorá uplynula od predchádzajúceho pôrodu, k celkovému počtu prislúchajúcich živonarodených detí predchádzajúcej parity v príslušnom roku definovanom uplynulou dobou. Samotný konštrukt potom môžeme vyjadriť ako:

$$f_d^{t,i} = \frac{N_d^{t,i}}{N_{t-d}^{i-1}}$$

$$i \geq 2, t \geq d$$

$f_d^{t,i}$ je miera nastania udalosti, narodenia dieťaťa *i*-teho poradia, kalendárnom roku (*t*) v dobe (*d*) rokov od predchádzajúceho pôrodu,

$N_d^{t,i}$ je počet živonarodených detí poradia (*i*), v kalendárnom roku (*t*), po dobe (*d*) rokov od predchádzajúceho pôrodu,

N_{t-d}^{i-1} je počet živonarodených detí v roku (*t-d*), poradia (*i-1*).

Pravdepodobnosti narodenia ďalšieho dieťaťa (napr. parity *i*) sú z týchto mier odvodené ako ich celková suma pre všetky konštruované doby od predchádzajúceho pôrodu. Z tohto pohľadu sa často pracuje s hornou hranicou 25 rokov, ktorý postačuje na pokrytie kľúčového obdobia reprodukčného obdobia. Podrobné primárne údaje zo zisťovaní Obyv 2-12 dostupné od roku 1992– umožňujú tiež prejsť aj na kratšie časové úseky. V súvislosti s uvedeným je potom možné pravdepodobnosť narodenia ďalšieho dieťaťa (napr. parity *i*) definovať ako:

$$ppr_d^i = \sum_{d=0}^{d_{\max}} f_d^{t,i}$$

2) Druhý spôsob vyjadrenia pravdepodobností narodenia ďalšieho dieťaťa pracuje s pomocou pravdepodobností v podobe tzv. *parity-duration birth probabilities*. V porovnaní s predchádzajúcim konceptom pri výpočte pravdepodobností narodenia dieťaťa *i*-teho poradia potrebujeme nielen počty živonarodených detí tohto poradia v roku (*t*) po (*d*) rokoch od predchádzajúceho, ale do menovateľa vstupujú počty žien, ktorým sa narodilo (*i-1*) detí pred *d*-rokmi (*t-d*):

$$p_d^{t,i} = \frac{N_d^{t,i}}{P_{t-d}^{i-1}}$$

$$i \geq 2, t \geq d$$

$p_d^{t,i}$ je pravdepodobnosť narodenia dieťaťa i-teho poradia v kalendárnom roku (t) v dobe (d) rokov od predchádzajúceho pôrodu (i-1),

$N_d^{t,i}$ je počet živonarodených detí poradia (i), v kalendárnom roku (t), po dobe (d) rokov od predchádzajúceho pôrodu,

P_{t-d}^{i-1} je počet žien, ktorým sa v roku (t-d) narodilo dieťa poradia (i-1).

Podľa Sobotku a kol. (2005) počet žien ($P_{d,t}^i$), ktorým sa narodilo dieťa i-teho poradia v kalendárnom roku (z) a zostali stále matkami (i) detí aj v roku pozorovania (t), môžeme aproximovať vzťahom:

$$P_{d,t}^i = N_z^i - \sum_{k=z}^t N^{i+1}(k, \theta = z), i \geq 2, t \geq z, t \geq k$$

$P_{d,t}^i$ je počet žien parity (i), ktorým sa v roku z ($z=t-d$) narodilo dieťa i-teho poradia a do roku (t) sa im žiadne ďalšie nenarodilo,

N_z^i je počet detí narodených v roku (z) biologického poradia (i),

Výraz $\sum_{k=z}^t N^{i+1}(k, \theta = z)$ predstavuje celkový počet živonarodených detí biologického poradia (i+1), ktoré sa narodili ženám medzi rokom (z) a (t), a ktorých posledný pôrod (i-teho) poradia sa realizoval v roku (z).

Počet žien, ktoré zostali v parite (i) po (d) rokoch od posledného pôrodu, je definovaný ako rozdiel medzi počtom živonarodených detí i-tej parity v roku (z) a počtom živonarodených detí (i+1) poradia ženám rodiacim naposledy v roku (z) v období od roku (z) do začiatku roku (t).

Z takto získaných pravdepodobností je celková pravdepodobnosť narodenia ďalšieho dieťaťa pre akúkoľvek paritu (napr. i) odvodená:

$$pprd_t^i = 1 - \prod_{d=0}^{d_{\max}} (1 - p_d^{t,i})$$

Výslednú hodnotu ukazovateľa *period average parity* (pap, priemerná parita) získame aplikáciou nasledujúcich krokov:

1) z jednotlivých paritných pravdepodobností narodenia ďalšieho dieťaťa sú odvodené parciálne priemerné parity pap^i , pričom pre:

druhé deti platí:

$$pap_t^2 = patfr_t^1 \cdot pprd_t^2$$

tretie a ďalšie deti:

$$pap_t^{i>2} = pap_t^{i-1} \cdot pprd_t^{i-1,i}$$

následne pre akékoľvek poradie (i>1):

$$pap_t^{i>1} = patfr_t^1 \cdot \prod_{i=2}^{i_{\max}} pprd_t^i$$

2) Celková hodnota pap_t je potom daná vzťahom:

$$pap_t = patfr_t^1 + \sum_{i=2}^{i_{max}} pap_t^i$$

pričom je zrejmé, že druhé a ďalšie deti sú sledované vo vzťahu k dobe, ktorá uplynula od predchádzajúceho pôrodu, pričom pre prvé deti je využitý vyššie identifikovaný indikátor $patfr^1$ pre prvé deti. Ako už sme spomenuli, príčinou je skutočnosť, že narodenie prvého dieťaťa je skôr funkciou veku ženy, ako doby, ktorá uplynula od určitej predchádzajúcej udalosti.

Vstupom do manželstva vzniká tiež špecifická kohorta osôb, pre ktorú je spoločné, že uzavreli manželstvo v jeden kalendárny rok. To predstavuje dôležité vymedzenie exponovanej populácie smerom k analýze manželskej plodnosti. Ako uvádzajú Pavlík a kol. (1986), manželskú plodnosť je možné sledovať jednak z hľadiska veku žien a jednak z hľadiska doby uplynulej od sobáša. V populáciách s vedomou reguláciou plodnosti a plánovaním rodičovstva je práve tento časový úsek v podobe intervalu medzi dátumom uzavretia manželstva a dátumom narodenia dieťaťa kľúčovým.

V závislosti od dostupných údajov a najmä podrobnosti ich triedenia môžeme pracovať:

- 1) s narodenými deťmi v manželstve podľa roku narodenia a doby od sobáša (III. hlavný súbor),
- 2) s narodenými deťmi v manželstve podľa roku narodenia a roku sobáša (II. hlavný súbor),
- 3) s narodenými deťmi v manželstve podľa roku narodenia, roku a doby uplynulej od sobáša (elementárne súbory udalostí).

Pri priamom výpočte intenzity manželskej plodnosti v podobe pravdepodobnosti narodenia dieťaťa po x-rokoch trvania manželstva by bolo potrebné disponovať informáciou o existujúcich manželských zväzkoch – teda zo sobášnej kohorty by boli odpočítané také, ktoré za uvedených x-rokov sa rozviedli, skončili úmrtím jedného z manželov alebo sa vysťahovali z územia Slovenska. Keďže však takýmito údajmi nedisponujeme, pracujeme s pôvodnou exponovanou populáciou za predpokladu abstrahovania od rušivých udalostí. V prípade dostupnosti údajov v III. hlavnom súbore udalostí je potrebná ešte ich úprava do elementárnych súborov a následný prevod do II. hlavného súboru. Uvedený koncept predpokladá rovnomerné rozloženie udalostí počas kalendárneho roka. Znamená to, že polovica z predmetného počtu narodených detí v danom roku a danej dobe od sobáša (pri 1-ročnom intervale) tak prislúcha sledovanej sobášnej kohorte a druhá polovica je z predchádzajúcej sobášnej kohorty (pozri obr. 6).

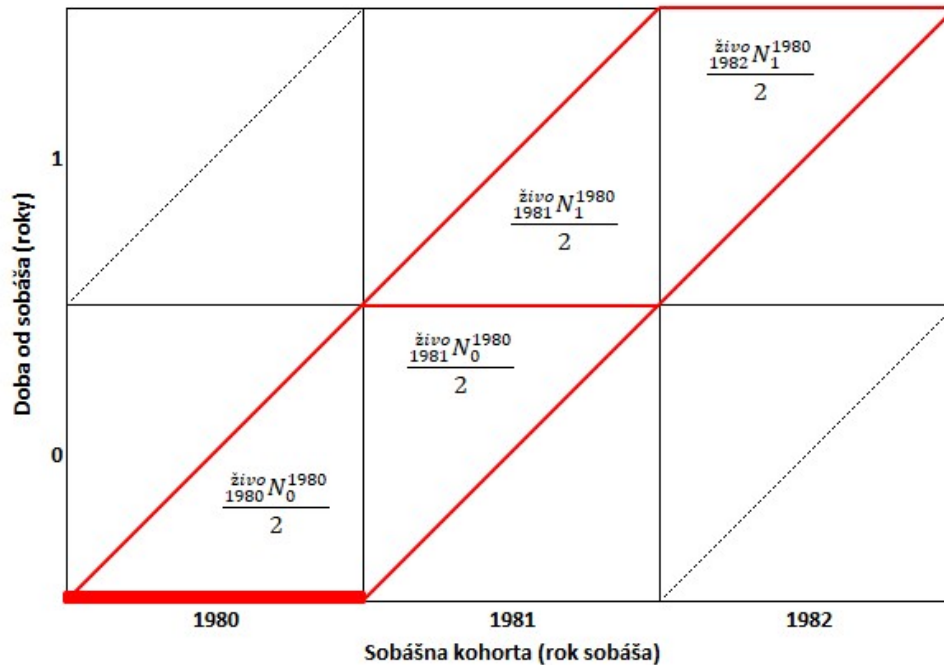
Pre počet narodených detí sobášnej kohorty 1980 v prvom roku jej existencie potom platí:

$$manželN_0^{1980} = \frac{manželN_{1980}^{1980}}{2} + \frac{manželN_{1981}^{1980}}{2}$$

a v prípade počtu narodených detí v druhom roku existencie sobášnej kohorty 1980 môžeme zapísať:

$$manželN_1^{1980} = \frac{manžel_{1981}N_1^{1980}}{2} + \frac{manžel_{1982}N_1^{1980}}{2}$$

Obr. 6: Schéma odvodenia počtu narodených detí sobášnej kohorte 1980 podľa doby od uzavretia manželstva (0 a 1 rok od sobáša)



V prípade, že disponujeme priamo údajmi o počte manželsky narodených podľa roku narodenia a roku sobáša (v prípade Slovenska od roku 1992–) môžeme priamo určiť mieru manželskej plodnosti sledovanej sobášnej kohorty (k) podľa doby do sobáša (d):

$$živoN_1^{1980} = \frac{manžel_{1981}N_1^{1980}}{2} + \frac{manžel_{1982}N_1^{1980}}{2}$$

$manželN_d^k$ je počet živonarodených detí v manželstve po (d) rokoch od sobáša žien sobášnej kohorty (k)

S^k je počet sobášov uzavretých v roku (k).

Keďže uvedené údaje obsahujú aj biologické poradie dieťaťa narodené v poslednom manželstve, je možné uvedený vzťah ešte rozšíriť o poradie:

$$manžel_{if_d}^k = \frac{manžel_iN_d^k}{S^k}$$

$manžel_iN_d^k$ je počet živonarodených detí poradia (i) v manželstve po (d) rokoch od sobáša žien sobášnej kohorty (k)

S^k je počet sobášov uzavretých v roku (k).

4.4 Kohortný prístup a potratovosť

Dostupnosť údajov o dátume narodenia ženy podstupujúcej interrupciu, resp. ženy, u ktorej bol diagnostikovaný spontánny potrat v dlhých časových radách, umožňuje tieto upraviť do kohortnej podoby. V zmysle práce Stloukala (1998) by tak bolo možné prvýkrát aj pre Slovensko konštruovať kohortné miery umelej a spontánnej potratovosti. Základom tohto prístupu bude odhad generčných udalostí, ktoré budú vychádzať z údajov publikovaných v Pohyboch obyvateľstva do roku 1995. Koncepcia sa pritom opiera o viackrát spomínané a v takýchto prípadoch priamo prakticky aplikované prístupy predpokladajúce rovnomerné rozloženie demografických udalostí počas kalendárneho roka. Ako je potom zrejmé z obr. 7, pre červenú generáciu žien (g) v druhom hlavnom súbore udalostí v dosiahnutom veku 16 rokov získame predmetnú mieru ako:

$$i_{16}^g = \frac{\frac{I_{16}^t}{2} + \frac{I_{16}^{t+1}}{2}}{\frac{P_{15}^{1.1.t} + P_{16}^{3.1.12.t}}{2}}$$

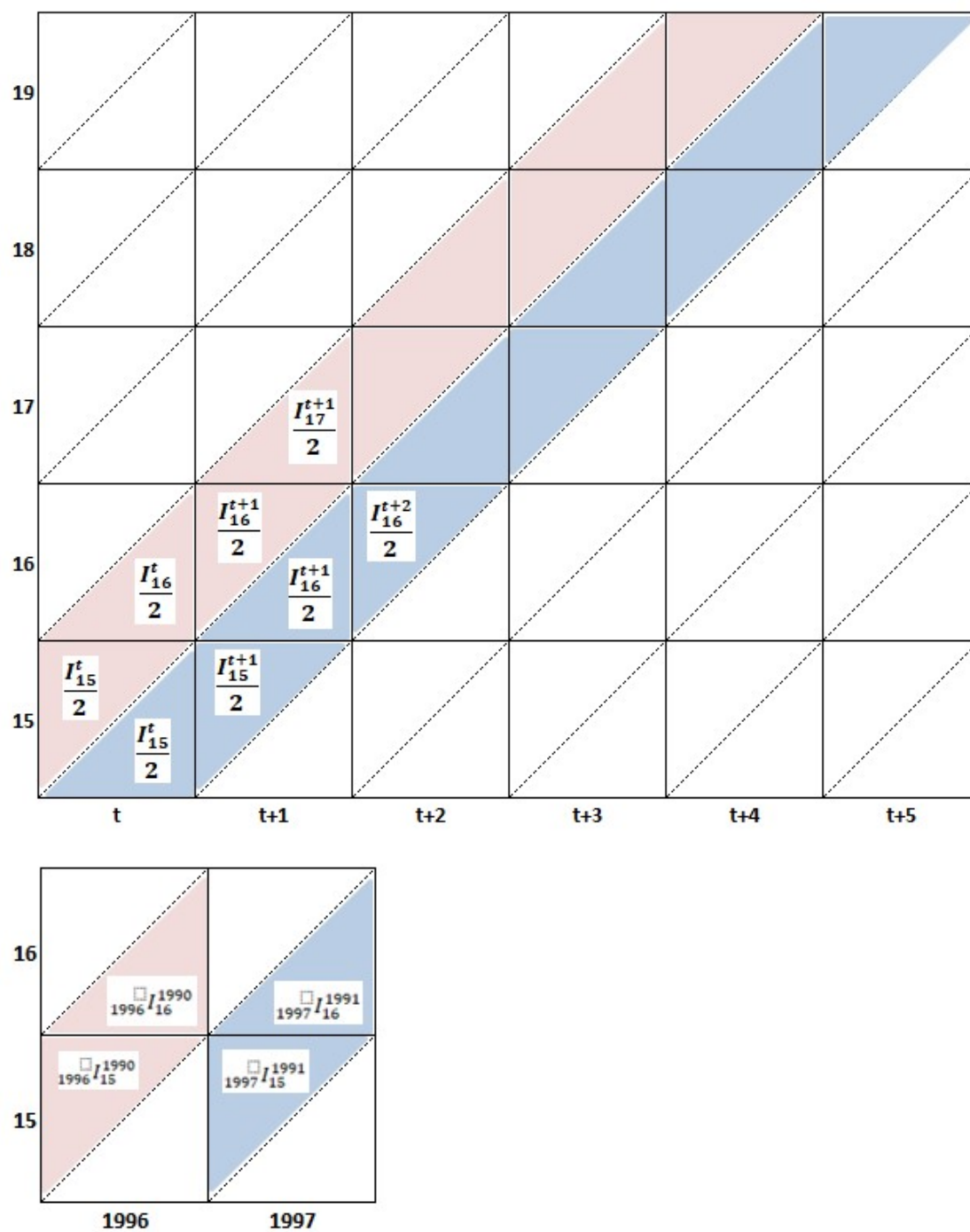
V prípade, že budeme pracovať s prvým súborom udalostí prezentovanom na obr. 7 modrou generáciou (g+1), potom uvedený vzťah pre odvodenie kohortnej miery umelej potratovosti v dokončenom veku 15 rokov môžeme upraviť do podoby:

$$i_{15}^g = \frac{\frac{I_{15}^t}{2} + \frac{I_{15}^{t+1}}{2}}{P_{15}^{3.1.12.t}}$$

Keďže na Slovensku od roku 1996 (vrátane) do súčasnosti už disponujeme digitálnou databázou predmetných demografických udalostí s presným dátumom narodenia ženy (pacienta), umožňuje to presnú identifikáciu roku narodenia a v kombinácii s kalendárnym rokom automaticky aj elementárny súbor bez potreby jeho odhadu. V zmysle nasledujúceho výrezu potom pre počet interrupcií žien v dosiahnutom veku 16 rokov v roku 1996 platí:

$${}_{1996}I_{16}^{1990} = {}_{1996}I_{16}^{1990} + {}_{1996}I_{15}^{1990}$$

Obr. 7: Schéma odvodenia generáčného počtu demografických udalostí pre aplikáciu kohortného prístupu v procese potratovosti na Slovensku



5. Kohortná analýza sobášnosti

5.1 Kohortná analýza sobášnosti slobodných

Slovensko historicky patrí z hľadiska uzatvárania prvých manželstiev mužov a najmä žien medzi populácie s tzv. neeurópskym režimom sobášneho správania (Hajnal 1965). Ten sa vyznačoval predovšetkým skorším priemerným vekom pri prvom sobáši a celkovo vyššou intenzitou sobášnosti, ktorá sa odrážala na nižšom zastúpení trvalo slobodných osôb na konci reprodukčného veku (Hajnal 1965, Livi-Bacci 2003). Po druhej svetovej vojne vznik špecifických podmienok minulého politického režimu, formovanie tzv. socialistického skleníka (Sobotka 2011), preferencia mladej rodiny a manželstva ako takého v kombinácii s minimálnymi alternatívnymi možnosťami nevytvárali vhodné podmienky pre nástup procesu odkladania sobášov a prechodov k rodičovstvu (Sobotka 2011). Pritom v prvých povojnových rokoch dokonca dochádzalo v prierezovom pohľade k poklesu priemerného veku (najmä) mužov a žien pri prvom sobáši (Šprocha a Tišliar 2018). Vďaka tomu sa Slovensko svojím sobášnym správaním aj na konci 80. rokov minulého storočia výrazne odlišovalo od krajín bývalého západného bloku (pozri Bhrolcháin 1992, Calot a Rychtaříková 1992, Monnier a Rychtaříková 1992, Rychtaříková 1994, Kalmijn 2007). V ich prípade nielenže často išlo o historické dedičstvo, keďže tieto populácie boli identifikované ako krajiny s európskym typom sobášneho správania a teda vyznačovali sa neskorším vstupom do manželstva, ako aj vyšším podielom trvalo slobodných (Hajnal 1965, Livi-Bacci 2003). Nič na tom nezmenilo ani dočasné zvýšenie sobášnosti a pokles priemerného veku v rámci tzv. povojnového zlatého veku rodiny. Približne od konca 60. rokov navyše identifikujeme nástup niektorých transformačných zmien. Tie sú v teoretickom rámci ukotvené v koncepcii druhej demografickej revolúcie (tranzície, bližšie van de Kaa 1987, Lesthaeghe 1997). Z hľadiska sobášnosti a vôbec života v manželstve znamenajú odkladanie sobášov do vyššieho veku, pokles intenzity samotnej sobášnosti, ktorý však je nielen v dôsledku zmien časovania, ale aj výsledkom odmietania, či nahradenia manželstva inými formami párového súžitia, či životom vo formáte singles (viac pozri napr. van de Kaa 1997). Mechanizmy, ktoré prispievali k pretrvávaniu a aj prehlbeniu skorého a takmer univerzálneho manželstva na Slovensku po druhej svetovej vojne, sa však po roku 1989 rýchlo rozplynuli. Celospoločenská, hospodárska, kultúrna i politická transformácia prispeli k pomerne dynamicky sa presadzujúcim zmenám rodinného a reprodukčného správania. V podstate všetky známe prierezové analýzy sobášneho správania a rodinného usporiadania spoločnosti (napr. Džambazovič 2015, 2016, Pilinská a kol. 2005, Podmanická a kol. 2015, Šprocha a Tišliar

2018) potvrdili viaceré nové, historicky jedinečné a rýchlo sa meniace vzorce matrimoniálneho správania a najmä sobášnosti slobodných osôb. Predovšetkým sme svedkami razantného odklonu od skorej sobášnosti, čo so sebou postupne prináša aj celkový pokles intenzity vstupov do prvého manželstva. S tým úzko súvisí aj výrazná premena rodín, domácností, ako aj samotnej štruktúry populácie Slovenska podľa rodinného stavu.

Jedným z pozoruhodných javov celkovej transformácie sobášneho správania je rýchlosť, s akou došlo k úplnému opusteniu predchádzajúceho modelu sobášnosti. Poukazuje to na jeho krehkosť a komplexnú závislosť na externých formujúcich podmienkach pôsobiach počas minulého režimu, keďže len čo došlo k ich erózii, proces sobášnosti sa veľmi dynamicky začal meniť. Určité náznaky pritom bolo možné v spoločnosti vidieť už pred rokom 1989 a jeho transformácia v podstate nie je ukončená dodnes. Dá sa povedať, že to poukazuje na skutočnosť, že príčinou nie je len diskontinuita v životných podmienkach, ale aj komplexná normatívna premena spoločnosti. Na otázku, či tieto v transversálnom pohľade sa presadzujúce zmeny skutočne znamenajú aj zánik historického modelu uzatvárania manželstiev v mladom veku pri nízkom zastúpení osôb bez skúseností so životom v manželskom zväzku, však dokáže jednoznačne odpovedať len kohortná analýza.

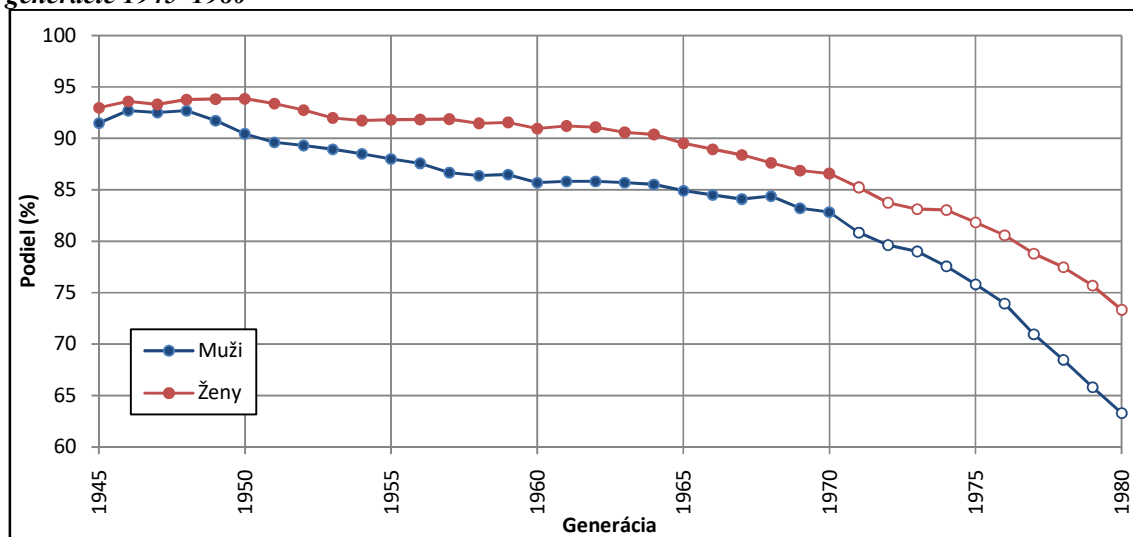
Tá je založená na vhodnej úprave každoročne publikovaných tabuliek sobášnosti slobodných mužov a žien od roku 1961. Vďaka tomu disponujeme sériou kompletných generačných tabuliek sobášnosti slobodných pre osoby narodené od roku 1945 do roku 1970. Vyššie popísaná stabilita hlavných mechanizmov podmieňujúcich intenzitu a charakter sobášneho správania slobodných osôb na Slovensku od začiatku 60. v podstate až do konca 80. rokov výrazným spôsobom podmienila aj úroveň a nastavenie kohortných indikátorov. U mužov i žien narodených v druhej polovici 40. rokov môžeme vidieť mierne zvýšenie realizovanej sobášnosti pravdepodobne ako výsledok oživenia manželských štartov v 70. rokoch, ktoré sa vyznačovali celkovo priaznivou populačnou klímou podmienenou zavedením celého komplexu pronatalitne a prorodinne zameraných opatrení. Práve v tomto období sa predmetné kohorty nachádzali vo veku najvyššej sobášnosti. Zaujímavosťou pritom je, že tento priaznivý trend sa medzigeneračne dlhšie prejavil u žien. U mužov narodených na začiatku 50. rokov pritom už môžeme registrovať postupný, ale v podstate kontinuálny trend poklesu realizovanej sobášnosti slobodných. Kým v generáciách narodených z konca 40. rokov do manželstva aspoň raz vstúpilo necelých 93 %, od kohort zo začiatku 50. rokov kohortná prvosobášnosť na Slovensku klesla pod hranicu 90 %. Smerom k mladším generáciám mužov tento trend pokračoval. U mužov narodených v polovici 60. rokov tak klesla pod úroveň 85 % a pre poslednú generáciu (1970), ktorá v čase písania tohto textu už dovŕšila koniec reprodukčného obdobia, dosiahla kohortná prvosobášnosť hodnotu necelých 83 %. Predbežné údaje signalizujú, že v generáciách najviac zasiahnutých transformačnými zmenami pokles prvosobášnosti bude ešte výraznejší. Jeho medzigeneračná úroveň sa totižto pohybuje v rozmedzí 1–3 p.b., pričom posledná známa úroveň pre mužov narodených zo začiatku 80. rokov klesla len na niečo viac ako 63 %. Keďže vo veku 40 a viac rokov sa na Slovensku

stále realizuje u mužov len relatívne malá časť tabuľkovej sobášnosti slobodných, môžeme predpokladať, že k výraznejšej zmene intenzity už nedôjde. Znamenalo by to, že až takmer tretina mužov by zostala bez skúseností so životom v manželskom zväzku.

V ženskej časti populácie bol vývoj do určitej miery podobný. Po určitom oživení sobášnosti z necelých 93 % na takmer 94 %, ktoré v porovnaní s mužmi zasiahlo viac generácií (až do ročníka 1950), došlo k miernemu poklesu a následne k určitej stabilizácii. U žien narodených v rokoch 1953–1962 sa preto generačná tabuľková prvosobášnosť pohybovala v úzkom rozmedzí 91–92 %. V mladších kohortách však identifikujeme nástup mierneho klesania celkovej intenzity. V generáciách z druhej polovice 60. rokov už tabuľková sobášnosť slobodných nedosahovala ani 90% hranicu a u žien narodených v roku 1970 klesla na 86,5 %. Obdobne ako u mužov, v mladších kohortách sa celospoločenská transformácia po roku 1989 prejavila ešte výraznejšie. Na druhej strane tento prepád úrovne sobášnosti slobodných nebol až tak dynamický, keďže sa medzigeneračne pohyboval v rozsahu 1–2 p.b. Celkovo tak zatiaľ predbežné údaje o tabuľkovej prvosobášnosti u žien narodených na začiatku 80. rokov signalizujú na približne jednu štvrtinu osôb, ktoré by sa počas reprodukčného obdobia nevydali.

Vzhľadom na pozorovanú tabuľkovú sobášnosť slobodných vo veku 40–49 rokov sa však uvedená úroveň generačnej sobášnosti slobodných mužov a žien narodených v 70. rokoch minulého storočia výraznejšie nebude líšiť od posledných známych úrovní. Je zrejmé, že práve tieto kohorty slobodných sú v najväčšej miere zasiahnuté zmenami sobášneho správania, ktoré sa navyše medzigeneračne prehlbuje. Takmer tri desaťročia trvajúca spoločenská, kultúrna, ekonomická i politická transformácia podmienila odklon od takmer univerzálnej, a ako si ukážeme nižšie, aj skorej sobášnosti.

Obr. 8: Generačná tabuľková sobášnosť slobodných mužov a žien na Slovensku, generácie 1945–1980



Pozn.: Znaky bez výplne prezentujú generácie, ktoré v čase písania textu boli vo veku 40–49 rokov.

Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

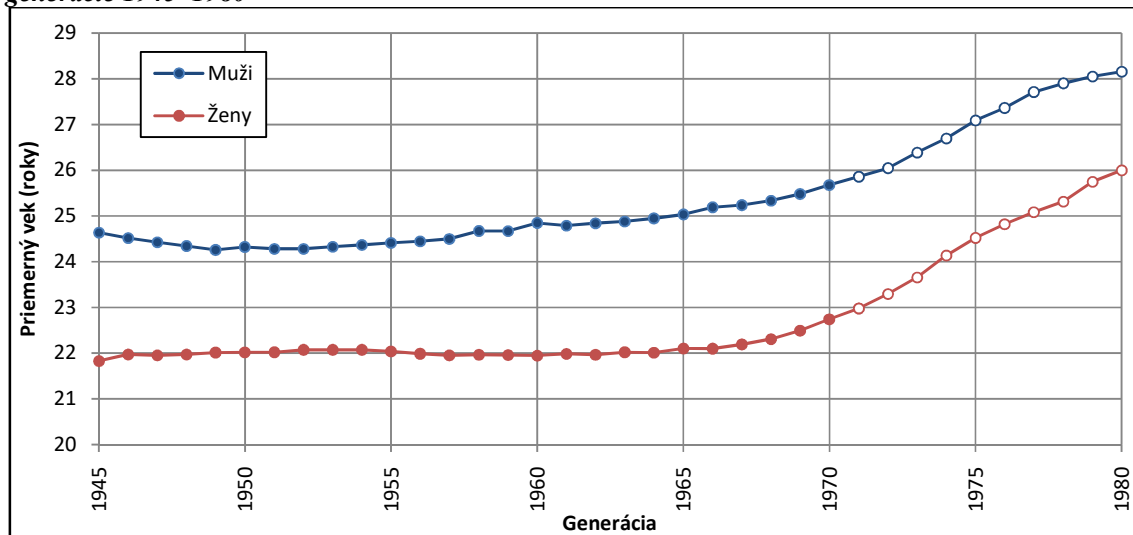
Určité oživenie sobášnosti slobodných mužov narodených v druhej polovici 40. rokov bolo úzko spojené so skorším časovaním prvých sobášov. Potvrďuje to aj pokles hodnôt tabuľkového generačného priemerného veku mužov pri prvom sobáši z 24,6 na približne 24,2 roka. Tento trend však nemal dlhé trvanie a už v generáciách z prvej polovice 50. rokov identifikujeme stabilizáciu vystriedanú postupným miernym medzigeneračným rastom. Ten pokračoval aj v ďalších kohortách a predstavuje s najväčšou pravdepodobnosťou jeden z dôležitých vnútorných mechanizmov spomínaného poklesu generačnej sobášnosti slobodných mužov. U slobodných mužov narodených v druhej polovici 50. rokov tento ukazovateľ časovania prekročil hranicu 24,5 roka, aby zhruba o desaťročie neskôr už vstupovali v priemere do prvého manželstva vo veku 25 rokov. Práve od tejto generácie môžeme nájsť kontinuálny medzigeneračne sa presadzujúci nárast hodnôt generačného priemerného veku pri prvom sobáši. Týka sa to pritom nielen mužov, ale ako si ukážeme nižšie aj žien. Navyše tento vývoj sa jednoznačne dynamizoval, a preto muži narodení v roku 1970 už mali priemerný vek pri prvom sobáši takmer 25,7 roka. Vývoj v ešte mladších transformačných kohortách spočiatku potvrdzovala dynamizáciu procesu odkladania sobášnosti a celkového starnutia manželských štartov. Nárast hodnôt priemerného veku pri prvom sobáši sa medzi jednotlivými generáciami zvyšoval z približne 0,18 až na takmer 0,40 roka. Približne od generácie 1976 však identifikujeme nástup opačnej tendencie, a teda určitého medzikohortného spomaľovania rastu hodnôt generačného priemerného veku pri prvom sobáši, a to až na približne 0,1 roka (medzi generáciou 1979 a 1980).

U slobodných žien prvé povojnové generácie poznačilo najprv mierne zvýšenie tabuľkového priemerného veku, ktorú následne vystriedala pomerne dlhodobá medzigeneračná stabilizácia na hranici okolo 22 rokov. Táto značná stabilita len potvrdzuje vyššie spomínané vplyvy externých faktorov, ktoré prispeli k medzigeneračnej konzervácii skorých manželských štartov. Hodnoty generačného tabuľkového priemerného veku pri prvom sobáši sa v podstate nemenili až do vyššie identifikovanej kohorty z polovice 60. rokov.

Už v generáciách z konca 60. rokov bola táto stabilita významne narušená a môžeme identifikovať veľmi dynamický nárast priemerného veku pri prvom sobáši. Podľa získaných údajov v kohorte z roku 1970 prekročil hranicu 22,7 roka. Podobne ako u mužov v mladších kohortách sa tento trend ešte viac dynamizoval, pričom najviac zasiahnuté sú prvé transformačné kohorty žien narodené v prvej polovici 70. rokov. Zdá sa, že skutočne tieto generácie na Slovensku boli najviac poznačené celospoločenskými, hospodárskymi, politickými zmenami, ktoré najmä na svojom začiatku priniesli viaceré krízové javy. Zhoršenie dostupnosti bývania, ekonomická neistota, zrušenie niektorých propopulačných opatrení, ako aj samotný pokles životnej úrovne prispievali pravdepodobne k urýchleniu opúšťania modelu skorej sobášnosti v týchto skupinách mladých mužov a žien. V prípade žien narodených v druhej polovici 70. rokov síce tiež identifikujeme pokles medzigeneračnej dynamiky zvyšovania priemerného veku pri prvom sobáši, no ten zatiaľ nie je tak výrazný ako u mužov. Znamená to teda, že starnutie vekového profilu generačnej sobášnosti

slobodných zatiaľ prebieha rýchlejšie u žien. Podľa dostupných údajov sa medzi generáciami 1965–1980 zvýšila hodnota priemerného veku pri prvom sobášu u mužov o viac ako 3 roky a u žien dokonca o takmer 3,9 roka. V prípade žien narodených na začiatku 80. rokov predbežné údaje hovoria o posune už na takmer 26 rokov. Získané výsledky tak jednoznačne potvrdzujú, že hlavným transformačným znakom nielen v prierezovom, ale aj v kohortnom pohľade sa stáva odkladanie manželských štartov.

Obr. 9: Generačný tabuľkový priemerný vek mužov a žien pri prvom sobášu na Slovensku, generácie 1945–1980



Pozn.: Znak bez výplne prezentujú generácie, ktoré v čase písania textu boli vo veku 40–49 rokov.
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

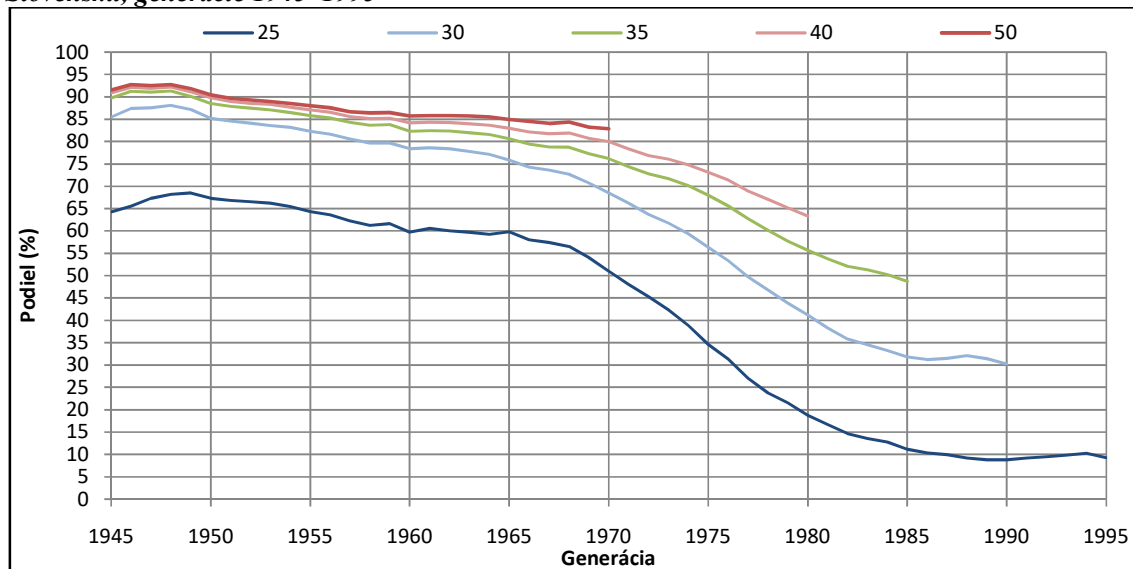
Generačná transformácia matrimoniálneho správania na Slovensku zasahuje najmä osoby narodené od konca 60. rokov. Keďže konečné údaje pokrývajú len malú vzorku z tejto populácie, je dôležité pre pochopenie dynamiky a rozsahu predmetných zmien analyzovať aj vývoj v mladších kohortách. Nasledujúci obr. 10 prezentuje vývoj tabuľkovej generačnej sobášnosti slobodných mužov do vybraných vekových skupín.

Podiel mužov, ktorí vstúpili do manželstva do dovŕšenia 25. roku života, sa po krátkodobom náraste až takmer k hranici 70 % začal postupne medzigeneračne znižovať na približne 60 % u osôb narodených v prvej polovici 60. rokov. V mladších kohortách sa už naplno prejavuje proces odkladania sobášnosti a opúšťanie modelu skorých vstupov do prvého manželstva. Tento trend zatiaľ vyvrcholil v generáciách z polovice 80. rokov, keď došlo k stabilizácii hodnôt tabuľkovej prvosobášnosti na úrovni 10 %.

Keďže vývoj v starších vekových skupinách je úzko previazaný, obdobné zmeny identifikujeme aj vo veku 30, 35 a 40 rokov. Kým u mužov narodených po druhej svetovej vojne zostávalo bez skúseností s manželstvom len asi 15 % osôb, do generácie z polovice 60. rokov ich zastúpenie vzrástlo na približne štvrtinu. V kohortách s poslednou známou hodnotou

tabuľkovej prvosobášnosti v tomto veku (generácie 1985–1990) však na konci prvej polovice reprodukčného veku zostáva stále slobodných ešte takmer 70 % mužov.

Obr. 10: Vývoj generačnej tabuľkovej sobášnosti slobodných mužov do vybraných vekov na Slovensku, generácie 1945–1995

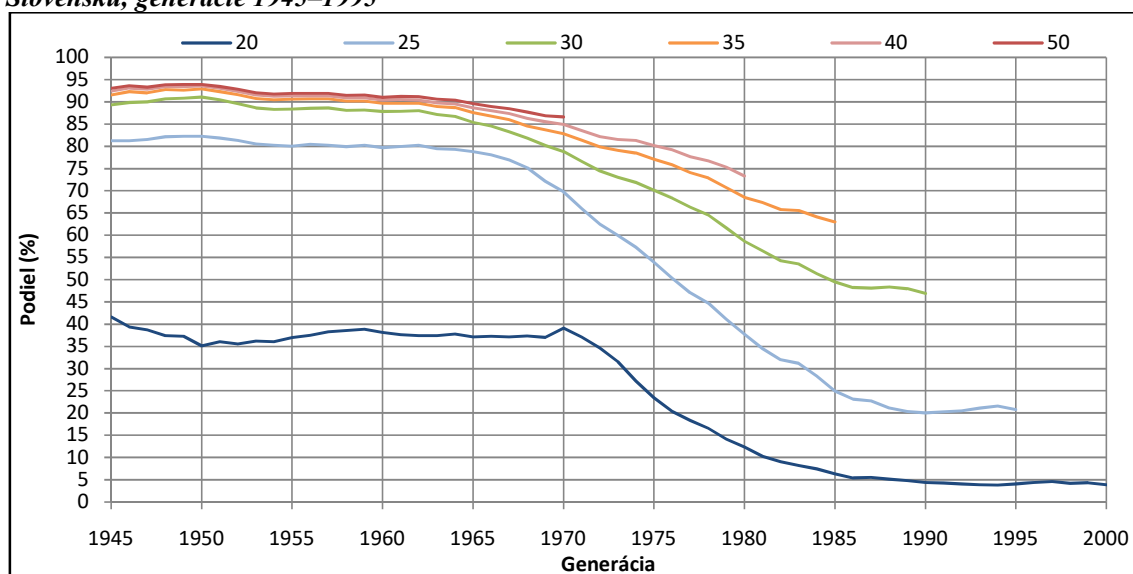


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Viac ako polovicu tvoria slobodní aj vo veku 35 rokov v generáciách z prvej polovice 80. rokov. Kým v minulosti po dovŕšení 30. roku života sa tabuľková sobášnosť slobodných už menila smerom k starším vekovým skupinám len minimálne, v mladších transformačných generáciách je tento proces oveľa dynamickejší. Na druhej strane je však tiež zrejmé, že ani ten nedokáže zatiaľ plne nahradiť evidovaný pokles sobášnosti v mladších vekoch, čo má a bude mať za následok významný nárast počtu a podielu mužov bez skúsenosti so životom v manželskom zväzku pred dovŕšením 50. roku.

U žien sa vo veku do 20 rokov tabuľková sobášnosť slobodných po miernom poklese stabilizovala v rozpätí 35–40 %, a to až do generácie zo začiatku 70. rokov. Následný rýchly medzigeneračný prepád potvrdil, že vstupovať do manželstva medzi 16. a 20. rokom života nie je u mladších žien kompatibilné s novovznikajúcou situáciou. Na dynamiku, s akou bol tento sobášny model opustený, poukazuje aj skutočnosť, že už v generáciách od polovice 80. rokov sa tabuľková prvosobášnosť dostala pod hranicu 5 %. Vo veku 25 rokov sa až do generácie 1965 vydávalo dlhodobo približne 80 % slobodných žien, pričom nad týmto vekom sa realizovalo už len asi 10 p.b. Aj to potvrdzuje jednak skoré až veľmi skoré medzigeneračne platné nastavenie modelu matrimoniálneho správania, ako aj výraznú koncentráciu sobášnosti slobodných žien do úzkeho vekového intervalu. Dá sa teda povedať, že ak sa žena nevydala do 25. roku, potom jej šanca na manželstvo veľmi výrazne klesala (pozri nižšie).

Obr. 11: Vývoj generačnej tabuľkovej sobášnosti slobodných žien do vybraných vekov na Slovensku, generácie 1945–1995



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

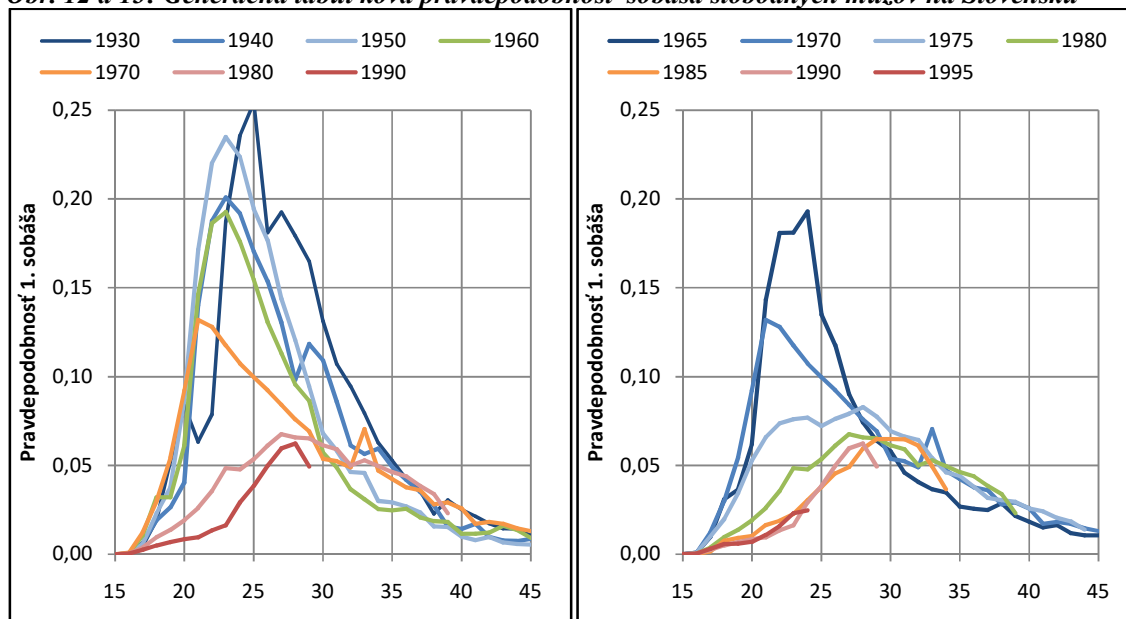
Generácie žien narodené po roku 1965 a predovšetkým v 70. rokoch však takéto nastavenie svojich životných dráh z pohľadu tranzície do manželského zväzku v čoraz väčšej miere odmietali. Reakciou na to bol výrazný pokles tabuľkovej prvosobášnosti práve vo vekoch, do ktorých u starších generácií bola realizovaná dominantná väčšina z celkovej sobášnosti slobodných. V dôsledku toho u žien narodených približne od konca 80. rokov až do polovice 90. rokov môžeme vidieť, že tabuľková prvosobášnosť sa vo veku 25 rokov dostala z pôvodných predtranzičných takmer 80 % na len približne 20 %. Obdobne aj vo veku 30 rokov, keď v starších analyzovaných generáciách bolo vydatých viac ako 85 % žien, je podľa posledných známych údajov u žien narodených v druhej polovici 80. rokov tabuľková prvosobášnosť len tesne pod hranicou 50 %. Pre vek 35 rokov klesla signifikantne pod úroveň dvoch tretín.

Zmeny v rozložení generačných pravdepodobností sobáša slobodnej osoby asi najlepšie vystihujú charakter a transformačné posuny v matrimoniálnom správaní na Slovensku. Získaný obraz dopĺňajú tzv. podmienené pravdepodobnosti, ktoré umožňujú hodnotiť šance slobodnej osoby vstúpiť do manželstva medzi dvomi vybranými presnými vekmi. Obr. 12–17 jednoznačne potvrdzujú, že na Slovensku postupne došlo k prehĺbeniu modelu skorých začiatkov manželských dráh (a to najmä u mužov), na čo reagovali krivky posunom svojho maxima smerom k mladším vekom. Súčasne tiež medzigeneračne pretrvávala značná koncentrácia sobášnosti v pomerne úzkom vekovom spektre. Medzi generáciami 1960 a 1970, resp. detailnejšie 1965 a 1970 (obr. 12 a 13) už jednoznačne môžeme vidieť prvé známky zmien. Zaujímavosťou pritom je, že v týchto prvých transformáciou zasiahnutých generáciách nedošlo ani tak k poklesu sobášnosti v najmladších vekom, ale predmetné zníženie pravdepodobností sa dotýkalo skôr veku nad 22 rokov u mužov a nad 20 rokov u žien. Dá sa

predpokladať, že časť slobodných v týchto kohortách ešte na začiatku transformačného obdobia predsa len vstúpila do manželstva podľa pôvodného matrimoniálneho modelu. Ukazuje sa pritom, že ak tak neurobili, u zostávajúcich slobodných vo vyššom veku už šance na sobáš pomerne dramaticky klesli v porovnaní so staršími kohortami. Navyše vývoj v druhej polovici reprodukčného obdobia naznačuje len veľmi obmedzenú mieru dobiehania týchto odložených prechodov do manželstva. V mladších generáciách a najmä u osôb narodených v prvej polovici 80. rokov už vidíme aj výrazný pokles sobášnosti v najmladších vekových skupinách. Priebeh kriviek pravdepodobností sa tak už od najmladšieho veku odlišuje od modelu, ktorý môžeme vidieť v generáciách z prvej polovice 60. rokov. Ako naznačujú podmienené pravdepodobnosti, pokles sobášnosti však pokračoval aj vo veku 20–25 rokov a u mužov aj vo veku 25–30 rokov. Súčasne je však zrejmé, že z medzigeneračného pohľadu postupne došlo k poklesu jeho dynamiky a formovaniu určitého stabilnejšieho módu, a to najmä v kohortách z druhej polovice 80. rokov.

Z priebehu kriviek generačných pravdepodobností sobáša slobodných mužov a žien narodených od 70. rokov minulého storočia je zrejmé, že okrem identifikovaného rozsahu poklesu intenzity manželských štartov v prvej polovici reprodukčného veku sa rozhodujúcim faktorom celkovej realizovanej prvosobášnosti jednotlivých kohort stáva to, akú časť z nich sa im podarí vo vyššom veku zrealizovať. Najmä v prípade kohort z prvej polovice 70. rokov je zrejmé, že dobiehanie manželských štartov je značne potlačené.

Obr. 12 a 13: Generačná tabuľková pravdepodobnosť sobáša slobodných mužov na Slovensku

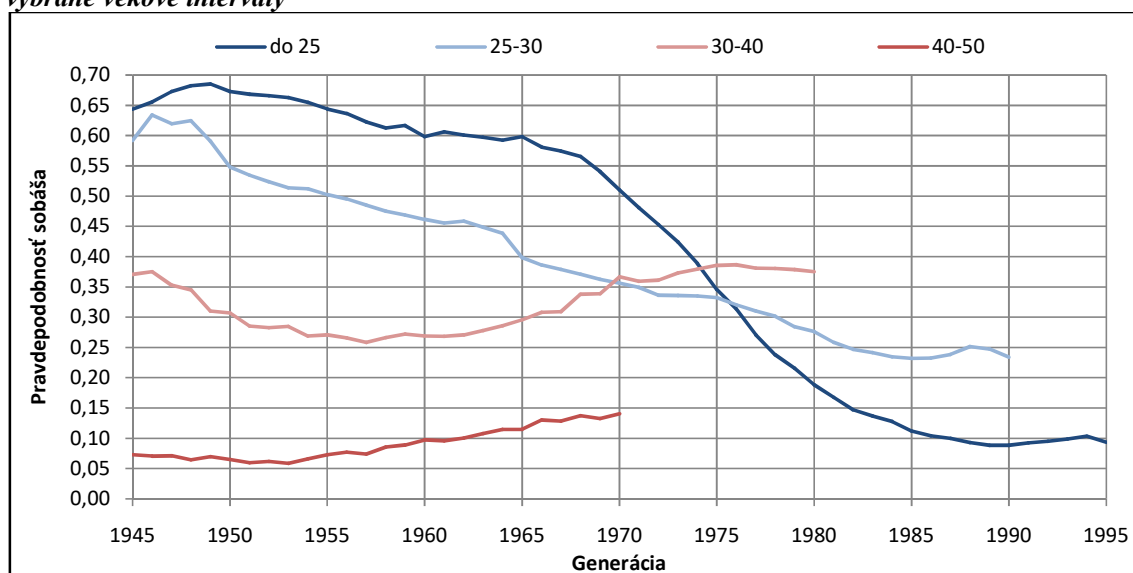


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Potvrďuje to aj analýza podmienených pravdepodobností medzi presnými vekmi 30–40 a 40–50 rokov (obr. 14). Aj keď sa šanca na oženie slobodného muža po dovŕšení 40. roku

života už od generácií z prvej polovice 50. rokov postupne zvyšuje, v generácii 1970 nedosahovala stále ani 15 %. U žien je tento trend ešte menej výrazný a podmienená pravdepodobnosť v ich prípade tvorí len asi 11 %. Z uvedeného je opätovne zrejmé, že v poslednej dekáde reprodukčného veku sú šance slobodných osôb na manželstvo stále veľmi nízke. O niečo pozitívnejšie sa dá hodnotiť vývoj vo veku 30–40 rokov. Po prvotnom poklese v dôsledku presunu sobášnosti do prvej polovice reprodukčného obdobia sme u mužoch narodených v 60. rokoch svedkami fázy oživenia intenzity. Tá kulminovala približne v generácii z polovice 70. rokov (obr. 14). V kombinácii s vývojom v mladších vekoch je zrejmé, že práve tento interval sa stal hlavným prvkom celkovej sobášnosti slobodných mužov.

Obr. 14: Podmienená generačná pravdepodobnosť sobáša slobodných mužov na Slovensku, vybrané vekové intervaly

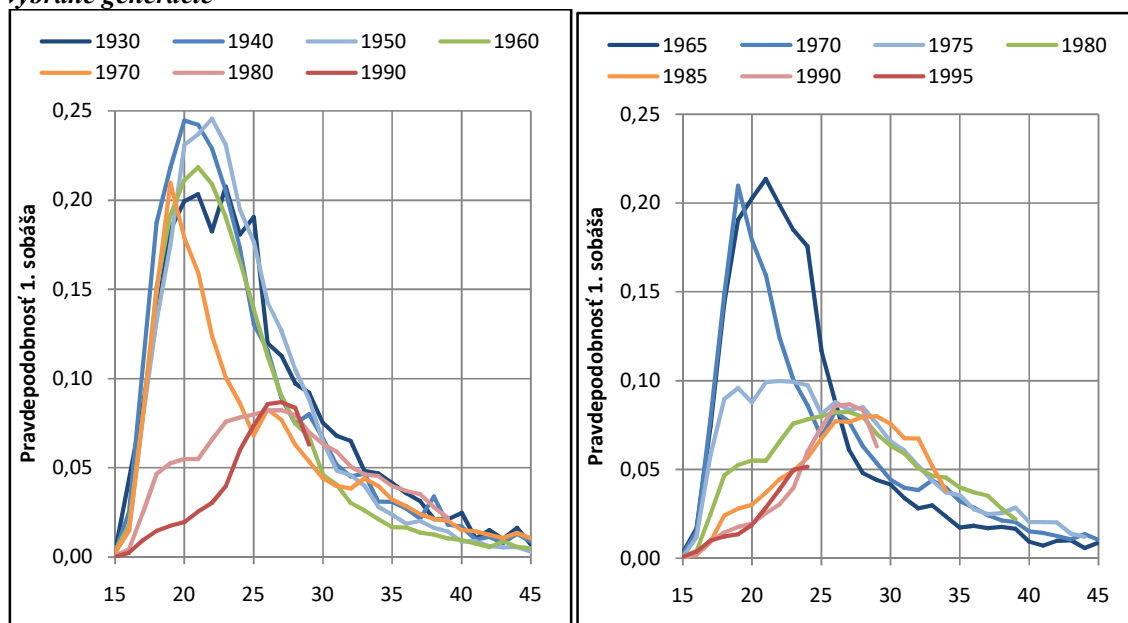


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

U žien je situácia o niečo zložitejšia. Šance vstúpiť do manželstva do 25. roku života podobne ako u mužov dramaticky klesali od generácií z polovice 60. rokov. Zo stabilných približne 80 % spadli na 20 % u žien narodených na konci 80. a v prvej polovici 90. rokov. V porovnaní s mužskou populáciou však zostávajú šance na vydaj v tomto najmladšom veku približne dvojnásobné.

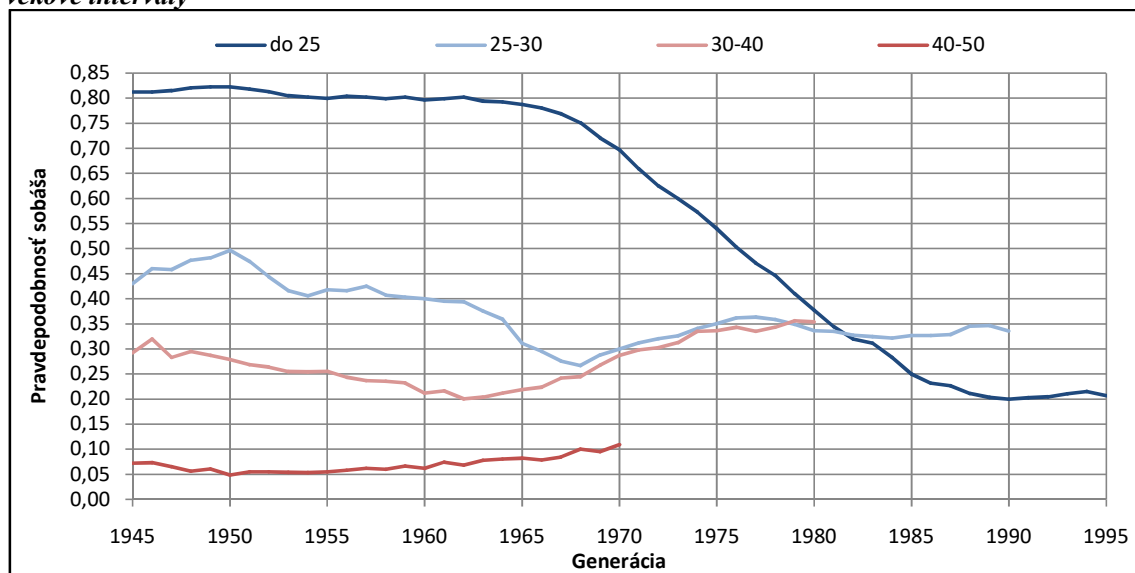
Medzi 25. a 30. rokom života najprv došlo u žien narodených v druhej polovici 40. rokov k určitému oživeniu pravdepodobností. S prehĺbujúcou sa koncentráciou sobášnosti do najmladších vekov však následne vidíme určitý pokles a stagnáciu na približne 40 %. Ďalšie medzigeneračné zníženie u žien z prvej polovice 60. rokov nahradil mierny rast vrcholiaci u žien narodených v druhej polovici 70. rokov, ktorý bol opätovne prerušený poklesom.

Obr. 15 a 16: Generačné tabuľkové pravdepodobnosti sobáša slobodných žien na Slovensku, vybrané generácie



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Obr. 17: Podmienená generačná pravdepodobnosť sobáša slobodných žien na Slovensku, vybrané vekové intervaly



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Zdá sa, že generačné pravdepodobnosti v určitých vekových skupinách dokázali pomerne dynamicky reagovať na niektoré meniace sa vonkajšie podmienky a meniaci sa spoločenský kontext. Potvrdzuje to aj vývoj v najmladších generáciách, u ktorých opätovne identifikujeme určité oživenie spojené s celkovým komplexným prerodom matrimoniálneho správania slobodných osôb na Slovensku. Ako je zrejme z obr. 17, vo veku 30–40 rokov bol vývoj viac

menej podobný. V najstarších kohortách najprv došlo k poklesu podmienených pravdepodobností v dôsledku viackrát spomínaného upevnenia modelu skorej sobášnosti, ktorý u žien z prvej polovice 60. rokov strieda postupný rast a následná stabilizácia v generáciách z druhej polovice 70. rokov (obr. 17).

5.2 Generačná analýza odkladania a rekuperácie sobášnosti slobodných

Pokles generačnej sobášnosti v mladšom veku ako odraz celkovej premeny matrimoniálneho správania a odklonu od modelu skorých manželských zväzkov sme jednoznačne mohli identifikovať prostredníctvom zobrazenia priebehu vekovo-špecifických pravdepodobností u oboch pohlaví. Ako bolo tiež uvedené v predchádzajúcom texte, tento proces sa medzigeneračne začína presadzovať u mužov i žien narodených v polovici 60. rokov. Potvrdil to napokon aj vývoj generačného priemerného veku slobodných mužov a žien pri prvom sobáši, ktorý približne práve od generácie 1965 kontinuálne postupne rastie. Tieto popísané hlavné znaky transformácie sobášnosti slobodných odkladaním manželských štartov môžeme najlepšie vyjadriť prostredníctvom modelu empiricky vyjadrujúceho rozsah poklesu generačnej tabuľkovej sobášnosti a jej prípadného zvýšenia vo fáze dobiehania. Pod pojmom odkladanie budeme teda v našom prípade myslieť kumulatívny absolútny alebo relatívny pokles vekovo-špecifických kohortných tabuľkových sobášov v mladšom veku, resp. vo veku, v ktorom bol tento pokles zaznamenaný (s výnimkou veku nad 30 rokov) v porovnaní s poslednou generáciou, u ktorej sa nedá jednoznačne tento proces identifikovať. Analogicky s tým pojmom dobíhanie (rekuperácia) následne chápeme ako kumulatívny absolútny alebo relatívny nárast tabuľkovej sobášnosti vo všetkých vekoch nad 25 rokov, keď dochádza k zvyšovaniu intenzity kohortnej sobášnosti slobodných v porovnaní so zvolenou referenčnou generáciou. Ako uviedli na príklade generačnej plodnosti Sobotka a kol. (2011ab), ide o efektívny nástroj v čase, keď dochádza k dlhodobým zmenám sobášnosti slobodných v rámci ich odkladania do vyššieho veku, ktorý sa prejavuje poklesom sobášnosti v mladšom veku a naopak ich rekuperáciou v staršom veku. Rovnako ako v prípade plodnosti okrem samotnej analýzy priebehu jednotlivých fáz transformácie generačnej sobášnosti slobodných tento prístup umožňuje tiež identifikovať, aká časť sobášnosti je v porovnaní s referenčnou kohortou odkladaná, ďalej aká časť je nahrádzaná vo vyššom veku a tým aj do akej miery sa bude výsledná realizovaná konečná sobášnosť slobodných líšiť od konečnej sobášnosti vybranej referenčnej generácie. Model tiež umožňuje analyzovať aj dynamiku a rozsah týchto zmien.

Generácia 1965 bola pre obe pohlavia vybraná ako referenčná vzhľadom na skutočnosť, že práve vo všetkých nasledujúcich mladších kohortách identifikujeme nárast hodnôt

generačného priemerného veku mužov a žien pri prvom sobáši. Ten predstavuje hlavný syntetický ukazovateľ časovania a jeho zvyšujúce sa hodnoty jednoznačne signalizujú nástup procesu odkladania manželských štartov. Keďže len v malej skupine transformačných generácií môžeme analyzovať pokles a následný prípadný nárast tabuľkovej sobášnosti v celom reprodukčnom veku, budeme prezentovať aj niektoré parciálne údaje v kohortách, ktoré v čase písania tohto textu boli vo veku 45 resp. 40 rokov. Výnimkou je len ukazovateľ prezentujúci celkový objem odloženej tabuľkovej sobášnosti, ktorý je možné empiricky odvodiť až do generácií zo začiatku 90. rokov.

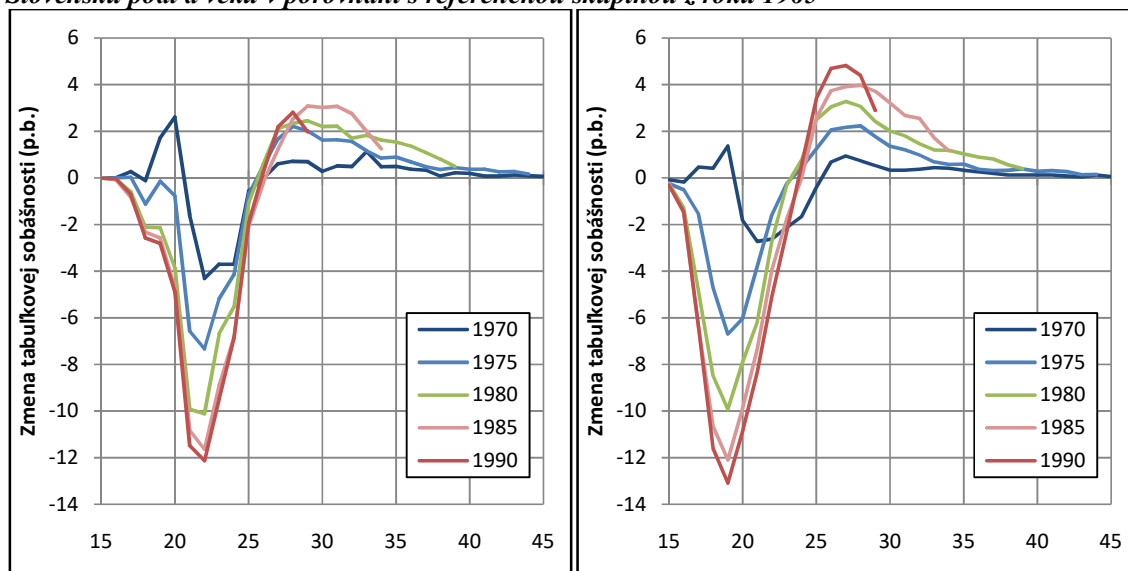
Ako je možné vidieť z obr. 18 a 19, rozdiel v tabuľkovej sobášnosti slobodných sa v porovnaní s referenčnou generáciou 1965 v mladom veku postupne prehľboval. U mužov dosiahol zatiaľ dno vo veku 21 rokov, keď v generácii 1990 bola tabuľková sobášnosť nižšia o takmer 12 p.b. V ženskej časti populácie pokles vrcholil ešte skôr, keď vo veku 19 rokov bola generačná tabuľková sobášnosť osôb narodených v roku 1990 nižšia o viac ako 13 p.b. Transformácia matrimoniálneho správania však nezasiahla všetky sledované kohorty rovnakým spôsobom. Príkladom je generácia z roku 1970, u ktorej môžeme identifikovať v najmladšom veku (do 20 rokov) mierny nárast realizovanej sobášnosti v porovnaní s referenčnou generáciou 1965. Potvrdzuje to vyššie vyslovený predpoklad, že časť osôb v týchto prvých transformačných generáciách sa správal ešte podľa predchádzajúceho modelu, pričom určitou mierou k identifikovanému nárastu mohlo prispieť aj proklamované rušenie mladomanželských pôžičiek v roku 1991.

Z hľadiska dynamiky je z obr. 18 a 19 zjavné, že najmä v generáciách zo 70. rokov dochádzalo k pomerne výraznému prepadu generačnej sobášnosti. Práve v týchto kohortách sú jednotlivé krivky vo veku 20–25 rokov od seba najviac vzdialené. Na druhej strane od generácií z 80. rokov a najmä pri porovnaní kohort z roku 1985 a 1990 môžeme vidieť, že u oboch pohlaví sa dynamika procesu odkladania výrazne spomaľuje. Model matrimoniálneho správania sa tak v mladších vekoch začína stabilizovať. Súčasne s tým je zrejmé, že proces odkladania sa v čoraz väčšej miere medzigeneračne koncentruje smerom k mladším vekovým skupinám. Aj to je dôkaz meniacej sa situácie z hľadiska procesu odkladania, keď v najstarších transformačných kohortách išlo skôr o mužov a ženy vo veku 22–24 rokov, no ako sme uviedli vyššie, u osôb narodených v 80. a na začiatku 90. rokov sú to skôr mladšie veky, v ktorých proces odkladania dosahuje svoje maximum.

Zmeny v generačnej tabuľkovej sobášnosti slobodných vo veku nad 25 rokov niesli najprv len minimálne známky rekuperácie. Týkalo sa to najmä osôb narodených na začiatku 70. rokov. S každou ďalšou generáciou je však možné vidieť postupný nárast pozitívnych rozdielov v porovnaní s referenčnou generáciou 1965. Z obr. 18 a 19 je pritom zjavné, že proces rekuperácie je úspešnejší v ženskej časti populácie, kde sa maximálne úrovne dostali vo vekoch 26–28 rokov na a nad 4 p.b. U mužov je rozsah dobiehania menej výrazný so zatiaľ zaznamenanou maximálnou úrovňou približne 2,5 p.b. vo veku 28–31 rokov. Z uvedeného je tiež zrejmé, že vrchol rekuperácie je u žien dosahovaný v o niečo mladšom veku, pričom

samotné medzigeneračné prírastky sú v ich prípade tiež významnejšie. U mužov rozdiely vo vzdialenostiach kriviek najmä u generácií z druhej polovice 70. a 80. rokov sú minimálne. Určité oživenie sme mohli identifikovať len u osôb narodených v polovici 80. rokov (v porovnaní s generáciou 1980). Už v kohorte 1990 však môžeme identifikovať pomerne rýchly nástup poklesu pozitívneho rozdielu tabuľkovej prvosobášnosti, ktorý je však významný aj u žien. Či ide o trvalejší jav znamenajúci v konečnom dôsledku pre túto generáciu obmedzenie rozsahu oživenia sobášnosti vo vyššom veku, však ukáže až vývoj v nasledujúcich rokoch.

Obr. 18 a 19: Rozdiel tabuľkovej sobášnosti slobodných mužov a žien vybraných generácií na Slovensku podľa veku v porovnaní s referenčnou skupinou z roku 1965

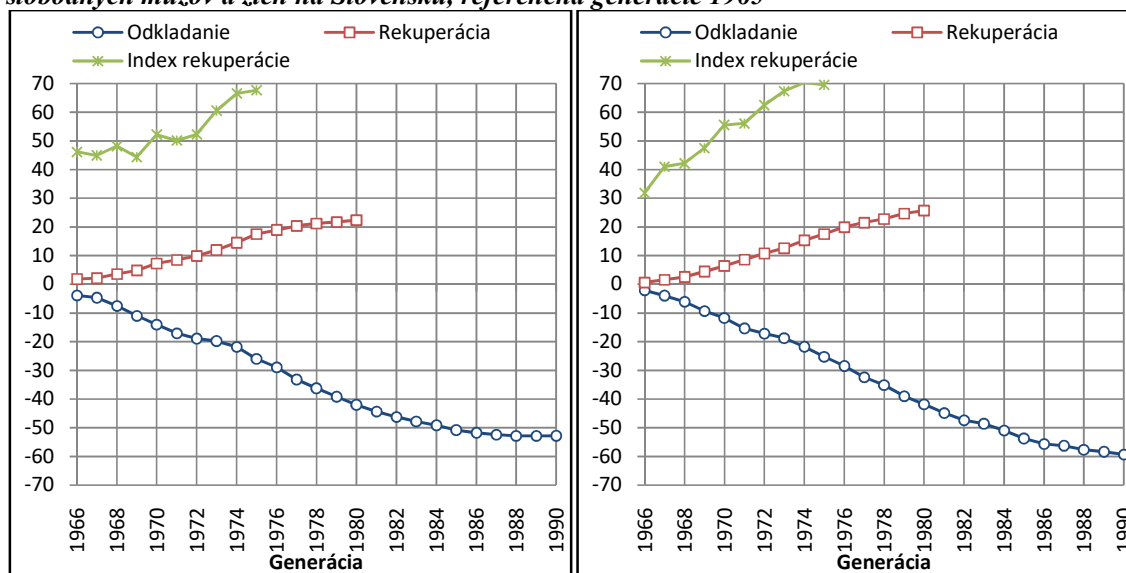


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Celkový objem odkladania a jeho medzigeneračný vývoj môžeme u oboch pohlaví identifikovať prostredníctvom obr. 20 a 21. Ako už naznačovali predchádzajúce zistenia, rozsah odkladania sa postupne prehľboval. Z necelých 4 p.b. v generácii 1966 sa u mužov narodených v druhej polovici 80. rokov dostal až nad hranicu 50 p.b. Keďže u žien sme videli, že prepád tabuľkovej sobášnosti bol v niektorých mladších vekoch ešte výraznejší, aj samotný objem odkladania sa v najmladších generáciách dostal až k hranici 60 %. Navyše pri porovnaní obr. 20 a 21 je zrejmé, že kým v mužskej populácii sme u osôb narodených v rokoch 1986–1990 svedkami určitej stagnácie, u žien k tomuto javu zatiaľ vo väčšom rozsahu nedochádza. Poznanie rozsahu odkladania je len jednou zložkou celkového transformačného procesu. Vo vyššom veku bolo možné už identifikovať nástup fázy oživenia, a teda určitého dobiehania týchto odložených manželských štartov. Vzhľadom na vek jednotlivých generácií v čase písania tohto textu je možné empirické podchytenie objemu rekuperácie len u menšej skupiny transformačných generácií. V obr. 20 a 21 prezentujeme nielen tie, v ktorých muži a ženy dosiahli koniec reprodukčného veku, ale aj generácie,

v ktorých osoby mali 40–49 rokov. Domnievame sa, že vzhľadom na pozorovanú značne nízku úroveň samotnej sobášnosti slobodných v tomto veku sa bude výsledný objem dobiehania líšiť len v minimálnej miere.

Obr. 20 a 21: Objem odkladania, rekuperácie a index rekuperácie generačnej sobášnosti slobodných mužov a žien na Slovensku, referenčná generácia 1965



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Obdobne ako v prípade odkladania, aj pri dobiehaní môžeme vidieť postupný medzigeneračný nárast. Celkový objem rekuperácie sobášnosti slobodných sa tak u mužov postupne dostal u osôb narodených na konci 70. rokov už nad hranicu 20 p.b. Súčasne však vývoj naznačuje určité spomaľovanie medzigeneračných prírastkov. U žien je aj v prípade rekuperácie jej rozsah väčší, keď v generácii 1980 už prekročila hranicu 25 p.b. Z obr. 21 je tiež zjavné, že k medzigeneračnému spomaľovaniu tu zatiaľ nedochádza.

Úspešnosť dobiehania odložených manželských štartov môžeme medzi jednotlivými generáciami slobodných osôb sledovať prostredníctvom indexu rekuperácie. Ten uvádza, akú časť z celkového objemu odkladania realizovali v príslušnej generácii slobodní muži a ženy vo vyššom veku. V mužskej časti populácie môžeme vidieť, že v najstarších transformačných kohortách z druhej polovice 60. rokov sa index pohyboval viac-menej stabilne pod hranicou 50 % (44–48 %). U žien však už v týchto kohortách identifikujeme pomerne významný medzigeneračný nárast z niečo viac ako 30 % na 48 %. Znamená to tiež, že práve v týchto generáciách bola úspešnosť realizácie odložených prvých sobášov v ženskej časti populácie nižšia. V generáciách z prvej polovice 70. rokov však tento jav už neplatil a index rekuperácie dosahuje u žien vyššie hodnoty, pričom tento rozdiel sa v porovnaní s mužskou populáciou navyše postupne prehľboval (až na 7–10 p.b.) s výnimkou najmladších prezentovaných kohort. Nielen u žien, ale aj u mužov tak môžeme v generáciách 1970–1975 pozorovať rastúce hodnoty indexu rekuperácie. Tie sa postupne u oboch pohlaví dostávajú výraznejšie

nad hranicu 60 %, pričom posledné známe úrovne z generácie 1975 hovoria o takmer 68 % u mužov a 70 % u žien. Znamená to, že z identifikovaného objemu odloženej tabuľkovej sobášnosti sa týmto generáciám nepodarila vo vyššom veku realizovať približne tretina resp. 30 %.

5.3 Kohortná analýza sobášov rozvedených a ovdovených

Okrem roku narodenia je možné pri analýze procesu sobášnosti pracovať aj s iným spôsobom identifikácie kohorty. Ide konkrétne o rok (prípadne inak časovo vymedzené obdobie) rozvodu alebo ovdovenia. Skupina osôb, ktoré sa v rovnakom roku rozviedli alebo ovdoveli, potom predstavuje kohortu rozvedených resp. ovdovených. Podobne ako v prípade sobášnosti slobodných, aj pri kohortnej analýze opakovanej sobášnosti pracujeme zvlášť s mužskou a ženskou časťou populácie.

Prostredníctvom prospektívneho prístupu sú v nasledujúcich rokoch identifikované opakované sobáše ovdovených a rozvedených, ktorých rok ovdovenia, resp. rozvodu bol totožný s časovým vymedzením sledovanej kohorty. Určitým nedostatkom tohto prístupu je skutočnosť, že výslednú hodnotu opakovanej sobášnosti získavame až v čase, keď do druhého a ďalšieho manželstva vstúpili všetci jej členovia, alebo ak už ani jeden člen predmetnej kohorty nie je nažive (resp. kombinácia oboch prechodov). Keďže u rozvedených a najmä ovdovených vo všeobecnosti s prehlbujúcou sa dobou uplynulou od ukončenia predchádzajúceho manželstva dochádza k významnému poklesu šancí na vstup do manželstva, veľmi dôležitou pre analýzu je aj znalosť intenzity a rozloženia kohortnej opakovanej sobášnosti v určitom kratšom intervale. Vzhľadom na spôsob publikovania údajov o sobášoch rozvedených a ovdovených podľa doby uplynulej od predchádzajúceho manželstva v tretích hlavných súboroch, a to navyše v širších vekových skupinách, je možná jednoznačná identifikácia rozvodovej kohorty a kohorty ovdovených len prostredníctvom primárnych údajov z Hlásení Obyv 1-12. Tie sú v prípade Slovenska dostupné od roku 1992, a preto práve kohorta 1992 predstavuje prvú, pre ktorú bolo možné aplikovať kohortný analytický prístup.

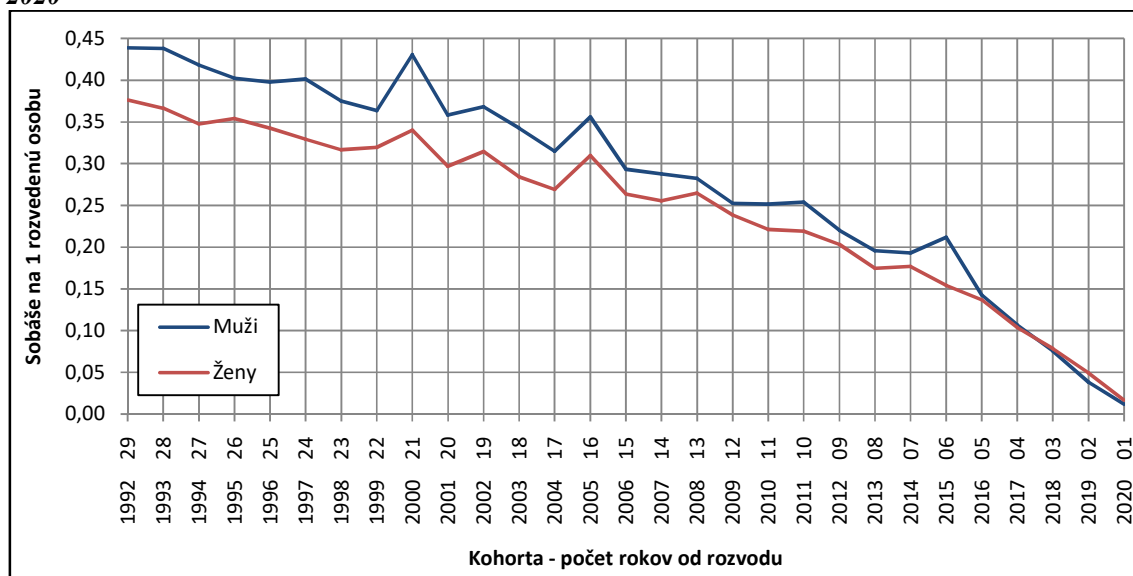
Posledná známa úroveň kohortnej sobášnosti rozvedených mužov a žien je prezentovaná v obr. 22. Ako je však jasné, porovnanie jednotlivých kohort je však značne problematické, keďže ide o skupiny osôb s rozdielnym intervalom uplynulým od rozviazania predchádzajúceho manželstva. Napríklad v spomínanej rozvodovej kohorte 1992 sú muži a ženy už 29. rok od rozvodu, kým v kohorte 2001 je to 20 rokov a kohorte 2011 len 10 rokov a pod. Získané výsledky však jednoznačne potvrdzujú, že v rovnakých rozvodových

kohortách existujú signifikantné diferencie medzi pohlaviami. Vo všeobecnosti sa pritom potvrdzuje vyššia šanca na opakovaný sobáš u rozvedených mužov.

V najstarších kohortách sa tento rozdiel pohyboval na úrovni 6–9 p.b., no postupne dochádzalo k určitému zblížovaniu. Od rozvodových kohort zo začiatku tohto storočia sa diferencia zmenšila pod hranicu 5 p.b. V najmladších kohortách dokonca identifikujeme vyrovnanie a miernu prevahu na strane žien. Vzhľadom na možný vplyv rozdielného časovania opakovaných sobášov (v zmysle doby uplynulej od rozvodu) však môže ísť len o dočasný jav.

Z hľadiska samotnej známej intenzity je zrejmé, že v prvej analyzovanej kohorte sa opakovaná sobášnosť dostala u mužov na takmer 44 % a u žien predstavovala niečo viac ako 37,5 %. Nad hranicou 40 % sa v čase analýzy nachádzali v podstate všetky kohorty rozvedených mužov z prvej polovice 90. rokov a u žien známa kohortná rozvodovosť klesla k úrovni 35 %. V kohortách zo začiatku tohto storočia sa zatiaľ opakovaná sobášnosť pohybuje u mužov na 35–36 % a u žien na 30 %. Z rozvodových kohort na konci prvého desaťročia tohto storočia sa podľa získaných výsledkov podarilo znovu oženiť asi štvrtine mužov a pätine žien. Dá sa pritom predpokladať, že úroveň ich sobášnosti ešte vzrastie, keďže od rozviazania predchádzajúceho manželstva uplynulo len približne 10 rokov.

Obr. 22: Kohortná sobášnosť rozvedených mužov a žien na Slovensku, rozvodové kohorty 1992–2020

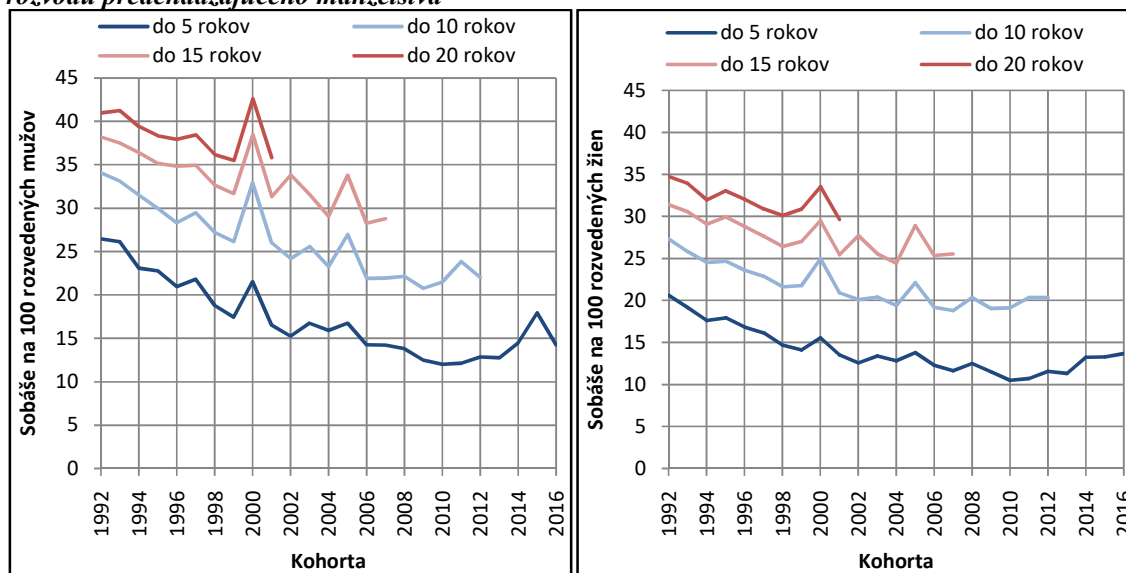


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Samotné porovnanie úrovne kohortnej sobášnosti rozvedených a jej vývoja medzi jednotlivými rozvodovými kohortami umožňuje len analýza kohortných kumulovaných mier pre rovnaké doby uplynulé od rozvodu. Jej nevýhodou je, že umožňuje komparovať vždy len určitú skupinu kohort. Predovšetkým v prípade dlhších období, ktoré uplynuli od rozvodu, disponujeme len obmedzeným počtom predmetných rozvodových kohort.

Najpočetnejšie zastúpenie majú logicky kohorty v dobe do 5 rokov od rozviazania predchádzajúceho manželstva. U oboch pohlaví pritom môžeme vidieť, že kohortná sobášnosť sa postupne znižovala. V mužských rozvodových kohortách v prvej polovici 90. rokov presahovala opakovaná sobášnosť pritom hranicu 25 %, no už v kohortách 2006–2014 sa dostala pod 15 %, pričom minimum nachádzame v kohortách z konca prvej dekády tohto storočia, keď do 5 rokov od rozvodu vstúpilo do ďalšieho manželstva len približne 12 % rozvedených mužov. Smerom k najmladším kohortám identifikujeme určité oživenie až k takmer 18 % (2017), ktoré prerušil určitý pokles v poslednej analyzovanej kohorte. Obdobný trend identifikujeme aj u žien len na celkovo nižšej úrovni sobášnosti. Z niečo viac ako 20 % kohortná sobášnosť rozvedených z generácia 1992 postupne klesla až na niečo viac ako 10 % v kohortách 2010 a 2011. Podobne ako u mužov v mladších kohortách dochádza k oživeniu opakovanej sobášnosti, a to takmer až k hranici 14 %.

Obr. 23 a 24: Kohortná sobášnosť rozvedených mužov a žien vo vybraných dobách uplynulých od rozvodu predchádzajúceho manželstva



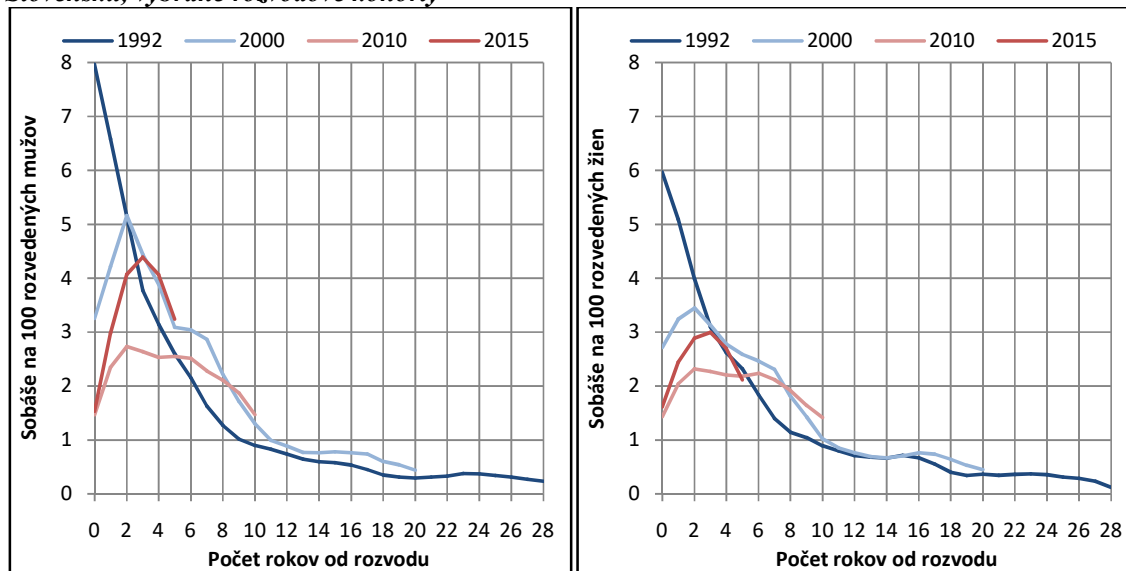
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Podľa výsledkov našej analýzy sa do 10 rokov od rozvodu opätovne oženila viac ako tretina mužov a približne 27 % žien. V kohortách z konca prvej a začiatku druhej dekády tohto storočia však ide len o približne 22 % mužov a 20 % žien. Na medzikohortne klesajúcu intenzitu opakovanej sobášnosti u oboch pohlaví poukazujú aj údaje za dlhšie obdobie od rozvodu. Napríklad do 20 rokov klesla kohortná sobášnosť rozvedených mužov zo 41 % na 35–36 %. U žien bol tento pokles v približne rovnakom rozsahu, keď do ďalšieho manželstva z kohort z prvej polovice 90. rokov vstúpilo 34–35 % rozvedených, no v kohortách zo začiatku tohto milénia to bolo necelých 30 %.

Okrem samotnej intenzity došlo tiež k určitým zmenám aj v rozložení kohortnej sobášnosti rozvedených (obr. 25 a 26). Ich hlavnou črtou u oboch pohlaví je zjavný pokles sobášnosti

v prvých rokoch od rozvodu, postupné rozloženie kohortnej sobášnosti do širšieho intervalu od rozvodu, ako aj s tým spojený samotný nárast intenzity sobášnosti po viac rokoch od rozvodu. U oboch pohlaví tiež platí, že kým v najstarších kohortách platilo, že maximum opakovanej sobášnosti bolo spojené s prvým rokom od rozvodu, v kohorte 2000 to bolo v treťom a v prípade kohorty 2015 bolo maximum identifikované dokonca až vo štvrtom roku od rozviazania predchádzajúceho manželstva.

Obr. 25 a 26: Vývoj kohortných mier opakovanej sobášnosti rozvedených mužov a žien na Slovensku, vybrané rozvodové kohorty

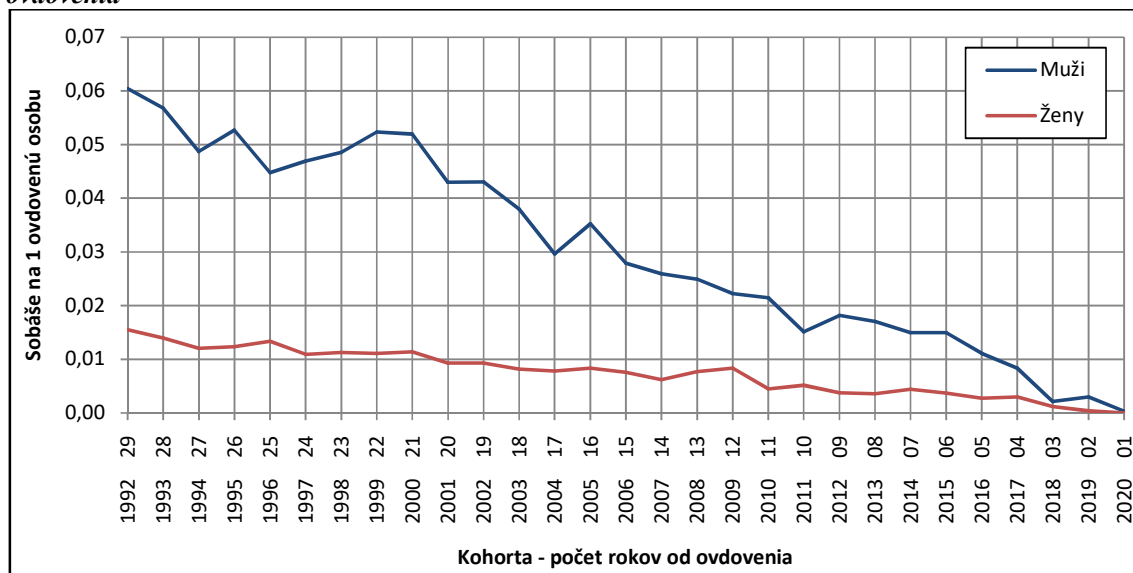


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Kohortná sobášnosť ovdovených mužov a žien dosahuje v porovnaní s opakovanou sobášnosťou rozvedených výrazne nižšie hodnoty bez ohľadu na dobu uplynulú od ovdovenia. V najstarších kohortách u mužov išlo len o približne 6 osôb zo 100 a u žien dokonca to neboli ani 2 osoby (obr. 27). Rovnako ako v prípade rozvedených, výsledky potvrdzujú, že vyššie šance na ďalšie manželstvo majú vo všeobecnosti muži, a to bez ohľadu na dobu uplynulú od ovdovenia. Smerom k mladším kohortám sa síce tento rozdiel znižuje, no spomínaná vyššia sobášnosť ovdovených mužov pretrváva naprieč všetkými analyzovanými kohortami.

Obdobne aj v tomto prípade je vzájomné porovnanie úrovne opakovanej sobášnosti jednotlivých kohort ovdovených problematické vzhľadom na odlišnú dobu, ktorá uplynula od smrti ich predchádzajúceho manželského partnera. Preto v nasledujúcich obr. 28 a 29 prezentujeme vývoj kohortnej sobášnosti ovdovených mužov a žien vo vybraných časových intervaloch od ovdovenia. Ak odhliadneme od určitých medzikohortných fluktuácií, ktoré sú do značnej miery podmienené aj samotnou nižšou početnosťou analyzovaného súboru udalostí, potom môžeme vo všeobecnosti u oboch pohlaví identifikovať klesajúci trend úrovne kohortnej sobášnosti ovdovených.

Obr. 27: Kohortná sobášnosť ovdovených mužov a žien na Slovensku podľa doby uplynulej od ovdovenia

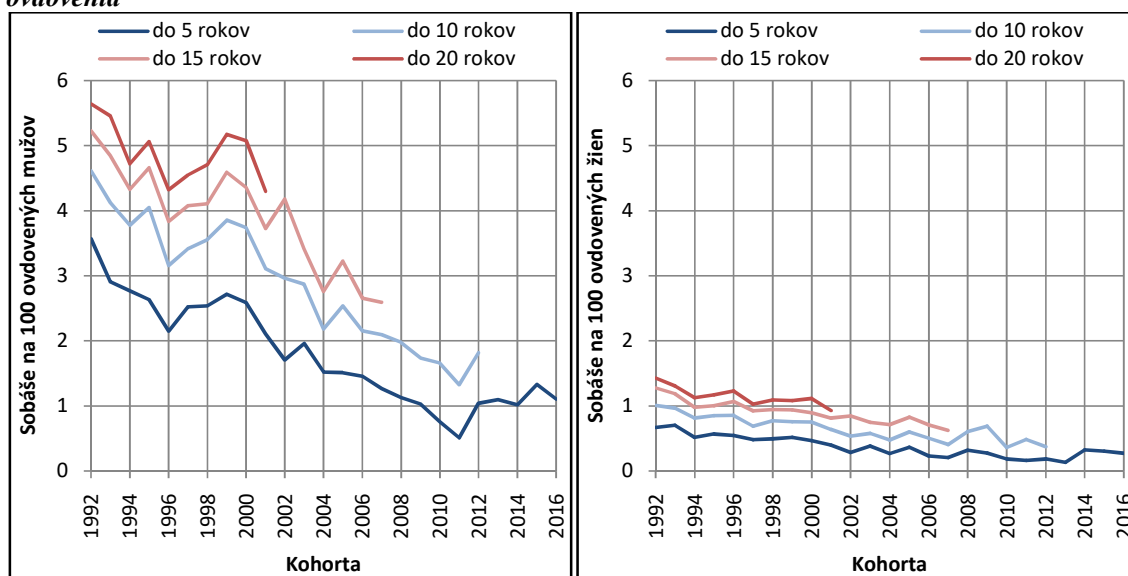


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Napríklad u ovdovených mužov zo začiatku 90. rokov do 5. roku od ovdovenia vstúpilo opätovne do manželstva približne 3,5 % osôb, no v posledných kohortách je to len niečo viac ako jeden ovdovený zo 100 osôb. Do 10 rokov išlo ešte o výraznejší pokles, keď z viac ako 4,6 % klesla opakovaná kohortná sobášnosť na menej ako 2 %. U žien boli uvedené intenzity už v kohortách z prvej polovice 90. rokov výrazne nižšie, no aj tak tu môžeme identifikovať ďalší pokles. V podstate v prípade ovdovených žien je šanca na vydaj bez ohľadu na kohortu minimálna. Na druhej strane aj u mužov po 20 rokoch od ovdovenia vstupuje do ďalšieho manželstva len okolo 5 % osôb, pričom z vývojového hľadiska aj v tomto prípade ide skôr o určitý pokles oproti situácii v kohortách zo začiatku 90. rokov.

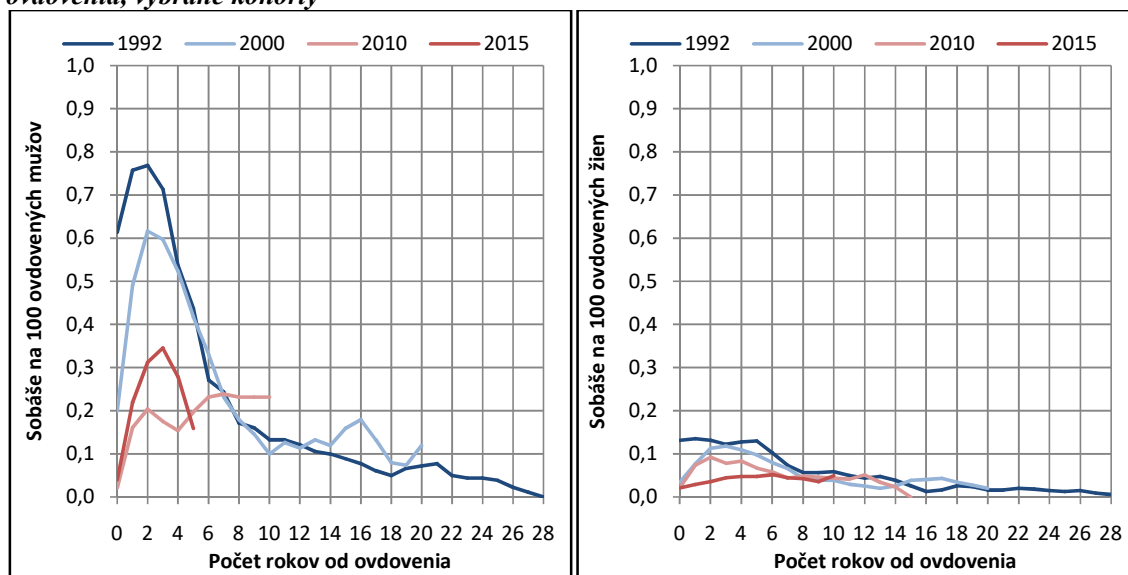
Z hľadiska časovania kohortnej sobášnosti ovdovených sa ukazuje byť dlhodobý rozhodujúcim faktorom jej úroveň v prvých rokoch od úmrtia manželského partnera. Práve jej pokles (obr. 30 a 31) sa ukazuje byť u oboch pohlaví hlavným dôvodom spomínaného zníženia celkovej známej intenzity kohortnej sobášnosti. U ovdovených mužov zo začiatku 90. rokov, ako aj začiatku tohto milénia neprekračovala opakovaná sobášnosť hranicu 0,2 %, kým maximum ležiace po troch rokoch od ovdovenia mierne prekračovalo hranicu 0,6 % a v staršej dokonca takmer dosahovalo 0,8 %. U žien takéto značné diferencie vzhľadom na celkovo nižšiu úroveň neidentifikujeme, no aj tu platí, že smerom k mladším kohortám došlo k poklesu intenzity sobášnosti ovdovených, ktorá predstavovala hlavnú zložku celkovej opakovanej sobášnosti.

Obr. 28 a 29: Kohortná sobášnosť' ovdovených mužov a žien vo vybraných dobách uplynulých od ovdovenia



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Obr. 30 a 31: Kohortná sobášnosť' ovdovených mužov a žien na Slovensku podľa doby od ovdovenia, vybrané kohorty



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

6. Kohortná analýza rozvodovosti

Slovensko dlhodobo patrilo ku krajinám s pomerne nízkou intenzitou rozvodovosti. Na druhej strane však môžeme identifikovať postupný a pozvoľný nárast jej úrovne už od vzniku Československa (Šprocha a Tišliar 2018). Ten sa zintenzívnil v 80. a najmä v 90. rokoch (Šprocha a Tišliar 2018). Práve obdobie po roku 1989 sa nesie v znamení historicky nebyvalého nárastu rizika rozvodu manželských zväzkov. Kým ešte na konci 80. rokov úhrnná rozvodovosť dosahovala približne 20 %, zatiaľ historické maximum identifikujeme v rokoch 2008–2009, keď išlo o približne 41 %. Nasledujúce roky sa niesli v znamení určitého poklesu až k úrovni 30 % (Šprocha a Tišliar 2018). Z uvedeného prierezuového prehľadu je zrejmé, že zdvojnásobenie intenzity rozvodovosti zasiahlo viaceré zo sobášnych kohort. Kým každoročný vývoj procesu rozvodovosti je pomerne často reflektovaný a podrobne analyzovaný, kohortné zmeny sú v podstate prehliadané. Práve kohortná analýza rozvodovosti pre vybrané sobáše kohorty je hlavným cieľom tejto kapitoly.

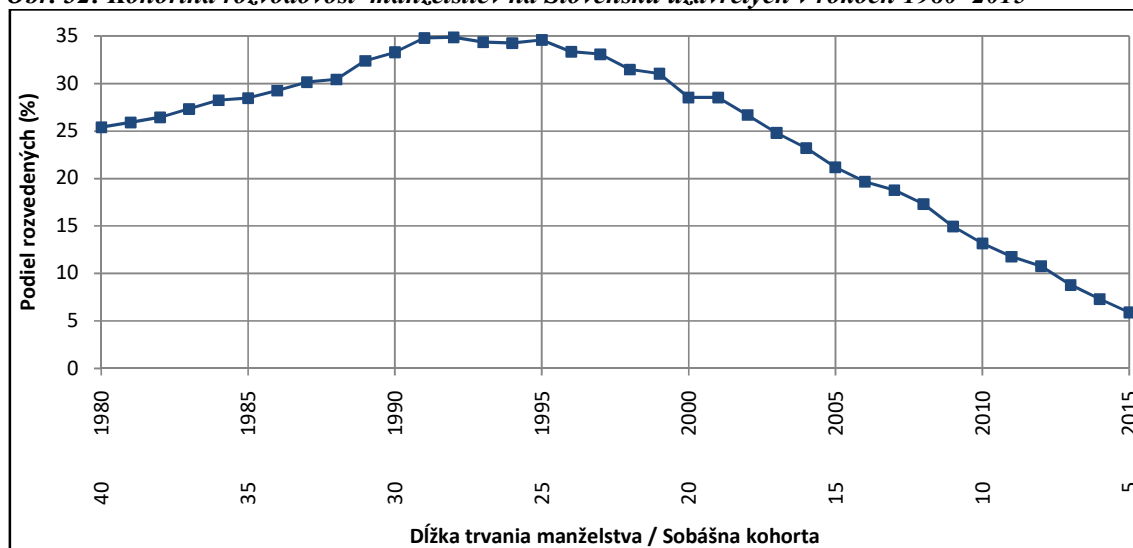
Kohortný prístup na proces rozvodovosti je možné aplikovať v podobnom duchu ako v prípade opakovanej sobášnosti rozvedených a ovdovených. Základom je vymedzenie skupiny uzavretých manželských zväzkov v určitom období (najčastejšie kalendárnom roku), ktoré predstavujú exponovanú populáciu vystavenú riziku rozvodu a súčasne sú vzhľadom na naše sledovanie predmetnou kohortou. Následne prospektívne alebo retrospektívne sú postupne identifikované rozvody patriace práve do tejto sobášnej kohorty. To umožňuje v slovenskej demografickej štatistike triedenie rozvodov podľa roku uzavretia manželstva (odvođený z dátumu sobáša). Sobášnu kohortu najjednoduchšie získame v podobe počtu sobášov realizovaných jeden kalendárny rok. Vzhľadom na skutočnosť, že prvotná udalosť v podobe sobáša a následná v podobe rozvodu sa dotýka oboch manželských partnerov, nepracujeme v tomto prípade s pohlavím. Analyzujeme čistú intenzitu rozvodovosti sobášnych kohort pri abstrahovaní tzv. rušivých udalostí (úmrtie a migrácia), za ktoré nedisponujeme informáciami o roku sobáša osôb žijúcich v manželskom zväzku.

Rovnako ako v prípade kohortnej analýzy sobášnosti rozvedených a ovdovených je určitým nedostatkom, že jednotlivé sobáše kohorty sú vystavené riziku rozvodu nerovnakú dlhú dobu. Okrem toho tiež platí, že výslednú intenzitu kohortnej rozvodovosti môžeme získať v podstate až vtedy, keď sa posledný manželský pár v príslušnej sobášnej kohorte rozvedie, resp. ovdovie alebo emigruje. Vzhľadom na úzke previazanie rozvodovosti s dĺžkou trvania manželstva je však zrejmé, že po určitej dostatočne dlhej dobe je možné túto hodnotu pomerne presne aproximovať. Súčasne s tým je však potrebné tiež dodať, že aj poznatky o samotnej intenzite kohortnej rozvodovosti v určitých dobách od sobáša a ich vývoj medzi

jednotlivými sobášnymi kohortami prináša veľmi dôležité informácie o čistej úrovni tohto procesu.

Prvotný pohľad na vývoj kohortnej rozvodovosti poskytuje obr. 32. V ňom je prezentovaná úroveň procesu pre sobáše kohorty z rokov 1980–2015. Ako už bolo spomenuté vyššie a ako je tiež zrejme z obr. 32, ide o kohorty, ktoré boli vystavené riziku rozvodovosti 5–40 rokov. Preto v najmladších je intenzita rozvodovosti zatiaľ veľmi nízka, no s každou staršou kohortou pomerne rýchlo stúpa. Detailnejšie sa budeme venovať len tým sobášnym kohortám, u ktorých dĺžka trvania manželstva prekročila v čase pozorovania (rok 2021) aspoň 20 rokov.

Obr. 32: Kohortná rozvodovosť manželstiev na Slovensku uzavretých v rokoch 1980–2015



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Podľa získaných údajov je teda zrejme, že aj keď kohorty z prvej polovice 90. rokov sú v porovnaní so sobášnymi kohortami z 80. rokov vystavené kratšiemu pôsobeniu procesu rozvodovosti, ich zaznamenaná úroveň je zatiaľ spomedzi analyzovaných kohort jednoznačne najvyššia. Kým zo sobášnej kohorty 1980 sa do súčasnosti rozviedla približne štvrtina všetkých manželstiev, v kohortách 1991–1995 tento podiel dosahoval takmer 35 %. Smerom ku kohortám z druhej polovice 90. rokov intenzita rozvodovosti mierne klesá až k úrovni 30 %. Vzhľadom na kratšiu dobu od sobáša je však jasné, že určitý nárast je možné ešte očakávať. Ten by vzhľadom na nižšie prezentované údaje (obr. 33) mohol dokonca prekročiť hranicu 35 %. Tým by sobáše kohorty z konca 90. rokov a začiatku tohto milénia predstavovali v populačnej histórii Slovenska skupiny najviac zasiahnuté dynamickým rastom rozvodovosti pozorovaným zhruba prvé dve transformačné desaťročia.

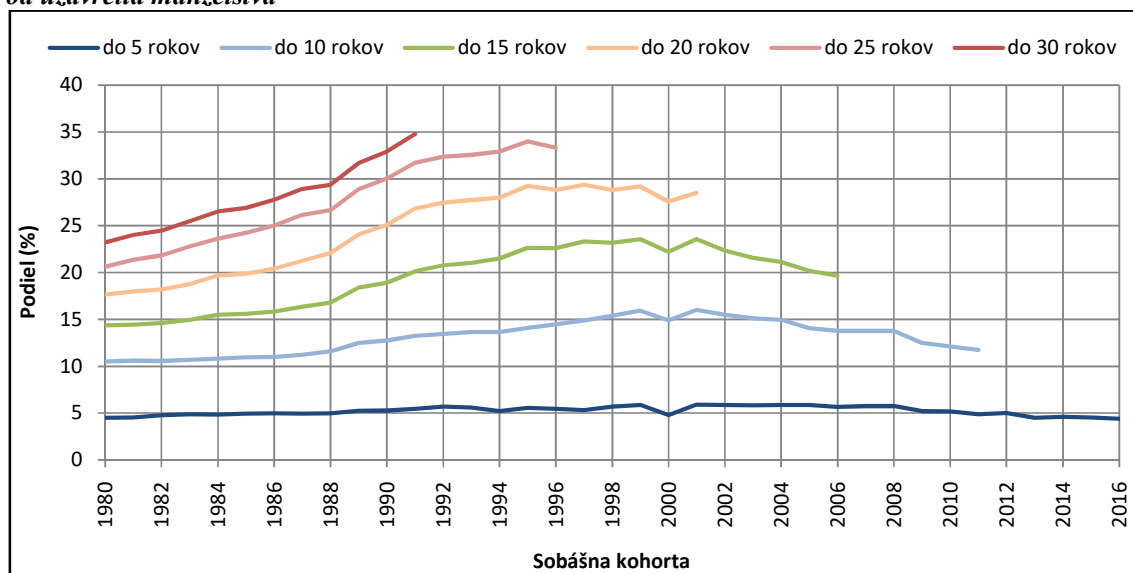
Vývoj intenzity rozvodovosti medzi jednotlivými sobášnymi kohortami umožňuje jednoznačne analyzovať obr. 33. Ten prezentuje známu úroveň tohto procesu do určitej doby uplynulej od sobáša pre všetky kohorty, ktoré tento okamih dosiahli do konca kalendárneho roka 2020. V prípade najkratšej doby do 5 rokov od uzavretia manželstva je zrejme, že

k významnejším zmenám medzi kohortami 1980–2016 nedošlo. Pozorovaný nárast z úrovne tesne pod 5 % bol málo dynamický a ani v kohortách z prvej polovice 90. rokov výraznejšie túto hranicu neprekračoval. V najmladších sobášnych kohortách dokonca identifikujeme pozvoľný pokles na úroveň registrovanú u osôb vstupujúcich do manželstva na začiatku 80. rokov. Z uvedeného je tiež zrejmé, že k rastúcej kohortnej intenzite rozvodovosti zmeny v prvých rokoch od sobáša prispievali len minimálnou mierou.

V intervale do 10 rokov od uzavretia manželstva už môžeme jasne vidieť, že dochádza medzi kohortami k nárastu intenzity rozvodovosti. Dôležitým zistením je tiež, že sa to netýka všetkých sobášnych kohort. Kumulatívna kohortná intenzita rozvodovosti rástla približne do skupiny osôb vstupujúcich do manželstva na začiatku 21. storočia, a to z pôvodných niečo viac ako 10 % (kohorty z prvej polovice 80. rokov) na viac ako 15 %. Od kohorty 2001 so zaznamenaným maximom 16 % získané výsledky poukazujú na klesajúcu kohortnú rozvodovosť v dĺžke trvania manželstva do 10 rokov. Posledná známa hodnota z kohorty 2011 klesla už pod hranicu 12 %.

Obdobný vývoj pozorujeme aj v prípade rozvodovosti do 15 rokov. Z menej ako 15 % sa kohortná rozvodovosť dostala v skupinách osôb z konca 90. rokov a začiatku 21. storočia na takmer 24 %. Práve tieto kohorty dosahovali najvyššiu rozvodovosť aj do 20 rokov od sobáša (tesne pod 30 %), pričom sa dá očakávať, že to bude platiť aj smerom k intervalom signalizujúcim dlhšie trvanie manželského zväzku pri rozvode (obr. 33). Či bude tento predpoklad naplnený sa však dozvieme až o niekoľko rokov.

Obr. 33: Kohortná rozvodovosť sobášnych kohort na Slovensku vo vybraných dobách uplynulých od uzavretia manželstva



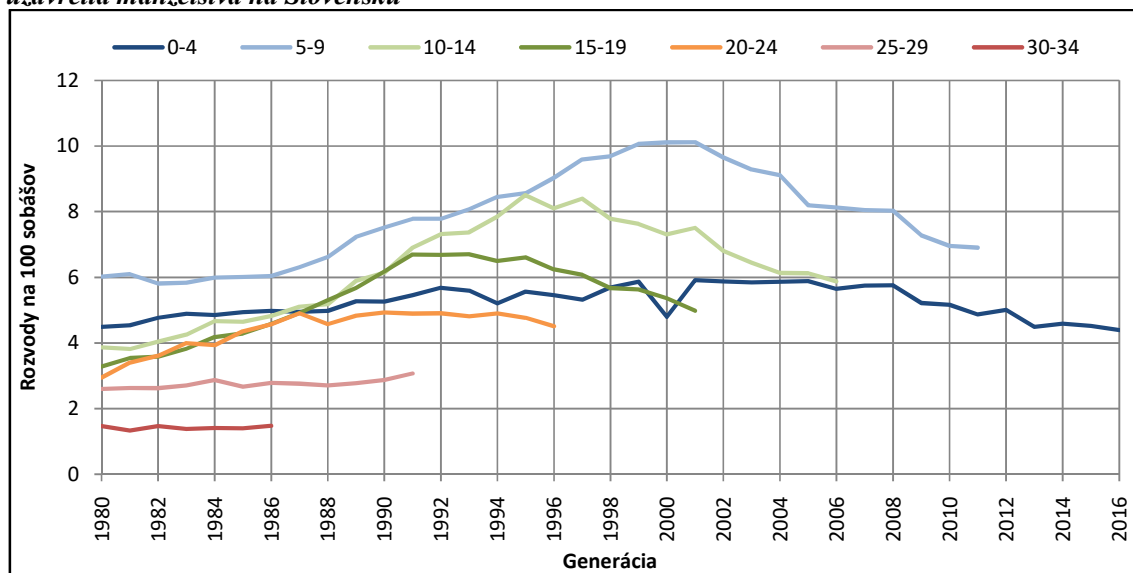
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Vyššie naznačené medzikohortné zmeny v rozložení mier rozvodovosti podľa dĺžky trvania manželstva pri rozvode môžeme detailne identifikovať na obr. 34. V prvých 5 rokoch

existencie manželského zväzku skutočne nedošlo medzi sledovanými sobášnymi kohortami k výraznejšiemu nárastu intenzity, navyše v najmladších kohortách môžeme vidieť klesajúci trend. Získané výsledky tak potvrdzujú, že v najkratšej dobe od sobáša zatiaľ nedošlo k významnejším zmenám v procese rozvodovosti a transformácia rozvodového správania tak tento časový úsek významnejšie neovplyvnila. Úplne odlišná situácia je u nasledujúcich intervalov. Z obr. 34 je zrejmé, že približne od kohort z druhej polovice 80. rokov sa pomerne dynamicky začalo zvyšovať riziko rozvodu manželstiev trvajúcich 5–9 rokov.

Z takmer stabilnej úrovne 6 % vrchol pozorujeme v skupine manželstiev uzavretých na konci 90. a začiatku 21. storočia, keď zo 100 manželských zväzkov sa v tomto časovom intervale rozviedla približne desatina. V mladších kohortách však môžeme jednoznačne vidieť klesajúci trend, ktorý potvrdzuje vplyv celkového znižovania intenzity rozvodovosti na Slovensku v posledných rokoch.

Obr. 34: Kumulatívna kohortná miera rozvodovosti vo vybraných časových úsekoch uplynulých od uzavretia manželstva na Slovensku



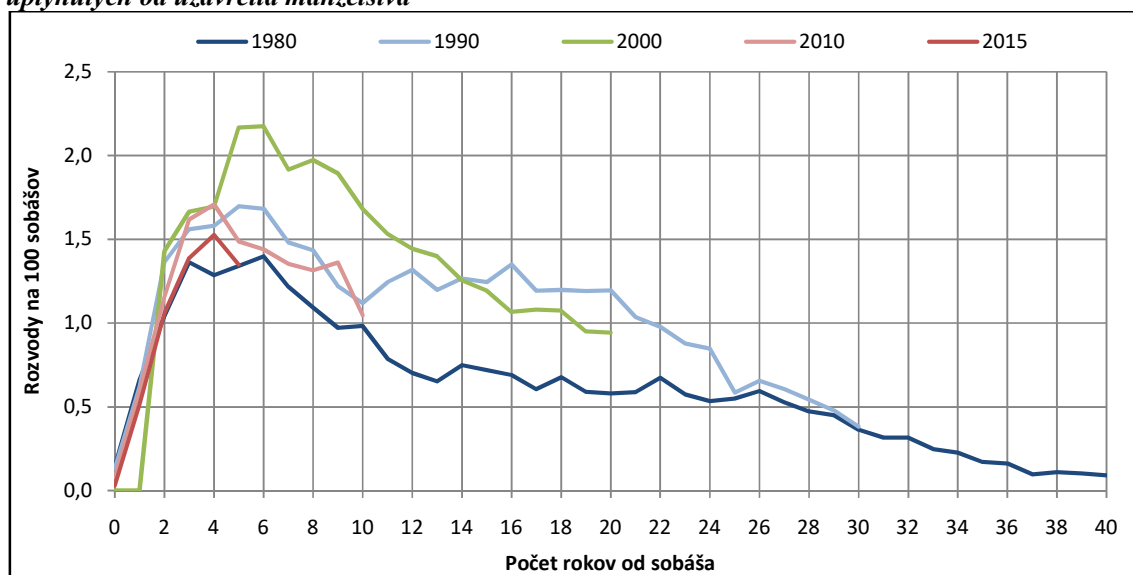
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Intenzita rozvodovosti sa pomerne významne zvyšovala aj v ďalších 5-ročných intervaloch od sobáša. Výnimkou sú len skupiny s dĺžkou trvania manželstva 25 a viac rokov (obr. 34). Vzhľadom na časovanie, kedy k rozvodom v predmetných skupinách dochádzalo, je zrejmé, že úroveň rozvodovosti rástla v intervaloch 10–14, 15–19 a 20–24 rokov od sobáša už od najstaršej sobášnej kohorty. Rovnako dosiahnutie maximálnej úrovne kopíruje časový rámec, kedy bola na Slovensku identifikovaná najvyššia hodnota úhrnnej rozvodovosti. V intervale 10–14 rokov od sobáša tak kohortná rozvodovosť vzrástla z necelých 4 % do kohort z polovice 90. rokov na viac ako dvojnásobok. Aj v tomto prípade nasleduje smerom k mladším skupinám významný pokles rozvodovosti. V skupinách manželstiev rozvádajúcich sa po 15–19 rokoch sa maximum nachádza v kohortách zo začiatku 90. rokov

a analogicky v prípade intervalu 20–24 rokov v sobášnych kohortách z druhej polovice 80. rokov. Viackrát spomínané znižovanie intenzity rozvodovosti, ktoré na Slovensku zaznamenávame v poslednom období, následne prispievalo aj k poklesu rizika rozvodu smerom k mladším sobášnym kohortám v jednotlivých časových úsekoch uplynulých od vstupu do manželstva.

Celkovú premenu procesu rozvodovosti podľa doby od sobáša vo vybraných kohortách prezentuje obr. 35. Potvrdzuje minimálne posuny v intenzite procesu v prvých rokoch existencie manželstva, ako aj pomerne významný nárast po viacerých rokoch. Na príklade kohorty 1990 môžeme tiež vidieť, ako sa zvýšenie intenzity rozvodovosti dlhšie trvajúcich manželstiev prejavilo v priebehu kriviek rizika rozvodu. Po dosiahnutí maximálnej úrovne okolo 4–6. roku a následnom významnom poklese však dochádza k opätovnému nárastu a stabilizácii na približne rovnakej úrovni v intervale 12–20 rokov od sobáša. V mladších kohortách takýto vývoj nezaznamenávame a po dosiahnutí maximálnej úrovne identifikujeme postupný pokles s každým nasledujúcim rokom od uzavretia manželského zväzku. Z obr. 35 je tiež zrejmé, že vysoká prierezová intenzita rozvodovosti na konci prvej a začiatku druhej dekády tohto milénia sa výrazným spôsobom podpísali pod úroveň rozvodovosti v 5–10. roku trvania manželstva u dvojíc sobášiacich sa v roku 2000. Práve sobášne kohorty z konca 90. a začiatku 21. storočia zasiahlo zvyšovanie rozvodovosti v dobe od sobáša, v ktorej sa vo všeobecnosti koncentruje maximálna úroveň tohto procesu. Vďaka tomu je identifikovaná rozvodovosť kohorty 2000 ďaleko vyššia, ako tomu bolo v starších alebo mladších skupinách. Navyše u mladších sobášnych kohort sa prejavuje spomínané znižovanie intenzity rozvodovosti už v najkratších intervaloch od sobáša, pričom navyše už približne od 4–5. roku pozorujeme nástup poklesu.

Obr. 35: Kohortné miery rozvodovosti vybraných sobášnych kohort na Slovensku podľa počtu rokov uplynulých od uzavretia manželstva



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

7. Kohortná analýza potratovosti

Umelé potraty predstavovali počas minulého politického režimu veľmi častý prostriedok regulácie veľkosti rodiny, ktorý bol napokon vnímaný medzi ženami ako akási dodatočná forma antikoncepcie (Kučera 1994). K tomu prispela aj samotná dostupnosť interrupcií, ako aj prístup vtedajších lekárov k modernej antikoncepcii predpisovanej len starším matkám a aj to v nedostatočnej miere za existencie viacerých negatívnych stereotypov tradujúcich sa v spojitosti s jej užívaním. Niektorí autori (Stloukal 1999) dokonca hovoria o vzniku špecifickej „potratovej kultúry“, keď interrupcie boli skutočne masovo využívané ako akási obskúrna antikoncepcia ex-post, pričom z normatívneho a hodnotového hľadiska bola táto forma redukcie počtu narodených detí potichu prijímaná a akceptovaná širokou verejnosťou. S tým je úzko spojená následne aj samotná intenzita, s akou boli interrupcie využívané ženami v reprodukčnom veku. Ako ukazujú viaceré analýzy (napr. Potančoková 2008, Šprocha a Tišliar 2018, Vaňo a kol. 2001), úhrnná umelá potratovosť úzko súvisela s nastavením potratovej legislatívy, s ňou súvisiacou dostupnosťou interrupcií, ako aj spoločenskou a reprodukčnou klímou. Preto v čase, keď došlo napríklad k uvoľňovaniu legislatívy (typickým príkladom je rok 1986), môžeme v prierezo­vom pohľade identifikovať výrazné zvýšenie jej intenzity. Naopak v období snahy režimu o prijatie pronatalitných a prorodinne zameraných opatrení (koniec 60. a prvá polovica 70. rokov) dochádzalo k poklesu hodnôt úhrnnej umelej potratovosti (bližšie napr. Šprocha a Tišliar 2016, 2018).

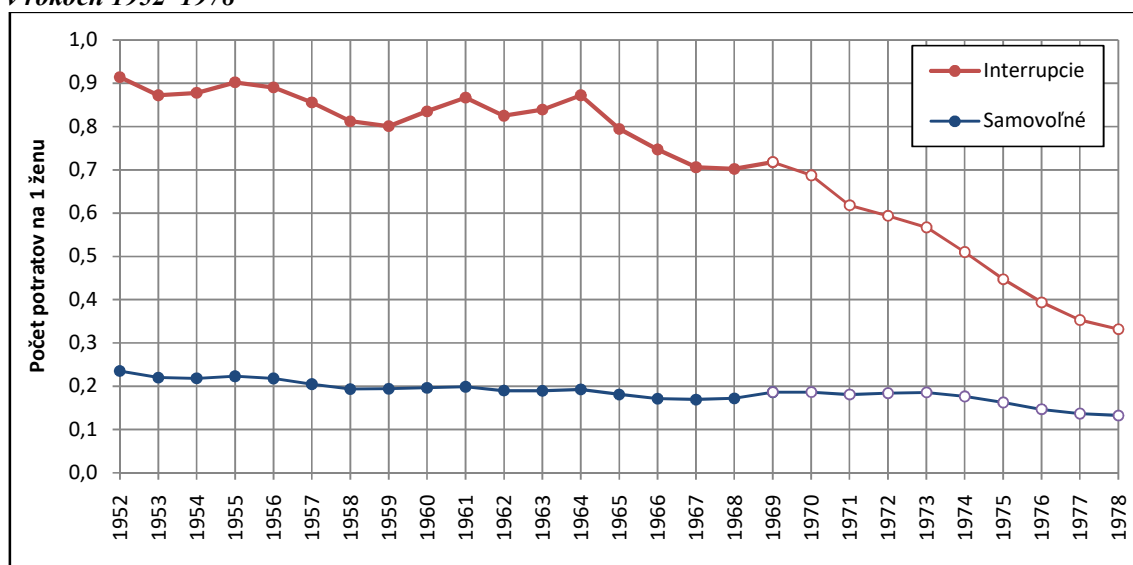
Celospoločenská, kultúrna, politická a hospodárska transformácia prispeli k výraznej premene procesu potratovosti. Už od začiatku 90. rokov registrujeme kontinuálny a spočiatku aj pomerne dynamický pokles prierezo­vých ukazovateľov. Z vrcholu, ktorý úhrnná umelá potratovosť dosiahla v rokoch 1987 a 1988 a znamenal, že na jednu ženu v reprodukčnom veku by pri zachovaní jej intenzity pripadal takmer 1,3 interrupcie, sa posledné hodnoty dostávajú k hranici 0,2 umelého potratu na ženu.

Uvedené výrazné zmeny v intenzite umelej potratovosti sa následne premietali aj v kohortných indikátoroch. Výslednú úroveň úhrnnej kohortnej umelej potratovosti môžeme v dátových podmienkach Slovenska konštruovať od generácie žien z roku 1952 po skupinu žien narodených v roku 1968. Mladšie generácie prezentované na obr. 36 boli v čase písania tohto textu ešte vo veku 40–49 rokov. Aj keď v ich prípade nemôžeme hovoriť o ukončenom reprodukčnom období, vzhľadom na intenzitu umelej potratovosti v tomto vekovom spektre v dlhodobom horizonte sa nedá očakávať výraznejšia diferenciacia od prezentovaných hodnôt.

Z dlhodobého hľadiska najvyššiu intenzitu umelej potratovosti dosahovali najstaršie generácie žien. V priemere na jednu z nich pripadalo približne 0,9 interrupcie. V kontexte takto vysokej hodnoty je potrebné si uvedomiť, že tieto ženy prežili v podstate s výnimkou posledných

rokov takmer celé svoje reprodukčné obdobie v období minulého politického režimu. Vysokú úroveň (0,8–0,9 interrupcie) však kohortná umelá potratovosť dosahovala v podstate len s minimálnymi fluktuáciami až do generácií z polovice 60. rokov. Až v mladších generáciách sa začal prejavovať spomínaný pokles prierezovej úrovne umelej potratovosti, keď medzi skupinami žien narodenými v roku 1964 a 1968 klesla kohortná umelá potratovosť z takmer 0,9 interrupcie na 0,7 interrupcie na ženu. Podľa zatiaľ neúplných údajov pre generácie zo 70. rokov však po určitej dočasnej stagnácii (u žien z konca 60. rokov) identifikujeme pomerne výrazný medzigeneračný pokles, ktorý u žien narodených v roku 1978 vyvrcholil na úrovni len niečo viac ako 0,33 interrupcie.

Obr. 36: Vývoj úhrnnej kohortnej umelej a spontánnej potratovosti žien na Slovensku narodených v rokoch 1952–1978



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

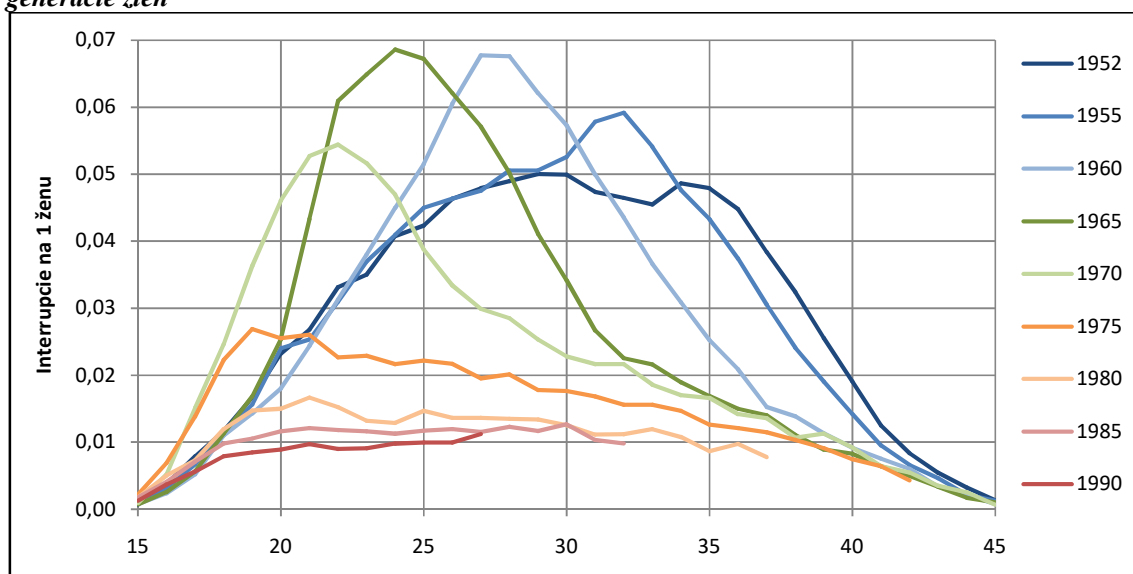
Spontánne potraty sú predovšetkým otázkou reprodukčného zdravia, biologických faktorov, ako aj veku koncepcie (prípadne možných metodických zmien v definícii spontánneho potratu), a preto sa nedá očakávať, že medzi jednotlivými generáciami došlo k výraznejšiemu posunom. Potvrdzujú to aj údaje prezentované na obr. 36. Hodnota úhrnnej kohortnej spontánnej potratovosti sa v podstate stabilne držala na hranici 0,2 potratu na ženu. O niečo vyššia bola len u najstarších generácií. Príčinou môžu byť častejšie koncepcie vo vyššom veku, ktoré vo všeobecnosti sú vystavené väčšiemu riziku spontánneho potratu. S posunom koncepcií do mladšieho veku, ako aj s čoraz širšou aplikáciou interrupcií mohlo dôjsť k určitej redukcii počtu spontánnych potratov, čo sa do určitej miery odzrkadlilo aj na miernom medzigeneračnom poklese pod hranicu 0,2 dieťaťa. Na tejto úrovni sa spontánna kohortná potratovosť udržiavala aj v prvých transformačných generáciách, u ktorých môžeme zreteľne identifikovať pokles umelej potratovosti. V prípade najmladších generácií síce vidíme určité zníženie aj na strane spontánnej potratovosti, no vzhľadom na vek a s tým

spojené riziko potratu je možné očakávať ešte určitú korekciu získaných údajov. Vzhľadom na známu prierezovú úroveň spontánnej potratovosti v poslednom desaťročí reprodukčného obdobia by však nemuselo dôjsť k úplnému vyrovnaniu kohortnej úrovne starším generáciám. To by súčasne znamenalo, že skutočne sme svedkami určitej medzigeneračnej redukcie spontánnej potratovosti. Paradoxne by k tomu mohla prispievať aj klesajúca plodnosť a umelá potratovosť, ktoré nepriamo signalizujú na menej časté koncepcie u najmladších zo sledovaných generácií žien. V spojitosti s procesom odkladania rodenia detí do vyššieho veku sa však vynára otázka, či tento trend bude dlhodobejšieho charakteru a či v generáciách s najviac pokročilým starnutím vekového profilu koncepcií nemôžeme očakávať jeho zastavenie alebo dokonca zvrátenie. Odpovede na ňu však prinesie až ďalší vývoj procesu spontánnej potratovosti v nasledujúcich rokoch.

Okrem intenzity potratovosti sa postupne medzigeneračne menilo aj jej vekové rozloženie. Ako môžeme vidieť z obr. 30, v najstarších generáciách bolo maximum kohortnej umelej potratovosti rozprestreté do pomerne širokého vekového intervalu s dvomi vrcholmi. Išlo jednak o koniec prvej polovice reprodukčného obdobia a druhý vznikol okolo 35. roku života. Celkovo však pozorujeme, že intenzita umelej potratovosti bola u žien narodených v roku 1952 vysoká už po dovŕšení 26. roku života. Súčasne s tým je tiež z obr. 37 zrejmé, že ide o generáciu, ktorá dosahovala najvyššiu intenzitu sledovaného procesu aj v pokročilom reprodukčnom období. Z celej kohortnej umelej potratovosti sa viac ako polovica realizovala vo veku nad 30 rokov, pričom ešte vo veku 35 a viac rokov sa koncentrovala viac ako štvrtina.

Smerom k mladším generáciám identifikujeme jednoznačný príklon k využívaniu interrupcií v celkovo skoršom reprodukčnom veku žien. Krivky kohortných vekovo-špecifických mier sa postupne posúvajú doľava, pričom sa tiež formuje jedno výrazné maximum. To v generáciách zo začiatku 60. rokov je už vo veku 27 a 28 rokov a v prípade žien narodených v polovici 60. rokov dokonca pred dovŕšením 25. roku života. Mladnutie vekového profilu kohortnej potratovosti vrcholí v generáciách zo 70. rokov. Napríklad v prípade generácie 1970 už maximum nachádzame vo veku 22 rokov a u žien narodených v roku 1975 dokonca vo veku 19–21 rokov. Súčasne v ich prípade tiež dochádza ku všeobecnému poklesu intenzity vekovo-špecifických kohortných mier umelej potratovosti. Postupne sa tak vytvára model, keď vyššie riziko interrupcie je spojené najmä s mladými ženami. V generáciách z 80. a začiatku 90. rokov však už aj tento model prestáva platiť, keďže dochádza k výraznému poklesu intenzity umelej potratovosti aj vo veku do 20 rokov. Sme svedkami formovania kriviek takmer bez maxima, keď umelá potratovosť je realizovaná v širokom vekovom intervale. Zdá sa, že interrupcie predstavujú byť v najmladších generáciách doménou nejakej vekovo vyhranenej podskupiny žien, ale sú nástrojom na ukončenie neželaného tehotenstva pre širokú škálu osôb v rámci vekovo pluralizujúceho sa procesu reprodukcie.

Obr. 37: Vývoj kohortných vekovo-špecifických mier umelej potratovosti na Slovensku, vybrané generácie žien



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

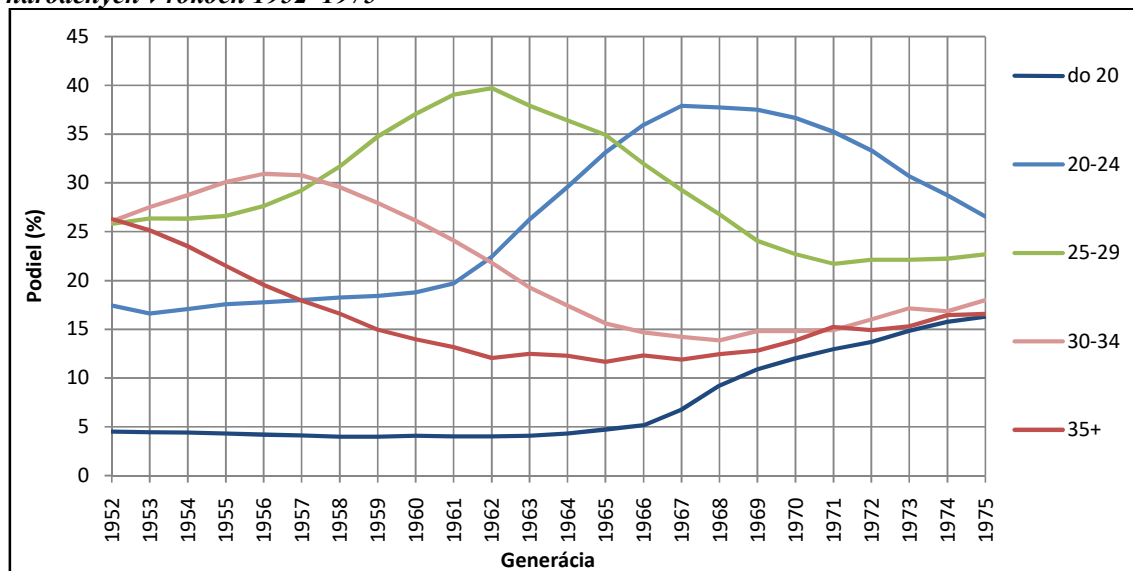
Uvedené medzigeneračné zmeny v rozložení kohortných mier umelej potratovosti môžeme reflektovať aj prostredníctvom niektorých ukazovateľov časovania a príspevkov vybraných vekových skupín. Z pohľadu priemerného veku pri interrupcii dochádzalo vzhľadom na čoraz väčšiu koncentráciu kohortnej umelej potratovosti do mladšieho veku k poklesu jeho hodnôt. V generácii z roku 1952 mala žena pri vykonaní umelého ukončenia tehotenstva v priemere 31,4 roka. V skupine žien narodených na konci 60. rokov však bola o približne 3,5 roka mladšia. Nasledujúci pokles intenzity umelej potratovosti aj v mladšom veku priniesol v prípade žien z generácií prvej polovice 70. rokov nástup rastového trendu. Vďaka tomu v týchto populačných ročníkoch priemerný vek pri interrupcii už výrazne prekračuje hranicu 28 rokov.

S meniacim sa vekovým profilom umelej potratovosti dochádzalo tiež k značným posunom v štruktúre príspevkov jednotlivých vekových skupín k celkovej kohortnej umelej potratovosti. Presun maximálnych úrovní z druhej polovice reprodukčného veku smerom k mladším vekom spôsoboval jednak pokles vplyvu najstarších vekových skupín, a to z viac ako jednej štvrtiny (generácie prvej polovice 50. rokov) na úroveň okolo 12 % (generácie 60. rokov), ako aj postupne rastúcu váhu intervalu 25–29 rokov a následne aj 20–24 rokov (bližšie obr. 38).

Práve tieto dve skupiny sa stali v generáciách zo 60. a 70. rokov dominantnými. Aj v ich prípade však je možné pozorovať ďalšie pôsobenie celkového mladnutia vekového profilu, vďaka čomu sa u žien z konca 60. rokov a začiatku 70. rokov najväčšia časť kohortnej umelej potratovosti (35–38 %) koncentrovala práve vo veku 20–24 rokov. V najmladších zo sledovaných generácií však opätovne dochádza k pozvoľnému rastu vplyvu interrupcií vykonávaných ženám v druhej polovici reprodukčného obdobia, ako aj vo veľmi mladom

veku (do 20 rokov). Podľa predbežných údajov za generáciu 1975 sa príspevky umelej potratovosti žien vo veku 30 a viac rokov dostali už na hranicu 35 %, čo však stále výrazne zaostáva za situáciou pozorovanou u žien z prvej polovice 50. rokov, kde išlo o viac ako polovicu. Pre úplnosť ešte dodávame, že z generačného hľadiska pritom najnižšiu úroveň dosahovali u žien narodených na konci 60. rokov, keď tvorili len niečo viac ako štvrtinu z celkovej kohortnej umelej potratovosti.

Obr. 38: Vývoj príspevkov vekových skupín k celkovej kohortnej umelej potratovosti žien narodených v rokoch 1952–1975

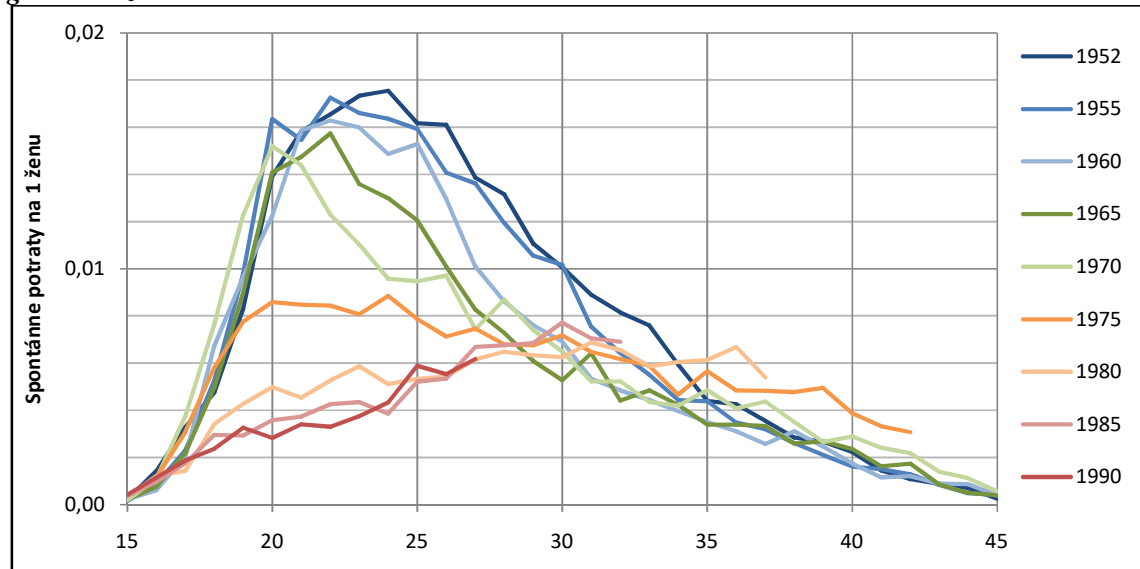


Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Zmeny v rozložení kohortných mier potratovosti môžeme identifikovať aj v prípade spontánnych potratov. Súvisí to jednak so zmenami časovania koncepcií, ktoré boli posúvané do stále mladšieho veku, ako aj možnosťami využívania interrupcií ako istej formy regulácie veľkosti rodiny v kombinácii s kontracepčnými praktikami realizovanými vo zvýšenej miere po dosiahnutí istého želaného počtu detí v rodine. Preto z medzigeneračného hľadiska identifikujeme aj u spontánnych potratov určitý postupný presun smerom do mladšieho veku. Ten vrcholí obdobne ako v predchádzajúcich prípadoch u žien narodených na začiatku 70. rokov, kým u mladších skupín pozorujeme pokles intenzity spontánnej potratovosti práve v mladšom veku. Tento jav je jednak odrazom presunu koncepcií do vyššieho veku v rámci celkovej transformácie plodnosti odkladaním, ale pravdepodobne aj častejším užívaním moderných foriem antikoncepcie u mladých žien. K tomu je tiež potrebné pripočítať aj faktor interrupcie ako nástroja pre ukončenie neželaného tehotenstva v mladom veku. Výsledkom je tak spomínaný pokles intenzity spontánnej potratovosti približne vo veku do 27 rokov u žien narodených v 70.–80. rokoch, ako aj určitý nárast jej úrovne v druhej polovici reprodukčného obdobia a najmä po dovŕšení 35. roku života. Keďže práve v tomto vekovom spektre pomerne významne rastie riziko spontánneho potratu a v čoraz väčšej miere sú koncepcie odkladané až

do tohto reprodukčne exponovaného obdobia, je zistenie o rastúcej spontánnej potratovosti u najmladších generácií logickým záverom.

Obr. 39: Vývoj kohortných vekovo-špecifických mier spontánnej potratovosti na Slovensku, vybrané generácie žien



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

8. Kohortná analýza plodnosti

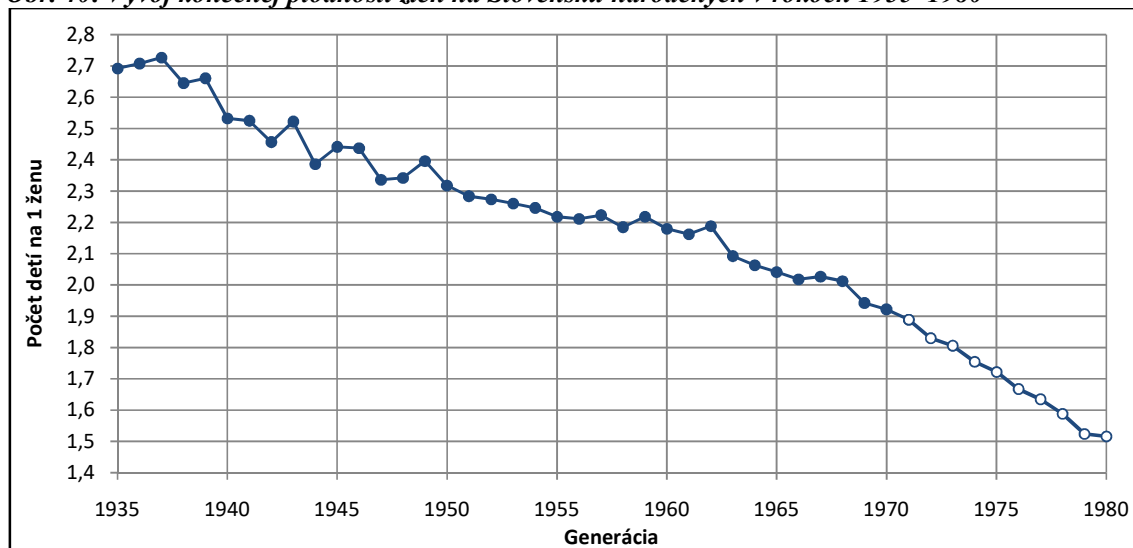
Intenzita plodnosti má na Slovensku vo všeobecnosti dlhodobý klesajúci trend (pozri napr. Potančoková 2008, Potančoková a kol. 2008, Šprocha a Tišliar 2016 a 2018). Ako ukazujú najstaršie dostupné údaje o generačnej plodnosti, u žien narodených v 60. a na začiatku 70. rokov 19. storočia sa konečná plodnosť pomerne stabilne pohybovala nad hranicou 5 detí na ženu. Približne od generácií z polovice 70. rokov 19. storočia však dochádza k spomínanému v podstate kontinuálnemu medzigeneračnému poklesu. Ten bol najprv pozvoľný, no už v skupinách žien narodených v druhej polovici 80. a v 90. rokoch predminulého storočia sa zrýchlil. V dôsledku toho napríklad konečná plodnosť žien narodených v roku 1895 klesla o jedno dieťa (na 3,6 dieťaťa) v porovnaní so ženami z generácie 1885. K určitej stabilizácii tohto trendu dochádza až v ročníkoch 1905–1920, keď sa realizovaná plodnosť pohybovala na úrovni 2,9–3,0 dieťaťa. Ako uvádzajú Šprocha a Tišliar (2016), ide o dve skupiny žien: staršie zasiahnuté negatívnymi dopadmi hospodárskej krízy a mladšie ovplyvňovalo určité oživenie reprodukcie počas druhej svetovej vojny. Ďalšiu fázu poklesu realizovanej plodnosti identifikujeme až u žien narodených v 20. rokoch 20. storočia. Tá však viac menej pretrváva až do súčasnosti, aj keď vnútorné mechanizmy sa postupne zmenili.

Ako môžeme vidieť na obr. 40, ženy narodené v polovici 30. rokov minulého storočia mali v priemere 2,7 dieťaťa. U žien zo začiatku 40. rokov konečná plodnosť klesla na 2,5 dieťaťa, aby generácie z druhej polovice 60. rokov boli poslednými v priemere s viac ako dvomi deťmi. Práve transformačné generácie zo 70. rokov sú prvými v populačnej histórii Slovenska, ktorých konečná plodnosť klesla pod hranicu dvoch detí na ženu. Aj keď najmladšie zo sledovaných kohort ešte nie sú vo veku ukončenej reprodukcie, vplyv plodnosti v poslednej dekáde reprodukčného obdobia je veľmi obmedzený, a preto prezentované hodnoty sa nebudú s najväčšou pravdepodobnosťou výraznejšie odlišovať. Znamenalo by to ďalší pomerne rýchly pokles konečnej plodnosti, ktorý by sa postupne mohol začať zastavovať až u žien narodených na konci 70. rokov, a to však na historicky bezprecedentne nízkej úrovni okolo 1,5 dieťaťa na ženu (obr. 40).

Hlavným dôvodom poklesu konečnej plodnosti je predovšetkým znižovanie intenzity rodenia tretích a ďalších detí (obr. 41). V prípade prvých a druhých detí zostávala konečná plodnosť dlhodobý stabilná. Potvrďuje to jednak nízka bezdetnosť, keďže na jednu ženu pripadalo približne 0,9 prvého dieťaťa, ale aj postupný príklon k dvojdetnej rodine. V generáciách z druhej polovice 50. rokov však už môžeme identifikovať aj nástup mierneho poklesu intenzity rodenia druhých detí, ktorý sa ešte urýchlil v generáciách zo 60. a 70. rokov. Z úrovne približne 0,8 druhého dieťaťa na ženu tak konečná plodnosť u žien narodených na konci 70. a začiatku 80. rokov dosahuje len približne 0,5 dieťaťa. Tretie a ďalšie deti v ich

prípade predstavujú len okolo 0,26 dieťaťa, kým v generáciách z druhej polovice 30. rokov pripadalo v priemere na jednu ženu ešte takmer jedno dieťa tejto parity.

Obr. 40: Vývoj konečnej plodnosti žien na Slovensku narodených v rokoch 1935–1980



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

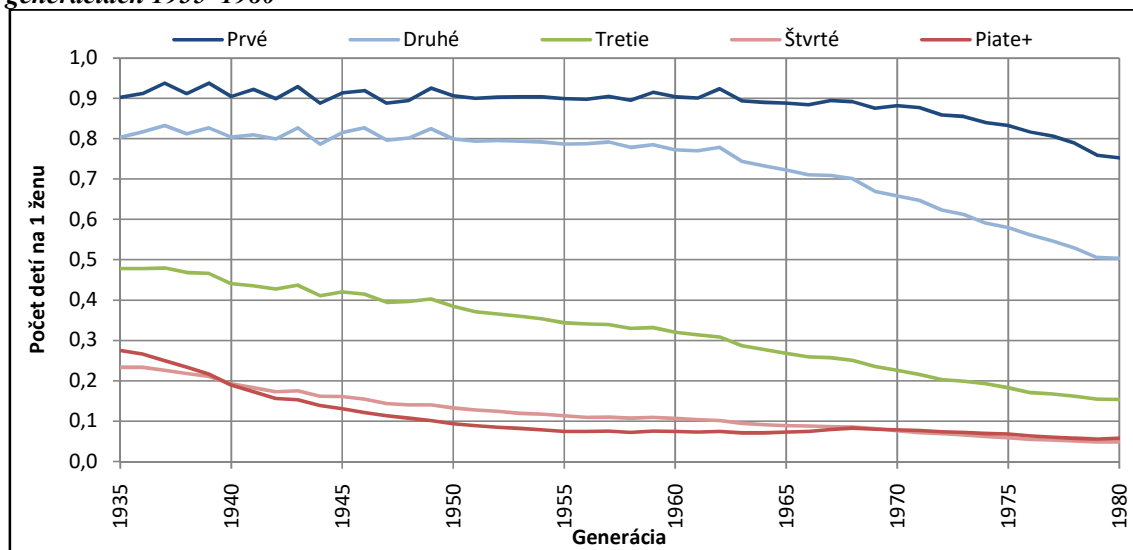
V generáciách z druhej polovice 60. rokov môžeme identifikovať už aj pokles intenzity rodenia prvých detí. Z hodnoty okolo 0,9 prvého dieťaťa na ženu, ktorú dosahovali ešte ženy narodené v roku 1969, sa zatiaľ predbežné údaje v generácii 1980 dostali na približne 0,75 dieťaťa. Keďže táto kohorta bola len na začiatku poslednej dekády svojho reprodukčného veku, môžeme ešte očakávať mierne zvýšenie. Každopádne sa však nedá predpokladať, že by došlo k významnejšiemu priblíženiu k pôvodnej hodnote. V dôsledku toho je zrejmé, že práve v transformačných generáciách zo 70. rokov dochádza nielen k pomerne významnému poklesu rodenia prvých detí, ale s tým je spojené aj zvyšovanie konečnej bezdetnosti. Pri zachovaní prezentovaných údajov v obr. 34, by tak medzi generáciami z konca 60. a začiatku 80. rokov vzrástol podiel trvalo bezdetných žien z približne 10 % až na 25 %.

Medzigeneračné zmeny v intenzite rodenia detí podľa poradia sa na konci reprodukčného veku odzrkadľujú vo výslednej štruktúre žien podľa parity. V najstarších generáciách, za ktoré disponujeme dostupnými údajmi mali jednoznačne najväčšiu váhu ženy s väčším počtom detí. Na spomínanej vysokej konečnej plodnosti tak mali hlavnú zásluhu ženy s 5 a viac deťmi, ktoré v generáciách 1860–1880 tvorili približne 50 a viac % (Šprocha a Tišliar 2018). S postupným šírením regulácie veľkosti rodiny však tento reprodukčný model bol modifikovaný a do popredia sa dostáva v čoraz väčšej miere rodina s dvomi a maximálne tromi deťmi. Na druhej strane došlo v generáciách realizujúcich svoje reprodukčné zámery v období minulého režimu k potlačeniu bezdetnosti a jednodetného modelu rodiny. Byť matkou aspoň jedného – najlepšie dvoch detí sa stalo akousi reprodukčnou normou. Preto podiel bezdetných žien klesol pod hranicu 10 %, pričom ani váha žien len s jedným dieťaťom

túto hranicu výraznejšie neprekračovala. Naopak sa zvyšoval predovšetkým podiel žien s dvomi deťmi, a to najmä na úkor rodín so štyrmi a viac deťmi. Vrcholné zastúpenie dvojdetného modelu rodiny na Slovensku nachádzame u žien narodených v prvej polovici 60. rokov, keď tvorili približne 45 % z celého populačného ročníka.

Spomínaný pokles intenzity rodenia prvých a najmä druhých detí sa postupne začína v transformačných kohortách prejavovať v ďalších posunoch v štruktúrnom zložení žien podľa počtu narodených detí. Sme svedkami nárastu bezdetnosti a do určitej miery aj jednodetnosti na úkor práve donedávna ešte dominantného dvojdetného modelu rodiny.

Obr. 41: Vývoj konečnej plodnosti žien podľa poradia narodeného dieťaťa na Slovensku v generáciách 1935–1980



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

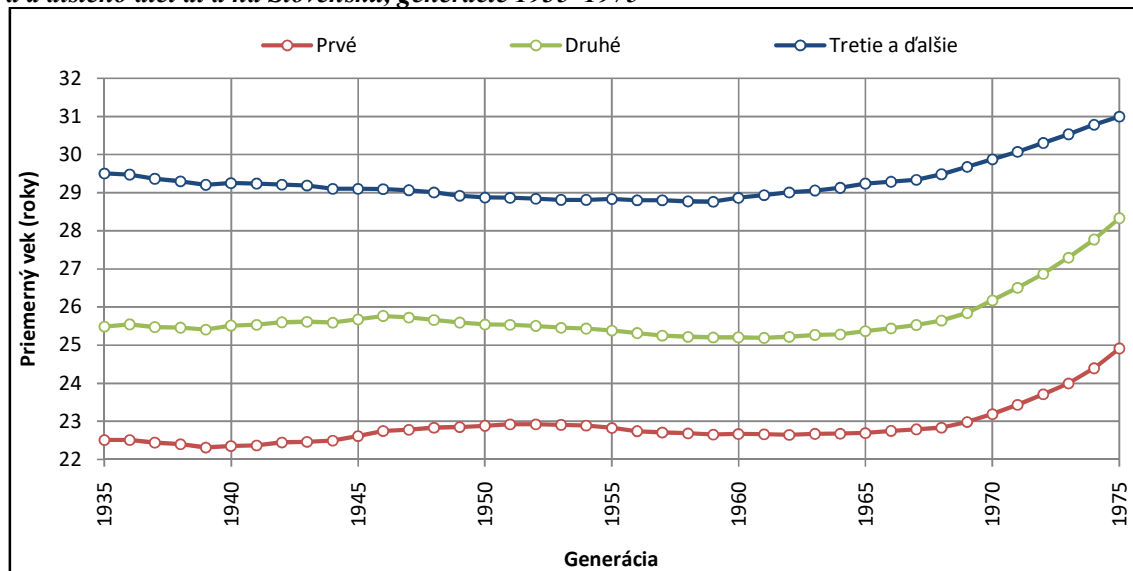
8.1 Generačná analýza odkladania a rekuperácia plodnosti

Hlavným transformačným znakom v procese zmien reprodukčného správania žien narodených od druhej polovice 60. rokov je zatiaľ kontinuálne medzigeneračne sa prehĺbujúce odkladanie rodenia detí do vyššieho veku. V najväčšej miere sa to síce dotýka materských štartov, no vzhľadom na previazanie s ďalšími reprodukčnými zámermi môžeme pozorovať tiež zmeny v časovaní rodenia druhých a tiež tretích a ďalších detí (obr. 42).

Z hľadiska dlhodobého vývoja sa generačný priemerný vek žien pri narodení prvého dieťaťa viac-menej stabilne pohyboval na úrovni 22–23 rokov a až od generácií z druhej polovice 60. rokov začal kontinuálne rásť. V generácii z polovice 70. rokov už dosiahol 25 rokov a je zrejmé, že aj smerom k mladším skupinám žien s ešte neukončenou reprodukciou bude naďalej rásť. Veľmi podobný vývoj môžeme sledovať aj v prípade rodenia druhých, tretích

a ďalších detí. Generačný priemerný vek pri narodení druhého dieťaťa bol medzi ženami narodenými v rokoch 1935–1969 na úrovni 25–26 rokov, pričom od generácií z druhej polovice 40. rokov skôr identifikujeme mierny medzigeneračný pokles smerom k hranici 25 rokov. Tento trend sa však začína meniť približne od kohorty žien narodených na začiatku 60. rokov, pričom dynamizáciu rastu priemerného veku žien pri narodení druhého dieťaťa opätovne pozorujeme u osôb narodených v druhej polovici 60. rokov. Vďaka tomu sa hodnota generačného priemerného veku žien pri narodení druhého dieťaťa dostala nad hranicu 28 rokov. Celkové mladnutie vekového profilu plodnosti, ktoré môžeme identifikovať najmä u osôb realizujúcich hlavnú časť svojej reprodukcie v minulom politickom režime, koncentrácia na dve maximálne tri deti znamenala postupný medzigeneračný pokles priemerného veku pri narodení tretieho a ďalšieho dieťaťa. Jeho hodnoty sa od generácie 1935 znížili z 29,5 roka na približne 28,8 roka u žien narodených na konci 50. rokov. Nasledujúci vývoj sa nesie v miernom zvyšovaní, ktoré sa dynamizuje od generácií z druhej polovice 60. rokov (obr. 42). V dôsledku toho sa predmetný generačný priemerný vek žien narodených v roku 1975 dostal na hranicu 31 rokov. Aj v tomto prípade je viac než zrejmé, že smerom k mladším generáciám sa proces odkladania bude ešte čoraz viac prehĺbovať.

Obr. 42: Vývoj generačného priemerného veku žien pri narodení prvého, druhého, tretieho a ďalšieho dieťaťa na Slovensku, generácie 1935–1975



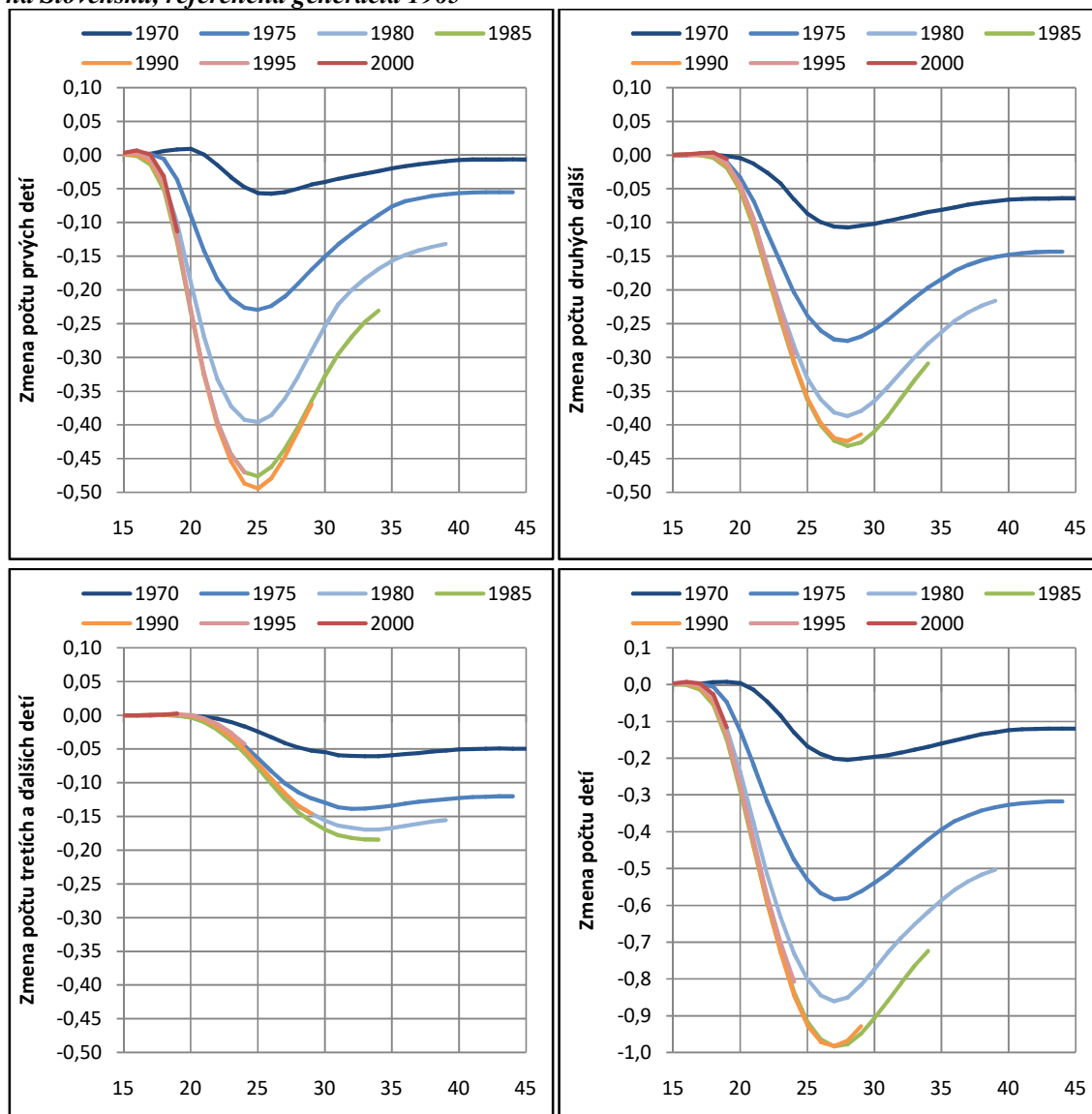
Pozn.: ženy z generácie 1971–1975 neboli ešte vo veku ukončenej reprodukcie

Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Podrobne zmeny v intenzite generačnej plodnosti podľa veku a poradia narodeného dieťaťa umožňuje sledovať nasledujúca séria obr. 43–46. Tie znázorňujú medzigeneračný vývoj kumulatívnych rozdielov v generačných mierach plodnosti medzi analyzovanou a referenčnou generáciou. Keďže zmeny v časovaní rodenia detí sú pozorované v kohortách od druhej

polovice 60. rokov, za referenčnú generáciu sme zvolili ženy z roku 1965. Získané výsledky potvrdzujú medzigeneračne kontinuálne prehlbovanie diferencií v realizovanej plodnosti.

Obr. 43–46: Kumulatívne rozdiely vekovo-špecifických generačných mier plodnosti podľa poradia na Slovensku, referenčná generácia 1965



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Ako je zrejmé z obr. 46, najdynamickejšie tento proces prebiehal v generáciách z prvej polovice 70. rokov. Kým u žien narodených na začiatku 70. rokov bol rozdiel v porovnaní s generáciou 1965 len približne 0,2 dieťaťa, u žien z polovice 70. rokov už činil takmer 0,6 dieťaťa.

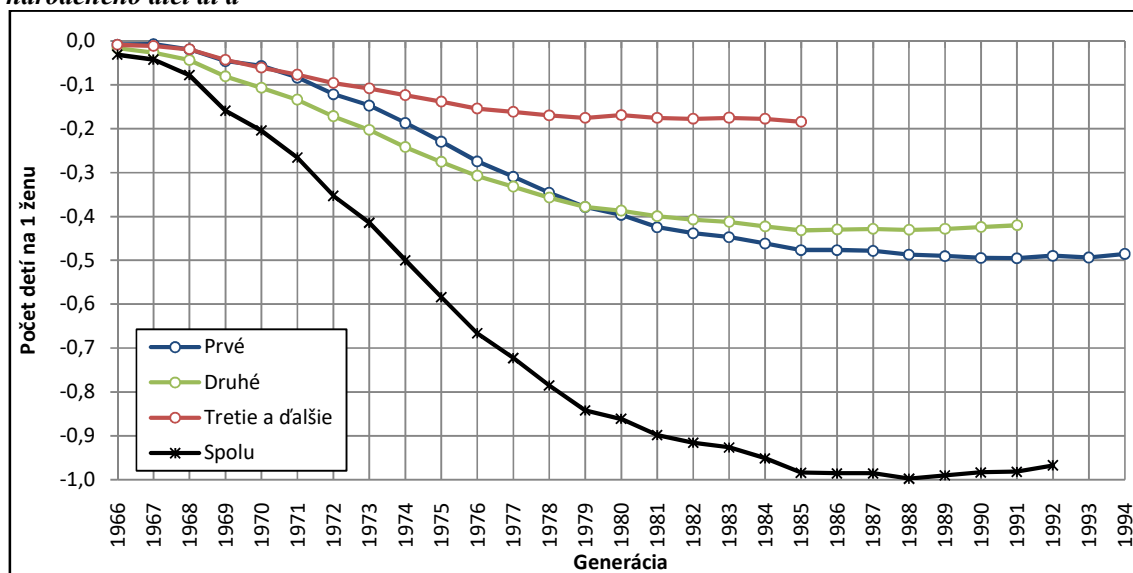
Z obr. 46 je rovnako zrejmé, že v generáciách z prvej polovice 80. rokov došlo k spomaleniu poklesu plodnosti v mladšom veku. Najmä v prípade prvých detí sa proces odkladania už ďalej výraznejšie neprehlbuje. Dá sa povedať, že fáza odkladania rodenia prvých detí sa

postupne ukončuje a model prechodov k prvému materstvu sa z generačného pohľadu stabilizuje (obr.43).

Porovnanie obr. 43–46 tiež potvrdzuje, že proces odkladania najvýraznejšie zasiahol rodenie prvých detí. Objem celkovej odloženej plodnosti tejto parity v najmladších generáciách dosiahol v absolútnom i relatívnom vyjadrení najvyššie hodnoty. Proces odkladania sa však prejavil a prehľboval aj u druhých a ďalších detí. Spoločným výsledkom tohto procesu je zníženie realizovanej plodnosti v mladšom veku u žien narodených na začiatku 90. rokov o takmer jedno dieťa (obr. 46).

Vzorec o najväčších dopadoch odkladania na rodenie prvých detí, ktorý je typickým znakom aj pre ďalšie populácie s prebiehajúcou transformáciou plodnosti odkladaním (pozri Sobotka a kol. 2011ab), však na Slovensku neplatil úplne. Na obr. 40 môžeme vidieť, že vo všetkých generáciách žien z druhej polovice 60. a 70. rokov (s výnimkou 1979) miera odkladania druhých detí prevažovala nad mierou odkladania prvých. Vzhľadom na vek, kedy tieto generácie dosahovali uvedené maximum odkladania, je zrejmé, že negatívne dopady socioekonomickej transformácie prebiehajúcej prevažnú časť 90. rokov a nepriaznivo ovplyvňujúcej životné podmienky prispeli k o niečo väčším snahám matiek jedného dieťaťa odložiť narodenie ďalšieho, ako odkladať prechod do prvého materstva u bezdetných. Až s generáciami z 80. rokov, ktoré dno odkladania dosahovali na konci 90. rokov, dochádza k vzniku klasického obrazu, kde proces odkladania najvýznamnejšie podmieňuje rodenie prvých detí.

Obr. 47: Celkový objem odloženej generačnej plodnosti žien na Slovensku podľa poradia narodeného dieťaťa



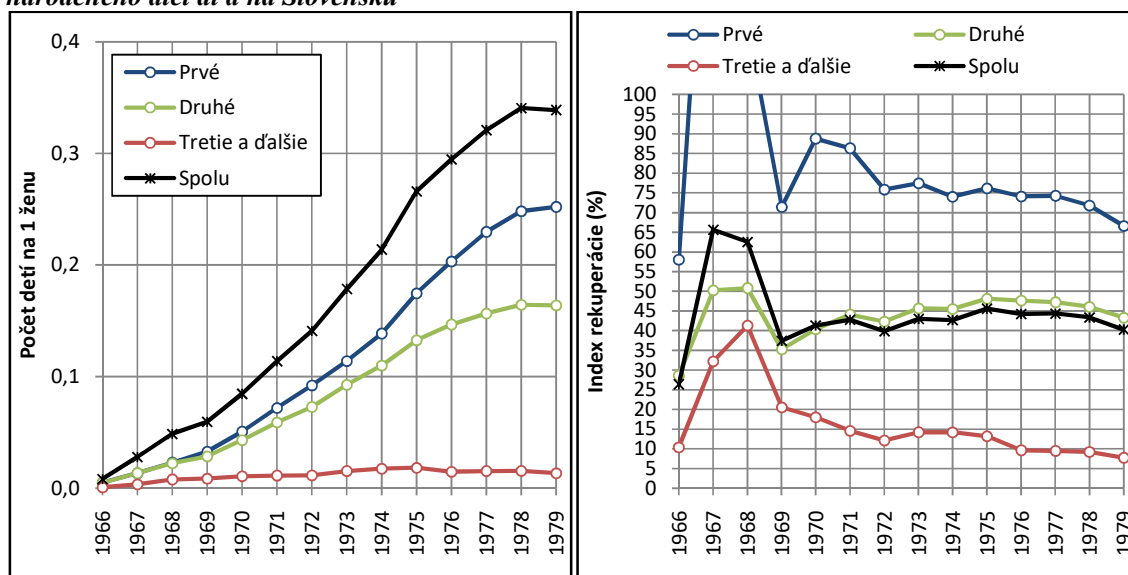
Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Celková realizovaná plodnosť v transformujúcich sa generáciách nezávisí len od objemu odkladania, ale aj od toho, ako sa tieto reprodukčné zámery podarí vo vyššom veku

realizovať. Až rozdiel medzi známym objemom odloženej a dobehnutej časti plodnosti na konci reprodukčného veku bude predstavovať výslednú zmenu v konečnej plodnosti. V absolútnom vyjadrení je nárast kohortnej plodnosti prezentovaný podľa jednotlivých parít na obr. 48. V relatívnom vyjadrení potom túto úspešnosť môžeme vyjadriť indexom rekuperácie (obr. 49).

Medzinárodné analýzy procesu odkladania a rekuperácie (napr. Sobotka a kol. 2011ab) ukázali, že rodenie prvých detí je síce najviac ovplyvnené posunom materských štartov do vyššieho veku, ale súčasne sa prevažnú časť z týchto odložených reprodukčných zámerov podarí neskôr realizovať. Podobnú situáciu nachádzame aj na Slovensku, keďže hodnota indexu rekuperácie prvého dieťaťa sa v generáciách 1966–1975 pohybovala na a nad hranicu 75 % (obr. 49). Celkom odlišná situácia je však v prípade druhých a ďalších detí. Z celkového objemu odložených druhých pôrodov sa podľa indexu rekuperácie vo vyššom veku realizovala ani nie polovica (obr. 49). Smerom k mladším generáciám môžeme vidieť určitý mierny rast, k čomu by mohla u žien narodených v 80. rokoch prispieť aj stabilizácia mier odkladania druhých detí, resp. v najmladších generáciách dokonca určité znižovanie celkového objemu odkladania (pozri obr. 47). V prípade tretích a ďalších detí je však situácia ešte problematickejšia, keďže objem dobiehania je minimálny a úroveň indexu rekuperácie sa postupne znížil až na hranicu 15 % u žien narodených v prvej polovici 70. rokov, resp. 10 % u osôb narodených na konci 70. rokov minulého storočia.

Obr. 48 a 49: Objem rekuperácie a index rekuperácie generáčnej plodnosti podľa poradia narodeného dieťaťa na Slovensku



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

8.2 Kohortná plodnosť podľa doby od sobáša a predchádzajúceho pôrodu

Narodením dieťaťa určitého poradia vzniká špecifická skupina žien, ktorá predstavuje exponovanú populáciu pre realizáciu ďalších reprodukčných zámerov. Rovnako uzavretím manželstva vzniká kohorta žien, u ktorej je možné analyzovať proces rodenia detí. V oboch prípadoch je hlavným faktorom doba, ktorá uplynula od predchádzajúcej formujúcej udalosti (teda od sobáša, resp. narodenia dieťaťa), pričom triedenie údajov o narodených deťoch umožňuje zohľadniť aj aspekt parity. Dostupnosť primárnych údajov od roku 1992 vymedzuje tiež predmetné kohorty z časového rámca. Vzhľadom na zmeny vo vykazovaní narodených detí v zahraničí matkám s trvalým pobytom na Slovensku od roku 2012 (vrátane) sa bude naša analýza zaoberať kohortami z rokov 1992–2011. Tým sa tiež vytvára pomerne dostatočný časový rad a doba uplynulá aj v prípade najmladších kohort na realizáciu sledovaných demografických udalostí. Rovnako ako v predchádzajúcich prípadoch abstrahujeme od rušivých procesov (migrácia, úmrtie), keďže nedisponujeme v ich prípade informáciami o roku sobáša, resp. narodenia predchádzajúceho dieťaťa. Získané údaje tak prezentujú úroveň analyzovaného procesu v čistom stave.

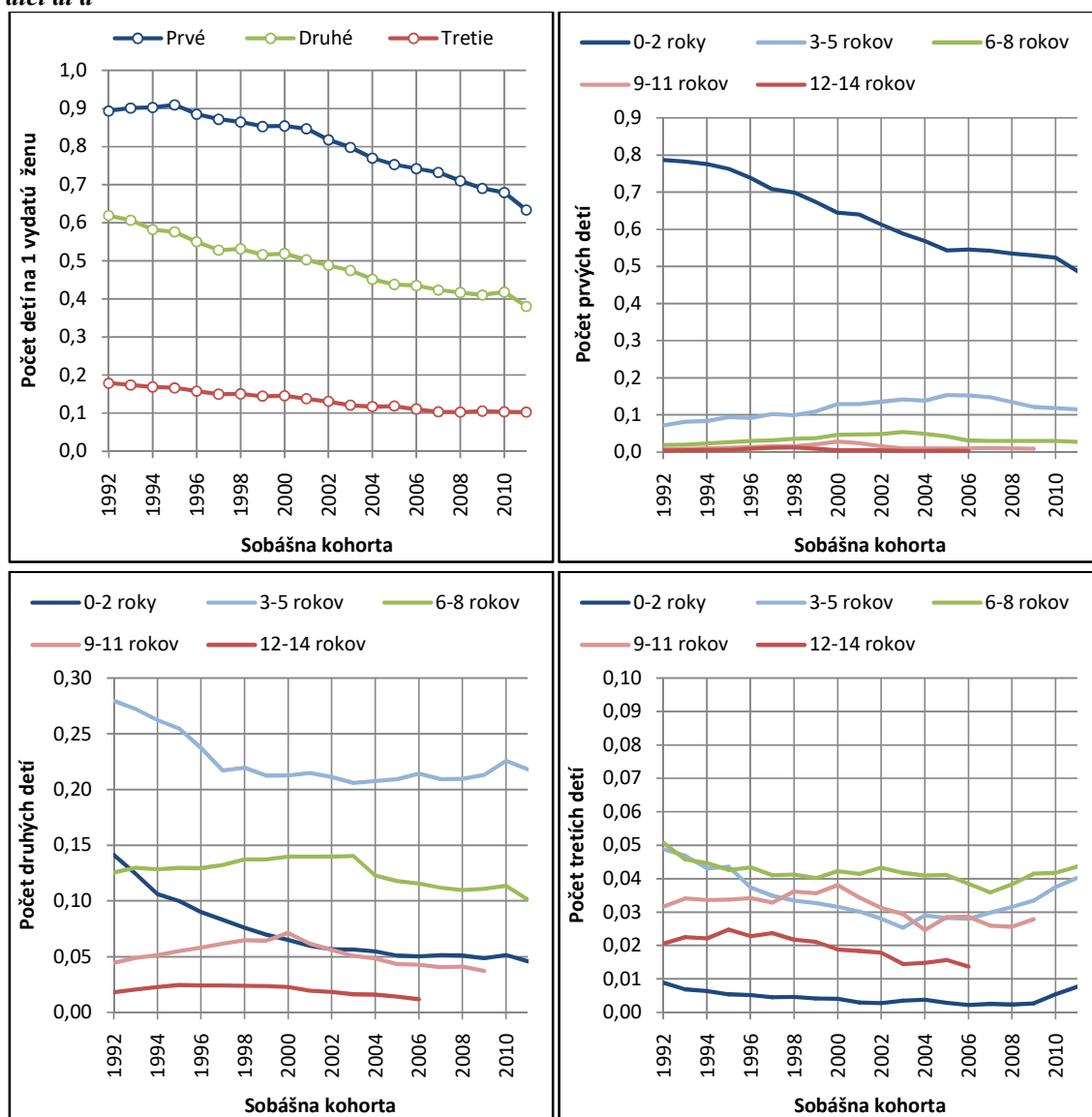
Aj napriek tomu, že na Slovensku pozorujeme už viac ako tri desaťročia rastúci vplyv plodnosti nevydatých žien a v súčasnosti už viac ako 40 % detí sa rodí mimo manželský zväzok, predstavuje plodnosť vydatých žien stále rozhodujúci faktor pre celkovú reprodukciu. Ako však ukazuje obr. 50, intenzita plodnosti vydatých žien má v podstate vo všetkých sobášnych kohortách a u všetkých biologických poradiach klesajúcu tendenciu. Najdynamickejšie sa pritom znižovala intenzita rodenia prvých detí. V ich prípade pozorujeme medzi sobášnymi kohortami 1992–2011 pokles z približne 0,9 na niečo viac ako 0,6 dieťaťa. Aj v tomto prípade však ide o skupiny žien s nerovnakou dĺžkou trvania manželstva, a preto najmä v mladších sobášnych kohortách ide o neúplný údaj. S nižšou dynamikou sa znižoval priemerný počet druhých detí. V kohortách z prvej polovice 90. rokov pripadalo na jednu vydatú ženu ešte viac ako 0,6 dieťaťa, no v kohorte 2011 to je už menej ako 0,4 dieťaťa. Najmenší pokles registrujeme u tretích detí (z necelých 0,2 na 0,1 dieťaťa), no ich intenzita už v najstarších kohortách dosahovala pomerne nízku úroveň. Aj v prípade druhých a tretích detí je potrebné upozorniť, že hodnoty za mladšie sobášne kohorty sú stále predbežné a v nasledujúcom období ešte dôjde k ich miernemu zvýšeniu.

Ak porovnáme kohortnú plodnosť v rovnakých intervaloch od sobáša, môžeme u prvých detí identifikovať pomerne významný pokles intenzity v prvých troch rokoch. Až v najmladších kohortách dochádza k určitej stabilizácii. V prípade intervalu 3–5 rokov od sobáša pozorujeme síce určitý nárast a obdobne aj v období 6–8 rokov, no tieto ani zďaleka nemôžu vykompenzovať zníženie pozorované v prvom menovanom období. Z uvedeného je tak nepriamo zrejmé, že k odkladaniu plodnosti dochádza aj v manželských zväzkoch, keď klesá

vplyv na celkovú reprodukciu v prvých rokoch manželstva a naopak sa mierne zvyšuje úroveň plodnosti po uplynutí viac rokov od sobáša.

U druhých detí bol vývojový trend podobný. Hlavnú úlohu pre celkovú intenzitu zohráva interval 3–5 rokov a s určitým odstupom 6–8 rokov. V prvom menovanom pritom došlo v sobášnych kohortách z prvej polovice 90. rokov k pomerne významnému poklesu, ktorý však následne vystriedala stabilizácia pretrvávajúca v podstate až do najmladšej sledovanej kohorty. V najmladšom časovom úseku do 3 rokov od sobáša pozorujeme tiež významný pokles, ktorý sa však dotkol širšieho spektra sobášnych kohort, pričom k stabilizácii dochádza až pri ženách vstupujúcich do manželstva po roku 2004 (obr. 52).

Obr. 50–53: Plodnosť sobášnych kohort podľa doby uplynulej od uzavretia manželstva a poradia dieťaťa



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

V ostatných analyzovaných intervaloch najprv pozorujeme veľmi mierny rast, ktorý však postupne tiež následne vystriedal mierny pokles. Celkovo sa tak dá povedať, že medzi kohortami došlo jednak k významnému zníženiu vplyvu prvých rokov v manželstve na rodenie druhých detí a u najmladších skupín aj k poklesu plodnosti v neskoršej dobe (po 9. roku). Pre narodenie druhého dieťaťa je tak čoraz významnejší pomerne úzky interval 3–8 rokov od vstupu do manželstva, v ktorom sa koncentruje rozhodujúca časť celkovej plodnosti druhých detí v manželskom zväzku.

V prípade tretích detí hovoríme celkovo o veľmi nízkej intenzite plodnosti. Medzikohortné zmeny vo väčšine sledovaných intervalov od sobáša boli minimálne, čo len potvrdzuje výsledok prezentovaný na obr. 50. Určitou výnimkou sú len úseky od 3 do 5 rokov a čiastočne aj 9–11 rokov, v ktorých môžeme identifikovať mierny pokles. V prvom menovanom období však približne od kohorty 2003 dochádza k určitému oživeniu. Vďaka tomu u najmladších sobášnych kohort tvoria spoločne s intervalom 6–8 rokov hlavné skupiny pre rodenie tretích detí v manželstve.

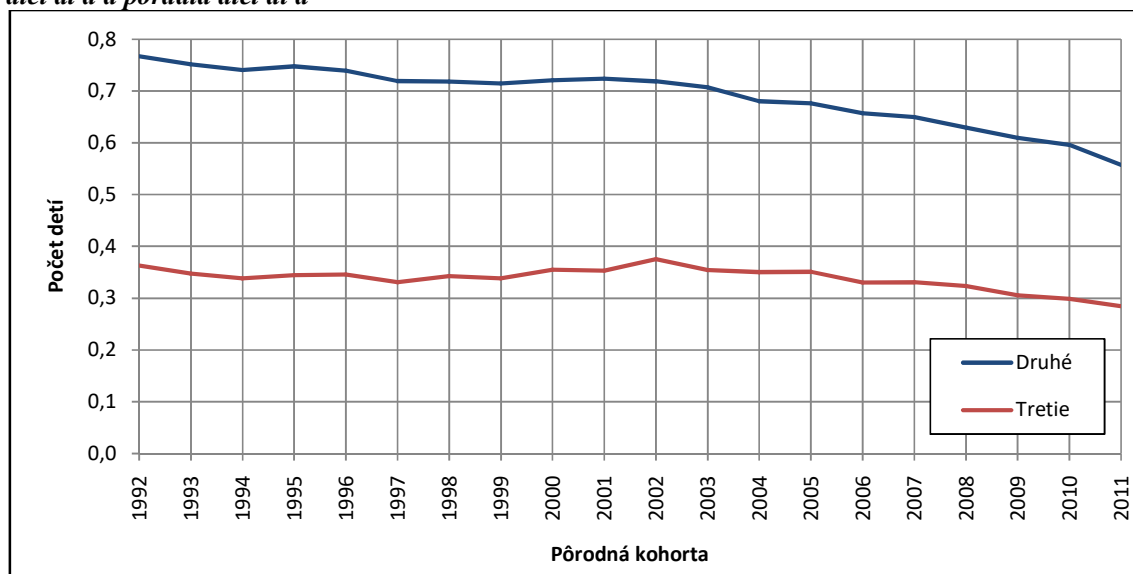
Pokles intenzity rodenia druhých detí v populácii Slovenska potvrdzuje aj kohortná analýza založená na skupinách žien vymedzených rokom narodenia prvého dieťaťa a s tým spojenou dobou, ktorá uplynula od tejto po nasledujúcu udalosť. Keďže opätovne nepracujeme s rovnakými dĺžkami časových úsekov, sú údaje prezentované na obr. 54 predbežnými. Ako si však ukážeme nižšie (pozri obr. 55 a 56), intenzita rodenia druhých a tiež tretích detí je úzko koncentrovaná do prvých rokoch od narodenia predchádzajúceho dieťaťa, a preto aj v prípade najmladšej pôrodnej kohorty z roku 2011 už môžeme hovoriť o minimálnych zmenách smerom do budúcnosti. Priemerný počet detí, ktoré sa narodili jednej žene s prvým dieťaťom porodeným medzi rokmi 1992 a 2011, sa tak podľa získaných výsledkov znížil z necelých 0,77 druhého dieťaťa na takmer 0,56 dieťaťa. V prípade tretích detí rodiacich sa ženám s dvomi deťmi narodenými v sledovaných pôrodných kohortách bola medzikohortná úroveň pomerne dlho stabilizovaná v rozmedzí 0,3–0,4 tretieho dieťaťa. Až od kohort zo začiatku tohto milénia pozorujeme nástup určitého mierneho poklesu pod hranicu 0,3 dieťaťa.

Z vývojového hľadiska je zrejmé, že u druhých detí bol najprv hlavným faktorom spomínaného znižovania intenzity pokles rodenia v prvých troch rokoch od narodenia prvého dieťaťa. Ten však aj napriek tomu spoločne s intervalom 3–5 rokov naďalej tvorí základ pre celkovú intenzitu plodnosti druhého poradia. Na druhej strane však medzikohortne došlo k zvýrazneniu pozície druhej menovanej skupiny.

V ostatných intervaloch spočiatku sledujeme mierny nárast, vďaka čomu celková úroveň klesala medzi kohortami len postupne, no už v kohortách zo začiatku tohto milénia identifikujeme pokles aj v ich prípade (obr. 55). Keďže v prvých troch rokoch od narodenia prvého dieťaťa sa už v týchto pôrodných kohortách intenzita stabilizovala, práve tento vývoj sa stáva hlavným faktorom dynamickejšieho poklesu rodenia druhých detí. Ako vyplýva z obr. 54 a potvrdzuje to aj vývoj úrovne plodnosti tretích detí v porovnateľných úsekoch od narodenia druhého dieťaťa, v tejto paritnej skupine významnejšie medzikohortné zmeny

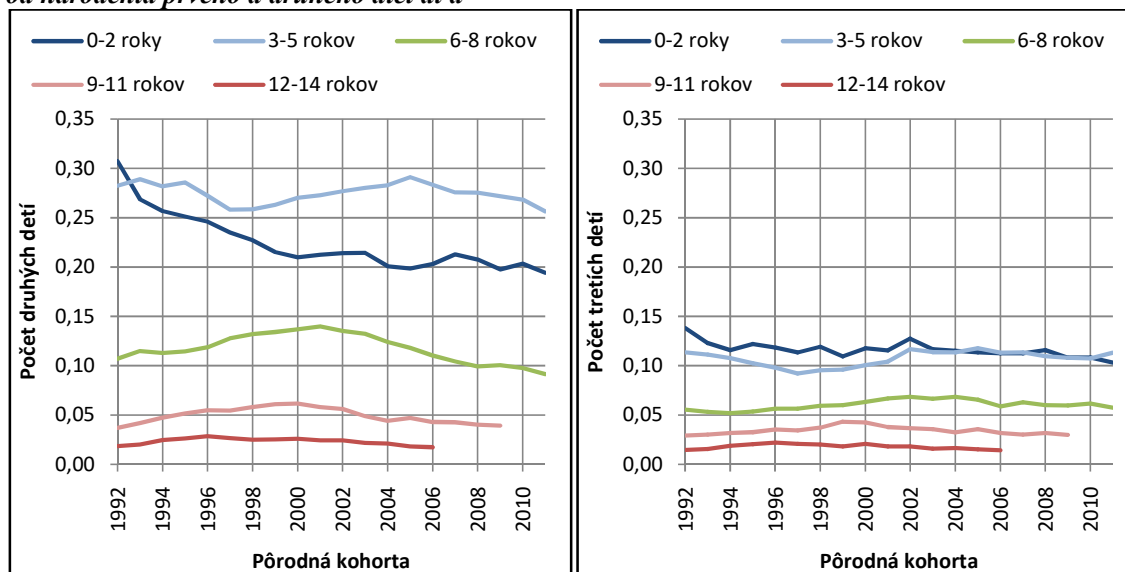
zatiaľ nepozorujeme. To by signalizovalo, že vyššie identifikovaný mierny pokles je skôr spojený s rôznou dĺžkou expozície analyzovaných kohort, ako reálnym poklesom úrovne procesu. Každopádne je zrejmé, že určujúcimi pre celkovú intenzitu rodenia tretích detí zostáva prvých 6 rokov od predchádzajúceho pôrodu, pričom sa vyrovnala úroveň v intervale 0–2 a 3–5 rokov.

Obr. 54: Plodnosť pôrodných kohort podľa doby uplynulej od narodenia predchádzajúceho dieťaťa a poradia dieťaťa



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Obr. 55 a 56: Plodnosť pôrodných kohort druhého a tretieho poradia podľa vybraných intervalov od narodenia prvého a druhého dieťaťa



Zdroj údajov: ŠÚ SR, výpočty autora

Záver

Kohortný prístup výraznou mierou rozširuje analytické možnosti a najmä v období komplexných transformačných zmien predstavuje nezastupiteľný objektivizačný prvok k prierezovým analýzám. Dôvodom je, že viaceré z identifikovaných posunov sú úzko prepojené práve s generáciami socializovanými v odlišných mentálnych kohortách, prípadne s inak vymedzenými skupinami vzájomne sa odlišujúcimi vo svojom reprodukčnom správaní. Na rozdiel od transversálneho prístupu, ktorého indikátory môžu ľahko a pomerne dynamicky reagovať na krátkodobé externé podnety, kohortný prístup a jeho ukazovatele sa menia skutočne len v časoch komplexnej premeny, a teda nám hovoria o reálnej intenzite a časovaní predmetného demografického procesu.

Cieľom monografie bolo predovšetkým priblížiť čitateľovi niektoré možné metodické koncepcie kohortného prístupu aplikovateľné v dátových podmienkach Slovenska a ich následné praktické využitie pri analýze vybraných aspektov transformácie reprodukčného správania, a to najmä v spojitosti s celospoločenskými, kultúrnymi, politickými a hospodárskymi zmenami prebiehajúcimi po roku 1989. Pozornosť bola venovaná najmä formovaniu manželských zväzkov a ich legislatívnemu ukončovaniu a tiež prokreatívnemu správaniu v podobe kohortnej analýzy plodnosti a potratovosti.

Dlhodobá publikácia kvalitných, vyčerpávajúcich a v súčasnosti sa dá povedať aj v dlhých časových radách dostupných údajov o jednotlivých demografických udalostiach na Slovensku predstavuje základný predpoklad pre aplikáciu kohortného analytického prístupu. Navyše existencia digitálnych záznamov z jednotlivých Hlásení OBYV výraznou mierou zjednodušuje samotnú prípravu potrebných vstupných údajov. Určitým nedostatkom v tomto smere je, že predmetnými databázami disponujeme až od roku 1992, čo v niektorých prípadoch súčasne predstavuje aj začiatok výskumu. Ide predovšetkým o proces sobášnosti kohort rozvedených a ovdovených, ako aj rodenie druhých a ďalších detí v závislosti od doby od predchádzajúceho pôrodu, či detí v manželskom zväzku podľa času uplynulého od vstupu do manželstva. V prípade sobášnosti slobodných, plodnosti a potratovosti žien podľa veku a roku narodenia je možné sa oprieť o vhodne upravené vstupné údaje publikované v dlhej časovej rade už po druhej svetovej vojne. Vďaka tomu môžeme analyzovať v kohortnom pohľade predmetné demografické procesy už pre generácie, ktoré ich realizovali v období minulého politického režimu a komparovať tak získané výsledky s transformačnými generáciami osôb narodených od druhej polovice 60. rokov.

Práve v tejto skupine generácií výsledky našich analýz potvrdili nástup prevratných zmien v procese vstupov do prvého manželstva a rodenia detí. K ich hlavným medzigeneračne sa presadzujúcim a postupne sa prehlbujúcim znakom patrí predovšetkým pokles intenzity

v mladšom veku, ako odraz odkladania až odmietania manželstva a materstva a ich realizácia vo vyššom veku. S tým úzko súvisí výrazné starnutie kohortného profilu mier plodnosti a sobášnosti, veková pluralizácia, keďže model skorého a takmer univerzálneho materstva a manželstva je osobami narodenými po roku 1965 rýchlo opúšťaný. Súčasne s tým dochádza k nárastu priemerného veku pri vstupe do prvého manželstva a narodenia prvého dieťaťa. V prípade plodnosti sa pritom ukazuje, že jednotlivé demografické udalosti z hľadiska parity sú úzko previazané a transformačné zmeny podmieňujú aj v kohortnom pohľade intenzitu a časovanie rodenia druhých a ďalších detí.

Proces odkladania manželstva a materstva sa najrýchlejšie medzigeneračne presadil u osôb narodených v 70. rokoch, no smerom k mladším populačným ročníkom dochádza k procesu stabilizácie modelu v prvej polovici reprodukčného veku, vďaka čomu sa objem odloženej plodnosti a sobášnosti už významnejšie neprehlbuje. Na druhej strane však získané výsledky potvrdili, že tento objem odložených demografických udalostí nie je v dostatočnej miere kompenzovaný vo vyššom veku. Výsledkom tak je významný generačný pokles intenzity plodnosti a sobášnosti. Odklon od takmer univerzálneho života v manželskom zväzku sa pritom vo väčšej miere týka mužskej časti populácie. V prípade plodnosti tiež kohortná analýza poukázala na paritnú diferenciáciu v úrovni odkladania a rekuperácie, čo sa prejavuje a bude prejavovať v zmene štruktúry žien podľa počtu narodených detí. Sme svedkami odklonu od dvojdetného modelu v prospech častejšej bezdetnosti a jednodetnosti.

Pokles intenzity sa dotkol nielen formovania prvých manželských zväzkov, ale potvrdzujú ho aj údaje týkajúce sa šanci na opätovný vstup do manželstva u rozvedených a ovdovených osôb. Vo všeobecnosti pritom naše výsledky poukázali na výrazne vyššiu úroveň u rozvedených v porovnaní s ovdovenými, ako aj u mužov v komparácii so ženami. Súčasne sa tiež ukazuje, určité zblížovanie úrovne opakovanej sobášnosti medzi pohlaviami u najmladších rozvodových kohort. Okrem samotného poklesu intenzity došlo tiež k určitým zmenám v rozložení kohortnej sobášnosti podľa doby od rozvodu. Ide predovšetkým o pokles sobášnosti v prvých rokoch a naopak jej nárast v dlhšej dobe od legislatívneho ukončenia predchádzajúceho manželstva.

Takmer kontinuálne rastúca intenzita rozvodovosti na Slovensku po druhej svetovej vojne a významná dynamizácia tohto trendu od začiatku 90. rokov minulého storočia sa prejavili aj v kohortnom pohľade. Aj keď dostupné údaje neumožňujú analyzovať riziko rozvodu u starších sobášnych kohort formujúcich sa pred rokom 1980, zo získaných výsledkov je zrejmé, že smerom k mladším skupinám dochádza jednoznačne k nárastu intenzity. Z predbežných údajov môžeme predpokladať, že najvyššiu realizovanú rozvodovosť dosahovali kohorty z polovice a druhej polovice 90. rokov. V ich prípade by sa podiel rozvedených manželských dvojíc mohol dostať nad hranicu 35 %. Smerom k mladším kohortám zatiaľ identifikujeme pokles rozvodovosti, ktorý jednak súvisí s kratšou dobou expozície rizikom legislatívneho ukončenia zväzku, ale vzhľadom na výsledky našej analýzy sa dá tiež predpokladať, že pôjde o reálny výsledok pôsobenia poklesu prierezovej úrovne

rozvodovosti pozorovaný na Slovensku v posledných rokoch. Okrem medzikohortných zmien v intenzite procesu môžeme identifikovať aj určité posuny v charaktere kohortnej rozvodovosti. Kým v prvých rokoch existencie manželstiev došlo len k minimálnemu nárastu, hlavným aspektom celkového rastu rozvodovosti bolo zvýšenie rizika rozvodu po viac rokoch od sobáša. Tento záver je v podstate plne v súlade s pozorovanými zisteniami získanými analýzou prierezových údajov.

Špecifická potratová kultúra a prijatie interrupcií ako prostriedku dodatočnej antikoncepcie v prostredí nedostatočnej informovanosti o sexuálnom a rodinnom správaní, ako aj dostupnosti moderných foriem kontracepcie prispievali k vysokej úrovni tohto procesu. To sa premietlo následne aj do vývoja kohortných ukazovateľov. Jednoznačne zo získaných výsledkov vyplýva, že najvyššiu intenzitu kohortnej umelej potratovosti dosahovali najstaršie generácie žien, ktorých prevažná časť reprodukčného obdobia prebiehala v spomínaných špecifických podmienkach minulého politického režimu. Jej hodnoty však zostávali vysoké až do generácií zo 60. rokov a až smerom k mladším ženám môžeme identifikovať významnú redukciu priemerného počtu vykonaných interrupcií.

Rovnako ako v predchádzajúcich procesoch, aj v prípade potratovosti došlo medzi generáciami postupne k pomerne dôležitým posunom v jej rozložení podľa veku. V starších kohortách boli interrupcie využívané s vyššou intenzitou v polovici reprodukčného obdobia a tiež okolo 35. roku života. Smerom k mladším generáciám došlo jednoznačne k príklonu umelej potratovosti do mladšieho veku. U žien narodených v prvej polovici 60. rokov išlo dokonca o vek 20–24 rokov. Tým sa potvrdilo úzke prepojenie potratovosti s intenzitou a časovaním koncepcií. Mladnutie vekového profilu potratovosti však pokračovalo aj ďalej, no v generáciách z 80. a začiatku 90. rokov však už identifikujeme pokles umelej potratovosti aj v mladšom veku. Sme svedkami formovania kriviek takmer bez maxima, keď umelá potrativosť je realizovaná v širokom vekovom intervale. Zdá sa, že interrupcie prestávajú byť v najmladších generáciách doménou nejakej vekovo vyhranenej podskupiny žien, ale sú nástrojom na ukončenie neželaného tehotenstva pre širokú škálu osôb v rámci vekovo pluralizujúceho sa procesu reprodukcie.

Spontánna potrativosť ako produkt predovšetkým biologických faktorov medzigeneračne významnejšie zmeny nezaznamenala, aj keď určitý pokles najmä v najstarších kohortách bol predsa len identifikovaný. Zmeny v rozložení kohortných mier potratovosti môžeme identifikovať aj v prípade spontánnych potratov. Súviselo to jednak so zmenami časovania koncepcií, ktoré boli posúvané do stále mladšieho veku, ako aj možnosťami využívania interrupcií ako istej formy regulácie veľkosti rodiny v kombinácii s kontracepčnými praktikami realizovanými vo zvýšenej miere po dosiahnutí istého želaného počtu detí v rodine. V najmladších analyzovaných generáciách však jednoznačne dochádza k výraznému zníženiu spontánnej potratovosti a posunu jej maximálnej úrovne smerom do vyššieho veku. Je to logické vyústenie odkladania koncepcií do vyššieho veku, ako celkového starnutia procesu reprodukcie na Slovensku.

Získané výsledky potvrdili oprávnenosť a dôležitosť kohortného prístupu pri hlbšej analýze reprodukčného správania a najmä transformačných zmien a ich dopadov na jednotlivé procesy. Rovnako je zrejmé, že kvalitné a dlhé časové rady vstupných demografických údajov poskytujú dostatočne relevantnú základňu pre jeho širšie uplatnenie v podmienkach demografického výskumu na Slovensku. Veríme, že predložená publikácia nielen priniesla niektoré nové čiastkové zistenia, ale mohla by byť aj návodom a inšpiráciou pre ďalší výskum v tejto oblasti.

Literatúra

- BHROLCHÁIN NI M. 1992. East-West marriage contrast old and new. In: A. Blum, J.L. Rallu (eds.) *European population II. Demographic dynamics*. s. 461–479.
- CALOT, G., RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 1992. Vznik a zánik manželských svazků a plodnost žen v Československu a Francii. In: Pavlík, Z. (ed.). *Sňatečnost a rodina*, Academia Praha. s. 35–79.
- DŽAMBAZOVIČ, R. 2015. Reprodukčné a rodinné správanie na Slovensku (sociologická interpretácia trendov). In: I. Chorvát, R. Džambazovič (eds.). *Rodina na Slovensku v teórii a vo výskume*. Bratislava : STIMUL, s. 11–51.
- DŽAMBAZOVIČ, R. 2016. S kým žijeme v jednej domácnosti? meniace sa formy rodinného správania na Slovensku z pohľadu štruktúry domácnosti. *Slovenská štatistika a demografia*. 26 (1), s. 29–47.
- HAJNAL, J. 1965. European Marriage Patterns in Perspective. In: D.V. Glass, D.C. Eversley (eds.) *Population in History*. pp. 101–143.
- HINDE, A. 1998. *Demographic Methods*. London: Arnold.
- JASILIONIENE, A., JDANOV, D.A., SOBOTKA, T., ANDREEV, E.M., ZEMAN, K., SHKOLNIKOV, V.M. 2015. *Methods Protocol for the Human Fertility Database*. <http://www.humanfertility.org/Docs/methods.pdf>
- KALMIJN, M. 2007. Explaining cross-national differences in marriage, cohabitation, and divorce in Europe, 1990–2000. *Population studies* 61 (3), pp. 243–263.
- KRÁLOVCOVÁ, M. 1982: Plodnost poválečných kohort v SSR. *Demografie*, 24, 3, s. 209–220.
- KUČERA, M. 1994. *Populace České republiky 1918–1991*. Praha: Česká demografická společnost, Sociologický ústav AV ČR.
- LESNÝ, I. 1978: Plodnost poválečných kohort v ČSR. *Demografie*, 20, 2, s. 106–116.
- LESNÝ, I. 1979: Sňatečnost svobodných žen v ČSR po druhé světové válce a její vztah k plodnosti prvního pořadí. *Demografie*, 21, 1, s. 15–21.
- LESNÝ, I. 1979: Vývoj celkové úmrtnosti žen a úmrtnosti svobodných žen v reprodukčním věku u generací 1930–1954. *Demografie*, 21, 2, s. 122–128.
- LESNÝ, I. 1980: Uzavírání a zániky manželství žen, narozených v letech 1930–1954. *Demografie*, 22, 1, s. 39–54.
- LESNÝ, I. 1983: Sňatečnost rozvedených v Československu. *Demografie*, 25, 4, s. 289–299.
- LESNÝ, I. 1984: Vliv věku při rozvodu na sňatečnost rozvodových kohort. *Demografie*, 26, 3, s. 201–208.

- LESNÝ, I., MAŠKOVÁ, M. 1983: *Kohortní analýza poválečného vývoje plodnosti v ČSR a SSR*. Praha: Ústav pro filozofii a sociologii ČSAV.
- LIVI-BACCI, M. 2003. *Populace v evropské historii*. Nakladatelství Lidové noviny. Praha.
- MÉSZÁROS, J. 2017a: *Teoretické a metodologické prístupy konštrukcie generačných úmrtnostných tabuliek a ich zhodnotenie v kontexte dátových podmienok Slovenska*. Bratislava: INFOSTAT.
- MÉSZÁROS, J. 2017b: *Zhodnotenie metodických postupov konštrukcie prierezočných a generačných úmrtnostných tabuliek a identifikácia hlavných rozdielov*. Bratislava: INFOSTAT.
- MICHÁLKOVÁ, 1980: Vývoj celkovej potratovosti žien v reprodukčnom veku v ČSR generácií 1930–1954. *Demografie*, 12, 1, s. 82–85.
- MONNIER, A., RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 1992. The Division of Europe into East and West. *Population: An English Selection*, 4, s. 129–160.
- PAVLÍK, Z., RYCHTAŘÍKOVÁ, J., ŠUBRTOVÁ, A. 1986. *Základy demografie*. Praha: Academia.
- PILINSKÁ, V. (ed.) 2005. *Demografická charakteristika rodiny na Slovensku*. INFOSTAT Bratislava.
- PODMANICKÁ, Z. (ed.) 2015. *Rodinné správanie populácie Slovenska*. ŠÚ SR Bratislava.
- POTANČOKOVÁ, M. 2004: Zmena prokreatívneho správania slovenských žien po roku 1990 v transverzálnom a longitudinálnom pohľade. *Demografie*, 46, 3, s. 177–185.
- POTANČOKOVÁ, M. 2008. *Plodnosť žien na Slovensku v období rokov 1950–2007 v generačnom pohľade*. Bratislava: INFOSTAT.
- POTANČOKOVÁ, M. 2009. Potratovosť. In: B. Vaňo (ed.) *Populačný vývoj v Slovenskej republike 2008*. Bratislava: INFOSTAT, s. 33–40.
- POTANČOKOVÁ, M. 2010: *Prierezové tabuľky plodnosti pre Slovenskú republiku*. Bratislava: INFOSTAT.
- POTANČOKOVÁ, M. 2011: Zmena reprodukčného správania populácie Slovenska po roku 1989: trendy, príčiny a dôsledky. In: M. Piscová (ed). *Desaťročia premien slovenskej spoločnosti*. Bratislava: Sociologický ústav SAV, s. 142–159.
- PRESSAT, R. 1972: *Demographic Analysis. Methods, Results, Applications*. London: Edward Arnold.
- RALLU, L., TOULEMON, L. 1994. Period fertility measures. The construction of different indices and their application to France, 1946–89. *Population, An English Selection*, 6: 59–94.
- ROUBÍČEK, V. 1961: Zkoumání plodnosti manželských kohort. *Statistika a demografie* II, s. 347–370.
- ROUBÍČEK, V. 1965: Kohortní analýza a problémy jejího využití pro odhady specifických plodností. *Statistika a demografie*, V, s. 43–75.

- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 1984: Tabulky sňatečnosti a jejich konstrukce. *Demografie*, 26, 2, s. 110–122.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 1993. Family Formation in the Czech and Slovak Republics. *ACTA UNIVERSITATIS CAROLINAE Geographica XXVIII*, 1, s. 31–52.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 1994. Czech and Slovak Families in the European Context. *Journal of Family History*, 19, 2, s. 131–147.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 1995. Sňatečnost svobodných v České republice dříve a dnes. *Demografie* 37, s. 157–172.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 2004: Změny v generační plodnosti v České republice se zaměřením na vzdělání žen. *Demografie*, 46, 2, s. 77–90.
- SOBOTKA, T. 2011. Fertility in Central and Eastern Europe after 1989: Collapse and Gradual Recovery. *Historical Social Research*, 36, 2, s. 246–296.
- SOBOTKA, T., ZEMAN, K., LESTHAEGHE, R., FREJKA, T. 2011a: Postponement and recuperation in cohort fertility: new analytical and projection methods and their application. *European Demographic Research Papers 2011-2*, Vienna: Vienna Institute of Demography, Austrian Academy of Sciences.
- SOBOTKA, T., ZEMAN, K., LESTHAEGHE, R., FREJKA, T., NEELS, K. 2011b: Postponement and Recuperation in Cohort Fertility: Austria, Germany and Switzerland in a European Context. *Comparative Population Studies – Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 36, 2–3, s. 417–452.
- STLOUKAL, M. 1998: Umělá potratovost v České republice v kohortním pohledu. *Demografie*, 40, 2, s. 81–92.
- STLOUKAL, L. 1999 Understanding the „abortion culture,, in Central and Eastern Europe. In: DAVID, Henry, Philip – SKILOGIANIS, Joanna (eds.). *From Abortion to Contraception: A Resource to Public Policies and Reproductive Behaviour in Central and Eastern Europe from 1917 to the Present*. Westport, Connecticut: Greenwood Press, s. 23–37.
- ŠPROCHA, B. 2016: Transformácia sobášnosti slobodných v Českej a Slovenskej republike v prierezovom a kohortnom pohľade. *Demografie*, 58, 3, s. 230 – 248.
- ŠPROCHA, B., TIŠLIAR, B. 2016. *Transformácia plodnosti žien Slovenska v 20. a na začiatku 21. storočia*. Bratislava: Centrum pre historickú demografiu a populačný vývoj Slovenska FiF UK v Bratislave.
- ŠPROCHA, B., TIŠLIAR, P. 2018. *100 rokov obyvateľstva Slovenska: od vzniku Československa po súčasnosť*. Bratislava: Centrum pre historickú demografiu a populačný vývoj Slovenska FiF UK v Bratislave.
- VAN DE KAA, D. J. 1997. Options and Sequences: Europe's demographic patterns. *Journal of the Australian Population Association*, 14, 1, s. 1–29.
- VANDESCHRIK, CH. 2000. *Demografická analýza*. Praha: Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Katedra demografie a geodemografie.

- VAŇO, B. a kol. 2001. *Obyvateľstvo Slovenska 1945–2000*. Bratislava: INFOSTAT.
- YOO, S.H. 2016. Postponement and recuperation in cohort marriage: The experience of South Korea. *Demographic Research*, 35, s. 1045–1078.

Branislav Šprocha

**Transformácia reprodukčného správania na Slovensku
v kohortnom pohľade**

Vydal: **INFOSTAT – Výskumné demografické centrum**

Leškova 16

817 95 Bratislava

ISBN: **978-80-89398-45-4**

Rozsah: **88 strán, 5,18 AH, 1. vydanie**

Počet výtlačkov: **150**

ISBN 978-80-89398-45-4