

**Univerzita Karlova  
Přírodovědecká fakulta**

Studijní program: Demografie



**Bc. Jakub Vachuška**

**Analýza vývoje plodnosti ve vybraných zemích Evropy mezi lety 1970 a 2014  
s využitím alternativních metod**

Analysing fertility developments in selected European countries between 1970 and  
2014 using alternative methods

Diplomová práce

Vedoucí práce: RNDr. Olga Kurtinová, Ph.D.

Praha, 2021

**Prohlášení:**

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracoval samostatně a že jsem uvedl všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze, 7. 12. 2020

.....

**Poděkování:**

Děkuji své vedoucí diplomové práce RNDr. Olze Kurtinové, Ph.D. za vedení práce, její cenné rady, doporučení, komentáře a trpělivost. Díky bych chtěl vyjádřit i prof. RNDr. Jitce Rychtaříkové, CSc. za poskytnutou konzultaci. Dále děkuji své rodině za podporu a poskytnutí podmínek pro psaní.

## **Analýza vývoje plodnosti ve vybraných zemích Evropy mezi lety 1970 a 2014 s využitím alternativních metod**

### **Abstrakt**

Transversální ukazatele plodnosti jako úhrnná plodnost jsou při změně časování plodnosti zkresleny tempo efektem. Nové ukazatele jako očištěná úhrnná plodnost toto zkreslení odstraňují a poskytují jiný pohled na trendy plodnosti v zemích s přítomným tempo efektem. Takovými státy byly a stále jsou státy bývalého Východního bloku a další evropské státy. Tato práce využívá právě očištěné úhrnné plodnosti a dat z Human Fertility Database k popisu zkreslení úrovně plodnosti tempo efektem ve Švédsku, Norsku, Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě v období 1970–2014. Za stejné období je detailnější analýza provedena podle pořadí narození ve Švédsku a Česku. Záporný tempo efekt je ve Švédsku a Norsku přítomný již od 70. let 20. století, ve zbylých státech od 90. let, kdy odkládání rození dětí bylo velice rozšířené. U Švédska a Česka byl tempo efekt nejvýraznější u prvního pořadí a jeho hodnota se s každým dalším pořadím snižovala.

**Klíčová slova:** plodnost, časování, úroveň, odkládání, očištěná úhrnná plodnosti, tempo efekt

**Počet znaků bez mezer:** 138 653

## **Analysing fertility developments in selected European countries between 1970 and 2014 using alternative methods**

### **Abstract**

Transversal fertility indices as the total fertility rate are distorted by tempo effect when timing of childbearing is changing. New indices as the tempo-adjusted total fertility rate remove this distortion and give another perspective on fertility trends in countries with present tempo effect. These countries are former Eastern Bloc countries and other European countries. This thesis uses the tempo-adjusted total fertility rate and data from Human Fertility Database to describe tempo distortion in fertility level in Sweden, Norway, Czechia, Slovakia, Estonia and Lithuania in period 1970–2014. A more detailed analysis by parity in Sweden and Czechia is conducted in the same period. Negative tempo effect has been present from 1970s in Sweden and Norway and then from 90s in the countries left with fertility postponement being very widespread. The tempo effect level in Sweden and Czechia was substantial at parity one and diminishing with higher parities.

**Keywords:** fertility, timing, level, postponement, adjusted total fertility rate, tempo effect

**Number of characters without blank spaces:** 138 653

## **OBSAH**

<b>Seznam použitých obrázků.....</b>	<b>7</b>
<b>1 Úvod.....</b>	<b>8</b>
<b>2 Diskuze literatury – teoretický rámec.....</b>	<b>11</b>
2.1 Od Rydera a Hajnala po Bongaartse a Feeneyho .....	11
2.1.1 Longitudinální, nebo transversální? .....	11
2.1.2 Očištěná úhrnná plodnost .....	15
2.1.3 Předpoklady očištěné úhrnné plodnosti a jejich kritika.....	17
2.1.4 Typy zkreslení tempo efekty .....	23
2.1.5 Nežádoucí výskyt zkreslení tempo efektem podle využití daného ukazatele.....	24
2.2 Trendy plodnosti v evropských státech od druhé poloviny 20. století .....	27
2.2.1 Druhý demografický přechod.....	27
2.2.2 Plodnost v Evropě ve druhé polovině 20. století a na počátku nového tisíciletí s ohledem na tempo efekt .....	28
<b>3 Výzkumné otázky a hypotézy .....</b>	<b>32</b>
<b>4 Data a metody.....</b>	<b>34</b>
4.1 Data.....	34
4.2 Metody.....	34
4.2.1 Míra plodnosti podle věku a pořadí narození .....	35
4.2.2 Úhrnná plodnost podle pořadí narození .....	35
4.2.3 Průměrný věk matky při narození dítěte podle pořadí narození.....	35
4.2.4 Očištěná úhrnná plodnost .....	35
4.2.5 Počet živě narozených dětí při nezměněném časování plodnosti.....	36
4.2.6 Změna počtu živě narozených tempo efektem .....	36
4.2.7 Komponent tempa .....	37
4.2.8 Změna úhrnné plodnosti tempo efektem .....	37
<b>5 Analytická část .....</b>	<b>38</b>
5.1 Předpoklad konstantního věkového profilu plodnosti .....	38

5.2	Analýza vývoje plodnosti za všechna pořadí narození ve Švédsku, Norsku, Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě mezi lety 1970 a 2014.....	39
5.3	Analýza vývoje plodnosti podle pořadí narození ve Švédsku mezi lety 1970 a 2014 .....	51
5.4	Analýza vývoje plodnosti podle pořadí narození v Česku mezi lety 1970 a 2014 .....	58
<b>6</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>65</b>
	<b>Seznam zdrojů .....</b>	<b>69</b>
	<b>Přílohová část .....</b>	<b>73</b>

## SEZNAM POUŽITÝCH OBRÁZKŮ

Obr. 1:	Vývoj úhrnné plodnosti ve vybraných státech Evropy, 1970–2014 .....	40
Obr. 2:	Vývoj průměrného věku matky při narození dítěte ve vybraných státech Evropy, 1970–2014 .....	42
Obr. 3:	Vývoj úhrnné plodnosti, očištěné úhrnné plodnosti a komponentu tempa ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014 .....	44
Obr. 4:	Vývoj změny počtu živě narozených tempo efektem (v %) v daném roce ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014 .....	49
Obr. 5:	Vývoj změny úhrnné plodnosti tempo efektem (v %) v daném roce ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014 .....	50
Obr. 6:	Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014 .....	52
Obr. 7:	Vývoj průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014 .....	53
Obr. 8:	Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození a očištěné úhrnné plodnosti podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014 .....	54
Obr. 9:	Vývoj komponentu tempa podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014 .....	55
Obr. 10:	Vývoj změny úhrnné plodnosti podle pořadí narození tempo efektem (v %) v daném roce ve Švédsku, 1970–2014 .....	57
Obr. 11:	Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození v Česku, 1970–2014 .....	59
Obr. 12:	Vývoj průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí narození v Česku, 1970–2014 .....	60
Obr. 13:	Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození a očištěné úhrnné plodnosti podle pořadí narození v Česku, 1970–2014 .....	61
Obr. 14:	Vývoj komponentu tempa podle pořadí narození v Česku, 1970–2014 .....	62
Obr. 15:	Vývoj změny úhrnné plodnosti podle pořadí narození tempo efektem (v %) v daném roce v Česku, 1970–2014 .....	63

## Kapitola 1

### Úvod

Demografové se v analýze demografických procesů tradičně věnují oběma jejich aspektům – intenzitě a časování. Rozvoj metodiky, kterou v analýze používají, přináší stále důmyslnější výpočty pro jejich kvantifikaci a obohacuje tak poznání těch událostí, které definují a modifikují život člověka. V průběhu času se pozornost demografů stáčela stále více k vzájemné interakci zmíněných dvou aspektů, jelikož bylo patrné, že intenzita demografických procesů, centrální zájem studia demografie, je ovlivňována svým časováním.

Zásadní přínos pro poznání jejich vzájemného působení představovalo celoživotní dílo Normana Rydera (1956, 1960, 1964a, 1964b, 1980) věnující se plodnosti. Mezi prvními jeho příspěvky k danému tématu byl poznatek, že časování plodnosti, respektive jeho změna v longitudinálním pohledu – pohledu skupiny žen narozených ve stejný rok a sledovaných v průběhu jejich života – ovlivňuje úroveň plodnosti naměřenou v transversálním pohledu – pohledu skupiny žen narozených v různých letech v minulosti a žijících v daný rok měření. To jinými slovy znamená, že trendy časování demografických jevů v longitudinálním pohledu mohou mít zkreslující dopad na jejich trendy intenzity v transversálním pohledu, a dokud je tato skutečnost opomíjena, studium využívající druhého zmíněného pohledu je jen stěží kompletní.

Tento Ryderův poznatek a poznatky dalších demografů znamenají značnou pozornostihodnou kritiku nejrozšířenějšího transversálního ukazatele plodnosti nazývaného úhrnná plodnost. Zmíněná kritika dala vzniknout diskuzi o vhodnosti užívání transversálních a longitudinálních ukazatelů, v které zastánci transversálního přístupu přinášeli poměrně silné argumenty na jeho obranu (Ní Bhrolcháin, 1992).

Diskuze o tom, jestli transversální přístup upozadovat kvůli popsání zkreslení, kterými jsou transversální ukazatele jako úhrnná plodnost postiženy, nebo ne, je nepochybně relevantní. Ovšem přínosnější zcela jistě je diskuze o odstranění tohoto zkreslení v transversálních ukazatelích, ke které se pozornost demografů obrátila po vydání článku Bongaartse a Feeneyho (1998). Tito demografové přišli s výpočtem transversálního ukazatele pojmenovaného jako očištěná úhrnná plodnost, který odstraňuje vliv měnícího se časování plodnosti pozorovaného v tomtéž pohledu a implikujícího změnu v longitudinálním pohledu. To znamenalo významný pokrok pro kvantifikování vlivu změny časování plodnosti. Jimi navržený ukazatel ovšem obsahuje několik předpokladů, kvůli kterým se stal předmětem tvrdé kritiky (van Imhoff a Keilman, 2000; Kim a Schoen, 2000; Schoen, 2004).



Nový výpočet odstraňující vliv měnícího se časování plodnosti, tzv. tempo efekt, byl představen právě v době, kdy ve státech bývalého Východního bloku docházelo k výrazným proměnám reprodukčního chování žen v důsledku změn popsanych jako druhý demografický přechod (van de Kaa, 1987) v kombinaci se změněnou ekonomickou situací. Tyto změny reprodukčního chování se týkaly intenzity plodnosti i jejího časování a z důvodu jejich vzájemného ovlivňování tak žádaly detailnější studium, které by využívalo právě ukazatelů očištěných o efekt časování. Takové studie nově vznikaly s naléhavostí a poukazovaly na přítomnost výrazného tempo efektu zkreslujícího standardně užívanou úhrnnou plodnost a vysvětlujícího změnu úrovně plodnosti odkládáním rození dětí do vyššího věku matky (Bongaarts, 2002; Sobotka, 2004; Goldstein a kol., 2009; Sobotka a Lutz, 2010; Bongaarts a Sobotka, 2012). Velmi nízké intenzity plodnosti zaznamenané v diskutovaných ale i dalších evropských zemích v 90. letech 20. století, před nimi ale i později byly umožněny dle těchto analýz pouze díky tempo efektu. Jeho význam byl tak vysoký, že si vysloužil centrální pozici v nově rozvinutých modelech a konceptech, které ho vnímají a studují jako nevyhnutelnou fázi vývoje plodnosti ve vyspělých státech světa (Kohler a kol., 2002; Goldstein a kol. 2009).

Tato diplomová práce má za cíl *popsat trendy vývoje plodnosti v šesti vybraných evropských zemích s důrazem na změnu časování a její vliv na úroveň plodnosti v období 1970–2014*. Pro tyto účely jsou jako základ analýzy využity úhrnná plodnost a očištěná úhrnná plodnost Bongaartse a Feeneyho (1998). Šestmi vybranými státy jsou Švédsko, Norsko, Česko, Slovensko, Estonsko a Litva. První dva zmíněné státy zastupují region, v kterých je zaznamenáván již několik desetiletí tempo efekt snižující úroveň plodnosti (Sobotka, 2004). Česko, Slovensko, Estonsko a Litva představují státy bývalého Východního bloku ovlivňované po dlouhou dobu podobným ne-li stejným státním režimem a po jeho pádu v 90. letech státy charakteristické náhlými, rozsáhlými změnami reprodukčního chování žen s výrazným odkládáním rození dětí (Sobotka, 2004). Před tímto obdobím byly Česko a Slovensko jedním státem a během tohoto období se s novou ekonomickou situací vyrovnaly o něco lépe než zbylé státy bývalého Východního bloku (Sobotka, 2011).

Analyzované období 1970–2014 poskytuje možnost srovnání vývoje plodnosti ve Švédsku a Norsku po již ukončeném druhém demografickém přechodu a v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě nejdříve v období poměrně stabilní úrovně plodnosti a později v období předělovém s rozsáhlými změnami reprodukčního chování. Detailnější analýza podle pořadí narození dítěte je za stejné období provedena za Švédsko a Česko a jejím cílem je porovnat trendy plodnosti s důrazem na tempo efekt mezi jednotlivými pořadími narození v daném státě. Pro tuto detailnější analýzu je Švédsko vybráno jako stát v pokročilé fázi vývoje po druhém demografickém přechodu s významným vlivem rodinné politiky na reprodukční chování a potenciálně různým vlivem na jednotlivá pořadí narození a Česko jako stát s nejdříve poměrně stabilním a poté rychle a razantně se proměňujícím reprodukčním chováním, které se v druhé části analyzovaného období utvářelo do současné podoby, taktéž s potenciálně odlišným vývojem podle pořadí narození. Zdrojem dat je databáze Human Fertility Database.

Druhá kapitola shrnuje diskuzi o vhodnosti longitudinálního a transversálního přístupu v analýze plodnosti, představuje očištěnou úhrnnou plodnost Bongaartse a Feeneyho (1998) včetně jejich předpokladů, kritiky a také kategorizuje druhy zkreslení přítomné v transversálních

ukazatelích a shrnuje poznatky literatury o trendech plodnosti v evropských zemích od druhé poloviny 20. století do nedávné minulosti s důrazem na tempo efekt. Třetí kapitola stanovuje výzkumné otázky, které jsou založené na poznacích literatury a které budou zodpovězeny v provedené analýze, a čtvrtá kapitola seznamuje čtenáře s využitými daty a postupy výpočtu ukazatelů. Pátá kapitola nejdříve shrnuje poznatky literatury ohledně hlavního předpokladu výpočtu očištěné úhrnné plodnosti v některých evropských státech a poté se obrací k samotné analýze nejdříve pro všech šest států bez ohledu na pořadí narození a nakonec i pro Švédsko a Česko podle jednotlivých pořadí narození. Závěrečná šestá kapitola shrnuje hlavní poznatky analýzy, připomíná limity použité metody a navrhuje další směry výzkumu.

## Kapitola 2

### Diskuze literatury – teoretický rámec

Teoretická část se skládá ze dvou podkapitol a obě vycházejí ze studia literatury. První podkapitola je věnována tématu ukazatelů plodnosti včetně poměrně nového ukazatele očištěné úhrnné plodnosti, který tvoří základ analytické části této práce. Druhá podkapitola shrnuje trendy plodnosti s důrazem na časování v šesti vybraných státech za období, za které bude provedena analýza v páté kapitole.

#### 2.1 Od Rydera a Hajnala po Bongaartse a Feeneyho

##### 2.1.1 Longitudinální, nebo transversální?

Již dlouho mezi demografy v oblasti analýzy plodnosti probíhá diskuze o užívání longitudinálního a transversálního přístupu, o vhodnosti ukazatelů a o tzv. tempo efektu. Tato diskuze sahá zpět v čase nejméně po takové významné demografy jako Norman Ryder nebo John Hajnal. Ryder se o toto téma zajímal již ve své disertační práci, napsal na něj mnoho článků a nejspíše to byl on, kdo ho zásadně zviditelnil.

Ryder (1960) si uvědomoval, že rozbíhavost transversálních a longitudinálních ukazatelů plodnosti má kořeny ve změnách časování plodnosti žen v po sobě jdoucích kohortách, a jejich vztah vystihoval tak, že změny časování plodnosti v kohortách se promítají do změn měřené plodnosti v obdobích. Identifikoval tak důvod nestejných výsledků analýz v těchto dvou pohledech. Zároveň je z jeho slov jasné, že nestejnost považoval přinejmenším za nevýhodu, ne-li přímo za chybu transversálního přístupu, nikoliv jako prostý výsledek dvou stejně hodnotných přístupů. Jeho výtek však bylo více, např. skutečnost, že úhrnná plodnost na rozdíl od konečné plodnosti v longitudinálním přístupu může přerůst hodnotu jednoho dítěte na jednu ženu, nebo že, jak se domníval, míry porodnosti se chovají nevyzpytatelněji spíše mezi obdobími než mezi kohortami. Ačkoli nabádal k preferování analýz reprodukčního chování v kohortách, byl si dobře vědom, že politiky reagují na charakteristiky plodnosti a porodnosti v obdobích. Coale v komentáři, který je k Ryderovu (1960) článku připojen, upozornil na to, že nelze opomíjet transversální pohled, mimo jiné také proto, že počet narozených v určitém roce je dán charakteristikami plodnosti v tomto roce. Avšak stejně jako Ryder i on viděl vyšší stabilitu charakteristik plodnosti mezi kohortami než mezi obdobími jako výhodu kohortního přístupu.

I další Ryderovy práce se opakovaně dotýkaly kohortní analýzy (Ryder, 1986) a upozorňovaly na její odlišování od analýzy transversální (Ryder, 1964a). Ryder dokonce pracoval i na metodě výpočtů, která by převáděla kohortní a transversální ukazatele mezi sebou (Ryder, 1964b).

Ní Bhrolcháin (1992) ve svém článku popsala, jaký byl přístup demografů ke vhodnosti longitudinálního a transversálního pohledu ve studiu plodnosti právě v době působnosti Rydera a Hajnala, přidala další jejich důvody pro preferenci longitudinálního pohledu, avšak také svou kritiku k nadřazování longitudinálního pohledu nad transversální.

Hajnal byl znepokojen využíváním transversálních ukazatelů, což odůvodňoval tak, že z hlediska dlouhodobého populačního vývoje, který je z jeho pohledu důležitější než situace v jeden konkrétní rok, jsou fluktuace transversálních ukazatelů nežádoucí. Své tvrzení podpořil daty a jako první použil termínů odkládání rození („postponement“) a dohánění rození („making up“), kterými označoval děje, které vedou k odklonu hodnot transversálních ukazatelů od longitudinálních. Z jeho argumentů tak vzešlo doporučení využívat ukazatele longitudinální. Při využívání transversálních ukazatelů doporučoval specifikaci podle pořadí narození. Zatímco jeho první doporučení se v praxi rozšířilo, druhé nikoliv.

Podle Ní Bhrolcháin (1992) Ryder opřel své preference longitudinálního přístupu o silnější a lépe formulované důvody než Hajnal. Mezi ně patřila například tvrzení, že kohorty se od sebe vzájemně liší sociálně a demograficky a jejich odlišení přetrvává v čase, nebo že časové řady longitudinálních ukazatelů jsou plynulejší než transversálních. Autorka se nad takovými tvrzeními s přihlédnutím k nynějším poznatkům zamyslela a v podstatě došla k závěru, že jsou jako argumenty k upřednostňování longitudinálních ukazatelů nerelevantní. K prvnímu uvedenému tvrzení píše, že pro něj neexistují empirické důkazy, a uvažuje, že události 20. století by byly jistě dostatečným impulsem pro některé kohorty chovat se odlišně, kdyby měly opravdu takový vliv. To se však nestalo. Přechody v charakteristikách plodnosti od kohorty ke kohortě jsou velice hladké. Navíc na rozdíl od úmrtnosti, jejíž budoucí průběh je do jisté míry otisknut do osudu kohort vývojem v jejich nejmladších letech života, není generacím žádným způsobem biologicky předáno reprodukční chování. Nemluvě o tom, že Ryderovo myšlení se v různých etapách jeho kariéry lišilo<sup>1</sup>.

V diskuzi o reprodukčním chování kohort Ní Bhrolcháin (1992) zmínila i Easterlinovu teorii, kterou považuje za jedinou teorii nabízející důvody, proč by se některé kohorty mohly chovat odlišně. Na počátku svého bádání Easterlin (1968) našel souvislost mezi reprodukčním chováním žen ve věku obvyklého zakládání rodiny a průběhem Kuznetsových cyklů. Ve své pozdější práci pak hledal příčinu změn reprodukčního chování s ohledem na pracovní trh (Easterlin, 1978). Tato souvislost spočívá v následujícím. Pohyby v intenzitě porodnosti vedou k různě velkým kohortám, tím pádem se na pracovním trhu vyskytují kohorty vícepočetné a méněpočetné. Řekněme, že kohorta mladých mužů vstupujících na pracovní trh je početně menší, zatímco kohorta starších mužů, kteří na pracovním trhu už jsou, je početně větší. Mladí muži mají díky své nižší početnosti výhodu vysokého relativního příjmu, vysoké zaměstnanosti atd. Jinými slovy jejich relativní ekonomická pozice díky malé početnosti jejich kohorty je lepší, než by byla

---

<sup>1</sup> Např. v článku z roku 1956 psal, že osvojení si kohortního pohledu je nezbytné, nikoliv však dostatečné, v článku z roku 1964 psal, že kohortní ukazatele by byly pravděpodobně preferované, kdyby byly praktické. Později se k pohledu longitudinálnímu na úkor transversálního přikláněl více a poté v dalších pracích připouštěl důležitost obou.

v opačném případě. Díky jejich lepší ekonomické situaci jsou jejich rodiny zajištěny a rodí se v nich více dětí a páry častěji vstupují do manželství. Autor teorii rozpracoval ještě dále, např. tvrdil, že prázdná pracovní místa po těchto ženách, které rodí a vychovávají děti a chybí tak na trhu práce, zaplňují ženy starší, jejichž muži jsou z početnějších kohort a mají tedy horší relativní ekonomickou pozici. Podstatou Easterlinovy teorie tedy je, že změna zaměstnanosti žen a změna jejich plodnosti mezi sebou nemají vztah příčina/následek, nýbrž jsou obě reakcí na změnu v relativním příjmu mužů, která je zase následkem výměny různě velkých kohort. Tuto teorii rozpracoval na základě jevů pozorovaných v USA v počátku druhé poloviny 20. století. Ní Bhrolcháin (1992) ovšem tvrdí, že jeho teorie nikdy nebyla empiricky dokázána.

K plynulosti časových řad Ní Bhrolcháin (1992) napsala, že Ryder, a především pak Hajnal upřednostňovali longitudinální pohled pravděpodobně také z toho důvodu, že hrubá a čistá míra reprodukce, které využívali pro popis výměny generací a vyvozovali z nich dlouhodobý populační vývoj, ve 30. a 40. letech 20. století v nejvyspělejších státech světa s nejnižší plodností ve svých hodnotách významně fluktovaly. Zaprvé Hajnal vnímal plynulé časové řady bez fluktuací jako spolehlivější a zadruhé, jak dodává Ní Bhrolcháin (2011) ve svém pozdějším článku, v té době nebyly empiricky dodrženy předpoklady stabilních podmínek (zachování věkově-specifických měr plodnosti a řádu vymírání v čase) ve výpočtech hrubé a čisté míry reprodukce. K fluktuacím však nedocházelo v longitudinálním pohledu. A protože zájem o studium plodnosti v té době vedl především k analýze a předpovídání dlouhodobého vývoje, ustoupilo se od původních ukazatelů a byly nahrazeny longitudinálními. Když se autorka odklonila od toho, jak byly které ukazatele upřednostňovány v minulosti, a zhodnotila je teoreticky, došla k následujícímu. Kromě uvedeného spočívá nejdůležitější využití syntetických transversálních ukazatelů v roli závisle proměnných, které poukazují na změnu v dlouhodobém trendu a pomáhají odhalit její příčinu. A jak píše, na existenci takových příčin změny poukazuje vysoká variabilita hodnot. Změny viditelné v transversálním pohledu tak nejsou v jiném úhlu pohledu chybou, ba naopak.

Další z důvodů Hajnala a Rydera k upozadění transversálních ukazatelů bylo dle Ní Bhrolcháin (1992) to, že míry plodnosti jsou ovlivněny dosavadní reprodukční historií jednotlivců, a tudíž ovlivněné kohortou. Hajnal však tuto potenciální obtíž vyřešil využitím dat tříděných nejen podle věku ale i podle pořadí narození. To je podle Ní Bhrolcháin (1992) dobrý způsob (ačkoliv nejlepší by bylo zahrnout ještě dobu od posledního porodu) zohlednění reprodukční historie do transversálních ukazatelů a zmíněný důvod pro upřednostnění longitudinálního pohledu tak není relevantní.

Podle Ní Bhrolcháin (1992) je výhodou longitudinálního přístupu to, že časování plodnosti je v něm jednoduše vyjádřitelné, zatímco v transversálním pohledu je časování velice komplexní záležitost. Další výhodou jeho využití spatřuje v situaci, kdy nemáme v transversálním pohledu dostupné míry plodnosti podle věku, pořadí narození dítěte a doby od posledního porodu. Problematiku však uzavírá tím, že současné znalosti ve všech ohledech favorizují transversální přístup nebo ho minimálně dávají na roveň přístupu longitudinálnímu. Tvrdí, že s výjimkou samotné agregace v kohortním pohledu lze získat požadované i jiným způsobem a není nutné k tomu využívat kohortní přístup.

Podle Bongaartse a Feeneyho (2010) jsou tři hlavní problémy longitudinálních ukazatelů následující: neposkytují informaci ke konkrétnímu období, čímž nenaplnují nejčastější zájem demografů, lze je spočítat pouze pro kohorty, za něž jsou dané události ukončené a nemohou již nastat, a mají vysoké nároky na datovou základnu. V transversálním pohledu takové problémy nejsou a lze obdobné ukazatele vypočítat z věkově-specifických měr za hypotetickou kohortu.

Mezi dalšími demografy, kteří přispěli k diskuzi o longitudinálním a transversálním přístupu v analýze plodnosti, byl i Luy (2010). Luy vyjmenoval základní znaky ukazatelů v transversálním přístupu.

- 1) Transversální ukazatele jsou zkonstruovány tak, aby reprezentovaly podmínky období, a proto zahrnují všechny události, ke kterým v tomto období došlo.
- 2) Interpretace transversálních ukazatelů je jednoduchá a pochopitelná, jako např. průměrný počet dětí nebo průměrný počet let k dožití. Transversální ukazatele mají jednoduchou a lehce pochopitelnou interpretaci i při porovnání mezi různými populacemi nebo roky, jako např. rozdíl jednoho dítěte nebo deseti let života.
- 3) Transversální ukazatele kvantifikují demografické procesy v hypotetické populaci. V hypotetické populaci proto, že žádná reálná kohorta v průběhu života neprožije dané demografické události s intenzitou, která je v daném období, protože podmínky ovlivňující intenzitu se v průběhu jejího života budou měnit.
- 4) Transversální ukazatele jsou standardizovány na věk. Intenzita všech demografických procesů variruje s věkem, tudíž věková struktura má vysoký vliv na celkový počet událostí, ke kterým v daném období dochází. Díky standardizaci na věk je umožněno transversální ukazatele porovnávat mezi obdobími nebo populacemi.

Luy (2010) také upozornil na problematiku měřících jednotek ukazatelů v transversálním a longitudinálním pohledu. Ukazatele obou přístupů využívají stejných měřících jednotek, jako např. průměrný počet dětí na jednu ženu, nicméně jen v kohortě mají přesně daný, jimi popisovaný význam. Jinými slovy tentýž ukazatel v transversálním pohledu na rozdíl od longitudinálního není reprezentativní pro žádného jednotlivce dané hypotetické kohorty, ačkoli měřící jednotky to tak popisují. Podle Calota (1994) je vyjádření transversálních ukazatelů v kohortních pojmech vhodné z toho důvodu, že vyjadřuje charakteristiku jedince a je snadno představitelné. V praxi si demografové pomáhají hypotetickou kohortou – počítají, jakou intenzitu demografického procesu by měla kohorta, kdyby její členové měli v každém věku danou věkově-specifickou intenzitu naměřenou v transversálním pohledu.

Ní Bhrolcháin (1994) přikládala tématu o transversálních ukazatelích plodnosti, jejich vlastnostech a vhodnosti jednu z nejvyšších priorit ve výzkumu plodnosti. Podle ní by bylo více než vhodné hledat alternativy syntetických transversálních ukazatelů plodnosti, které sčítají věkově-specifické míry plodnosti. K tomu ji vedla myšlenka, že úhrnná plodnost není uspokojivý ukazatel pro sledování trendů plodnosti, mimo jiné také proto, že je ovlivněna kompoziční změnou počtu žen vystavených možnosti rození dětí (více v podkapitole 2.1.4 Typy zkrácení tempo efekty). Další nevýhodou úhrnné plodnosti, která byla často zmiňována, je i fakt, že tento ukazatel zahrnuje mnoho kohort a vede tak k nesprávné interpretaci toho, co se může stát v jeden rok. V realitě jen velice zřídka porodí žena v jednom roce více než jednou, zatímco hodnota úhrnné plodnosti může přesáhnout jedno dítěte na jednu ženu (Ní Bhrolcháin, 1992).

Celkově demografové v mnoha pracích vyřkli důvody k upřednostňování jednoho či druhého přístupu, avšak jen málo demografů i při kritice jednoho z přístupů upozornili na nepostradatelnost obou, jako např. Schoen a Jonsson (2003), když napsali, že ať už je v analýze plodnosti primární perioda (ve smyslu transversálního přístupu) nebo ne, je nepostradatelná k porozumění role plodnosti v populaci.

Aby byla díkuzie kompletní, nesmí být zapomenuty metodologické kombinace obou přístupů, které se dají rozčlenit do tří kategorií (Luy, 2010).

1) Převodní ukazatele (translation measures).

Jejich cílem je převod transversálních ukazatelů na longitudinální ukazatele, a naopak. Jsou to longitudinální ukazatele odhadnuté z transversálních měř, nebo transversální ukazatele odhadnuté z kohortních měř. Převodní ukazatele plodnosti konstruovali Ryder (1964b) a Zeng a Land (2002).

2) Průřezové ukazatele s kohortními průměry (cross-sectional cohort averages).

Ukazatele tohoto typu vystihují průměnou intenzitu plodnosti žen v daném období při zohlednění intenzity plodnosti v průběhu celého života těchto žen a jako takové pro toto období reflektují tempo efekt, který je kvantifikován porovnáním intenzity plodnosti v tomto období a v celém reprodukčním období. Tyto ukazatele plodnosti konstruovali Ward a Butz (1980) a Kohler a Ortega (2002a).

3) Ukazatele očištěné o vliv časování (tempo-adjusted measures).

Tyto ukazatele očišťují vlastní intenzitu plodnosti od tempo efektu v daném období. Na rozdíl od ukazatelů předchozího typu se intenzita plodnosti očišťuje pouze o tempo efekty vzniklé v tomto období. Mezi tyto ukazatele patří i očištěná úhrnná plodnost, ukazatel zkonstruovaný Bongaartsem a Feeneyem (1998), který tvoří hlavní obsah této práce.

## **2.1.2 Očištěná úhrnná plodnost**

Mezi autory, kteří diskutovali důležitost užívání dalších ukazatelů plodnosti, byli i Bongaarts a Feeney (1998). Tito vědci však nezůstali jen u diskuzí a zkonstruovali nový ukazatel pojmenovaný jako očištěná úhrnná plodnost (adjusted total fertility rate, tempo-adjusted total fertility rate). Jejich motivací ke sestrojení nového ukazatele byla skutečnost, že úhrnná plodnost, ačkoliv jeden ukazatel, v sobě skrývá dva neodlišené komponenty: prvním komponentem je vlastní intenzita plodnosti (nazývaná někdy také jako kvantum) a druhým komponentem tempo<sup>2</sup>.

Komponent vlastní intenzity plodnosti je v úhrnné plodnosti přítomný vždy, zatímco komponent tempa tehdy, když se mění časování plodnosti. Z toho plyne, že úhrnná plodnost je rovna vlastní intenzitě plodnosti v případě neměného časování a součtu vlastní intenzity plodnosti a komponentu tempa v případě měnícího se časování. Standardně se změna v časování plodnosti vyjadřuje jako změna v průměrném věku matky při narození dítěte. Jelikož situace, kdy se z roku na rok vůbec nezmění průměrný věk matky při narození dítěte, lze v praxi považovat v podstatě za nereálné, lze předpokládat, že v úhrnné plodnosti je složka tempa vždy přítomna.

Očištěná úhrnná plodnost je jedna hodnota, ale vzniká součtem z hodnot více. Data, která do výpočtu očištěné úhrnné plodnosti vstupují, jsou tříděna podle věku matky a pořadí narození

---

<sup>2</sup> Nutno dodat, že termíny kvantum a tempo používal Ryder v jiném významu (Bongaarts, 2002). Ryder odkazoval kvantem plodnosti na úroveň plodnosti kohort a tempem plodnosti na časování plodnosti kohort.

dítěte. Na počátku výpočtu je úhrnná plodnost, která je spočtena zvláště pro jednotlivá pořadí narození, a dále se pro každé pořadí narození spočte očištěná úhrnná plodnost, k čemuž je potřeba průměrný věk matky při narození dítěte daného pořadí, a teprve jejich součtem se získá očištěná úhrnná plodnost za všechna pořadí narození. Stejným způsobem se logicky skládá míra plodnosti podle věku z měr plodnosti podle věku pro jednotlivá pořadí narození, nicméně toho se při výpočtu očištěné úhrnné plodnosti nevyužívá. I průměrný věk matky při narození dítěte lze získat z průměrných věků matky při narození dítěte za jednotlivá pořadí narození a to tak, že kýžený ukazatel je roven váženému aritmetickému průměru průměrných věků matky při narození dítěte za jednotlivá pořadí, kde váhami je podíl úhrnné plodnosti daného pořadí narození na úhrnné plodnosti. Díky uvedenému platí, že komponent tempa zmíněný výše se skládá z komponentů tempa za jednotlivá pořadí narození, stejně tak vlastní intenzita plodnosti se skládá z vlastních intenzit plodnosti za jednotlivá pořadí narození. V této podkapitole jsou obecně popisované vztahy mezi celkovým komponentem tempa a celkovou vlastní intenzitou plodnosti apod., nicméně jsou platné i na úrovni jednotlivých pořadí narození. Mluvit o nich při popisování na úrovni agregátu (součtu za jednotlivá pořadí narození) je možné, protože jejich vztah není jiný než na úrovni jednotlivých pořadí narození. Výpočet však probíhá po jednotlivých pořadí narození.

Očištěná úhrnná plodnost vzniká jako úhrnná plodnost očištěná od tempa a vyjadřuje tak vlastní intenzitu plodnosti. Očištěná úhrnná plodnost je podle definice Bongaartse a Feeneyho (1998) úhrnná plodnost, která by byla zaznamenána, kdyby nedošlo ke změně v časování rození dětí. Zeng a Land (2001) popsali její podstatu ještě podrobněji, a to včetně jejího rozdílu od definice úhrnné plodnosti. Úhrnná plodnost je průměrný počet dětí, který by v průběhu života živě porodila jedna žena hypotetické kohorty, kdyby ženy této kohorty rodily po dobu uvažovaného reprodukčního období stále stejně co do intenzity, časování a věkově-specifického profilu plodnosti. Naproti tomu očištěná úhrnná plodnost je průměrný počet dětí, který by v průběhu života živě porodila jedna žena hypotetické kohorty, kdyby ženy této kohorty rodily po dobu uvažovaného reprodukčního období stále stejně co do intenzity a věkově-specifického profilu plodnosti, ale s měnícím se časováním. Rozdíl je tedy v tom, že očištěná úhrnná plodnost počítá s měnícím se časováním plodnosti. Ačkoliv se může zdát vhodné tímto novým ukazatelem úhrnnou plodnost nahradit, největší využití přináší jejich kombinace, jak se shoduje mnoho demografů (Bongaarts a Feeney, 1998; Zeng a Land, 2001). Díky znalosti úhrnné plodnosti, která v sobě zahrnuje vlastní intenzitu plodnosti a tempo, a očištěné úhrnné plodnosti, která v sobě zahrnuje pouze vlastní intenzitu plodnosti, lze získat odhad velikosti komponentu tempa, a to pouhým jejich rozdílem.

Základem úhrnné plodnosti je vlastní intenzita plodnosti, proto vztah mezi úhrnnou plodností a očištěnou úhrnnou plodností v daném roce je následující: hodnota očištěné úhrnné plodnosti je pozměněna hodnotou tempa. Tato změna znamená buď navýšení očištěné úhrnné plodnosti tempem, nebo její snížením tempem. Výsledkem obou situací je úhrnná plodnost.

Očištěná úhrnná plodnost svou podstatou představuje ukazatel, po kterém pátral Whelpton (1945) půl století před jeho sestrojením. Whelpton zkoumal, jak rozdílné byly počty narozených v jednotlivých letech v USA v období před druhou světovou válkou a během ní. K vyřešení, napsal, je potřeba mít srovnávací počet narozených, respektive úroveň plodnosti, tedy jakýsi



„benchmark“, s kterými budou nezvykle vyšší či nižší počty narozených, respektive intenzita plodnosti, srovnávány. Whelpton se přednostně zajímal o počty narozených, nicméně metodika Bongaartse a Feeneyho (1998) poskytuje takový srovnávací „benchmark“ jak pro počty narozených, tak pro úroveň plodnosti.

Je důležité chápat, jak dochází ke vzniku komponentu tempa a ke změně v časování plodnosti a jejich vztah. Na počátku vzniku tempa i změny v časování plodnosti je takové chování žen v reprodukčním věku, kdy rození dětí odkládají na později nebo ho naopak urychlují. Odkládání rození dětí má za důsledek to, že se tyto děti „nestihnou“ narodit v daném roce. Tím tak vzniká komponent tempa, jelikož za tímto snížením úhrnné plodnosti stojí odložení rození dětí do budoucích let. Ke změně průměrného věku matky při narození dítěte to vede proto, že u těchto žen v daném věku jsou snížené míry plodnosti, které mají ve výpočtu průměrného věku matky při narození dítěte roli vah pro jejich věk, a těžiště se tak za jinak neměných podmínek přesouvá směrem od tohoto věku (pokud odkládají rození dětí matky v nižším než průměrném věku, průměrný věk roste, a vice versa). Pro vysvětlení dopadu urychlování rození dětí se uplatňuje stejná logika. V daném roce se v tomto případě narodí více dětí, čímž vznikne komponent tempa, o který je úhrnná plodnost navýšena, a zvýšené míry plodnosti žen znamenají vyšší váhy pro jejich věk ve výpočtu průměrného věku matky při narození dítěte.

Uvedený jev, kdy se narodí nižší, respektive vyšší počet dětí v daném roce kvůli změně průměrného věku matky při narození dítěte, Bongaarts a Feeney (1998) jednoduše vyjádřili matematickým vztahem, podle kterého je počet živě narozených daného pořadí v daném roce nižší, respektive vyšší o tolik desítek procent, o kolik desetín se zvýšil, respektive snížil v daném roce průměrný věk matky při narození dítěte daného pořadí (nárůst, respektive pokles průměrného věku matky při narození dítěte o 0,2 roku způsobuje snížení, respektive zvýšení počtu živě narozených o 20 %). Úplně stejný vztah (taktéž po jednotlivých pořadí narození) platí i pro úhrnnou plodnost, protože nenarozené děti snižují míry plodnosti, jejichž součet tvoří úhrnnou plodnost.

Očištěná úhrnná plodnost patří do skupiny ukazatelů očištěných o vliv časování (třetí skupina ukazatelů popsána Luyem (2010) na konci předchozí podkapitoly) a rozšiřuje úhrnnou plodnost o standardizaci na tempo efekt (rozšíření čtvrté vlastnosti transversálních ukazatelů popsané Luyem (2010) v předchozí podkapitole).

### **2.1.3 Předpoklady očištěné úhrnné plodnosti a jejich kritika**

V realitě se plodnost mění v kterémkoli pořadí narození dítěte a věku matky a kvůli kvantu i tempo efektu. Bongaarts a Feeney (1998) si toho byli vědomi a problém různého vlivu různého pořadí narození (neboli reprodukční historie žen) na změny plodnosti odstranili tím, jakým způsobem očištěnou úhrnnou plodnost zkonstruovali, a pro problém různého vlivu různého věku matky vytvořili nutný předpoklad při konstrukci tohoto ukazatele. Výpočty jsou, jak bylo zmíněno již výše, provedeny nejdříve zvlášť pro jednotlivá pořadí narození dítěte a teprve spojením výsledků vzniká očištěná úhrnná plodnost. Tím je vyřešen problém vzniklý různými pořadími narození. Tento postup navíc také umožňuje očišťovat úhrnnou plodnost v případech, kdy se průměrný věk matky při narození dítěte mění u jednotlivých pořadí narození opačnými směry (Luy, 2010).

Problematiku různé změny plodnosti podle věku a následovně vzniklý předpoklad očištěné úhrnné plodnosti lze jednoduše vysvětlit na postupu, jakým autoři uvažovali při její konstrukci. V souladu se zavedeným postupováním po jednotlivých pořadí narození jsou v jejich zjednodušeném příkladu děti v každém jednotlivém pořadí rozeny v jednom jediném věku matky. Kvůli rození dětí v jednom jediném věku matky dochází k odkládání a urychlování rození dětí (každého pořadí zvlášť) pro všechny rodící ženy ve stejné míře. V realitě ale ženy nerodí pouze v jednom věku, nýbrž v mnoha věcích a odklad či urychlení rození dětí všech žen nelze tak zjednodušit. Z toho důvodu očištěná úhrnná plodnost s sebou nese předpoklad, že všechny ženy odkládají nebo urychlují rození dětí (jednotlivých pořadí) nezávisle na věku a kohortě ve stejné míře. Zmíněná nezávislost na kohortě je také podmínkou, jelikož jeden dokončený věk v daný rok obsahuje osoby ze dvou kohort. Jinými slovy nezávislost na věku je dodržena pouze při současné nezávislosti na kohortě. Změny v časování a intenzitě plodnosti pro jednotlivá pořadí narození dle myšlenky autorů tedy nejsou ovlivňovány věkem a kohortou, nýbrž pouze podněty spjatými s obdobím. V tomto ohledu hledají oporu ve tvrzení Ní Bhrolcháin (1992), podle níž je z analýz využívajících APC (age-period-cohort) modelů evidentní, že vliv kohort na změny plodnosti je nepatrný ve srovnání s roky. Z řečeného plyne to, že věkově-specifický profil plodnosti každého jednotlivého pořadí narození je neměnný a při změně časování se posouvá směrem do vyššího či nižšího věku, a to pouze z příčin souvisejících s rokem.

Bongaarts a Sobotka (2012) na teoretickém příkladu popsali čisté změny kvanta a tempa plodnosti v transversálním a longitudinálním pohledu. Změna kvanta plodnosti v transversálním pohledu je změna kvanta plodnosti mezi dvěma roky, která je nezávislá na věku a kohortě, přičemž změna kvanta (měr) plodnosti je proporciálně stejná ve všech věcích. Změna časování plodnosti v transversálním pohledu je změna průměrného věku matky při narození dítěte mezi dvěma roky daná posunem celého věkově-specifického profilu plodnosti po věkové ose nezávisle na věku a kohortě, přičemž jeho tvar zůstává stejný. Změna kvanta plodnosti v kohortním pohledu je změna kvanta plodnosti mezi dvěma kohortami, která je nezávislá na věku a období, přičemž změna kvanta (měr) plodnosti je proporciálně stejná ve všech věcích. Změna tempa plodnosti v kohortním pohledu je změna v průměrném věku matky při narození dítěte mezi dvěma roky daná posunem celého věkově-specifického profilu plodnosti po věkové ose nezávisle na věku a období, přičemž jeho tvar zůstává stejný. Změny mezi dvěma roky jsou v realitě komplexnější než kterákoli z uvedených čistých změn, protože změna v kvantu je často souběžná se změnou tempa a změna v kohortě je často souběžná se změnou v období. Výpočet očištěné úhrnné plodnosti však předpokládá<sup>3</sup>, že dochází pouze k prvním dvěma uvedeným změnám nezávislým na věku a kohortě. Jinými slovy při dodržení probíraného předpokladu jsou možné dva pohyby věkově-specifického profilu plodnosti (Bongaarts a Sobotka, 2012; Philipov a Kohler, 1999): nahoru nebo dolů, respektive proporciálně stejné zvýšení nebo snížení měr plodnosti, představující změnu kvanta plodnosti, a pohyb směrem doleva nebo doprava, představující změnu časování plodnosti.

---

<sup>3</sup> Předpoklad lze vysvětlit ještě jedním způsobem. Předpokládá se, že roční změna průměrného věku matky při narození dítěte za jednotlivá pořadí získaná z celého věkového profilu plodnosti je stejná jako roční změna v každém jednotlivém věku (Luy, 2010). V ideálním případě, v kterém by nebylo potřeba předpoklad dělat, by byla známa roční změna časování v každém jednotlivém věku, tedy např. ve věku 32 let z 32,3 na 32,4 let.

Bongaarts a Sobotka (2012) zdůraznili nutnost odlišovat od sebe to, jestli změna plodnosti zaznamenaná v transversálním pohledu může být popsána v longitudinálním pohledu a to jestli hlavním determinantem změny popsané<sup>4</sup> v transversálním pohledu je kohorta nebo období. Otázka diskutovaného předpokladu je otázka, jestli dochází ke změně plodnosti v období spíše z příčiny dané v kohortách nebo obdobích. K tomu dodávají, že příčina v kohortě ani příčina v období nejsou dostatečné k vysvětlení změny úrovně plodnosti. Dle jejich názoru je potřeba analyzovat vliv tempo efektu.

Samotní Bongaarts a Feeney (1998) testy předpokladů očištěné úhrnné plodnosti neprovedli, avšak zhodnotili to, jestli tento ukazatel opravdu měří, k čemu byl zkonstruován, tedy celkovou intenzitu plodnosti při nápravě zkreslení tempo efektem. Toto ověření dle nich nelze provést pro jeden rok, nýbrž pouze pro období dlouhé jako uvažované reprodukční období. Konkrétně lze porovnat hodnota konečné plodnosti nějaké generace, protože ta je čistě intenzitní ukazatel bez jakéhokoliv zkreslení tempem, a průměr hodnot očištěné úhrnné plodnosti za všechny roky, v kterých daná generace procházela reprodukčním obdobím. Odůvodnění lze jednoduše vysvětlit na příkladu odkládání rození dětí. Ty děti, jejichž porození bylo odloženo do budoucích let, se z kohortního pohledu dané generaci mohou narodit později<sup>5</sup> a z celku všech narozených této generaci tak nutně nemusí uniknout, protože tato generace je sledována i v budoucích letech, do kterých je rození odloženo. Transversální ukazatele naproti tomu nesledují jednu generaci v čase nýbrž mnoho generací v jeden okamžik (nejčastěji rok), a pokud ženy odloží porození dětí do jiného okamžiku (roku), pak tyto děti z celku narozených uniknou. Tento mechanismus popsal už Ryder (1956) a mluvil o nenormálním překrývání porodů žen z po sobě jdoucích kohort. Při odkládání rození dětí se porodů žen z různých kohort v daný rok překrývají méně než obvykle, zatímco při urychlování rození dětí se překrývají více než obvykle. Očištěná úhrnná plodnost se zmíněné unikání způsobené odložením rození dětí snaží eliminovat, a proto průměr jejích hodnot za roky, v nichž prochází daná generace reprodukčním obdobím, by se měl, pokud je dobrým ukazatelem, teoreticky rovnat konečné plodnosti. V jejich porovnání se zmíněný průměr svou hodnotou odlišoval konečné plodnosti generací žen narozených v letech 1904–1941 v USA jen velice nepatrně. Lze tedy říct, že na daných datech předvedli, že jejich očištěná úhrnná plodnost je skutečně vhodným ukazatelem intenzity plodnosti při zahrnutí vlivu časování.

Diskutovaný předpoklad očištěné úhrnné plodnosti se stal předmětem diskuze demografů, z nichž někteří zpochybňovali jeho platnost, zatímco jiní ho hájili jako dostatečně vyhovující realitě. Vědci van Imhoff a Keilman (2000) ho napadli argumentací, že změny časování plodnosti v transversálním pohledu jsou závislé na kohortách, protože jsou ovlivněné rokem a události roku působí na různé věkové skupiny, potažmo kohorty, které reagují v závislosti na svém dosavadním životě různě. Tato výtku připomíná Ryderovo (1960) tvrzení, že po sobě jdoucí události v průběhu života jsou na sobě závislé. Dále van Imhoff a Keilman nepovažují skutečnost, že kohorty jsou menší příčinou změn plodnosti než období, za dostatečný důvod na ně zapomenout docela.

---

<sup>4</sup> Změna plodnosti zaznamenaná v období může být stejně dobře popsána i z pohledu longitudinálního pomocí odkládání a rekerpace plodnosti kohort (Bongaarts a Sobotka, 2012).

<sup>5</sup> To platí teoreticky a může to tak být i ve skutečnosti. Nicméně podle Billariho a Borgoniho (2005) se odkládání rození dětí prvního pořadí skutečně pojí s nižší konečnou plodností, ačkoliv v různých státech v odlišné míře. Morgan a Rindfuss (1999) našli spojení mezi věkem počátku rodičovství a celkovým počtem dětí také a dokumentovali změnu síly tohoto vztahu v čase.

Interakce kvanta, tempa, kohorty a periody vede k tomu, že ukazatele jako úhrnná plodnost nebo očištěná úhrnná plodnost nemohou vysvětlit celou skutečnost. Ke kritice předpokladu neměnného profilu plodnosti podle věku píší, že data poukazují na jeho nesprávnost. Mimo problematiku zmíněného předpokladu kritizovali van Imhoff a Keilman dále to, že míry plodnosti podle pořadí narození vstupující do výpočtu využívají ve jmenovateli všech žen v daném věku bez ohledu na počet dosud porozených dětí. Dle nich jsou využití míry plodnosti z toho důvodu pouze podíly, jejichž suma není ve skutečnosti intenzitní ukazatel, a jako takové mohou v součtu za všechny věky přesáhnout jedničku<sup>6</sup>, což je při jednom jediném pořadí narození nereálné. Autoři tak píšou o problematice měr druhé kategorie, která se ovšem netýká jen očištěné úhrnné plodnosti, nýbrž i její neočištěné verze (tato záležitost je dále v tomto textu probírána také). Bongaarts a Feeney (2000) v odpovědi na kritiku van Imhoffa a Keilmana týkající se předpokladu neměnného profilu plodnosti napsali, že své tvrzení nepodložili daty, ačkoli taková podle nich existují, a že literatura poskytuje důkazy pro platnost takového předpokladu, alespoň ve smyslu přijatelné aproximace reality. Zmíněnou přijatelnou aproximací reality podpořili dalšími výpočty na datech z původního článku.

Dalšími kritiky byli Kim a Schoen (2000). Jejich výtky k metodě Bongaartse a Feeneyho se však netýkaly daného předpokladu, nýbrž úspěšnosti metody v odhadu plodnosti v longitudinálním pohledu. Dle jejich tvrzení očištěná úhrnná plodnost je dobrým odhadem konečné plodnosti pouze za velice přísné podmínky, která je vzdálená realitě. Konkrétně za podmínky, že změna časování plodnosti vstupující do výpočtu očištěné úhrnné plodnosti je konstantní, lineární a trvá již dostatečně dlouhou dobu na to, aby se týkala všech žen rodičích v daný rok (všechny kohorty žen rodičích v daný rok by musely mít stejnou reprodukční historii). Svou kritiku uzavírají tím, že není důvod přijmout navržený ukazatel. V odpovědi Bongaarts a Feeney (2000) připomněli, že jejich záměrem není odhadovat konečnou plodnost, a proto kritika není relevantní.

Schoen (2004) za nejproblematictější hodnotil předpoklad, že změna průměrného věku matky při narození dítěte přetrvává v průběhu celého reprodukčního období hypotetické kohorty. Dále na základě svého testu na datech USA mezi lety 1917–1997 tvrdil, že k odstranění tempo efektu očištěnou úhrnnou plodností došlo v několika letech nadbytečné, v mnoha letech nedostatečné a v několika letech dokonce v opačném směru. Očištěná úhrnná plodnost podle něj průměrnou intenzitu plodnosti podhodnocuje okolo počátku a konce změny tempa, a naopak nadhodnocuje v průběhu změny tempa, a to z toho důvodu, že se zaměřuje na události jednoho roku. Ve výsledku vyhodnotil metodiku Bongaartse a Feeneyho jako koncepčně slabou a empiricky nestabilní.

Později ve svém článku, kde analyzoval trendy plodnosti ve vyspělých státech světa od roku 1980 do druhé poloviny 90. let, sám Bongaarts napsal, že předpoklady, za kterých výpočet očištěné úhrnné plodnosti platí, nejsou zcela dodrženy a výpočet je proto potřeba brát jako odhad (Bongaarts, 2002).

---

<sup>6</sup> Důvodem, proč úhrnná plodnost daného pořadí může přesáhnout hodnotu jednoho dítěte na jednu ženu, je to, že průměrný věk matky při narození dítěte daného pořadí se snížil a úhrnná plodnost je navýšena tempo efektem (Bongaarts, 2002).

Lesthaeghe a Willems (1999) napsali, že metoda Bongaartse a Feeneyho funguje velice dobře při retrospektivní analýze trendů kvanta a tempa plodnosti, ale zrazovali od jejího využití při odhadování jejich budoucích trendů.

Zeng a Land (2001) provedli analýzu citlivosti konstrukce očištěné úhrnné plodnosti k zavedeným předpokladům. Hodnoty očištěné úhrnné plodnosti za jednotlivá pořadí narození porovnali s namodelovanými hodnotami za jednotlivá pořadí narození při měnícím se časování plodnosti, měnícím se profilu plodnosti podle věku a nestejnými měrami plodnosti podle věku na datech za USA v období 1918–1990 a za Tchaj-wan v období 1978–1993 (tedy na datech původně použitých v článku Bongaartse a Feeneyho). V analýze pro každý rok sledovali rozdíl mezi hodnotami řečených ukazatelů a roční změny v mediánovém věku a mezikvartilovém rozpětí (za dané pořadí narození) na jimi namodelovaných datech. Podle nich vztah mezi rozdílnými hodnotami řečených ukazatelů, roční změnou mediánového věku a roční změnou mezikvartilového rozpětí nelze vyjádřit rovnicí. Nicméně na základě analýzy ukázali, k jak velké odchylce očištěné úhrnné plodnosti Bongaartse a Feeneyho od referenčního ukazatele neomezujícího se danými předpoklady vedou roční změny v mediánovém věku a mezikvartilovém rozpětí jimi namodelovaných dat. Závěr jejich analýzy byl pozitivní ve smyslu využívání ukazatele očištěné úhrnné plodnosti se záměrem lépe porozumět intenzitě a časování plodnosti. Závěrem doporučili jeho používání jako ukazatele robustního k zavedeným předpokladům za běžného vývoje, nicméně nabádali k obezřetnosti za vývoje plodnosti, kdy dochází k nezvykle velkým změnám v časování.

Kohler a Philipov (2001) se touto problematikou zabývali také a uvědomili si nedostatky vyplývající z daného předpokladu. Vytvořili svůj vlastní výpočet intenzity plodnosti odstraňující vliv změny časování, v kterém je reflektována skutečná změna měř plodnosti v každém věku. Jinými slovy rozšířili myšlenku Bongaartse a Feeneyho a reflektovali v konstrukci výpočtu skutečné změny měř plodnosti podle věku, na které se v podání Bongaartse a Feeneyho váže daný zjednodušující předpoklad. Podle jejich slov zahrnutí skutečných změn (a odstranění daného předpokladu) zlepšuje výsledky získané úpravou úhrnné plodnosti, ale mnohdy je očištěná úhrnná plodnost Bongaartse a Feeneyho dobrou aproximací tempo efektu. Analýza citlivosti, kterou provedli Zeng a Land (2001), dle jejich názoru správně dokazuje, že očištěná úhrnná plodnost je robustní ke změnám v měřích plodnosti podle věku, nicméně jen za určitých podmínek. To Zeng a Land (2002) v pozdějším článku uznali. Zabývali se totiž situací, kdy se věkový profil plodnosti mění konstantní rychlostí (Zeng a Land, 2001). Ověřili tak, že při konstantní změně věkového profilu není narušen daný předpoklad. Dodali, že výpočet není vhodný za extrémně velkých změn tempa a tvaru plodnosti – v takové situaci jsou předpoklady vážně narušeny a metoda neposkytuje rozumné odhady. Na závěr Kohler a Philipov shrnuli, že úpravy úhrnné plodnosti jsou potřebným rozšířením transversálních demografických metod, ačkoli při opomenutí skutečných změn plodnosti podle věku mohou být v některých případech lehce zkreslené.

Kohler a Ortega (2004) přišli s metodou, která z celkové intenzity plodnosti v daném období odstraňuje tempo efekt a efekt změn ve struktuře žen podle pořadí narození dítěte. Druhý efekt je vlastní ukazatelům založeným na měřích druhé kategorie, kterými jsou úhrnná plodnost i očištěná úhrnná plodnost. Podle jejich názoru jsou to věk matky a pořadí narození dítěte, které jsou nejdůležitější aspekty rozhodující o reprodukčním chování žen. Pořadí narození dítěte je potřeba

zohlednit, protože porodů v minulosti rozhodují o podílu žen v daném pořadí narození v daném věku. Proto vymysleli metodu založenou na měřácích první kategorie. Mimo jiné právě z vlivu reprodukčního chování v minulosti na současné reprodukční chování dle jejich názoru vyplývá, že míry druhé kategorie představují spíše interakci minulých a současných trendů plodnosti než plodnost daného období.

Mezi vědci, kteří udělali přehled dosavadní kritiky metodiky Bongaartse a Feeneyho, byli např. Luy (2010) a Schoen (2004). Luy (2010) rozdělil kritiku do čtyř kategorií a připojil svůj názor ke každé z nich. Také připomněl, kteří vědci pracovali na metodách odstraňující zmíněné nedostatky očištěné úhrnné plodnosti.

- 1) Očištěná úhrnná plodnost je nevhodným ukazatelem kohortní plodnosti.

Tato kritika mohla vyvstat ze špatného pochopení příkladu, který Bongaarts a Feeney provedli k porovnání úhrnné plodnosti a očištěné úhrnné plodnosti. Měření kohortní plodnosti však není záměrem jejich ukazatele. Tuto kritiku vyslovili mezi dalšími i Kim a Schoen (2000).

- 2) Kohortně-specifické změny časování plodnosti jsou v realitě komplexnější, než výpočet očištěné úhrnné plodnosti předpokládá.

To je kritikou tolika probíraného konstantního věkově-specifického profilu plodnosti (při němž se průměrný věk matky při narození dítěte mění pouze posunem celého profilu). Tato výtka, kterou vyslovili mimo jiné i van Imhoff a Keilman (2000), je na místě, protože existují případy, kdy k porušení tohoto předpokladu může docházet. Nicméně existují postupy k ověření předpokladů a také existují rozšíření metody Bongaartse a Feeneyho, které předpoklady odstraňují. Zmínit lze již probrané metody Zenga a Landa (2001) a Kohlera a Philipova (2001). Významně přispěli také Philipov a Kohler (1999), jejichž metoda ověření předpokladu byla podruhé prezentována v roce 2001 a je rozebrána v analytické části práce. Novou metodu očištění transversálního ukazatele plodnosti o tempo efekt, o které opakovaně psali v několika článcích<sup>7</sup>, představili Kohler a Ortega (2002b).

- 3) Očištěná úhrnná plodnost nebere v potaz změny struktury ženské populace podle pořadí narození dítěte.

Tento nedostatek některých transversálních ukazatelů je rozebírán v následující podkapitole jako problém měř druhé kategorie. Tuto kritiku vyslovili van Imhoff a Keilman (2000). V reakci na tuto kritiku vymysleli Bongaarts a Feeney (2006) modifikaci původní očištěné úhrnné plodnosti<sup>8</sup>, která není tímto problémem postižena. Mimo jiné jejich nový ukazatel byl zkonstruován tak, aby docházelo k nižším meziročním fluktuacím hodnot než u původní očištěné úhrnné plodnosti, na což upozorňoval Schoen (2004). Ukázali, že oba výpočty dávají podobné výsledky, tudíž původní očištěná úhrnná plodnost není uvedeným problémem výrazně postižena. S velice podobnou metodou přišli nezávisle na nich i Yamaguchi a Beppu (2004).

---

<sup>7</sup> V dalším článku z roku 2002 a později i z roku 2004. Články jsou v textu zmíněny a citovány na různých místech. Jejich výpočet je o tempo očištěný ukazatel Rallu a Toulemona (1994).

<sup>8</sup> Bongaarts a Sobotka (2012) vyhodnotili původní očištěnou úhrnnou plodnost (Bongaarts a Feeney, 1998) a její modifikovanou verzi (Bongaarts a Feeney, 2006) jako lepší transversální ukazatele plodnosti pro očišťování tempo efektu než ukazatel Kohlera a Ortegy (2002a), a to především u vyšších pořadí narození.

- 4) Metoda výpočtu očištěné úhrnné plodnosti se zakládá na nevhodném měření plodnosti. Tuto kritiku vyslovili opět van Imhoff a Keilman (2000). Kritizováno bylo to, že věkově-specifické míry plodnosti jsou počítány tak, že se předpokládá stejný podíl bezdětných žen na počátku jednoho věkového intervalu a na konci předchozího věkového intervalu. Tento předpoklad nemusí být v realitě nutně splněn, protože daný věkový interval tvoří dvě kohorty, v nichž mohou být podíly bezdětných žen odlišné. Luy k této kritice ovšem namítl, že to by byl problém při převodu ukazatelů plodnosti mezi oběma přístupy nebo při výpočtu pravděpodobnosti mít dítě specifického pořadí narození, ale v očištěné úhrnné plodnosti to problém není. Pokud by to byl skutečně problém, musela by být kritizována i úhrnná plodnost.

Zřejmě největší nadhled do celé diskuze o vhodnosti ukazatelů vnesl právě Luy (2010), podle něhož není možné určit, který transversální ukazatel je správný nebo špatný, protože transversální ukazatele jsou ze své podstaty hypotetické, je ovšem možné odhadnout, jaký má konstrukce pro měřený populační parametr následek a jestli plní svůj účel. Ta správná otázka podle něj je, kdy a za jakých podmínek by ukazatele očištěné o tempo měly být užívány namísto konvenčních transversálních ukazatelů nebo v kombinaci s nimi.

#### **2.1.4 Typy zkreslení tempo efekty**

V odborné literatuře, která se týká plodnosti, se objevuje výraz zkreslení tempo efektem velice často. Konkrétní chápání tohoto pojmu v článcích však mnohdy chybí a je pouze dáváno do souvislosti se změnou časování plodnosti. To lze chápat jako nedostatečné, protože existuje několik typů zkreslení tempo efektem. Jejich odlišení je dobré v kontextu této práce znát, protože očišťování metodou Bongaartse a Feeneyho se týká jen jednoho z nich. Typy zkreslení v transversálních ukazatelích rozdělila Ní Bhrolcháin (2011) na matoucí (confounding bias) a měřící (measurement bias).

Matoucím zkreslením je úhrnná plodnost při zhodnocování ročních trendů plodnosti postižena proto, že je ovlivňována ročními změnami v rozložení žen vystavených možnosti narození dítěte. Počet žen se z roku na rok může měnit zaprvé co do počtu již narozených dětí a zadruhé v rámci daného pořadí narození co do věku nebo délky mezipородního intervalu. Míry plodnosti se tak mohou měnit nejen kvůli samotné intenzitě plodnosti ale i z důvodu různé věkové struktury žen v reprodukčním věku, což se následně odráží v úhrnné plodnosti. Matoucí zkreslení vzniká pouze kvůli změnám kompozice žen podle počtu dětí v důsledku změny časování a nazývá se někdy jako nepravý efekt časování (spurious timing effects). Jím jsou postiženy ukazatele sestavené na základě měř druhé kategorie, kterou je i úhrnná plodnost. Vyvarovat se matoucímu zkreslení lze použitím ukazatele na základě měř první kategorie specifického podle pořadí narození nebo délky mezipородních intervalů nebo standardizovaného na tyto faktory. Nepravý efekt časování není ten druh zkreslení, který je předmětem očišťování úhrnné plodnosti. Naopak to zkreslení, které má za cíl metoda Bongaartse a Feeneyho odstranit a které naplňuje obsah této práce, se nazývá pravý efekt časování.

Otázka měřícího zkreslení tempo efektem vyvstává, když je úhrnná plodnost chápána jako vystižení úrovně plodnosti v daném roce. K měřícímu zkreslení pak dochází, když je rozdíl mezi skutečnou úrovní plodnosti a úrovní plodnosti naměřenou pomocí úhrnné plodnosti. Toto

představuje pravý efekt časování. Tento typ zkreslení dělá problém v rovině definice ukazatele úhrnná plodnost, v rovině odhadu longitudinálních ukazatelů plodnosti pomocí úhrnné plodnosti a v teoretické rovině.

Definiční problém spočívá v tom, že měření plodnosti v transversálním pohledu, které je ovlivněné pravým efektem časování, je zkreslené už z definice. Takto chápou problém nevhodného „konstruktivního“ plodnosti období, kterou se snaží úhrnná plodnost měřit, mnozí demografové. Dle autorky je však toto jen jedna interpretace, přičemž jiná je, že pravý efekt časování je nedílnou součástí úhrnné plodnosti daného období.

Další typ zkreslení tempo efektem se objevuje, když se porovnává úhrnná plodnost s ukazateli plodnosti za dané kohorty v longitudinálním pohledu. Z tohoto pohledu může být a často je v úhrnné plodnosti nechtěný výskyt měřicího zkreslení, protože její hodnoty se liší od hodnot naměřených v longitudinálním pohledu z důvodu měnících se měř plodnosti podle věku v čase a změn časování plodnosti. To představuje problém při odhadování hodnot longitudinálního ukazatele z ukazatele transversálního, k čemuž se často používá.

V teoretické rovině je problém měřicího zkreslení ten, že tempo efekt je chápán jako zdroj zkreslení transversálního ukazatele v empirických populacích. Uvedené chápání však je smysluplné jen ve vztahu úhrnné plodnosti a longitudinálního ukazatele plodnosti v teoretické populaci.

### **2.1.5 Nežádoucí výskyt zkreslení tempo efektem podle využití daného ukazatele**

Zatímco je mezi demografy obecně přijatý názor, že transversální ukazatele plodnosti jsou zkresleny tempo efektem, jen málo z nich se zamyslelo nad tím, jestli je toto zkreslení nežádoucí vždy (Ní Bhrolcháin, 2011). Bongaarts a Feeney (2010) a Ní Bhrolcháin (2011) se shodují na tom, že zkreslení je nežádoucí jen při některých využití.

Bongaarts a Feeney (2010) využili klasifikaci podle Guillota (2006), podle níž je využití úhrnné plodnosti trojí.

- 1) K sumarizaci věkově-specifických měř plodnosti s čistě popisným účelem.
- 2) K zastoupení longitudinálních ukazatelů, když pro ně nejsou data, např. když k událostem v dané kohortě ještě bude docházet v budoucnu.
- 3) K odhadu vývoje plodnosti při zachování současných podmínek, kterými se myslí všechny faktory ovlivňující demografické chování (ty zahrnují v případě reprodukčního chování stupeň vzdělání žen, zaměstnanost žen, dostupnost institucí péče o děti, vládní stimuly pro rození dětí apod.); cílem tak je získat hodnotu transversálního ukazatele plodnosti, která by byla pozorována v hypotetické kohortě narozené v roce  $t$ , kdyby po roce  $t$  nedocházelo k žádným změnám podmínek.

Co se týká prvních dvou využití, autoři souhlasí s názorem Guillota (2006) rozvedeným níže, nicméně pro třetí případ přinášejí nový pohled, který je odlišný od přístupu rozšířeného mezi demografy.

- 1) Při využití sumy věkově-specifických měř plodnosti s deskriptivním účelem není očištění o tempo efekt potřeba, i když zde tempo efekt existuje, protože není cílem popsat skutečně panující podmínky. Ukazatel je vhodný k popsání dopadu vývoje plodnosti na



populační růst, jelikož navýšení či snížení plodnosti způsobené tempo efektem má přímý dopad na populační vývoj.

- 2) Při využití transversálního ukazatele jako odhadu ukazatele longitudinálního představuje tempo efekt problém, protože tento odhad je zkreslený.
- 3) Podle klasického přístupu věkově-specifické míry plodnosti věrohodně vystihují současné podmínky, proto změny v podmínkách mají za následek změny v měřích plodnosti. Z tohoto pohledu jsou následné změny v časování druhořadé, transversální ukazatele ovlivněné tempo efektem jsou nezkresleným vystižením daných podmínek a očištění tempa je nepotřebné. Naopak podle Bongaartse a Feeneyho (2010) věkově-specifické míry plodnosti nevystihují současné podmínky věrohodně, respektive je vystihují pouze tehdy, když nedochází ke změně časování plodnosti. Jejich přístup odlišuje ve změnách věkově-specifických měř plodnosti změny kvanta a změny tempa. Ilustrativní hypotetický scénář je následující. Do určitého okamžiku  $t$  se mění socioekonomické podmínky ve společnosti a následkem toho ženy před tímto okamžikem odkládají rození dětí na později, věkově-specifické míry plodnosti se snižují. Těžiště časování plodnosti se přesouvá směrem k vyššímu věku a složka tempa je v záporné hodnotě. V celém scénáři, před okamžikem  $t$  i po něm, uvažujeme konstantní kvantum plodnosti. Poté jsou v okamžiku  $t$  nastoleny socioekonomické podmínky, které budou od tohoto okamžiku konstantní. V okamžiku  $t$  se tak zastavuje změna časování, ženy teď rodí ve vyšším věku než kdy předtím a tento věk se již nadále nemění. Ženy již neodkládají rození dětí, věkově-specifické míry plodnosti jsou proto vyšší než při odkládání, a tempo efekt, který snižoval úhrnnou plodnost, zaniká. Oproti klasickému chápání zde na konstantnost podmínek reagovaly věkově specifické míry plodnosti změnou.

Ní Bhrolcháin (2011) se problematikou využívání transversálních ukazatelů plodnosti zabývala velice detailně. Identifikovala celkem pět cílů kvantifikace plodnosti a pro každý posoudila, nejen jestli je přítomnost zkreslení tempo efektem nežádoucí, ale také jestli očištění řeší takový problém.

- 1) Vysvětlení časových trendů plodnosti.

Pro vysvětlování časových trendů plodnosti se využívá úhrnná plodnost jako závislá proměnná v empirických modelech, pomocí nichž je vysvětlována co možná největší část její variability. Úhrnná plodnost v této roli je nežádoucím způsobem postižena matoucím zkreslením a zkreslením v teoretické rovině. Očištění o tempo efekt není řešením matoucího zkreslení, jak bylo vysvětleno výše, je pouze řešením zkreslení způsobeného pravým efektem časování. Pravý efekt časování však není pro úhrnnou plodnost v tomto využití nežádoucí, naopak je její nedílnou součástí, bez něhož by vysvětlení bylo neúplné. Vysvětlení obnáší vysvětlení celku, tedy obou komponent společně, nikoliv jen části. Každopádně lze rozdělit úhrnnou plodnost na její dva komponenty a vysvětlovat je každé zvlášť. Toho může být využíváno jen za následujících tří podmínek. Zaprvé jsou komponenty kvantitativně oddělitelné. K tomu máme dostupné ukazatele, nicméně se z praxe zdá, že komponenty kovariují a nejsou tedy nezávislé. Zadruhé měření kvanta a tempa odráží odlišné aspekty lidského chování. Tato podmínka vyžaduje objasnění,

jestli jsou na mikro a makro úrovni rozhodnutí o časování a kvantu plodnosti podstupována společně, nebo odděleně. Zatřetí reagují komponenty na změnu společenských, ekonomických a dalších faktorů odlišně. K tomuto autorka dodala, že teprve výzkum v budoucnu by měl objasnit, jestli je z uvedeného důvodu smysluplné oddělovat komponenty od sebe.

2) Odhad budoucích trendů.

Při odhadu plodnosti v longitudinálním pohledu z plodnosti v pohledu transversálním, trpí úhrnná plodnost měřicím zkreslením ve smyslu odhadu longitudinálního ukazatele. Zdrojem zkreslení je pravý efekt časování a očištění je z principu vhodné, ačkoli empirické důkazy úspěšnosti v tomto ohledu jsou smíšené. Další využití úhrnné plodnosti některými demografy je ve smyslu reprodukční míry, kdy hodnotu úhrnné plodnosti porovnávají s hodnotou prosté reprodukce, a vyvozují závěry o budoucí náhradě generací. Takový přístup však není správný, protože koncept prosté reprodukce se opírá o předpoklad stabilních podmínek. Empiricky v důsledku nedodržení stabilních podmínek může úhrnná plodnost být svou hodnotou pod touto hranicí po dlouhá desetiletí, a přesto nebude docházet k úbytku obyvatel. Důkazy o tom, jak dobře si očištěné ukazatele jako míry reprodukce vedou, ovšem chybí. Ve věci předvídání budoucího vývoje plodnosti jsou lepší populační prognózy, jejichž neurčitost je uznána a předpoklady budoucího vývoje jsou explicitně vyřčeny. Metodologie prognózování je méně omezená, flexibilnější a může zahrnout změny časování různými způsoby. Oproti tomu očištění tempo efektů je pouze jednoúčelný nástroj. Jako takový může být však využit při prognózování.

3) Popis plodnosti.

Při popisu plodnosti se často porovnávají úrovně plodnosti mezi zeměmi. Při velkých rozdílech v úhrnné plodnosti, např. šest a čtyři nebo tři a dva jsou srovnání informativní. Avšak menší rozdíly mohou být z podstatné části dány tempo efektem a očištění tak je přínosné. Nicméně autorka napsala, že při tomto využití úhrnné plodnosti může jako doplněk lépe (než očištěná úhrnná plodnost) poukazovat na zdroj změny časování standardizovaný průměrný věk matky při narození prvního dítěte.

4) Poskytnutí vstupních ukazatelů pro populační modelování.

Úhrnná plodnost je ve skutečnosti teoretický parametr, nikoliv empirické měření. Stanovení ukazatele je tak přednostně věcí modelu populace. Zkreslení tempem je vztahováno k období jen při přemýšlení o úhrnné plodnosti v teoretickém pojetí a v teoretickém pojetí nelze očištění tempa nic vytknout. Před jeho empirickým využitím je nicméně nutné zhodnotit, jestli podmínky, za kterých je model smysluplný, jsou empiricky splněny.

5) Vyjádření informací o trendech plodnosti široké veřejnosti.

Pro komunikaci s širokou veřejností je úhrnná plodnost dostačující. Při měnícím se časování plodnosti může být doplněna průměrným věkem matky při narození dítěte.

Sobotka a Lutz (2010) zaujali k používání úhrnné plodnosti jako transversálního ukazatele úrovně plodnosti velice negativní přístup. Podle jejich názoru je mnohem vhodnější využívat nějaký transversální ukazatel plodnosti, který alespoň částečně očišťuje o zkreslující vlivy věkové

struktury, struktury žen podle počtu dětí a tempo efekt. Bohužel však z jejich pohledu není jiný široce rozšířený běžně dostupný ukazatel, který by mohl dosud univerzálně používanou úhrnnou plodnost rychle nahradit. Následně je na místě otázka, jestli je pro úhrnnou plodnost vůbec nějaké využití. Jejich odpovědí je, že úhrnná plodnost je užitečná nejspíše pouze pro demografické modelování.

## **2.2 Trendy plodnosti v evropských státech od druhé poloviny 20. století**

### **2.2.1 Druhý demografický přechod**

V druhé polovině 20. století byly v některých evropských státech zaznamenány velké změny v intenzitě a časování demografických procesů a obecněji reprodukčním chování a jako takové je van de Kaa (1987)<sup>9</sup> popsal a shrnul v konceptu tzv. druhého demografického přechodu. Významnou roli při formulování sehrálo Nizozemsko, na kterém byly změny dokumentovány, a spolu s ním to byly další západoevropské, některé středoevropské a také skandinávské státy, kde k popsáním změnám docházelo nejdříve. V kontextu této diplomové práce je podstatná část konceptu týkající se plodnosti a šířeji reprodukčního chování, které budou dále popsány.

Od druhé poloviny 60. let 20. století docházelo ve státech západní a severní Evropy k přechodu od společnosti materiální a průmyslové ke společnosti postmateriální a poprůmyslové, a v této nové společnosti byly více než kdy dříve vidět znaky individualistického stylu života, sekularizace a odklonu od původních hodnot, norem a myšlení. V novém životním stylu hrály významnou roli vzdělávání se, dosahování kariérních cílů a osobní růst.

Právě nový životní styl se promítl do reprodukčního chování a vedl mimo jiné k nižší a pozdější plodnosti a sňatečnosti, k vyšší intenzitě rozvodovosti, vyššímu podílu rozených mimo manželství, vyšší intenzitě mimomanželské plodnosti a nižší intenzitě plodnosti dětí rozených v důsledku předmanželských koncepcí a novým formám soužití jako nesezdané soužití, které stále častěji nahrazovaly manželství. Intenzitu plodnosti snižovaly především ženy na počátku reprodukčního období, a co se týká pořadí narození dítěte, ženy mající již dvě děti. Důležitým, nově lépe dostupným prostředkem zamezení početí potažmo snižování plodnosti a kontrolou velikosti rodiny byly antikoncepční metody, umělá přerušování těhotenství a sterilizace.

Van de Kaa (1987) si všiml, že teprve nějakou dobu po zemích západní a severní Evropy a některých zemích střední Evropy začal probíhat druhý demografický přechod i v zemích jižní Evropy. Země východní Evropy podle něj tvořily odlišnou skupinu, kde tyto změny v té době ještě nebyly zaznamenány. Nutno podotknout, že touto skupinou myslel převážně středoevropské státy a že tuto skupinu by lépe postihlo označení státy tehdejšího Východního bloku.

---

<sup>9</sup> Spoluautorem myšlenky druhého demografického přechodu je Ron Lesthaeghe. Jejich společný článek, který vyšel ještě o rok dříve, je bohužel v nizozemštině, proto může být citován pouze van de Kaa (1987; 2002). Aby nebyla myšlenka upřena Lesthaeghemu, bibliografický záznam jejich společného článku je LESTHAEGHE, Ron a Dirk J. VAN DE KAA. Twee Demografische Transitities? [Dva demografické přechody?]. In: VAN DE KAA, Dirk J. a Ron LESTHAEGHE, ed. *Bevolking: Groei en Krimp [Populace: růst a pokles]*. Deventer: Van Loghum Slaterus, 1986, s. 9–24.

Státy tehdejšího Východního bloku zaznamenaly změny, které popisuje druhý demografický přechod, až v 90. letech 20. století a tyto změny se lišily v mnoha aspektech, jako např. rychlosti průběhu (Rychtaříková, 1999). Tyto a další rozdílnosti daly vzniknout diskuzi o tom, jestli zaznamenané změny reprodukčního chování ve státech bývalého Východního bloku jsou skutečně projevem druhého demografického přechodu, nebo změněných ekonomických podmínek. V českém prostředí diskuzi na toto téma začala Rychtaříková (1996), která jako hlavní příčinu vnímala změněné ekonomické podmínky. Jejím oponentem byl Rabušic (1997), který naopak změny vysvětloval v nově přijatých hodnotách a životním stylu. Svě vysvětlení obhajovala Rychtaříková (1997) ještě jednou v odpovědi na Rabušicův článek.

### **2.2.2 Plodnost v Evropě ve druhé polovině 20. století a na počátku nového tisíciletí s ohledem na tempo efekt**

Vedle snížení intenzity plodnosti pod úroveň prosté reprodukce je podle Lesthaegheho a Willemse (1999) jedním z hlavních znaků druhého demografického přechodu odklad rodičovství na pozdější věk. Na základě trendů plodnosti ve státech západní, severní, jižní a některých státech střední Evropy tuto vědci rozdělili změny plodnosti v rámci zmíněného přechodu do tří fází, v nichž se střídá role změny vlastní intenzity plodnosti s přítomností tempo efektu. V první fázi dochází ke snižování intenzity plodnosti ve všech věcích žen a všech pořadí narozených, přičemž snižování je dáno vlastní intenzitou plodnosti. Ve druhé fázi transformace má nově velký vliv tempo efekt, který vzniká jako následek pokračující změny idejí, nestability svazků a vyšší participace žen na trhu práce a na univerzitách. Třetí fáze se vyznačuje zpomalováním až zastavením odkládání rození dětí a rekuperací ve starších věcích, která ovšem není úplná, a dominantní roli má opět kvantum plodnosti.

Lesthaeghe a Moors (2000) použili změny měř plodnosti žen do 30 let a 30letých a starších k vystižení odkládání plodnosti a její rekuperace mezi lety 1965 a 1980 a mezi rokem 1980 a druhou polovinou 90. let. V zemích východní Evropy v období 1965–1980 ženy 30leté a starší snížily svou úroveň plodnosti více, než jak ji zvýšily ženy ve věku 15–29 let. Naopak země jako Švédsko a Dánsko (ale nikoliv Norsko) zaznamenaly minimální snížení měř plodnosti starších žen, což dle autorů předznamenalo počínající rekuperaci. Ve státech bývalého Východního bloku pak autoři identifikovali počátky odkládání rození dětí mezi rokem 1980 a druhou polovinou 90. let, když ženy ve věku 15–29 let snížily svou intenzitu plodnosti. Ve mnoha státech severní a západní Evropy naopak v té době rekuperovaly ženy 30leté a starší, čímž doháněly část odložené plodnosti z dřívějšího období.

Co se týká efektu časování, Lesthaeghe a Moors (2000) argumentovali, že mezi rokem 1980 a druhou polovinou 90. let bylo snižování úhrnné plodnosti v mnoha východoevropských státech dáno výhradně poklesem kvanta plodnosti, protože fáze transformace s výrazným vlivem tempo efektu dle jejich slov probíhala teprve krátkou dobu. Naopak ve většině států západoevropských a ve Švédsku byla úhrnná plodnost ovlivněna výrazným záporným tempo efektem. V dalších třech skandinávských zemích se úhrnná plodnost doprovázená záporným tempo efektem zvýšila díky silné rekuperaci 30letých a starších žen.

Zatímco ve státech západní a severní Evropy docházelo k výrazným změnám plodnosti již ve druhé polovině 60. let, ve státech bývalého Východního bloku tomu tak bylo až v 90. letech.

Na konci 90. let 20. století nebo počátku nového tisíciletí se úhrnná plodnost ocitla v některých posledně zmíněných státech dokonce pod hodnotou 1,2 dítěte na jednu ženu, zatímco v severní a západní Evropě dosahovala hodnot kolem 1,6–1,7 dítěte na jednu ženu a v Evropě jako celku byl průměr 1,4 dítěte na jednu ženu (Bongaarts a Sobotka, 2012). V zemích jako Finsko a Norsko se dokonce v té době oproti trendu ve východoevropských zemích lehce zvyšovala (Bongaarts, 2002).

Změny, probíhající ve státech bývalého Východního bloku opožděně, měly ovšem rychlejší průběh a ukazatele plodnosti tam dosahovaly dosud nevídaných hodnot (Rychtaříková, 1999). Hodnoty úhrnné plodnosti pod 1,3 dítěte na jednu ženu, kterou popsali Kohler a kol. (2002) jako hranici velmi nízké úrovně plodnosti (lowest-low fertility)<sup>10</sup>, nebyly výjimečné a jako takové si získaly velkou pozornost demografů. O rozsáhlosti a rychlosti šíření tohoto jevu v Evropě vypovídá fakt, že v zemích s tak nízkou úrovní plodnosti žila v roce 2001 více než polovina obyvatel Evropy (Sobotka, 2004).

Mezi demografy je rozšířen názor, že tak nízkých hodnot bylo dosaženo díky výraznému tempo efektu, který byl přítomný především u prvního pořadí narození (Goldstein a kol., 2009). Vliv vlastní intenzity plodnosti zmiňují či zdůrazňují jen někteří z nich (Sobotka, 2004; Goldstein a kol., 2009; Lesthaeghe a Moors, 2000) a kombinace změny vlastní intenzity plodnosti i tempo efektu je explicitně zmiňována naprosto ojediněle (Goldstein a kol., 2009). Měnicí se časování plodnosti představovalo podnět pro analýzy využívající transversálních ukazatelů plodnosti očištěných o tempo, jako je Bongaartsův a Feeneyho (1998), a demografové studovali tempo efekt v evropských i dalších státech v tomto období ale i dříve se zvýšeným úsilím.

Pro období 1980–1994 a větší část 90. let zdokumentoval Bongaarts (2002) přítomnost tempo efektu v 17 evropských státech ale i v Japonsku a USA. Ve druhém období, větší části 90. let, byl podle jeho analýzy očištěné úhrnné plodnosti tempo efekt v zemích bývalého Východního bloku významnější než jinde. Dále na existenci tempo efektu ve 32 státech světa poukázal také porovnáním konečné plodnosti kohorty narozené v roce 1960 a průměrné úhrnné plodnosti v období 1980–1994, kdy uvedená kohorta realizovala větší část své plodnosti. S výjimkou Ruska byla ve všech státech vyšší uvedená konečná plodnost a v průměru se od uvedené úhrnné plodnosti odlišovala o 0,2 dítěte na jednu ženu.

Sobotka (2004) pro období 1995–2000 identifikoval ve 26 z 27 analyzovaných evropských zemí výskyt záporného tempo efektu. Z jeho následné analýzy evropských regionů také vyplynula poměrně vysoká heterogenita, když komponent tempa byl v průměru na jednu ženu v Evropě severní -0,24, západní -0,17, střední -0,34, východní -0,21 a v baltských zemích -0,34 dítěte. V Evropě jako celku -0,23 dítěte. Podle něj k odkladu rození dětí docházelo v některých státech nepřerušovaně dokonce po tři desetiletí. Významné regionální rozdíly byly i ve vlastní intenzitě plodnosti. Při absenci tempo efektu by se v průměru na jednu ženu narodilo v Evropě severní 1,94, západní 1,74, střední 1,75, východní 1,46 a v baltských zemích 1,64 dítěte. V Evropě jako celku pak 1,63 dítěte. V žádné z analyzovaných zemí neklesla pod hodnotu 1,4 dítěte na jednu ženu.

---

<sup>10</sup> Podle Goldsteina a kol. (2009) lze za hranici velmi nízké plodnosti u prvního pořadí narození považovat úhrnnou plodnost s hodnotou 0,75 dítěte na jednu ženu.

Úroveň plodnosti v zemích bývalého Východního bloku a dalších zemích s velmi nízkou úrovní plodnosti se po dosažení minim na přelomu 90. let a nového tisíciletí znovu zvýšila, což zavdalo důvod k nové diskuzi o příčině. Jedno ze dvou možných vysvětlení spočívá v ekonomických a společenských podmínkách, k jejichž zlepšení často dochází souběžně s nárůstem intenzity plodnosti a vice versa (Sobotka, 2004; Goldstein a kol., 2009). Změna uvedených podmínek má jako taková podle některých demografů vliv především na vlastní intenzitu plodnosti (Goldstein a kol., 2009).

Avšak častěji či přinejmenším stejně často demografové vysvětlovali růst úrovně plodnosti snížením efektu časování (Bongaarts, 2002; Philipov a Kohler, 2001). Bongaarts a Sobotka (2012) důrazně upozornili, že je potřeba při používání očištěné úhrnné plodnosti Bongaartse a Feeneyho (1998) k vysvětlení růstu úrovně plodnosti brát v potaz, že rozdíl mezi tímto ukazatelem a úhrnnou plodností odhaluje kombinaci zkreslení tempem a změnou struktury žen podle pořadí narození, nikoliv pouze zkreslení tempem. Nicméně vysvětlení pomocí tempo efektu je v souladu s tím, že tempo efekt je ze své podstaty pouze dočasný jev, protože rození dětí nemůže být odkládáno do vyššího věku bez konce. V zemích s velmi nízkou úrovní plodnosti došlo k růstu úhrnné plodnosti nad definující hranici 1,3 dítěte na jednu ženu díky zpomalení tempo efektu, nikoliv úplného vymizení, v následku čehož byla úroveň plodnosti tempo efektem i nadále snižována (Goldstein a kol., 2009).

Na základě očištěné úhrnné plodnosti se v analýze Bongaartse a Sobotky (2012) ukázalo, že u čtyř analyzovaných zemí bývalého Východního bloku, u nichž se zároveň úhrnná plodnost propadla pod 1,3 dítěte na jednu ženu, hrálo mezi rokem nejnižší úhrnné plodnosti na přelomu 90. let a nového tisíciletí a obdobím před hospodářskou krizí významnou roli zvyšování vlastní intenzity plodnosti. Naproti tomu u Španělska, které mělo původně také velmi nízkou úroveň plodnosti, byl ovšem dán nárůst především vymizením tempo efektu. Nutno dodat, že autoři také využili pro analýzu i novější verzi očištěné úhrnné plodnosti od Bongaartse a Feeneyho (2006), která dosud nebyla v analýzách plodnosti rozšířená, a došli k závěrům jiným, než k jakým docházely dosavadní demografické analýzy. Podle těchto rozdílných výsledků hrál tempo efekt pro zvýšení intenzity plodnosti v uvedených zemích v daném období mnohem větší, často i jedinou, roli. Mimo jiné také poukázaly na nemalý vliv, jaký může mít na změnu úhrnné plodnosti zkreslení dané změnou struktury žen podle počtu dětí. Dalším závěrem jejich studie bylo, že přítomnost významného tempo efektu v ještě relativně nedávné době indikuje, že transformace odkladu plodnosti ještě není u konce, jak tvrdili Goldstein a kol. (2009). Detailněji jsou rozdíly ve výsledcích diskutované analýzy popsány v podkapitole 5.2.3 Očištěná úhrnná plodnost a tempo efekt v analytické části práce. Z uvedeného je nicméně zřejmé, že výsledky analýz jsou závislé na použité metodě. A ačkoliv metody očišťování o tempo efekt nejsou dokonalé, je lepší je využívat (Sobotka a Lutz, 2010).

Kohler a kol. (2002) pojmenovali proces transformace časování plodnosti prvního pořadí jako přechod odkládání plodnosti (fertility postponement transition) a zařadili ho do posloupnosti nejdůležitějších demografických změn za demografickou revoluci a druhý demografický přechod. U průběhu transformace odkládání plodnosti prvního pořadí v evropských státech s velmi nízkou intenzitou plodnosti vysledovali několik znaků diskutovaného přechodu. Zprvce počátek odkládání plodnosti v zemích s velmi nízkou intenzitou plodnosti představuje předěl od

původního režimu relativně stabilního časování plodnosti prvního pořadí narození. Zadruhé v průběhu transformace odkládání plodnosti prvního pořadí v zemích s velmi nízkou plodností dochází k významnému růstu průměrného věku matky při narození prvního dítěte. Zatřetí transformace odkládání plodnosti si i v různých socioekonomických podmínkách udržuje velice podobný charakter. Transformace odkládání plodnosti má původ v podnětech, které vedou jednotlivce k odkládání rození dětí, a vlivu, kterým dokáže společnost jednotlivce formovat.

Transformaci odkládání plodnosti prvně zmíněnou Kohlerem a kol. (2002) a patrnou především u prvního pořadí narození analyzovali na reálných datech Goldstein a kol. (2009) a popsali několik jejích znaků. K odkládání rození dětí dochází nejvíce v mladších a starších a nejméně ve středních věcích. Transformace odkládání plodnosti může probíhat až čtyři desetiletí, přičemž výrazné tempo efekty jsou pouze krátkodobé. V první polovině transformace se odkládání plodnosti zrychluje, uprostřed nabývá nejvyšší rychlosti a v druhé polovině zase zpomaluje. Velmi nízká plodnost s horní hranicí úhrnné plodnosti 1,3 dítěte na jednu ženu způsobená tempo efektem může přetrvávat nanejvýš jedno desetiletí.

## Kapitola 3

### Výzkumné otázky a hypotézy

Cílem této diplomové práce je *popsat trendy vývoje plodnosti v šesti vybraných evropských zemích s důrazem na změnu časování a její vliv na úroveň plodnosti v období 1970–2014*. Důraz je kladen na hlavní rysy zmíněných trendů a ty jsou postihnuty ve výzkumných otázkách a hypotézách formulovaných se znalostmi získanými studiem odborné literatury.

Na základě tvrzení Sobotky (2004), že ve Švédsku a Norsku je záporný tempo efekt přítomný již po celá desetiletí, je formulována první výzkumná otázka:

*Jak dlouhou dobu ve Švédsku a Norsku snižuje tempo efekt intenzitu plodnosti?* První hypotéza, která bude testována, zní následovně. *Záporný tempo efekt byl ve Švédsku a Norsku přítomný již od začátku 80. let do současnosti.*

Mnoho demografů tvrdí, že úhrnné plodnosti nižší než 1,3 dítěte na jednu ženu bylo v mnoha evropských i dalších státech světa, a především ve státech bývalého Východního bloku, na přelomu 90. let 20. století a nového tisíciletí dosaženo díky rozšířenému odkládání rození dětí na pozdější dobu (Goldstein a kol., 2009). Druhá výzkumná otázka se ptá:

*Jaký vliv měl na přelomu 90. let 20. století a nového tisíciletí v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě záporný tempo efekt na výskyt úhrnné plodnosti pod hranicí 1,3 dítěte na jednu ženu?* Testovaná druhá hypotéza tvrdí, že *v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě by se na přelomu 90. let a nového tisíciletí intenzita plodnosti nesnížila pod úroveň 1,3 dítěte na jednu ženu nebýt přítomnosti záporného tempo efektu.*

Sobotka (2004) doložil velké rozdíly ve druhé polovině 90. let mezi evropskými regiony co do absolutní hodnoty tempo efektu. Třetí výzkumná otázka se proto ptá:

*Jak se odlišoval svou absolutní hodnotou tempo efekt ve skandinávských státech a státech bývalého Východního bloku v 90. letech 20. století?* Podle třetí testované hypotézy *byl tempo efekt v 90. letech svou absolutní hodnotou vyšší ve státech bývalého Východního bloku, tedy v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě než ve státech skandinávských, tedy ve Švédsku a Norsku.*

Taktéž bylo poukázáno na velké rozdíly mezi jednotlivými evropskými regiony v druhé polovině 90. let co do očištěné úhrnné plodnosti (Sobotka, 2004). Analýza dat odpoví i na čtvrtou výzkumnou otázku, která zní následovně:

*Jak se odlišovala očištěná úhrnná plodnost v analyzovaných severských státech a státech bývalého Východního bloku ve druhé polovině 90. let 20. století?* Z dosavadního studia literatury je formulována taktéž čtvrtá hypotéza, která tvrdí, že *z analyzovaných států byla očištěná úhrnná*



*plodnost v druhé polovině 90. let vyšší v severských státech, tedy ve Švédsku a Norsku než ve státech bývalého Východního bloku, tedy v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě.*

Jedním ze znaků transformace odkládání plodnosti, kterou poprvé popsali Kohler a kol. (2002), je podle Goldsteina a kol. (2009) to, že velmi nízká úhrnná plodnost pod hodnotou 1,3 dítěte na jednu ženu způsobená záporným tempo efektem může přetrvávat maximálně po dobu jednoho desetiletí. V Česku, na Slovensku, v Estonsku a v Litvě úhrnná plodnost kvůli působení tempo efektu klesla pod tuto hodnotu a pátá výzkumná otázka proto zní následovně:

*Jaký charakter co do délky trvání měl v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě jev úhrnné plodnosti pod hodnotou 1,3 dítěte na jednu ženu ve studovaném období? Následně bude testována pátá hypotéza odpovídající na tuto otázku takto. V Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě přetrvávala úhrnná plodnost pod hodnotou 1,3 dítěte na jednu ženu po dobu ne delší než jedno desetiletí na základě dat studovaného období.*

Podle některých demografů byla v 90. letech v některých evropských státech, především pak ve státech bývalého Východního bloku, absolutní hodnota tempo efektu u jednotlivých pořadí narození odlišná, přičemž největší byla u prvního pořadí narození dítěte (Goldstein a kol., 2009). Tuto rozdílnost podle jednotlivých pořadí narození dítěte pro jeden stát bývalého Východního bloku, Česko, pokrývá poslední, šestá výzkumná otázka, která zní následovně.

*Jak se v Česku v 90. letech 20. století odlišoval tempo efekt svou absolutní hodnotou mezi jednotlivými pořadími narození dítěte? Poslední, šestou, testovanou hypotézu pak je tvrzení, že záporný tempo efekt přítomný v Česku v 90. letech 20. století byl absolutní hodnotou nejvyšší u prvního pořadí narození.*

Uvedené výzkumné otázky a hypotézy budou testovány na datech a metodami, které jsou popsány v následující, čtvrté kapitole.

## **Kapitola 4**

### **Data a metody**

V této kapitole jsou popsána data, která byla využita pro výpočet ukazatelů. Konkrétně je uvedeno, odkud data pocházejí, jak byla tříděna a jak byla upravena, a nakonec jak byly vypočítány ukazatele, které jsou využity v analytické části práce.

#### **4.1 Data**

Všechna data využitá pro analýzu byla stažena z databáze Human Fertility Database (Human Fertility Database, 2019), jelikož poskytuje za vybrané státy, kterými jsou Švédsko, Norsko, Česko, Slovensko, Estonsko a Litva, potřebné počty živě narozených podle dokončeného věku matky a pořadí narození a střední stavy žen v dlouhých časových řadách.

Třídění počtů živě narozených dětí podle věku matky a pořadí narození na Human Fertility Database je následovné: podle věku matky v intervalu do 12 let, poté po jednotkách věku od 13 až do 54 let a v intervalu 55 a více let a podle pořadí narození od prvního do pátého a vyššího pořadí. Střední stavy žen pak jsou tříděny podle jednotek věku od 12 do 55 let. Tato data jsou za všech šest vybraných států společně dostupná po jednotlivých letech pro období 1970–2014. Nicméně některé pokročilé ukazatele se v analytické části práce objevují pro období 1971–2013 kvůli způsobu, kterým jsou konstruovány.

Pro výpočty jsou využity zmíněné počty a střední stavy pouze pro věk 15–49 let, který je standardně uvažovaným reprodukčním obdobím žen v demografických analýzách. Jakékoli počty do věku 15 let a od věku 49 let tak do výpočtů nevstupují.

#### **4.2 Metody**

Na následujících řádcích je popsán způsob, jak každý z užitých ukazatelů byl vypočten. Jelikož pro užití výpočtu očištěné úhrnné plodnosti Bongaartse a Feeneyho je nutné, aby ukazatele vstupující do výpočtu byly vypočteny pro jednotlivá pořadí narození (Bongaarts a Feeney, 1998), výpočty měr plodnosti podle věku, úhrnné plodnosti a průměrného věku matky při narození dítěte tomu byly přizpůsobeny. Kromě těchto tří ukazatelů za jednotlivá pořadí narození byly spočteny tyto ukazatele také bez ohledu na pořadí narození (tzn. za všechna pořadí dohromady) – pro jejich

výpočet se vzorce lišily pouze absencí znaku  $i$ . Dále je uveden výpočet očištěné úhrnné plodnosti jako stěžejního ukazatele této práce včetně mezikroku, kterým je výpočet očištěné úhrnné plodnosti podle pořadí narození. Navíc jsou uvedeny i postupy, jakým byly získány počty živě narozených dětí za neexistence změny časování plodnosti a relativní změna počtu živě narozených tempo efektem, oba ukazatele taktéž celkem i za jednotlivá pořadí narození. Nakonec byl spočten celkový komponent tempa včetně komponentu tempa podle pořadí narození.

#### 4.2.1 Míra plodnosti podle věku a pořadí narození

Míra plodnosti podle věku, která vyjadřuje intenzitu plodnosti žen v daném věku v daném roce, jak o ní píše Pavlík a kol. (1986), byla spočtena pro jednotlivá pořadí narození ( ${}_t f_x^i$ ). Způsob výpočtu byl následující:

$${}_t f_x^i = \frac{{}_t N_x^{v,i}}{1.7. {}_t P_x^{\bar{z}}}$$

kde:

${}_t f_x^i$  .....míra plodnosti  $i$ -tého pořadí ve věku  $x$  v roce  $t$

${}_t N_x^{v,i}$  .....počet živě narozených  $i$ -tého pořadí ženám ve věku  $x$  v roce  $t$

1.7.  ${}_t P_x^{\bar{z}}$  .....střední stav žen ve věku  $x$  v roce  $t$

#### 4.2.2 Úhrnná plodnost podle pořadí narození

Úhrnná plodnost, která představuje počet dětí, které by se živě narodily jedné ženě během celého reprodukčního věku, kdyby se věkově specifické míry plodnosti neměnily po dobu délky uvažovaného reprodukčního období (Pavlík a kol., 1986), byla spočtena pro jednotlivá pořadí narození ( ${}_t \acute{u}p^i$ ). Způsob výpočtu byl následující:

$${}_t \acute{u}p^i = \sum_{x=15}^{49} {}_t f_x^i$$

kde:

${}_t \acute{u}p^i$  .....úhrnná plodnost  $i$ -tého pořadí v roce  $t$

#### 4.2.3 Průměrný věk matky při narození dítěte podle pořadí narození

Taktéž průměrný věk matky při narození dítěte byl spočten podle pořadí narození ( ${}_t \bar{x}^i$ ). Způsob výpočtu byl následující:

$${}_t \bar{x}^i = \frac{\sum_{x=15}^{49} (x + 0,5) * {}_t f_x^i}{{}_t \acute{u}p^i}$$

kde:

${}_t \bar{x}^i$  .....průměrný věk matky při narození dítěte  $i$ -tého pořadí v roce  $t$

$x$ .....dokončený věk ženy

#### 4.2.4 Očištěná úhrnná plodnost

Očištěná úhrnná plodnost v daném roce ( ${}_t \acute{o}úp$ ) je úhrnná plodnost, která by nastala, kdyby během daného roku nedošlo ke změně v časování plodnosti (Bongaarts a Feeney, 1998). Jako taková představuje vlastní intenzitu plodnosti a proto v této diplomové práci bude termín vlastní intenzita

plodnosti či kvantum plodnosti často používán namísto termínu očištěná úhrnná plodnost. Jak bylo vysvětleno v teoretické části práce, je ovšem zkrácena změnou struktury žen podle počtu dětí (Bongaarts a Sobotka, 2012).

Postup výpočtu očištěné úhrnné plodnosti dle Bongaartse a Feeneyho (1998) začíná výpočtem změny v časování plodnosti v daném pořadí v daném roce ( ${}_t r^i$ ) a ta se vyjadřuje jako aritmetický průměr rozdílu mezi průměrným věkem matky při narození dítěte daného pořadí v roce vyšším a nižším (slovní popis tohoto ukazatele v článku byl zde formalizován pomocí vzorce). V dalším kroku výpočtu se pro každé pořadí narození spočte očištěná úhrnná plodnost ( ${}_t oúp^i$ ) jako hypotetická úhrnná plodnost za neexistence změny časování plodnosti. Získané hodnoty očištěné úhrnné plodnosti pro jednotlivá pořadí se sečtou a tím se získá očištěná úhrnná plodnost ( ${}_t oúp$ ).

Vyjádřeno vzorci byl způsob výpočtu následující:

$${}_t r^i = \frac{{}_{t+1} \bar{x}^i - {}_{t-1} \bar{x}^i}{2}$$

$${}_t oúp^i = \frac{{}_t úp^i}{1 - {}_t r^i}$$

$${}_t oúp = \sum_{i=1}^{5+} {}_t oúp^i$$

kde:

${}_{t+1} \bar{x}^i$  .....průměrný věk matky při narození dítěte  $i$ -tého pořadí v roce  $t + 1$

${}_{t-1} \bar{x}^i$  .....průměrný věk matky při narození dítěte  $i$ -tého pořadí v roce  $t - 1$

${}_t r^i$  .....změna průměrného věku matky při narození dítěte v  $i$ -tém pořadí v průběhu roku  $t$

${}_t oúp^i$  .....očištěná úhrnná plodnost  $i$ -tého pořadí v roce  $t$

#### 4.2.5 Počet živě narozených dětí při nezměněném časování plodnosti

Stejným postupem jako očištěná úhrnná plodnost, tedy nejdříve po jednotlivých pořadí narození, byl spočten i hypotetický počet dětí, které by se živě narodily při nezměněném časování plodnosti ( ${}_t NNČ^v$ ):

$${}_t NNČ^{v,i} = \frac{{}_t N^{v,i}}{1 - {}_t r^i}$$

$${}_t NNČ^v = \sum_{i=1}^{5+} {}_t NNČ^{v,i}$$

kde:

${}_t NNČ^{v,i}$  .....počet živě narozených dětí  $i$ -tého pořadí v roce  $t$  pořadí při nezměněném časování

#### 4.2.6 Změna počtu živě narozených tempo efektem

Další spočtený ukazatel byla změna počtu živě narozených dětí způsobená změnou průměrného věku matky při narození dítěte. Tento ukazatel byl vyjádřený v procentech a opět byl spočten pro jednotlivá pořadí narození ( ${}_t zpnte^{v,i}$ ) a pro všechna pořadí narození dohromady. Pro jednotlivá pořadí narození byl výpočet následující:

$${}_{t}zpnte^{v,i} = \frac{{}_tN^{v,i} - {}_tNN\check{C}^{v,i}}{{}_tNN\check{C}^{v,i}} * 100$$

#### **4.2.7 Komponent tempa**

Nakonec byl spočten komponent tempa, který představuje tu část úhrnné plodnosti, která vzniká při změně průměrného věku matky při narození dítěte (Bongaarts a Feeney, 1998). Termín komponent tempa v této diplomové práci často nahrazuje termín tempo efekt či efekt časování. Komponent tempa byl spočten pro jednotlivá pořadí narození ( ${}_{t}kt^i$ ) i pro všechna pořadí narození dohromady. Pro jednotlivá pořadí narození byl výpočet následující:

$${}_{t}kt^i = {}_{t}úp^i - {}_{t}oúp^i$$

#### **4.2.8 Změna úhrnné plodnosti tempo efektem**

K vyjádření toho, v jakém směru a v jaké míře ovlivnil tempo efekt celkovou intenzitu plodnosti daného roku, byl spočten ukazatel změna úhrnné plodnosti tempo efektem pro jednotlivá pořadí narození ( ${}_{t}zúpte^i$ ) a pro všechna pořadí narození dohromady. Byl vyjádřen v procentech a pro všechna pořadí narození byl výpočet následující:

$${}_{t}zúpte^i = \frac{{}_{t}kt^i}{{}_{t}oúp^i} * 100$$

## Kapitola 5

### Analytická část

V této části práce je za šestici vybraných států za vybrané období nejdříve probrán předpoklad konstantního věkového profilu plodnosti a poté jsou analyzovány trendy plodnosti. Ukazatele tvořící základ analýzy jsou úhrnná plodnost, očištěná úhrnná plodnost, průměrný věk matky při narození dítěte a komponent tempa. Zvláštní důraz je dán na vztah mezi nimi.

#### 5.1 Předpoklad konstantního věkového profilu plodnosti

Jak bylo popsáno v teoretické části práce, výpočet očištěné úhrnné plodnosti předpokládá konstantní věkový profil plodnosti (podle pořadí narození) jako nejsilnější a nejkritizovanější předpokad. Výše v textu zmíněný, nikoliv diskutovaný způsob ověření popsali Philipov a Kohler (1999). Při ověřování porovnávali věkový profil plodnosti daného pořadí v letech  $t$  a  $t+1$  a v letech  $t$  a  $t-1$ . Pro každý věk matky při narození dítěte v letech  $t$ ,  $t+1$  a  $t-1$  spočetli relativní podíl míry plodnosti na úhrnné plodnosti, díky čemuž byl součet měr rovný jedné a bylo možné porovnat profily obou dvojic pozorovaných let. Dále celý věkový profil relativních měr plodnosti v roce  $t+1$ , respektive  $t-1$  posunuli tak, aby měl stejný průměrný věk matky při narození dítěte jako v roce  $t$ . Pro dvojice let  $t$  a  $t+1$  a poté  $t$  a  $t-1$  provedli porovnání pomocí dvou způsobů: popisnou statistikou a statistickým testem využívaným v analýze přežívání. Do obou metod vstupovali data za jednotlivá pořadí.

Porovnání popisnou statistikou spočívalo ve vypočtení rozdílů v relativních mírách plodnosti podle věku mezi roky  $t$  a  $t+1$  a poté  $t$  a  $t-1$ . Pro každou porovnávanou dvojici kalendářních let pak sečetli absolutní hodnoty těchto rozdílů ve všech věcích matky a výsledek (v procentech) poukazoval, jak moc rozdílné oba profily byly.

Při porovnání metodou z analýzy přežívání uplatnili následující princip. Pro daný rok sečetli všechny děti živě narozené ženám celé hypotetické kohorty. Následně z této kohorty děti ubývaly v každém věku matky ty děti, které se jim v tom věku narodily (v demografickém pojetí představovaly živě narození počty událostí, kterými původní kohorta ubývá). Ve věku matky 49 let ubýly z této kohorty poslední děti narozené toho roku. Shodnost průběhu křivek pro roky  $t$

a  $t+1$ , respektive  $t$  a  $t-1$  otestovali log-rank testem<sup>11</sup>. V pozdějším článku Philipov a Kohler (2001) prezentovali tyto metody znovu, přičemž pro porovnání analýzou přežívání přidali k log-rank testu Wilcoxonův-Breslowův test. Přidali i novou metodu porovnání: test homogenity pomocí kontingenční tabulky. Nadto zmínili, že shodnost dvou věkových profilů plodnosti by také šla zhodnotit testy normality.

V obou článcích ilustrovali metody popisné statistiky a analýzy přežívání na datech Bulharska, Česka, Maďarska, Polska a Ruska od konce 80. do konce 90. let 20. století, tedy v období velkých změn časování plodnosti. Mezi věkovými profily plodnosti prvního pořadí narození v letech 1994 a 1995 v Česku našli metodou popisné statistiky pouze 6% rozdíl a metodou analýzy přežívání statisticky nesignifikantní rozdíl.

Bongaarts a Sobotka (2012) zanalyzovali pro Česko, Nizozemsko, Španělsko a Švédsko, jestli byla změna plodnosti mezi lety 1990 a 2008 dána více z příčiny období nebo kohorty. Jako dominantní příčinu změny určili u Švédska a Nizozemska období. U Česka a Španělska byl efekt období důležitý, nicméně i efekt kohorty byl přítomný. Všechny čtyři státy následně zahrnují do analýzy tempo efektů využívající očištěnou úhrnnou plodnost.

Následující analýza vývoje plodnosti za státy Švédsko, Norsko, Česko, Slovensko, Estonsko a Litvu využívá očištěnou úhrnnou plodnost, která byla, jak je již jasné, mnohými kritizována a jinými naopak vyzdvihována. Ačkoliv některé (výše uvedené) studie předpokládají vhodnost jejího užívání, je nutné podotknout, že výsledky v následující kapitole je třeba brát s určitou rezervou a konkrétní hodnoty jako odhady.

## **5.2 Analýza vývoje plodnosti za všechna pořadí narození ve Švédsku, Norsku, Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě mezi lety 1970 a 2014**

### *Úhrnná plodnost*

Úhrnná plodnost mezi lety 1970 a 2014 se v každém sledovaném státu vyvíjela odlišně, nicméně u některých zemí měla podobný trend (Obr. 1, Příloha 1).

V obou Skandinávských zemích nejprve v 70. letech 20. století klesala (ovšem z hodnot rozdílných o 0,6 dítěte na jednu ženu) a poté po stagnaci dlouhé až jedno desetiletí kolem hodnot 1,60–1,70 dítěte na jednu ženu zase rostla. Podle Lesthaegheho a Moorse (2000) bylo těchto vyšších hodnot dosaženo díky rekuperaci. Započatý růst se zastavil na počátku 90. let u hodnoty dvou dětí na jednu ženu a tyto země se v dalším vývoji celkové intezity plodnosti od sebe již lišily. Zatímco úhrnná plodnost v Norsku oscilovala kolem dosažené hodnoty, ve Švédsku nejdříve do počátku nového tisíciletí klesala k 1,50 dítěte a poté rostla, a na konci sledovaného období po vyrovnání v obou zemích lehce klesla pod hranici dvou dětí na jednu ženu. Při pohledu

---

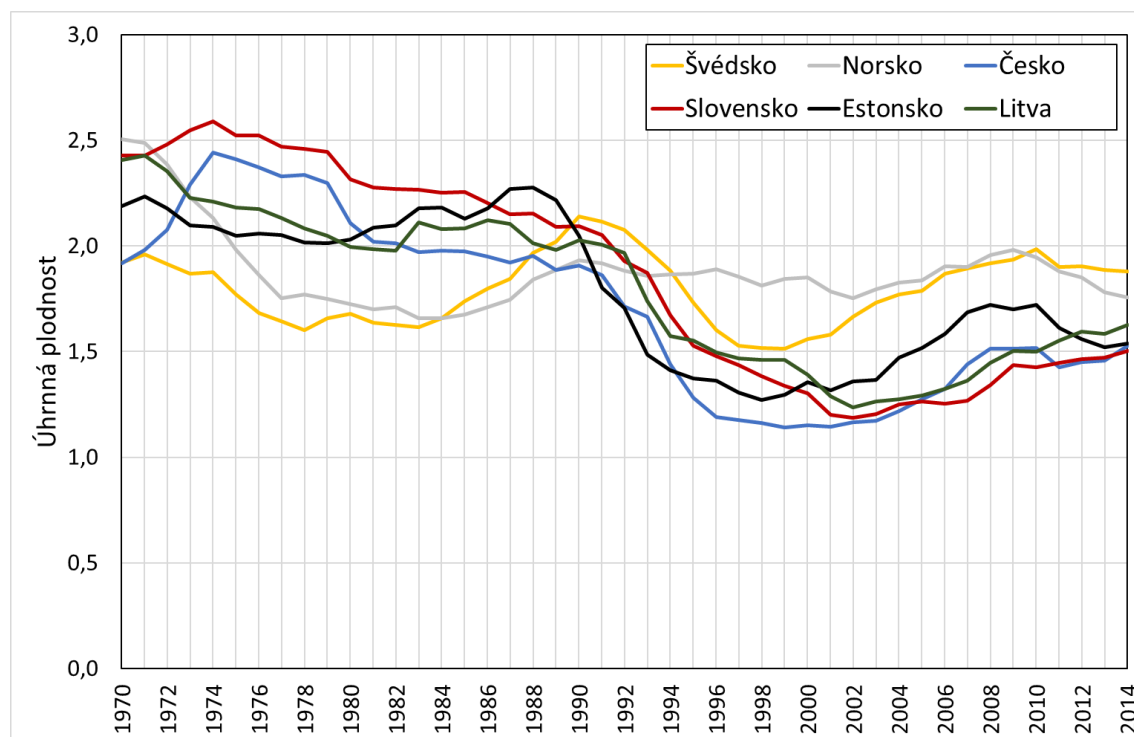
<sup>11</sup> Z původního článku (Philipov a Kohler, 1999) není jasné, jaké počty vstupují do popsané analýzy přežívání. Z konzultace s prof. Rychtaříkovou vzešlo, že nejpravděpodobněji to jsou relativní míry plodnosti podle věku (celá kohorta je rovna 1) násobené v jednom případě 10 000 a v druhém případě celkovým počtem živě narozených (daného pořadí), autoři tak použili jednu metodu modifikovanou na dva různé způsoby. Pozdější článek z roku 2001 naznačuje tentýž postup s relativními podíly plodnosti podle věku násobenými 10 000.

na vývoj ve Švédsku v celém sledovaném období je zřejmé, že úhrnná plodnost klesala a rostla ve vlnách.

Úhrnná plodnost v Česku a na Slovensku přes první polovinu 70. let rostla, ale poté postupně zase od hodnoty 2,5 dítěte na jednu ženu klesala. Ještě před počátkem změn v 90. letech došlo v Česku k výraznému propadu na přelomu 70. a 80. let. V obou zemích nabral trend snižující se plodnosti výrazně rychlejší spád ze dvou dětí na jednu ženu s příchodem 90. let a zastavil se až na počátku nového tisíciletí pod hodnotou 1,2 dítěte. Poté poprvé od 70. let v obou sousedících zemích začala intenzita plodnosti růst, což bylo podle Goldsteina a kol. (2009) do velké míry dáno lepší se ekonomickou situací, a to především v případě Slovenska, aby se kolem roku 2009 ustálila u 1,50 dítěte na jednu ženu.

Nejpodobněji se úhrnná plodnost ve sledovaném období vyvíjela v Estonsku a Litvě. Nejenže dosahovala podobných hodnot, ale i klesala a stoupala obdobně. Počáteční snižování z hodnot 2,20 v Litvě a 2,40 dítěte na jednu ženu v Estonsku se zastavilo na začátku 80. let u dvou dětí, kdy naopak nabrala v obou zemích lehce rostoucí trend. Příchod 90. let však znamenal počátek rychlého poklesu trvajícího jedno desetiletí. Kolem přelomu tisíciletí, kdy dosáhla v obou státech minim, se trend znovu otočil a úhrnná plodnost z 1,20–1,30 dětí na jednu ženu stoupala. K nárůstu celkové intenzity plodnosti v Estonsku po roce 2004 došlo po zavedení finanční podpory ženám během mateřské dovolené a nárůst měr plodnosti byl viditelný u všech pořadí narození (Goldstein a kol., 2009). V roce 2008 pak Estonsko na rozdíl od Litvy zaznamenalo zastavení růstu a později dokonce i snižování intenzity plodnosti. Na konci analyzovaného období tvořily všechny čtyři státy bývalého Východního bloku skupinu zemí, v které se na jednu ženu živě rodilo v průměru 1,50 dítěte, zatímco ve Švédsku a Norsku 1,70–1,80 dítěte.

**Obr. 1: Vývoj úhrnné plodnosti ve vybraných státech Evropy, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování



K jednotlivým etapám vývoje lze přiřadit některé významnější vlivy, které se na podobě reprodukčního chování podílely. Příčiny změn popsané v rámci již diskutovaného druhého demografického přechodu lze připomenout jako zřejmě nejdůležitější faktor vývoje intenzity plodnosti ve skandinávských státech do počátku 80. let a ve zbylých čtyřech státech v 90. letech v kombinaci se změnou ekonomickou situací. V období po roce 2008, kdy se v některých sledovaných státech úroveň plodnosti lehce snížila a v dalších byl její dosavadní nárůst zpomalen, byla důležitým faktorem hospodářská krize. Jak uvádí Goldstein a kol. (2013) pro východoevropské a středoevropské státy, konkrétně to byla nezaměstnanost, která se odrazila ve snížení intenzity plodnosti, přičemž nejvíce svou intenzitu plodnosti v důsledku nezaměstnanosti snížily ženy nejmladšího věku, pro které odklad narození dítěte je nejjednodušší a které jsou zároveň nezaměstnaností zřejmě postiženy nejvíce.

Rychlý nárůst intenzity plodnosti v 70. letech v Česku souvisel se zavedením systému nových prorodinných opatření v rámci populační politiky a zlepšením bytové situace. Mezi tato opatření patřily novomanželské půjčky a příspěvky na děti. I na Slovensku to byla prorodinně orientovaná opatření, která stála za zvýšením intenzity plodnosti v počátku 70. let (Šprocha, 2016). Opatření prorodinné politiky zaváděná ve státech střední a východní Evropy se v průběhu času opakovaně měnila (Frejka, 2008) a jistě se tak promítla do změn úrovně plodnosti nejen v Česku a na Slovensku ale i v Estonsku a Litvě. Taktéž se na jejich efekt dá usuzovat z toho, že byla přítomná a většinou i jednotná v celém tehdejší Východním bloku (Ainsaar, 2001). Systém zařízení péče o děti byl dobře rozvinutý i v Estonsku (Ainsaar, 2009). Většina států bývalého Východního bloku již v době socialismu umožňovala podstupovat umělá přerušování těhotenství (Frejka, 2008). Umělou potratovost jako další z faktorů ovlivňujících intenzitu plodnosti je v případě Česka nutné připomenout především v období od poloviny 70. let do 90. let, kdy se úhrnná plodnost postupně snižovala, zatímco úhrnná umělá potratovost se zvyšovala (Český statistický úřad, 2019).

Švédsko je známo tím, jaký význam přisuzuje rodinné politice, a proto není překvapující, že ojedinělý vývoj intenzity plodnosti v cyklech se vysvětluje právě rodinnou politikou v kombinaci s ekonomickou situací (Hoem, 2005). Počáteční růst v 80. letech byl způsoben společným působením zlepšující se ekonomické situace rodin, které si tak nově mohly dovolit mít v průměru více dětí, a nastavením opatření (označovaným jako „speed premium“) rodinné politiky, které skrze benefity pobízelo ženy začít rodit děti v pozdějším věku a s kratšími meziprodními intervaly, v 90. letech se naopak finanční situace rodin ve Švédsku zhoršovala a v reakci na rostoucí nezaměstnanost lidé prodlužovali svou dobu studia, při které ženy běžně odkládají rození dětí na později, a po zvýšení příjmů a snížení míry nezaměstnanosti pak zase úhrnná plodnost s počátkem nového tisíciletí začala růst (Hoem, 2005).

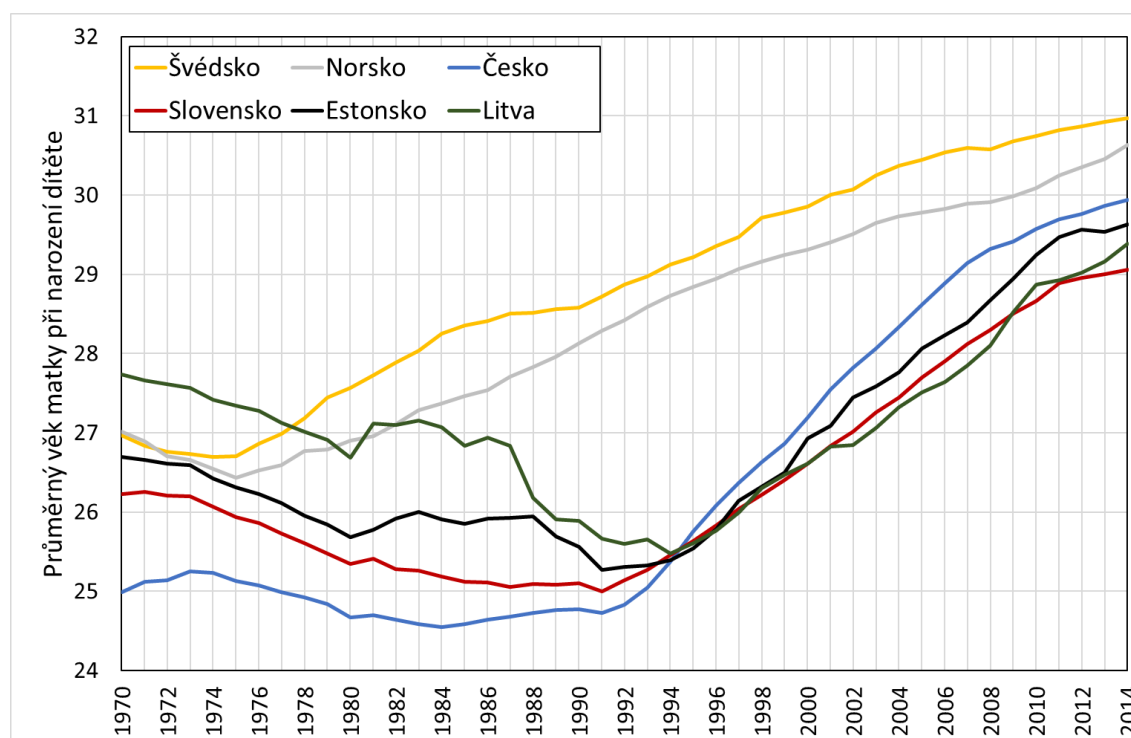
Ve zde sledovaných státech bývalého Východního bloku představovaly 90. léta období dosud nevídané nízké intenzity plodnosti. Zároveň v této době rostl průměrný věk plodnosti (viz následující oddíl) a to je významný faktor daného vývoje intenzity plodnosti. Po této ojedinělé se její návrat směrem k původním hodnotám dává do souvislosti se zvýšením plodnosti žen, které porození dítěte odložily z mladšího do staršího věku, tedy s tzv. rekuperací (Sobotka, 2011).

### Průměrný věk matky při narození dítěte

Stejně jako intenzita plodnosti i její časování se v období 1970–2014 v šestici sledovaných států měnilo (Obr. 2). Časování plodnosti mělo však na rozdíl od její intenzity mnohem méně zvrátů trendu (Příloha 2).

Švédsko a Norsko zaznamenaly velice podobný vývoj průměrného věku matky při narození dítěte. Na počátku, v roce 1970, měl daný ukazatel hodnotu 27,0 let v obou státech a v obou státech se trend snižování tohoto ukazatele otočil ještě před druhou polovinou 70. let a od té doby rostl přes celé období vyjma jednoho roku ve Švédsku. Ve Švédsku však k obratu zmíněného trendu došlo na lehce vyšší hodnotě než v Norsku a tento rozdíl 0,4–0,9 let zůstal víceméně zachován až do roku 2014, kdy Švédkám bylo při porodu v průměru 31,0 let a Norkám 30,6 let.

Obr. 2: Vývoj průměrného věku matky při narození dítěte ve vybraných státech Evropy, 1970–2014



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Analyzované země bývalého Východního bloku byly co do průměrného věku ženy při narození dítěte od roku 1970 do počátku zvratu v 90. letech až překvapivě rozdílné. V Česku věk osciloval kolem hodnoty 25 let a ženy rodily v průměru ve stejném věku v první polovině 90. let jako na počátku 70. let. Mimo několika málo roků slovenské ženy svůj věk, v kterém v průměru rodily děti, do poloviny 90. let snižovaly z 26,2 let. Na druhé straně Estonsko a Litva sice byly při narození dítěte v průměru mladší v polovině 90. let než v roce 1970, a to až o téměř dva roky v případě Litevek, ale během těchto dvou a půl desetiletí zaznamenaly kolísání trendu daného věku. Příčinou kolísavosti je pravděpodobně vedle nejistoty v nové ekonomické situaci také chaotické, a ne příliš systematické zavádění opatření rodinné politiky (Ainsaar, 2001). Litevky v roce 1970 rodily v průměru ve věku 27,7 let a byly tak nejstaršími rodičkami z žen analyzovaných populací. Estonské rodičky v té době byly s věkem 26,7 let jen o něco mladší než rodičky ze severovýchodních států. Průměrný věk žen při narození dítěte v čtyřech zemích bývalého Východního bloku se konečně vyrovnal v roce 1994 kolem 25,5 let a začal se velice rychle

zvyšovat. České ženy se díky tempu nárůstu poměrně rychle oddělily od žen zbylých třech států a rozdíl jejich průměrného věku při narození dítěte v roce 2014 od žen slovenských byl 0,8 roku. I přes tak rychlý vývoj ženy v zemích bývalého Východního bloku rodily v roce 2014 v průměru ve stejném věku jako ženy ve Švédsku a Norsku o cca 20 let dříve.

### **Očištěná úhrnná plodnost a tempo efekt**

Očištěná úhrnná plodnost a následně spočtený tempo efekt poskytují detailnější pohled na vývoj charakteristik plodnosti v analyzovaných státech mezi lety 1970 a 2014. Úhrnné plodnosti a těmto dvěma ukazatelům je věnován tento oddíl.

U plodnosti švédských a norských žen lze mluvit o naprosto odlišném vývoji než ve zbylých státech (Obr. 3). Po drtivou většinu sledovaného období zde byl komponent tempa záporný a snižoval úhrnnou plodnost. Norky, a kromě několika výjimečných roků s nižší intenzitou i Švédky, tak nepřetržitě po dobu necelých pěti desetiletí odkládaly rození dětí na pozdější dobu. V Norsku se narodilo o 0,70–0,37 dítěte na jednu ženu méně každý rok v důsledku odkladu. Mezi oběma severskými národy byly jisté rozdíly, které se dají vystihnout dvěma pojmy: výraznější „dobíhání“ druhého demografického přechodu z vyšších hodnot u Norska a výrazná cykličnost vývoje v případě Švédska.

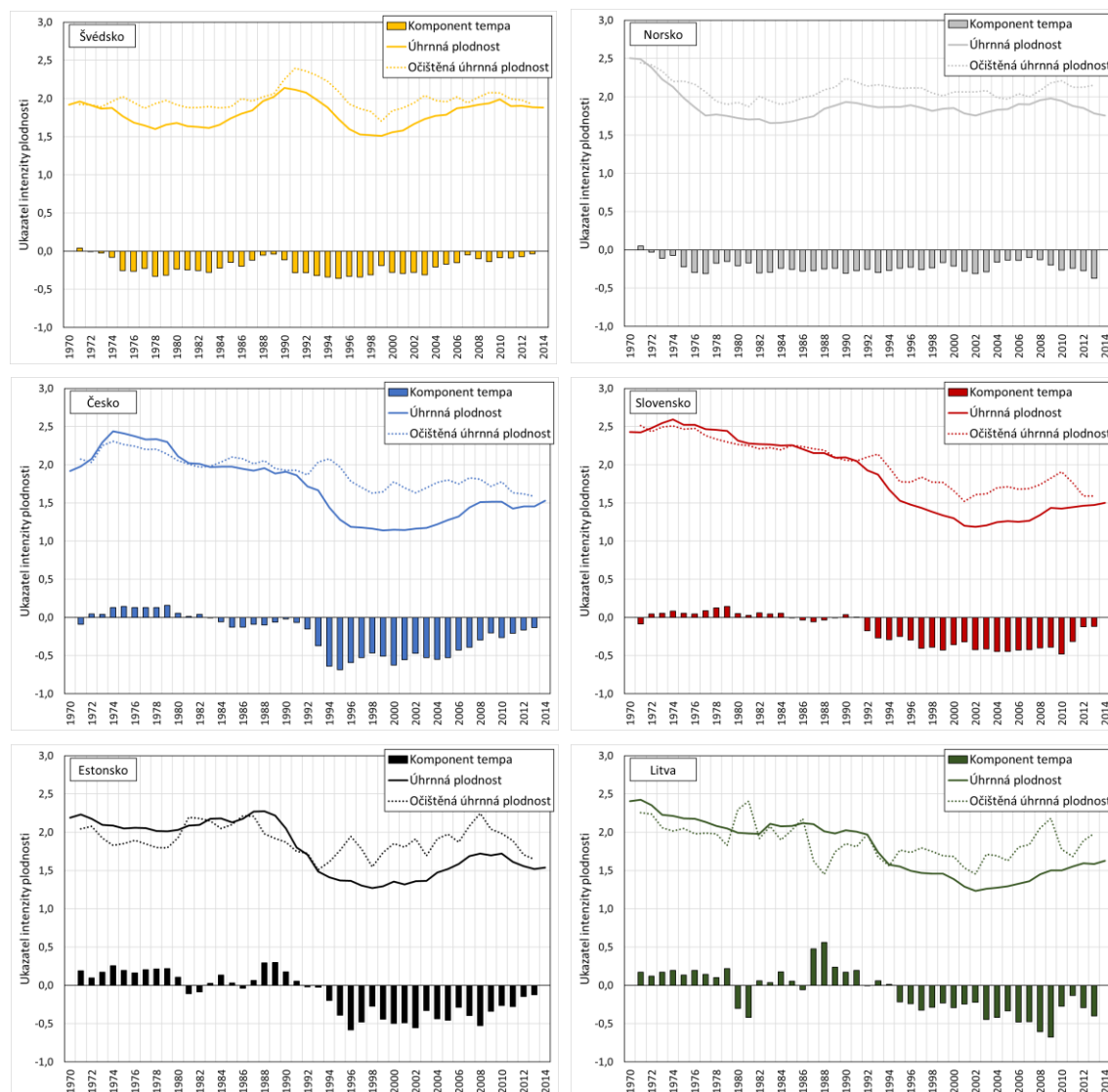
K stabilizaci úhrnné plodnosti v Norsku na konci 70. let došlo po snížení z vyšších hodnot než ve Švédsku. Poté na konci 70. let započala plodnost u norských žen poměrně stabilní trend ve všech třech aspektech (úhrnná plodnost, očištěná úhrnná plodnost a komponent tempa). Mezi lety 1995 a 2000 nabýval komponent tempa v Norsku podle Sobotky (2004) hodnot mezi -0,26 a -0,17 s průměrnou hodnotou v tomto období -0,22 dítěte na jednu ženu, což je podobný závěr jako zde. Mimo již zmíněný komponent tempa i vlastní intenzita plodnosti do roku 2014 oscilovala v Norsku kolem již dosažené hodnoty dvou dětí na jednu ženu a úhrnná plodnost snižená o tempo efekt oscilovala mezi 1,60–2,00 dětmi na jednu ženu. Cyklický vývoj ve Švédsku měla nejen úhrnná plodnost, jak již bylo diskutováno, ale také obě její složky. Komponent tempa se cyklicky snížil na dobu asi pěti let v druhé polovině 80. let a poté na dobu asi deseti let po roce 2003, což znamená, že Švédky v těchto obdobích odkládaly rození dětí nově v menší míře.

V oddílu Úhrnná plodnost byl diskutován efekt ekonomické situace a rodinné politiky na vývoj plodnosti ve Švédsku. Je patrné, že v 80. letech lepší ekonomická situace zvýšila úhrnnou plodnost, a to až na 2,14 dítěte na jednu ženu v roce 1990, nejdříve skrze pozastavení odkládání rození dětí, protože absolutní hodnota tempo efektu se začala snižovat, a na konci 80. let také skrze vlastní intenzitu plodnosti. Ve světle zde provedené analýzy je však diskutabilní, jestli opatření nazývané „speed premium“ přispělo k těmto změnám. Zavedená opatření byla podle Hoema (2005) ve výsledku pobídkou ženám rodit ve vyšším věku a s kratšími meziporodními intervaly. Ovšem jak je patrné zde, ženy v 80. letech spíše naopak přestaly odkládat rození dětí do vyššího věku. Druhý aspekt opatření, pobídka rodit v kratších meziporodních intervalech, však sledovaný trend může logicky vysvětlit: ženy, které již děti měly, se po seznámení s novým opatřením rozhodly uspišit porození dalšího potomka (neprodužovat meziporodní interval) a tím se snížil tempo efekt a zvýšila úhrnná plodnost. Je velice pravděpodobné, že tato opatření měla různý dopad na skupiny žen lišící se počtem dětí, věkem a dobou od posledního porodu, proto je detailnější analýza náplní dalších dvou podkapitol.

V dalším vývoji ve Švédsku došlo po vrcholu úhrnné plodnosti v počátku 90. let k jejímu snižování v důsledku obou jejích komponent. Vlastní intenzita plodnosti byla podle Bongaartse (2002) v období 1990–1997 v průměru 2,16 dítěte na jednu ženu a podle analýzy zde se v tomto období pohybovala mezi 2,40 a 1,87 dětmi na jednu ženu, přičemž se snížila až na 1,7 dítěte na jednu ženu v roce 1999. Tempo efekt se mezi lety 1995 a 2000 pohyboval mezi hodnotami -0,36 a -0,19 dítěte na jednu ženu, přičemž k podobné hodnotě dospěl i Sobotka (2004), podle něhož průměr za období 1995–2000 byl -0,28. Bongaarts (2002) kvantifikoval průměr tempo efektu v období 1990–1997 na hodnotu -0,28. V novém tisíciletí pak intenzita plodnosti rostla nejdříve kvůli vlastní intenzitě plodnosti, která se ustálila na hodnotě podobné jako těsně po druhém demografickém přechodu, a později i kvůli snižování tempo efektu.

Vysoké vlastní intenzitě plodnosti Norska a Švédska se v roce 2013 mohla vyrovnat jen vlastní intenzita plodnosti v Litvě a pouze v Norsku by v tomto roce při neexistenci odkládání rození dětí byla dosažena úroveň prosté reprodukce.

**Obr. 3: Vývoj úhrnné plodnosti, očištěné úhrnné plodnosti a komponentu tempa ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: Za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatele očištěná úhrnná plodnost a komponentu tempa dopočítat

Až do počátku 90. let v Česku byla úhrnná plodnost téměř výhradně tvořena vlastní intenzitou plodnosti, protože přítomný tempo efekt byl minimální. Nicméně zatímco v 70. letech byl tempo efekt kladný a navyšoval úhrnnou plodnost, v 80. letech byl záporný a úhrnnou plodnost snižoval, jinými slovy ženy nejdříve urychlovaly rození dětí a poté ho zase odkládaly, v obou případech v minimální míře. Již zmiňovaná propopulační opatření zavedená v 70. letech nejspíše byla účinná, jak vychází zde najevo. V letech 1972–1974 díky vlastní intenzitě plodnosti a od roku 1974 díky urychlování rození. Významné změny nastalé v 90. letech byly tempo efektem už významně ovlivňovány a v důsledku odkladu rození dětí žena nově živě porodila v průměru o 0,50–0,70 dítěte méně každý rok po dobu jedné dekády. K témuž rozdílu došli i Philipov a Kohler (2001) a také Sobotka (2004), podle něhož byl v období 1995–2000 průměrný tempo efekt -0,55 dítěte na jednu ženu. Bongaarts (2002) za období 1990–1997 kvantifikoval průměr tempo efektu v Česku na hodnotu -0,40 dítěte na jednu ženu. K vysokému rozdílu mezi úhrnnou plodností a očištěnou úhrnnou plodností napsal Sobotka (2004), že v období 1995–2000 se Česko řadilo podle úhrnné plodnosti mezi země s nejnižší intenzitou plodnosti na světě, zatímco podle očištěné úhrnné plodnosti spíše mezi země se středně vysokou intenzitou plodnosti. V souladu se Sobotkou (2004) je také to, že tempo efekt byl v Česku v porovnání s ostatními zde analyzovanými státy největší stejně jako mezi státy analyzovanými jím. Co se týká očištěné úhrnné plodnosti, podle Bongaartse (2002) byla v období 1990–1997 v průměru 1,89 dítěte na jednu ženu, a podle analýzy zde se v tomto období pohybovala mezi 2,08 a 1,70 dětmi na jednu ženu.

Od roku 2004 tempo efekt začal zanikat a v roce 2013 snižoval úhrnnou plodnost už jen podobně jako v 80. letech. Sobotka (2011) kvantifikoval očištěnou úhrnnou plodnost v roce 2006 na 1,79 dítěte na jednu ženu a zde v analýze vyšla na 1,75 dítěte na jednu ženu. Přes velký důraz kladený na tempo efekt by byl závěr, že prvotní pokles úhrnné plodnosti z počátku 90. let byl způsoben pouze tempo efektem, nesprávný, protože i vlastní intenzita plodnosti se v té době snižovala a jen v důsledku ní se v roce 1998 narodilo české ženě v průměru o 0,40 dítěte méně v porovnání s rokem 1994. Za povšimnutí stojí, že období hospodářské krize po roce 2008 přineslo lehký nárůst tempo efektu a započalo lehké snižování vlastní intenzity plodnosti, které přetrvávalo až do roku 2014.

Co do tempo efektu prošlo Slovensko velice podobným vývojem s pouhými několika rozdíly. Jedním z nich je, že tempo efekt v 80. letech byl záporný po kratší dobu než v Česku. Lehce rozdílný byl i průběh od 90. let, kdy se absolutní hodnota tempo efektu zvyšovala pomaleji než v Česku a po proběhnutí transformace se začala snižovat asi o pět let později než v Česku, navíc její absolutní hodnoty byly po dobu jedné dekády nižší. Např. v roce 1999 porodily Slovenky v důsledku odkladu porodu v průměru o 0,43 dítěte na jednu ženu méně. Průměrný tempo efekt za období 1995–2000 byl podle Sobotky (2004) -0,34 dítěte na jednu ženu a potom za období 1990–1997 podle Bongaartse (2002) -0,32 dítěte na jednu ženu, v obou případech tedy nižší než v roce 1999 podle analýzy zde. Co se týká očištěné úhrnné plodnosti, podle Bongaartse (2002) byla v průměru za období 1990–1997 na hodnotě 2,04 dítěte na jednu ženu, a podle analýzy zde se v tomto období pohybovala mezi 2,14 a 1,77 dětmi na jednu ženu. Co se týká dalšího vývoje, Sobotka (2011) kvantifikoval očištěnou úhrnnou plodnost v roce 2006 na 1,66 dítěte na jednu ženu a zde v analýze vyšla na 1,68 dítěte na jednu ženu. Stejně jako v Česku i na Slovensku

docházelo přes celé sledované období k dlouhodobému snižování vlastní intenzity plodnosti a stejně jako v Česku nebyl pokles úhrnné plodnosti v 90. letech způsoben jen odkladem rození dětí ale také snížením vlastní intenzity plodnosti. Hospodářská krize se promítla do plodnosti u slovenských žen více než v případě českých žen, když propad vlastní intenzity plodnosti připomínal situaci v počátku 90. let. O velkém vlivu ekonomické situace na reprodukční chování žen na Slovensku mluví i Goldstein a kol. (2009). Tempo efekt byl krizí navýšen jen na jeden rok a poté pokračoval v předchozím poklesu směrem k zániku. Plodnost v obou sousedících státech byla ke konci sledování velice podobná ve všech třech ukazatelích.

Estonsko a Litva představují státy, které se ve vývoji nyní diskutovaných ukazatelů vyznačují vysokou nestabilitou v čase. Mezi sebou si jsou kromě uvedeného podobné tím, v jakém směru tempo efekt působil na úhrnnou plodnost: v obou pobaltských zemích byl do počátku 90. let tempo efekt kladný vyjma krátkého období na počátku 80. let. Jeho absolutní hodnota v Litvě v tomto krátkém období a také na konci 80. let byla ovšem mnohem vyšší a byla srovnatelná s absolutní hodnotou naměřenou v tomtéž státě v novém tisíciletí a v Česku v 90. letech. V Estonsku a Litvě začalo docházet k odkladu rození dětí v druhé polovině 90. let. Tempo efekt se v té době pohyboval v Litvě mezi -0,22 a -0,33 a v Estonsku -0,28 a -0,58 dětmi na jednu ženu a podle Sobotky (2004) byl průměr za toto období (1995–2000) u Litvy -0,25 dítěte na jednu ženu a u Estonska -0,49 dítěte na jednu ženu. Do hospodářské krize se tempo efekt v Estonsku kolísavě pohyboval v rozmezí hodnot -0,40 a -0,50 dítěte na jednu ženu a teprve během ní začal klesat směrem k nule, zatímco v Litvě postupně narůstal do období před ní, kde se přiblížil k hodnotě -0,70 dítěte na jednu ženu, a potom na několik let prudce poklesl směrem k nule. V důsledku urychlování rození dětí žen obou populací převyšovala úhrnná plodnost očištěnou úhrnnou plodnost po celá 70. léta. Celkem stabilní vývoj byl ovšem narušen a přes další desetiletí se vlastní intenzita plodnosti střídavě pohybovala nad a pod celkovou úrovní plodnosti. V případě Litvy a v menší míře i v případě Estonska je pozoruhodné, že pohyby očištěné úhrnné plodnosti a komponentu tempa měly opačný směr a podobnou intenzitu, což znamená, že úhrnná plodnost byla stabilní díky tomu, že změna jedné její složky byla vykompenzována změnou druhé složky. Transformace započatá v 90. letech od samého začátku až do roku 2014 se vyznačovala dalším výrazným kolísáním očištěné úhrnné plodnosti, ačkoli vždy se tento ukazatel udržel nad úhrnnou plodností a dokládá tak výrazný negativní vliv efektu časování. I v tomto období jsou nápadné změny složek úhrnné plodnosti v opačném směru k sobě. Literatura pro období s počátkem 90. let v Estonsku dokládá postupné, chaotické utváření rodinné politiky, které se vyznačovalo frekventovaným zaváděním stále nových a nových opatření ovlivňujících reprodukční chování a které tak nejspíše způsobilo kolísání trendu diskutovaných ukazatelů (Ainsaar, 2001)<sup>12</sup>. Lze předpokládat, že situace v tomto ohledu nebyla v Litvě příliš odlišná. Hospodářská krize otočila trend nárůstu vlastní intenzity plodnosti, což se po několika letech změnilo jen v Litvě. V Estonsku se pokles vlastní intenzity plodnosti i přes zanikání záporného tempa efektu odrazil ve snižování úhrnné plodnosti. Sobotka (2011) kvantifikoval očištěnou úhrnnou plodnost v roce 2006 v Estonsku na 1,90 dítěte na jednu ženu a zde v analýze vyšla na 1,87 dítěte na jednu ženu.

---

<sup>12</sup> V kontextu této práce stojí za poznamenání, že rodinná politika Estonska v té době hledala vzor ve švédské a finské rodinné politice (Ainsaar, 2001).

V Litvě ji ve stejném roce kvantifikoval na 1,75 dítěte na jednu ženu a zde v analýze vyšla na 1,81 dítěte na jednu ženu.

Průběh úhrnné plodnosti a očištěné úhrnné plodnosti mezi lety 1985 a 2008 v analýze Goldsteina a kol. (2009) pro pět z šesti zde analyzovaných států (kromě Norska, které do analýzy nezahrnuli) byl velice podobný jako zde. Větší rozdíly byly především ve vyšších fluktuacích očištěné úhrnné plodnosti zde, a to především u Estonska a Litvy, což pravděpodobně má původ v lehce odlišných použitých datech a jejich třídění před výpočtem tohoto ukazatele.

Průběh těchto dvou ukazatelů v analýze Bongaartse a Sobotky (2012) u Švédska a Česka od roku 1980 do ekonomické krize je totožný jako v analýze zde. Stejně tak i průběh v Estonsku v jejich analýze od roku 1998 do roku 2006.

Analýza Bongaartse a Sobotky (2012) za devět evropských zemí<sup>13</sup> včetně Švédska, Česka a Estonska mezi rokem nejnižší úhrnné plodnosti (na přelomu 90. let a nového tisíciletí) a rokem 2008<sup>14</sup> je v kontextu této práce velice příhodná. Pro kvantifikaci tempo efektu využili očištěné úhrnné plodnosti (Bongaarts a Feeney, 1998) a její novější verze (Bongaarts a Feeney, 2006), která byla zmíněna v teoretické části práce v podkapitolách 2.1.3 Předpoklady očištěné úhrnné plodnosti a jejich kritika a 2.2.2 Plodnost v Evropě v druhé polovině 20. století s ohledem na tempo efekt a která navíc odstraňuje vliv změny distribuce žen podle počtu dětí a eliminuje výkyvy hodnot mezi roky. Základem jejich analýzy byl novější ukazatel, podle kterého se význam tempo efektu v daných státech během daného období snížil. Stejný závěr lze udělat při měření původním ukazatelem i zde pro Česko, když se mezi lety 1999 a 2008 snížila absolutní velikost komponentu tempa z -0,51 na -0,31 dítěte na jednu ženu. Avšak absolutní velikost komponentu tempa se v případě Švédska mezi lety 1999 a 2006 snížila z -0,19 na -0,15 dítěte na jednu ženu, a v případě Estonska se mezi lety 1998 a 2006 zvýšila z -0,29 na -0,28, což lze pokládat za protiklad jejich tvrzení. Dále se dle jejich analýzy s novějším ukazatelem skoro neměnila vlastní intenzita plodnosti. Pro Švédsko, Česko a Estonsko tomu však dle analýzy zde s původním ukazatelem bylo naopak, když se očištěná úhrnná plodnost změnila ve Švédsku z 1,71 na 2,02, v Česku z 1,65 na 1,81 a v Estonsku z 1,55 na 1,87 dítěte na jednu ženu. Při pohledu na grafy v jejich analýze je však zřejmé, že při měření původní očištěnou úhrnnou plodností došli k podobným závěrům jako zde provedená analýza.

Dále Bongaarts a Sobotka (2012) kvantifikovali, z jaké části se úhrnná plodnost v uvedeném období změnila v důsledku zpomalujícího tempo efektu. Na základě původního ukazatele se podílel zpomalující tempo efekt na změně úhrnné plodnosti ve Švédsku ze 14 %, v Česku z 56 % a v Estonsku ze 3 %. Podle nového ukazatele však ve všech devíti zemích bylo převažující příčinou změny úhrnné plodnosti právě zpomalení tempo efektu. Změna tempo efektu se podílela na změně úhrnné plodnosti ve Švédsku z 69 %, v Estonsku z 57 % a v Česku ze 100 %. To znamená, že podle nich celou změnu úhrnné plodnosti o 0,37 dítěte na jednu ženu (jak ji spočetli) v Česku mezi lety 1999 a 2008 způsobilo výrazné snížení tempo efektu.

---

<sup>13</sup> Země zahrnuté do analýzy byly Bulharsko, Česko, Estonsko, Finsko, Nizozemsko, Rusko, Slovinsko, Španělsko a Švédsko.

<sup>14</sup> Analyzované období se u jednotlivých zemí lišilo podle roku nejnižší úhrnné plodnosti a posledním rokem před ekonomickou krizí, pro který byla data dostupná. Např. Česko bylo analyzováno za období 1999–2008.

Na základě provedené analýzy všechny čtyři státy bývalého Východního bloku odpovídají tvrzení Lesthaegheho a Moorse (2000), že ve východoevropských státech došlo mezi 80. lety a druhou polovinou 90. let ke snížení kvanta plodnosti. Ovšem oproti jejich tvrzení se během této doby začal vyskytovat i silný tempo efekt, který úhrnnou plodnost snižoval. Dále se ukázalo, že jejich popis fází transformace plodnosti v rámci druhého demografického přechodu neodpovídá změnám plodnosti zaznamenaným v 90. letech v Česku a na Slovensku. Dle nich se v první fázi transformace snižuje vlastní intenzita plodnosti a teprve ve druhé fázi úhrnnou plodnost snižuje záporný tempo efekt. Zde však vlastní intenzita plodnosti ve zmíněných dvou zemích klesala dokonce později, než se objevil záporný tempo efekt.

Na rozdíl od většiny odborné literatury zmiňují Goldstein a kol. (2009) společný vliv tempo efektu a vlastní intezity plodnosti na snížení úhrnné plodnosti v 90. letech, což je podle provedené analýzy případ všech čtyř států bývalého Východního bloku. Dále se ukázalo pravdivé, že výrazný tempo efekt je pouze krátkodobý (Goldstein a kol., 2009), když ke konci sledovaného období ve všech čtyřech státech bývalého Východního bloku byl tempo efekt absolutní hodnotou nižší, než jaké nejvyšší bylo dosaženo, a dále vykazoval klesající trend. Jak napsali Kohler a kol. (2002), i zde znamenal počátek transformace časování plodnosti v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě předěl od předchozího reprodukčního chování. A výsledky také podporují tvrzení Goldsteina a kol. (2009), že intenzita vlastní plodnosti se může zvyšovat v důsledku zlepšení ekonomické situace, pakliže přijememe předpoklad, že ekonomická situace se po prvotní náhlé změně na začátku 90. let postupně zlepšovala.

Efekt časování samozřejmě nemění pouze intenzitu plodnosti, ale také počty živě narozených. Největší rozdíl v počtu živě narozených ze všech sledovaných států byl v Česku v 90. letech (Příloha 3). Ale protože jsou sledované populace rozdílně velké, je potřeba změněné počty živě narozených porovnávat relativizované.

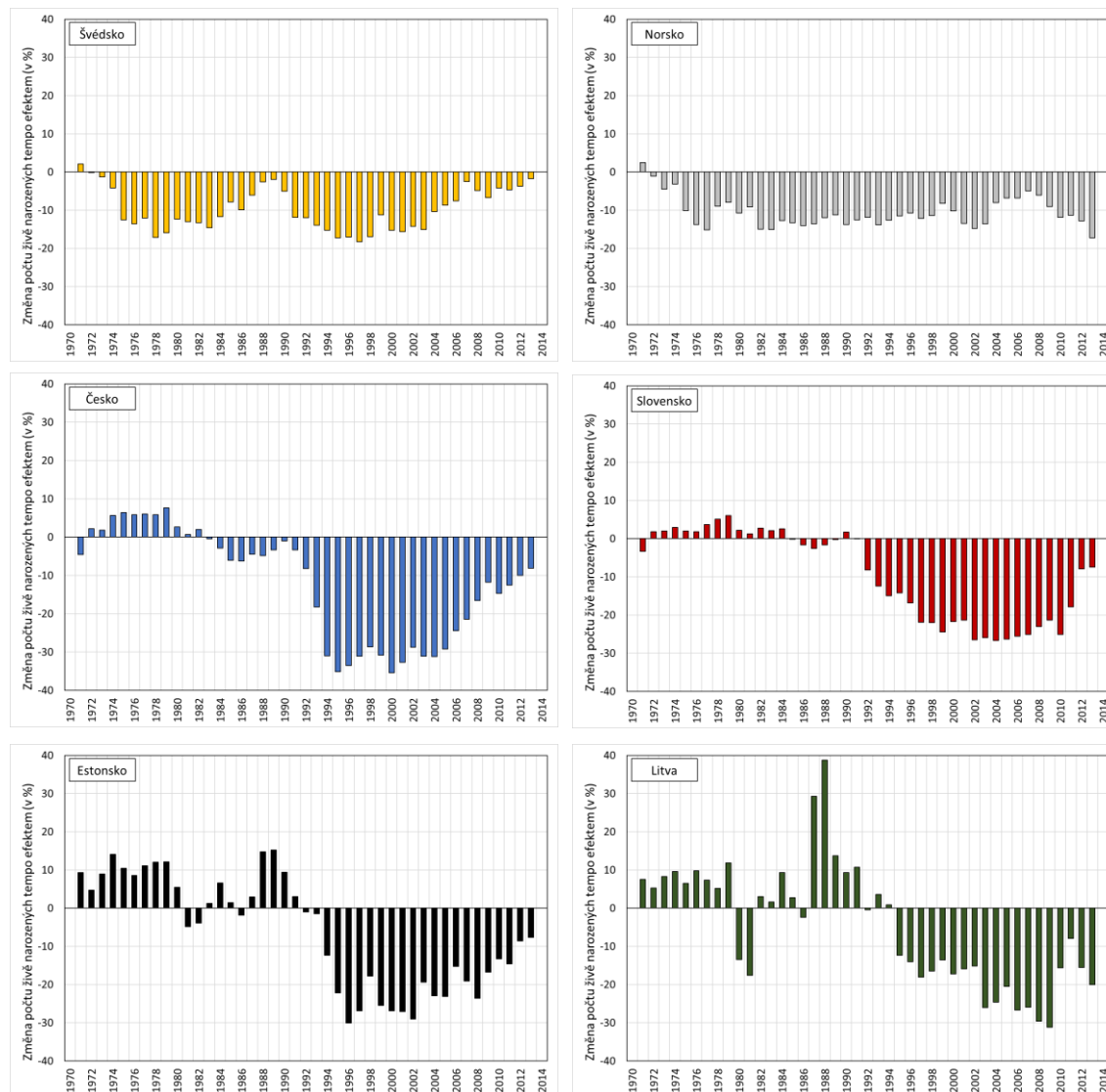
Tempo efekt snižoval počet živě narozených dětí po období 1971–2013 ve Švédsku v rozmezí 2 a 18 % a v Norsku 1–17 % (Obr. 4). V analyzovaných dvou středoevropských státech je nejprve v 70. letech zvyšoval o 8 % v případě Česka a o 6 % v případě Slovenska. Na několik let se to na Slovensku změnilo v 80. letech a poté se s počátkem v 90. letech přidalo k Česku. Podíl dětí nenarozených kvůli odkladu dosáhl v Česku 35 % hned ve dvou letech, přičemž jednu čtvrtinu přesahoval po dobu více než jedné dekády. Na Slovensku byla situace o něco příznivější, když maxima dosahovala k hranici jedné čtvrtiny.

Vývoj diskutovaného podílu v Estonsku a Litvě lze opět dobře vystihnout jako vývoj s výraznými zvraty. Není překvapující, že i zde vývoj kopíroval vývoj komponentu tempa. Stejně tak se tady ukazuje, že propopulační opatření 70. let byla účinná, když se rodilo díky snížení průměrného věku matky při narození dítěte kolem 10 % více dětí v Estonsku a jen o něco méně v Litvě. Po několika letech propadu z počátku 80. let se na konci té samé dekády po dobu několika let v Estonsku narodilo o 15 % více dětí. V Litvě byly uvedené změny o mnoho prudší, když se absolutní hodnota podílu nejdříve propadla na -18 % a poté vyskočila do opačného směru na hodnoty 29 % a 39 %. Vývoj v 90. letech se nesl v podobném duchu jako v Česku a na Slovensku. V obou státech ženy odkládaly stále vyšší podíl porodů, přičemž rychleji tak tomu bylo v Estonsku. Největší podíl odložených porodů byl 30 % v Estonsku a 31 % v Litvě. Ve všech šesti sledovaných státech přineslo období hospodářské krize zvýšení podílu odložených porodů.



Taková změna však trvala jen několik let, a především na Slovensku a v Litvě se podíl nenarozených poté nadále rychle snižoval.

**Obr. 4: Vývoj změny počtu živě narozených tempo efektem (v %) v daném roce ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: Za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel změna počtu živě narozených tempo efektem (v %) dopočítat

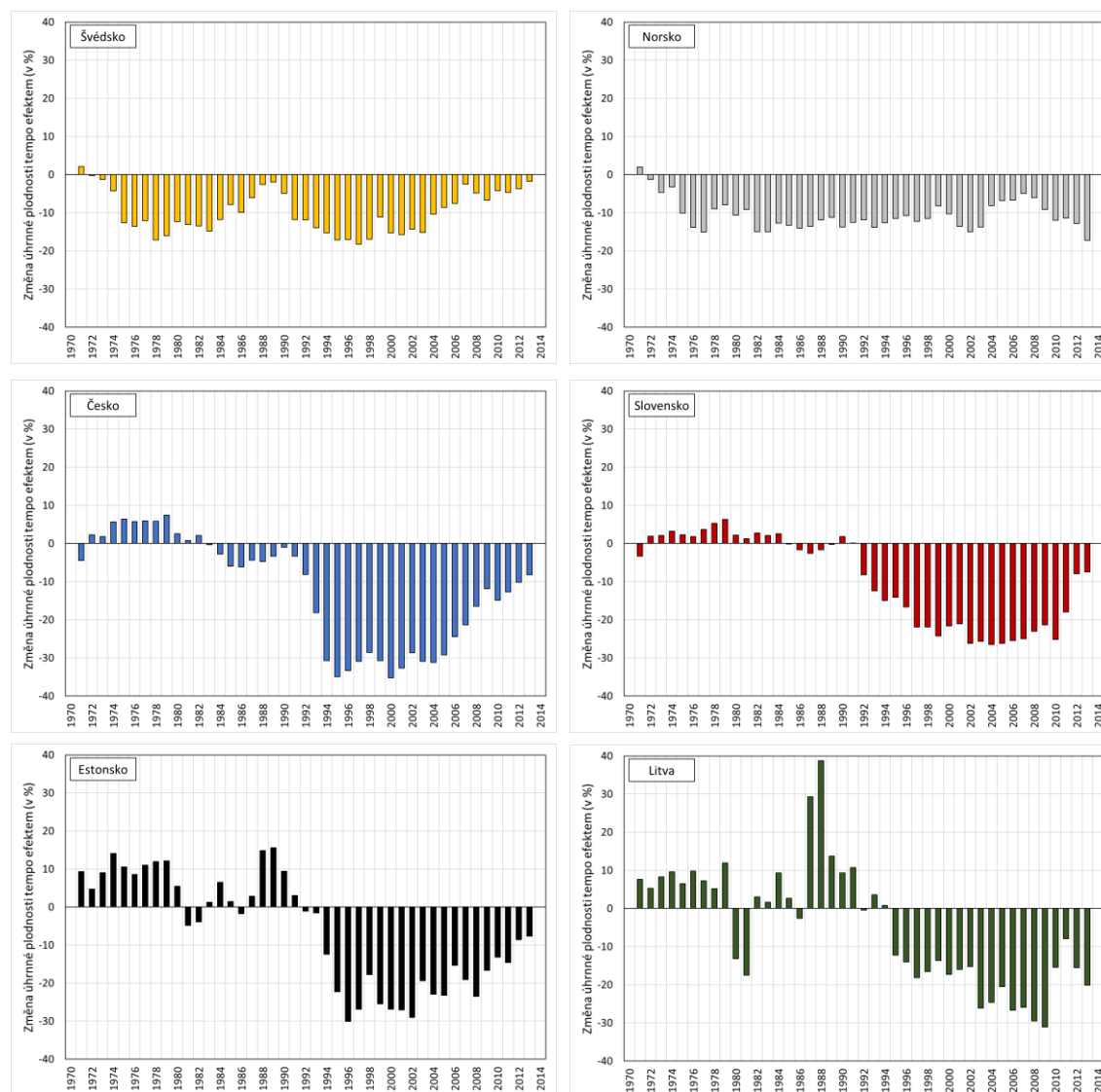
V relativním pohledu tempo efekt způsobil největší rozdíl mezi reálnými živě narozenými a hypotetickými živě narozenými při neexistenci efektu časování v Litvě v roce 1988. Tento 38% rozdíl v absolutních počtech znamenal, že díky snížení průměrného věku matky při narození dítěte se narodilo necelých 57 tisíc dětí namísto hypotetických necelých 41 tisíc. Největší a nejdéle trvající rozdíly byly v 90. letech v Česku a jen v desetiletém období mezi lety 1994 a 2004 se narodilo celkem o 480 tisíc dětí méně kvůli odkladu.

Ženy některých států po dlouhá období vykazovaly intenzivní odkládání rození dětí a v důsledku toho byla i intenzita plodnosti snížena. Naopak méně časté bylo, že v důsledku změny časování docházelo ke zvýšení intenzity plodnosti. Již není překvapující, že úhrnná plodnost obou severských států byla téměř po celou dobu odkladem rození snižována. Ve Švédsku

byla intenzita plodnosti po druhém demografickém přechodu snižována v důsledku odkladu rození dětí ročně o 2–18 % (Obr. 5). Jako již probrané ukazatele se i tento pohyboval v cyklech. V důsledku odkladu rození byla v druhém severském státě, v Norsku, intenzita plodnosti snižována o 5–15 %, přičemž poslední rok se tento vliv tempo efektu vyšplhal na dosud nezaznamenanou hodnotu 17 %.

Diskutovaný vliv byl ve všech čtyřech zbylých státech v 70. letech naopak kladný. V Česku a na Slovensku navýšení intenzity plodnosti urychlováním rození nepřekročilo 10 %. V části 80. let byl v Česku i na Slovensku vliv tempo efektu opačný, nicméně měl podobnou intenzitu. Odklad rození v 90. letech byl ovšem velice intenzivní a úroveň plodnosti Čechů tím byla snížena až o 35 % v roce 2000, přičemž tento podíl se pohyboval kolem 30 % více než deset let. Nástup tohoto trendu byl velice rychlý, když se podíl z roku 1990 na rok 1995 zvýšil z 1 % na 35 % (směrem ke snížení). Na Slovensku byla situace mírně rozdílná v tom smyslu, že Slovenky svou

**Obr. 5: Vývoj změny úhrnné plodnosti tempo efektem (v %) v daném roce ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: Za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel změna úhrnné plodnosti tempo efektem (v %) dopočítat

úroveň plodnosti snižovaly pomaleji, s nižší intenzitou a maxim snížení dosahovaly až v období kolem roku 2004.

Vývoj změny intenzity plodnosti vlivem odkládání rození byl v Estonsku a Litvě podobný vývoji komponentu tempa. Oba tyto pobaltské státy měly nejdříve zvýšenou intenzitu plodnosti v 70. letech v důsledku urychlování rození dětí. Po další necelé dekádě střídání směru vlivu se urychlování rození dětí v druhé polovině 80. let podepsalo na výrazném nárůstu intenzity plodnosti v obou pobaltských státech. Za zmínku stojí především situace v Litvě, kdy ženy při snížení svého průměrného věku při porodu zvýšily celkovou intenzitu plodnosti až o 39 %. Tak významný vliv v pozorovaných státech v daném období nebyl nikdy jindy zaznamenán. Další rok však zase připomínal situaci 70. let.

Estony si v nové éře 90. let rychle osvojily odkládání rození dětí, ale nikdy tím nesnížily intenzitu plodnosti o více než 30 %. V Litvě byl vývoj jiný v tom smyslu, že k největšímu snížení intenzity plodnosti vlivem odkladu rození došlo až v období hospodářské krize. Toto 30% snížení bylo v Litvě doposud největší. Stejně jako byly pohyby tohoto ukazatele prudké v 80. letech, i po hospodářské krizi ženy rychle změnily své chování a dva roky po zmíněném maximu už úroveň plodnosti byla snižována odkladem rození v nejmenší míře od roku 1995.

### **5.3 Analýza vývoje plodnosti podle pořadí narození ve Švédsku mezi lety 1970 a 2014**

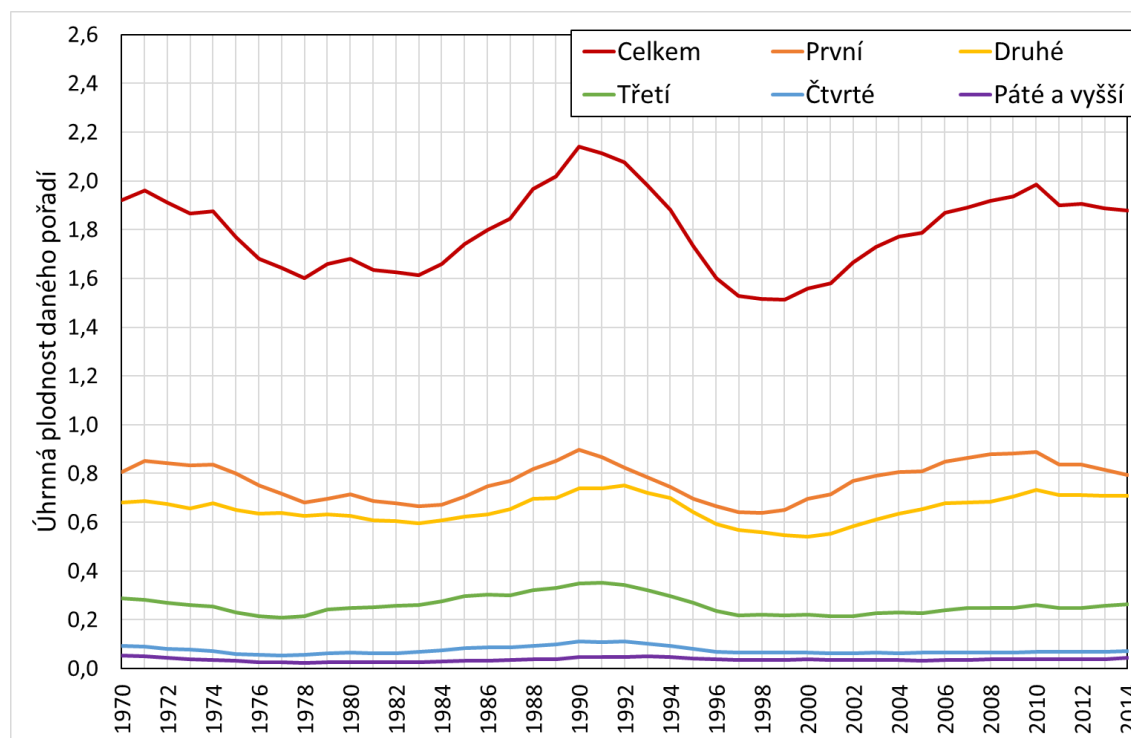
#### *Úhrnná plodnost podle pořadí narození*

Pro celé sledované období ve Švédsku lze říct, že s vyšším pořadím narození byly změny intenzity plodnosti v absolutním pohledu vyšší (Obr. 6). Po celé období byl trend úhrnné plodnosti nejvíce určován plodností matek rodících děti v prvním a druhém pořadí. Naproti tomu intenzity plodnosti žen rodících své čtvrté a páté a další potomky neměly velký vliv a v čase se téměř neměnily.

Období dobíhajícího druhého demografického přechodu bylo obdobím snižování intenzit plodnosti za každé pořadí narození, a jak bylo řečeno významněji u nižších pořadí. Po něm jako první začaly zvyšovat svou plodnost ženy rodící své třetí dítě a po půl dekádě, v polovině 80. let, také ženy rodící své první a druhé dítě, přičemž o nárůst měř plodnosti se zasloužily ženy většiny věkových kategorií, včetně staších žen, které rekuperovaly (Hoem, 1990). Poté v první polovině 90. let byly zaznamenány z celého období 1970–2014 nejvyšší míry plodnosti pro všechna pořadí. Míra plodnosti žen rodících děti v prvním pořadí dosahovala hodnoty 0,90 dětí na jednu ženu v roce 1990, v druhém pořadí 0,75 dětí na jednu ženu v roce 1992 a v třetím pořadí 0,35 dětí na jednu ženu v letech 1990 a 1991. Zmíněný trend růstu úrovně plodnosti se na počátku 90. let jako první otočil u prvorozených dětí a teprve s několikaletým zpožděním i u dětí vyšších pořadí. Nové tisíciletí pak přineslo další otočení dosavadního trendu a intenzita plodnosti se opětovně začala zvyšovat. Tentokrát však svým reprodukčním chováním na vnější změny reagovaly téměř pouze ženy rodící své první a druhé dítě. Ke konci sledovaného období se hospodářská krize promítla do zastavení zvyšování intenzity plodnosti u dětí druhého pořadí a do snižování u dětí prvního pořadí, když obě tato pořadí intenzitou plodnosti téměř dostihla

maximální hodnoty zaznamenané v první polovině 90. let. Pro každé jednotlivé pořadí narození platilo, že v roce 2014 ženy rodily v průměru velice podobný počet dětí jako v roce 1970.

**Obr. 6: Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

### *Průměrný věk matky při narození dítěte podle pořadí narození*

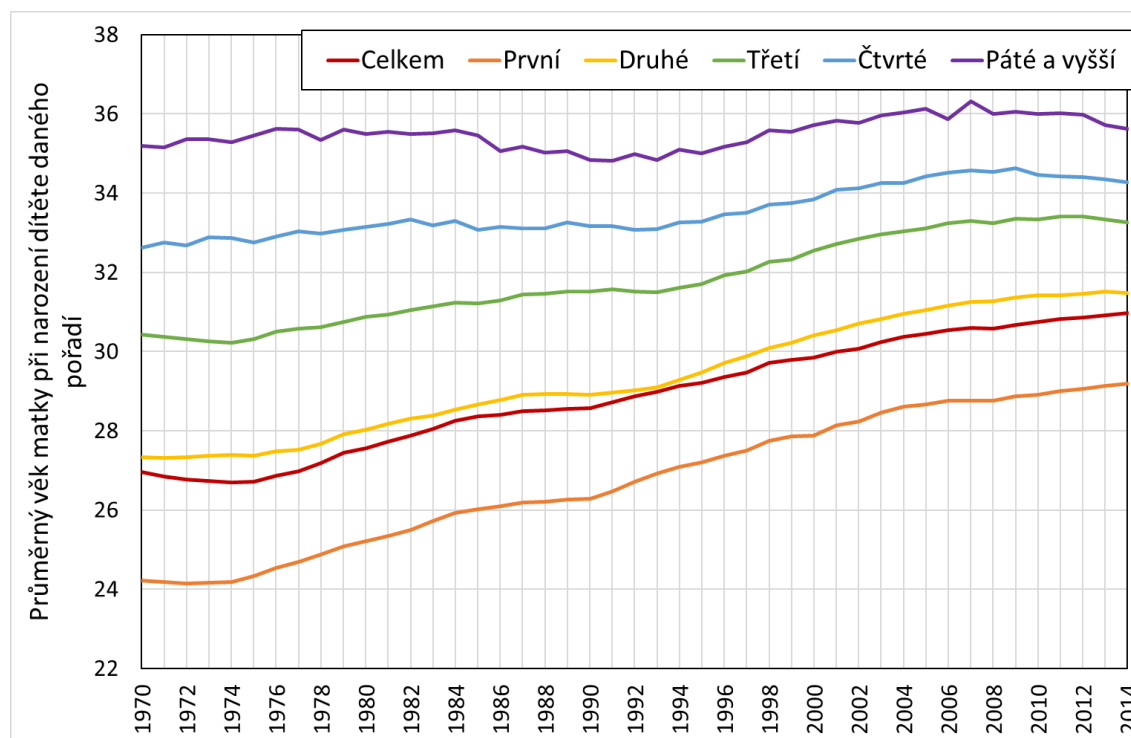
Průměrný věk, v kterém Švédky rodily děti, se mezi lety 1970 a 2014 až na několik výjimečných krátkých období vyznačoval poměrně jednoznačným trendem růstu. Podobný trend měl tentýž ukazatel i za jednotlivá pořadí narození (Obr. 7).

Pro první tři pořadí byla ve vývoji průměrného věku matky při narození dítěte tři poměrně krátká období, kdy nedocházelo k růstu, nýbrž ke stagnaci. První takové období byla první polovina 70. let, během níž se daný ukazatel pohyboval kolem dosažených hodnot, u pořadí prvního kolem 24,2, u druhého kolem 27,4 a u třetího kolem 30,3 let. Druhým obdobím byla druhá polovina 80. let. a třetím pak období hospodářské krize. V roce 2014 rodily Švédky děti pořadí prvního v 29,2, druhého v 31,5 a třetího v 33,3 letech. Diskutovaný ukazatel za čtvrté pořadí se začal významněji zvyšovat z hodnot kolem 33,3 let až na konci prvního tisíciletí a v roce 2014 dosáhl 34,3 let. Po lehkém propadu trvajícím desetiletí docházelo ke zvyšování i u dětí pátého a vyšších pořadí z hodnot kolem 35,0 let, ovšem do roku 2014 se zvýšil pouze na 35,6 let. Nízké počty živě narozených vstupující do výpočtu v případě čtvrtého a pátého pořadí měly pro daný ukazatel dva různé dopady. Prvním jsou roční výkyvy v trendu a druhým nižší váha pro ovlivnění trendu za všechna pořadí dohromady.

Nejvýznamnější změny mezi lety 1970 a 2014 v průměrném věku, v jakém Švédky rodily děti jednotlivých pořadí, byly patrně následující. Všechny rodičky zestárly, přičemž nejvíce, o celých pět let, prvorodičky, a nejméně, ani ne o půl roku, matky mající již čtyři nebo více dětí. Rozdíly

ve věku při porodu mezi všemi ženami se v průměru snížily – rozdíl ve věku rodiček největšího počtu dětí a prvorodiček se snížil z 11,0 na 6,4 let.

**Obr. 7: Vývoj průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

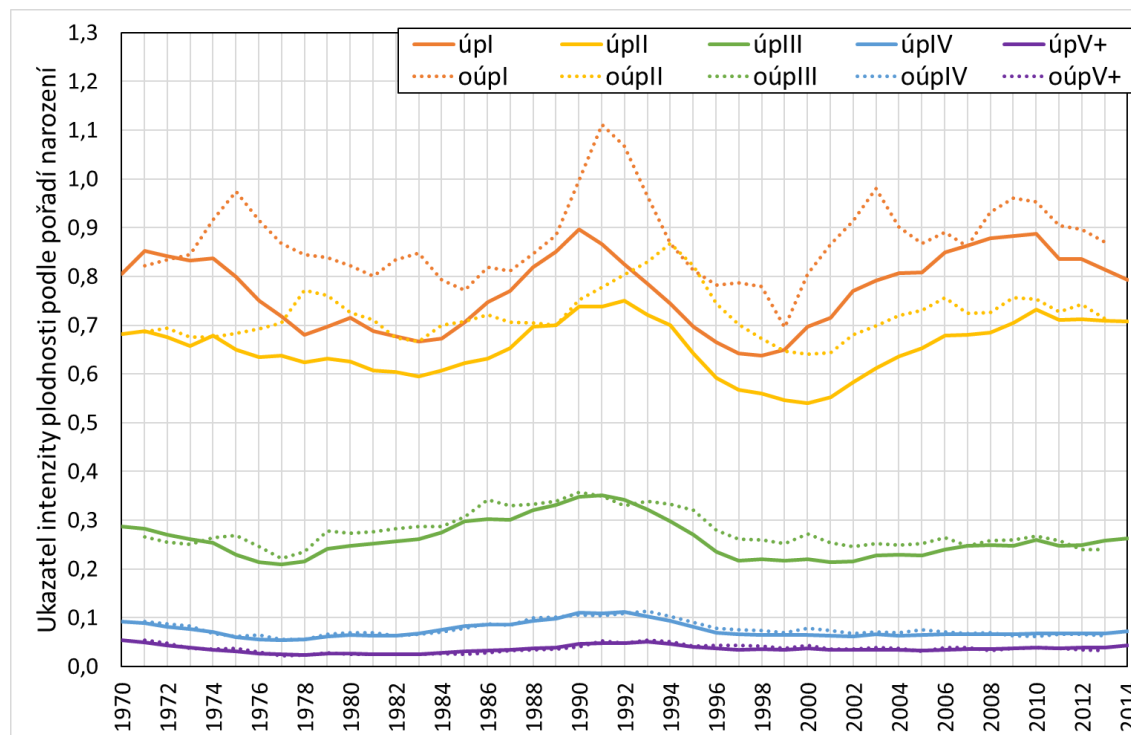
### Očištěná úhrnná plodnost a komponent tempa podle pořadí narození

Efekt časování v daném období ve Švédsku způsoboval rozdíl mezi vlastní intenzitou plodnosti a úhrnnou plodností v absolutním pohledu zpravidla tím vyšší, o čím nižší pořadí narození šlo (Obr. 8). Jeho výrazný vliv přednostně u prvního pořadí zmiňují i Kohler a kol. (2002) a Goldstein a kol. (2009). U čtvrtého a pátého či vyššího pořadí narození byla úhrnná plodnost tvořena v podstatě pouze vlastní intenzitou plodnosti. U třetího pořadí jisté rozdíly existovaly po většinu období, přičemž nejnižší byly v počátku sledování, na přelomu 80. a 90. let a v době hospodářské krize.

Velký vliv na intenzitu plodnosti však efekt časování měl u druhého a prvního pořadí. Ženy druhorodičky odkládaly rození dětí nejintenzivněji na přelomu 70. let a 80. let a v polovině 90. let. O ojedinělé situaci u druhého pořadí narození lze mluvit v tříletém období 1988–1990 a v období hospodářské krize, kdy byl tempo efekt minimální. U prvorodiček byl nejvýznamnější dopad efektu časování na intenzitu plodnosti na konci 70. let, poté přes celá 90. léta a dále několik prvních let nového tisíciletí. Ačkoliv u obou těchto pořadí docházelo v některých obdobích k výraznému růstu úhrnné plodnosti, růst byl současně přítomný i u vlastní intenzity plodnosti a ve výsledku tedy úhrnná plodnost nedosáhla svého potenciálu, protože byla nadále omezována efektem časování; stejně tak tomu bylo i u poklesu. Z toho také vyplývá, že by bylo nesprávné se v případě Švédska v daném období domnívat, že často zdůrazňovaný tempo efekt stál za celým snižováním nebo zvyšováním úhrnné plodnosti. Naopak je skutečností, že po většinu analyzovaného období změny v úhrnné plodnosti kopírovaly změny ve vlastní intenzitě plodnosti.

Další pozoruhodný jev je, že vlastní intenzita plodnosti reagovala na změněné podmínky s několikaletým odstupem od úhrnné plodnosti, čemuž tak bylo hlavně u prvního pořadí v první polovině 80. let a na počátku a na konci 90. let a u druhého pořadí na přelomu 80. a 90. let. Taktéž oba diskutované ukazatele reagovaly u druhého pořadí s určitým odstupem od pořadí prvního.

**Obr. 8: Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození a očištěné úhrnné plodnosti podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: *úpl* značí úhrnnou plodnost prvního pořadí, *úplII* úhrnnou plodnost druhého pořadí atd., *oúplI* očištěnou úhrnnou plodnost prvního pořadí, *oúplII* očištěnou úhrnnou plodnost druhého pořadí atd.; za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel očištěná úhrnná plodnost podle pořadí narození dopočítat

Nárůst úhrnné plodnosti a očištěné úhrnné plodnosti a snížení absolutní hodnoty tempo efektu u třetího pořadí na konci 70. let a u prvního a druhého pořadí v 80. letech vysvětluje Hoem (1990) jako následek opatření rodinné politiky. Zájem o rodinu ve švédské politice má dlouhou tradici a již před druhou světovou válkou měly pracující ženy právo na odebrání finanční podpory v době mateřské dovolené. Výše podpory se odvíjela od výše příjmu ženy ve specificky určeném období před porodem a z počátku tohoto opatření se pro určení výše finanční podpory prokazoval příjem před narozením každého dítěte (tj. dítěte každého pořadí). V 70. letech bylo opatření modifikováno tak, že výše podpory pro následnou mateřskou dovolenou zůstávala stejná jako pro předchozí mateřskou dovolenou, pokud interval mezi porody nepřesáhl určitou délku. Tento meziporodní interval byl v 70. letech určen na 12 měsíců (v praxi možno prodloužit až na 15 měsíců) a v sérii dalších změn nejprve prodloužen v roce 1979 na 15, v roce 1980 na 24 a naposledy v roce 1986 na 30 měsíců. Ponechání získané finanční podpory pro následnou mateřskou dovolenou při takto dlouhých meziporodních intervalech bylo pro mnoho švédských žen dostatečný podnět k urychlení rození dětí, jehož následkem téměř vymizel záporný tempo efekt, zvýšila se intenzita plodnosti a vznikl několikaletý rozestup mezi nejvyššími měrami plodnosti prvního a druhého pořadí. Logicky se lze správně domnívat, že nejvyšší míry plodnosti

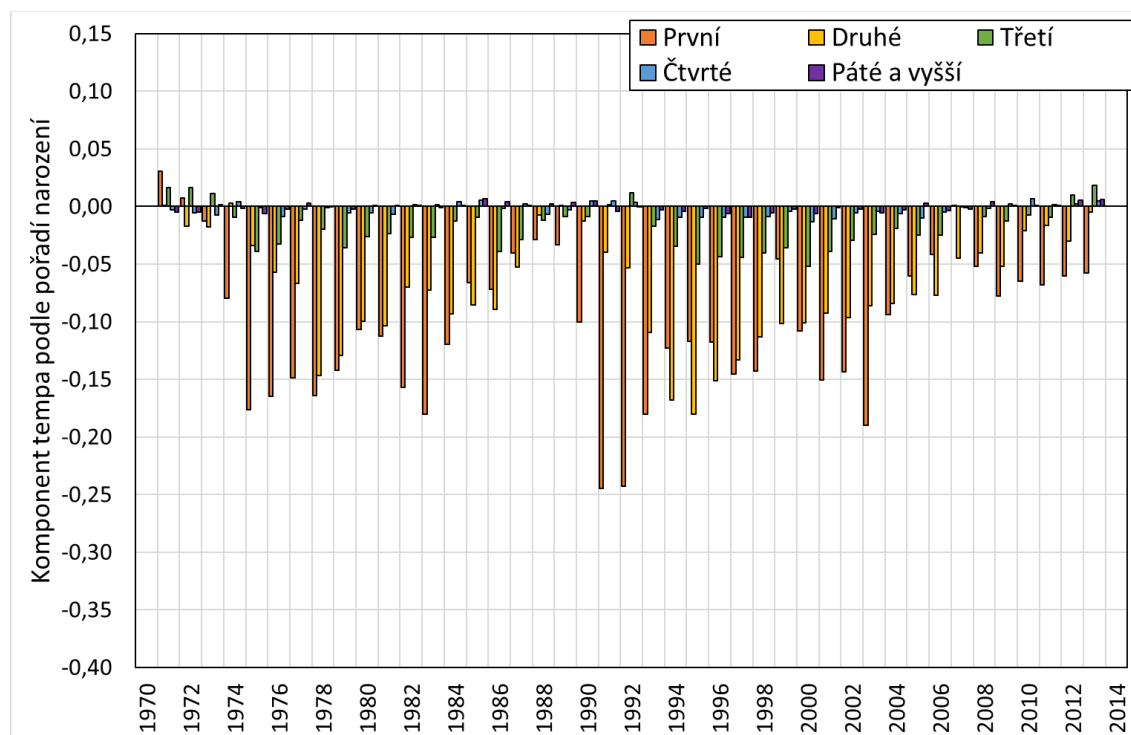
prvního, druhého a třetího pořadí byly do značné míry dány plodností těch samých žen. Na základě uvedeného se autor domníval, že pokud rodinná politika ovlivňuje reprodukční chování žen, pak je to spíše skrze časování než úroveň plodnosti.

Uvedený švédský příklad ilustruje hned dva aspekty vlivu rodinné politiky na plodnost žen, které popsala Gauthier (2007). Stejně jako Hoem (1990) a někteří další demografové (Sobotka a Lutz, 2010) i ona tvrdí, že opatření rodinné politiky primárně ovlivňuje časování plodnosti, nikoliv její intenzitu. To znamená, že dané opatření ve Švédsku snížilo interval mezi po sobě jdoucími porody a teprve toto urychlení, respektive v tomto případě zánik odkládání, rození dětí vedlo k dočasnému nárůstu intenzity plodnosti<sup>15</sup> tím, že větší počet porodů byl nahromaděn do kratšího období. Následně se intenzita plodnosti po určité době zase snížila.

Druhý aspekt, který Gauthier (2007) popsala, se týká různého vlivu opatření rodinné politiky na plodnost různých pořadí. V roce 1979 ve Švédsku, kdy byl prodloužen meziporodní interval z 15 na 24 měsíců, došlo k nárůstu úhrnné plodnosti u třetího, ale nikoliv u druhého pořadí. Naopak s prodloužením meziporodního intervalu v druhé polovině 80. let nedošlo k výrazné změně nastoleného trendu u plodnosti třetího pořadí ale u prvního a druhého ano. Navíc samotný časový rozestup změn mezi prvním a druhým pořadím poukazuje na odlišnou reakci reprodukčního chování žen na rodinnou politikou.

Další pohled na problematiku odkládání rození podává samotný komponent tempa pro jednotlivá pořadí narození (Obr. 9). Na začátku pozorování, na konci 80. let a pak také v období

**Obr. 9: Vývoj komponentu tempa podle pořadí narození ve Švédsku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: Za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel komponent tempa podle pořadí narození dopočítat

<sup>15</sup> Goldstein a kol. (2009) zdůrazňují, že nárůst, respektive pokles úhrnné plodnosti nemůže být jednoznačně připisován opatřením politiky, pokud k němu dochází v době zpomalení či zastavení, respektive začátku či zrychlení odkládání rození dětí. To platí nejen pro opatření politiky, ale i pro změnu ekonomické situace.

hospodářské krize měl efekt časování zanedbatelný vliv na úhrnnou plodnost, což koresponduje s minimálními rozdíly mezi očištěnou úhrnnou plodností a neočištěnou úhrnnou plodností v textu výše. V drtivé většině diskutovaných let byl směr komponentu tempa u pořadí narození prvního, druhého a třetího shodný, a to směrem k záporným hodnotám. Téměř vždy odkládaly nebo urychlovaly narození dítěte nejvíce ženy bezdětné, pouze ve 12 letech měl komponent tempa absolutní hodnotu za druhé pořadí vyšší než za pořadí první.

Velké rozdíly však v některých letech byly v tom, o kolik dětí v průměru na jednu ženu se v důsledku efektu časování narodilo méně u jednotlivých pořadí narození. Přes druhou polovinu 70. let a první polovinu 80. let ženy bezdětné v průměru odkládaly 0,11–0,18 dítěte na jednu ženu, do konce 80. let však tempo efektu téměř vymizel. Na počátku 90. let pak bezdětné ženy odložily až 0,24 dítěte na jednu ženu, a rok 1991 byl rokem nejintenzivnějšího odkládání prvorozených. Dále tempo efektu osciloval kolem hodnot podobných jako v prvním zmíněném období a v období před hospodářskou krizí i během ní neměl na úhrnnou plodnost výrazný vliv.

Na přelomu 70. a 80. let byla intenzita odkladu u druhorozených podobná jako u prvorozených. Bylo tomu tak po náhlém zvýšení absolutní hodnoty tempo efektu u dětí druhého pořadí a při již několik let trvajícím snižování u dětí pořadí prvního. Po téměř úplném vymizení komponentu tempa Švédky zase intenzivně odkládaly rození druhých dětí v polovině 90. let, kdy dosáhly maxima 0,18 odložených dětí na jednu ženu o pár let později, než tomu bylo u prvních dětí. Od té doby matky prvních dětí odkládaly narození druhého dítěte stále s menší intenzitou, až v období hospodářské krize téměř od tohoto zvyku téměř upustily. K odkladu rození třetích dětí v analyzovaném období docházelo jen s poměrně nízkou intenzitou, kdy nejvyšší absolutní hodnota komponentu tempa byla 0,05 a i odklad prvorozených během hospodářské krize byl intenzivnější. U čtvrtého i pátého a vyšších pořadí narození byla nejvyšší absolutní hodnota komponentu tempa 0,01 dítěte na jednu ženu.

Relativní vliv tempo efektu na úhrnnou plodnost jednotlivých pořadí narození je odlišný od absolutního tempo efektu především tak, že i u vyšších pořadí narození měl efekt časování výrazný vliv (Obr. 10). Tomu tak je proto, že ač byly absolutní hodnoty tempo efektu u vyšších pořadí narození velice nízké, hodnoty úhrnné plodnosti těchto pořadí byly taktéž velice nízké.

U prvního pořadí narození byl vývoj tohoto ukazatele co do změn velice podobný jako vývoj komponentu tempa a časový profil obou ukazatelů tak měl podobný průběh. Největší vliv měl efekt časování na úhrnnou plodnost v roce 1992, kdy jeho vlivem došlo ke snížení intenzity plodnosti o 23 %. Taktéž u druhého a třetího pořadí narození kopírovaly změny v relativním vlivu efektu časování změny v komponentu tempa. Úhrnná plodnost druhého pořadí narození byla nejvíce snížena tempo efektem v roce 1995 a to o 22 %.

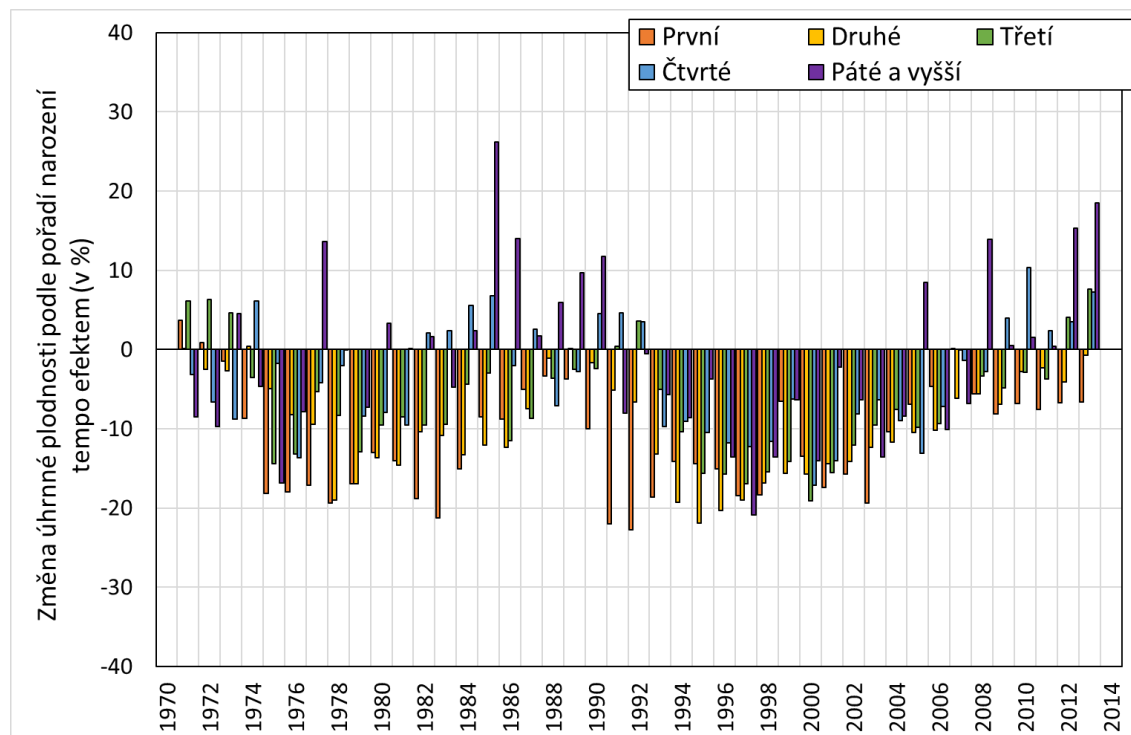
U třetího a u vyšších pořadí narození byl ve Švédsku relativní vliv tempo efektu mnohem významější, než by se mohlo zdát z hodnot samotného komponentu tempa, z důvodu vysvětleného výše. Ve sledovaném období nebyly výjimečné roky, kdy byla úhrnná plodnost u třetího a u vyšších pořadí narození ovlivněna tempo efektem ve stejné nebo dokonce vyšší míře než úhrnná plodnost druhého a prvního pořadí.

Na počátku 70. let byla úhrnná plodnost třetího pořadí tempo efektem navyšována, ale to se rychle otočilo a Švédky začaly odkládat i tyto děti. Vývoj mezi lety 1973 a 1975 znamenal změnu z navýšení úhrnné plodnosti tempo efektem o 5 % na snížení úhrnné plodnosti o 14 %, přičemž



díky takovému obratu byla úhrnná plodnost za třetí pořadí tempo efektem snížena dokonce více než za druhé pořadí. Po několikaletém téměř úplném vymizení tempo efektu na přelomu 80. a 90. let třetirodičky dokonce zvýšily svou intenzitu plodnosti urychlením rození. Později, v druhé polovině 90. let však už dohnaly prvorodičky a druhorodičky a snižovaly úhrnnou plodnost o 14–17 %. Po nejvyšším 19% snížení v roce 2000 nastoupily trend snižování vlivu tempo efektu na intenzitu plodnosti a na konci sledovaného období ho dokonce otočily, když v roce 2013 úhrnná plodnost byla urychlením porodů třetirozených dětí navýšena o 8 %.

**Obr. 10: Vývoj změny úhrnné plodnosti podle pořadí narození tempo efektem (v %) v daném roce ve Švédsku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: Za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel změna úhrnné plodnosti podle pořadí narození tempo efektem (v %) dopočítat

U čtvrtého pořadí švédské ženy do 80. let svou intenzitu plodnosti odkladem rození dětí snižovaly, avšak ne tak výrazně jako u nižších pořadí narození. Tomu bylo v první polovině 80. let naopak. Od poloviny 90. let byl vývoj tohoto ukazatele až do hospodářské krize stejný jako u nižších pořadí narození. Od roku 2009 ženy každoročně navyšovaly úhrnnou plodnost třetího pořadí mezi 2 % a 10 %.

Relativní vliv efektu časování na intenzitu plodnosti pátého a vyšších pořadí vykazoval většinu sledovaného období vysoké kolísání z důvodu nízkých počtů vstupujících do výpočtu. Do počátku 90. let se střídaly roky, kdy tempo efekt úhrnnou plodnost snižoval, neovlivňoval a zvyšoval. Za pozornost stojí především druhá polovina 80. let, kdy na rozdíl od prvního, druhého a třetího pořadí byla úhrnná plodnost pátých a vyšších pořadí tempo efektem relativně navyšována a kdy bylo dosaženo vůbec nejvyšší absolutní hodnoty daného ukazatele. V roce 1985 ženy urychlením rození dětí pátého a vyššího pořadí navýšily úhrnnou plodnost o 26 %. V souladu s trendy za jiná pořadí narození se však 90. léta nesla ve znamení snižování úhrnné plodnosti a v roce 1997 byla snížena v důsledku efektu časování o 21 %. Během hospodářské krize se

střídalý roky zanedbatelného tempo efektu a vysokého navýšení intenzity plodnosti jeho vlivem, které v roce 2013 bylo 18%.

U diskutovaného ukazatele za druhé pořadí byl ve Švédsku ve dvou obdobích – ve druhé polovině 70. let a první polovině 90. let – viditelný podobný trend změny s několikaletým odstupem od prvního pořadí, stejně jako tomu bylo i u komponentu tempa. Avšak ne vždy v těchto dvou obdobích tato pravidelnost platila u dalších pořadí narození. V 70. letech bylo nejvyššího snižování u třetího pořadí dosaženo bez odstavu od pořadí prvního. U čtvrtého a pátého a vyšších pořadí docházelo v 70. letech k takovému kolísání daného ukazatele, že nelze mluvit o postupném snižování či zvyšování. V 90. letech bylo u třetího pořadí dosaženo nejvyššího snižování s odstupem vůči prvnímu a druhému pořadí. Zmíněný několikaletý odstup nejvyššího snižování od nižšího pořadí narození v 90. letech je patrný i u pořadí čtvrtého. U pátého a vyšších pořadí narození byl ovšem odstup jiný, protože nejvyššího snižování těchto pořadí bylo dosaženo po druhém a před třetím pořadím narození. Posloupnost pořadí v dosažení maximálního vlivu tempo efektu na úhrnnou plodnost v relativním pohledu v 90. letech byla tedy následující: první, druhé, páté a vyšší, třetí, čtvrté.

Živě narození se od hypotetických živě narozených za neexistence tempo efektu početně lišily nejvíce u prvního pořadí narození a nejméně u pořadí pátého a vyšších (Příloha 4, Příloha 5, Příloha 6, Příloha 7, Příloha 8). Největší rozdíl u jednotlivých pořadí narození byl v roce 1991, když se živě narodilo málo přes 51 tisíc prvorozených dětí namísto teoretických necelých 65,5 tisíc. U druhého pořadí tomu bylo v roce 1995, když tyto hodnoty byly málo přes 38,5 tisíc a málo přes 49,5 tisíc. Jak bylo již diskutováno, vůbec nejvíce v relativním pohledu byla úhrnná plodnost ovlivněna u pátého a vyšších pořadí narození v roce 1985 a pro počty živě narozených to znamenalo, že se živě narodilo necelých 1,9 tisíc dětí namísto necelých 1,5 tisíc v důsledku urychlení rození.

## **5.4 Analýza vývoje plodnosti podle pořadí narození v Česku mezi lety 1970 a 2014**

### *Úhrnná plodnost podle pořadí narození*

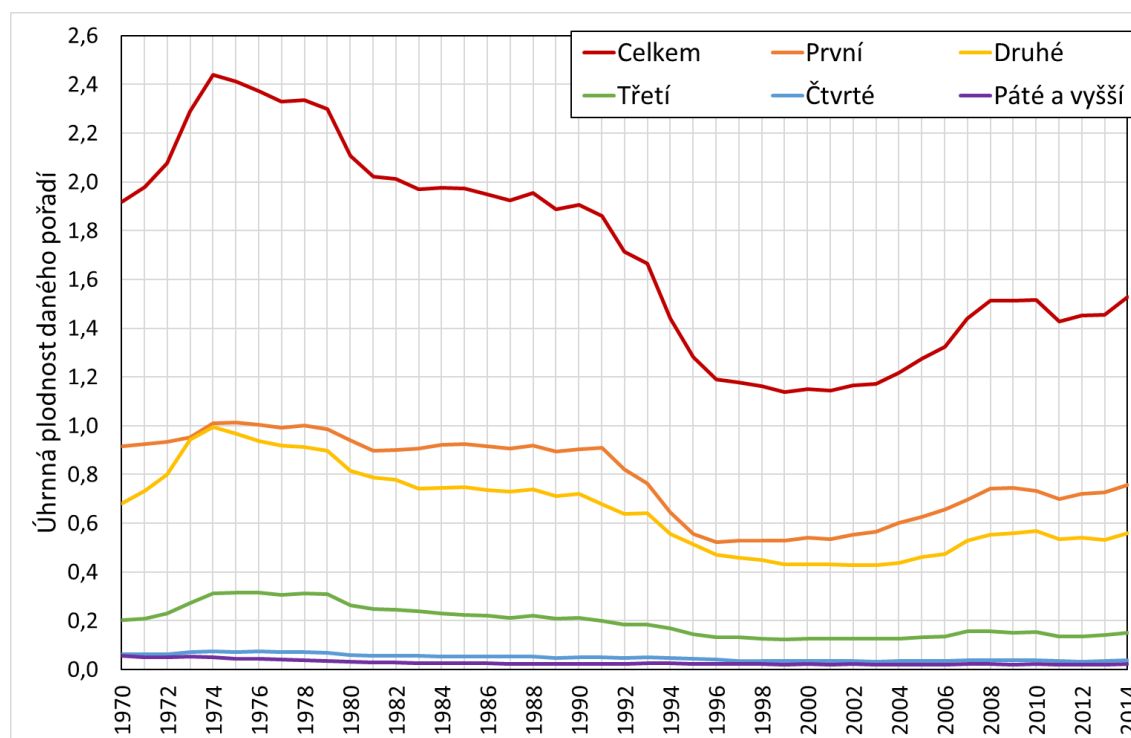
Co do intenzit plodnosti podle pořadí narození sdílelo Česko se Švédskem největší pohyby u prvního a druhého pořadí a téměř neměný vývoj u pořadí čtvrtého a pořadí vyšších (Obr. 11). V první polovině 70. let, v období významných opatření rodinné politiky, se nejvíce zvyšovala úhrnná plodnost u dětí druhého pořadí. V roce 1970 se v průměru na jednu ženu rodilo 0,68 dítěte druhého pořadí a v roce 1974 to bylo už 0,99 dítěte. Rokem 1974 se tak v podstatě vyrovnala s hodnotou za první pořadí narození. Kolem hodnoty jednoho dítěte na jednu ženu se úhrnná plodnost prvního pořadí pohybovala po dobu šesti let a v letech 1974 a 1975 ji dokonce přerostla (tato nedokonalost ukazatele úhrnné plodnosti za jedno pořadí narození byla zmíněna v teoretické části práce). Ačkoliv bylo zvyšování u druhého pořadí tak výrazné, po dosažení maxima se na rozdíl od prvního a třetího pořadí zase snižovala.

Na přelomu 70. a 80. let došlo k propadu u úhrnné plodnosti prvního, druhého a třetího pořadí. Do počátku 90. let ovšem u prvního pořadí zůstala úhrnná plodnost stabilní kolem hodnoty

0,90 dítěte na jednu ženu, zatímco u druhého a třetího postupně klesala. Rozsáhlé změny 90. let přinesly snižování opět u prvního, druhého a třetího pořadí. V roce 1991 se jedné prvordičce v průměru rodilo 0,91 a v roce 1996, kdy bylo dosaženo minima, už pouze 0,52 dítěte. Po tomto roce se úhrnná plodnost za první pořadí začala velice pomalu zvyšovat, zatímco za druhé pořadí došlo k otočení trendu až o sedm let později. Ani do roku 2008 se úroveň plodnosti jednotlivých pořadí narození nevyšplhala na hodnoty v počátku 90. let či dříve. Vliv hospodářské krize na úroveň plodnosti u prvního a druhého pořadí byl takový, že na několik let došlo k zastavení jejího růstu, pak ke snížení a teprve ke konci sledování k opětovnému ovšem malému nárůstu. U třetího pořadí narození došlo v období hospodářské krize k lehce překvapujícímu narušení stabilizovaného vývoje, když se intenzita plodnosti velice mírně zvýšila.

Oproti Švédsku byla úroveň plodnosti některých pořadí narození v roce 2014 nižší než v roce 1970. Konkrétněji lze říct, že největší podíl na snížení celkové intenzity plodnosti měly ženy, které rodily prvorozené a druhorozené děti.

**Obr. 11: Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození v Česku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

### **Průměrný věk matky při narození dítěte podle pořadí narození**

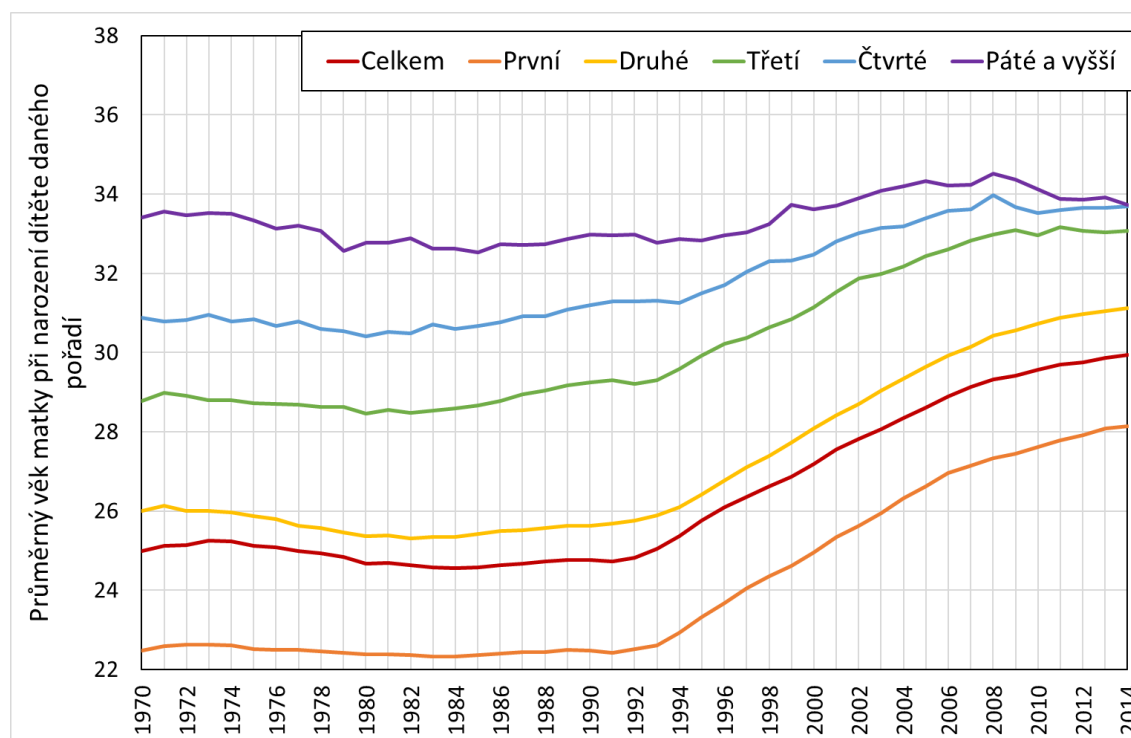
Vývoj průměrného věku matky při narození dítěte prvního, druhého a třetího pořadí mezi lety 1970 a 2014 v Česku lze rozdělit do třech odlišných fází (Obr. 12). Nejdříve se v 70. letech snižoval v reakci na zavedená opatření rodinné politiky a u prvního pořadí se snížil na hodnoty kolem 22,4, u druhého na hodnoty kolem 25,4 a u třetího na hodnoty kolem 28,6 let. Poté v 80. letech osciloval kolem dosažené hodnoty, přičemž u třetího pořadí lze mluvit o mírném zvyšování. Období třetí, s počátkem v první polovině 90. let přineslo naopak dlouhodobý výrazný nárůst daného ukazatele, kdy do roku 2014 vyšplhal u prvního pořadí na hodnotu 28,1 let

a u druhého pořadí na 31,1 let. V době hospodářské krize se ukazatel za třetí pořadí narození od prvního a druhého mírně lišil, když se jeho růst zastavil na hodnotách kolem 33,1 let.

Věk matek rodících své čtvrté dítě se v prvních 20 letech sledování z hodnoty 30,9 let příliš nezměnil a shodně s dalšími pořadími se začal zvyšovat až v nové éře. Pro páté a vyšší pořadí narození znamenala 80. léta mírné snížení na hodnoty kolem 32,7 let, které bylo setřeno taktéž vývojem v 90. letech a později. Hospodářská krize způsobila lehké snížení daného ukazatele za děti čtvrtého pořadí, stejně jako za děti pořadí pátého a vyšších. V roce 2014 rodily Češky v průměru své čtvrté děti ve věku 33,7 let a své páté a další děti v průměru v tomtéž věku.

Dvě nejzásadnější změny mezi lety 1970 a 2014, které byly pozorovány u Švédska, lze pozorovat i v Česku. I zde všechny rodičky zestárly, a i zde nejvíce prvorodičky, o 5,6 let, a nejméně ženy s již pěti a více dětmi, jen o 0,3 roku. V průměrném věku při narození dítěte se ženy rodící poprvé a ženy rodící nejméně popáté lišily v Česku téměř 11,0 lety v roce 1970 a 5,6 lety v roce 2014. V porovnání se Švédskem se původně stejný rozdíl snížil o něco více.

**Obr. 12: Vývoj průměrného věku matky při narození dítěte podle pořadí narození v Česku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

### *Očištěná úhrnná plodnost a komponent tempa podle pořadí narození*

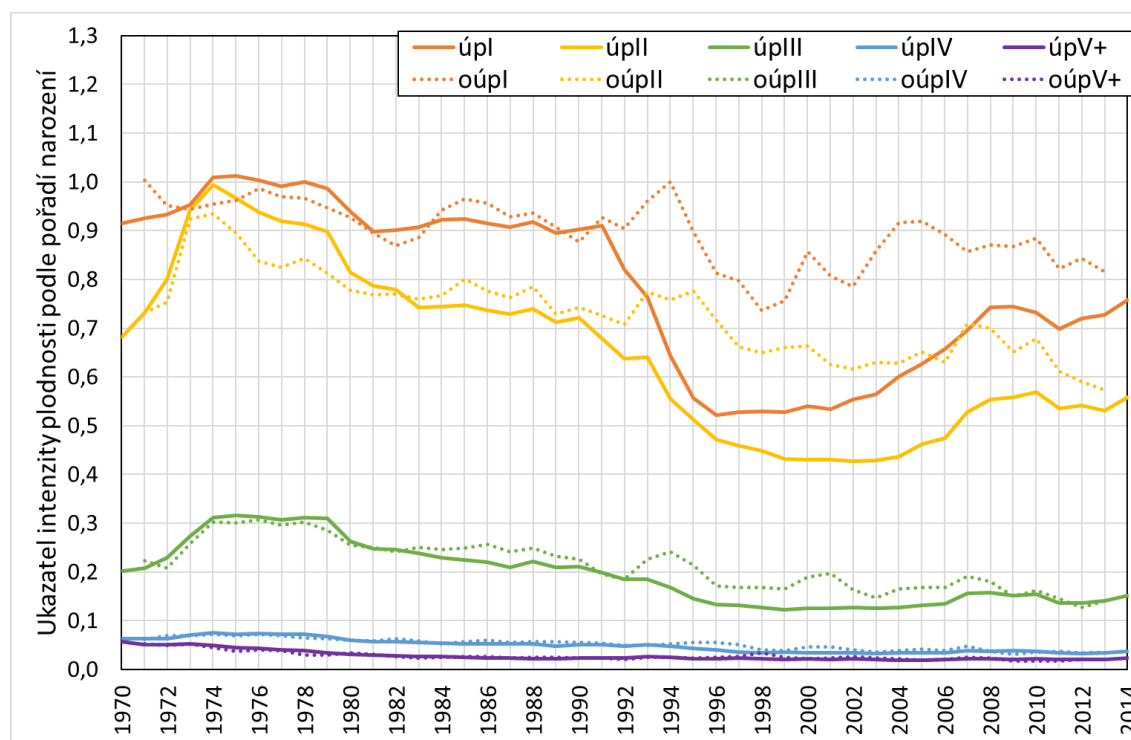
V Česku se první polovina 70. let vyznačovala nárůstem úhrnné plodnosti u prvních třech pořadí narození, zatímco u vyšších pořadí oscilovala kolem dosažených hodnot (Obr. 13). Tempo efekt a kvantum plodnosti se do růstu u prvních třech pořadí promítly odlišným způsobem. U prvního pořadí byl růst dán především tempo efektem, když jeho vliv v počátku 70. let více než vyrovnal protichůdný vliv vlastní intenzity plodnosti. V letech 1974 a 1975 úhrnná plodnost převýšila hodnotu jednoho dítěte na jednu ženu. U druhého pořadí to bylo do první poloviny 70. let především kvantum plodnosti, které umožnilo tak vysoký a rychlý růst úhrnné plodnosti, která se

během čtyř let (z roku 1970 na rok 1974) vyšplhala z hodnoty 0,68 na 0,99 dítěte na jednu ženu. U třetího pořadí pak lze mluvit v podstatě pouze o vlivu vlastní intenzity plodnosti.

V druhé polovině 70. let jsou u prvního a třetího pořadí narození patrné dva znaky. Zaprvé se úhrnná plodnost a očištěná úhrnná plodnost svými hodnotami velice podobaly a zadruhé oscillovaly kolem dosažených hodnot. Plodnost druhého pořadí se naopak vyznačovala snižováním úrovně a rozdílem mezi hodnotami ukazatelů vzniklým v důsledku efektu časování.

Počátek 80. let přinesl hned několik změn. Oproti předchozímu období byla úroveň plodnosti u prvního a třetího pořadí narození snížena o rozdíl vzniklý na přelomu 70. a 80. let. Vlastní intenzita plodnosti u prvního, druhého i třetího pořadí narození již nebyla nižší než úhrnná plodnost, a naopak ji začala převyšovat. Počátek 80. let tak lze označit za období, kdy tempo efekt úhrnnou plodnost začal snižovat. Zatímco provorodičky rodily přes 80. léta se stejnou intenzitou, druhorodičky a třetírodičky pozvolna snižovaly průměrný počet dětí rozených jednou ženou.

**Obr. 13: Vývoj úhrnné plodnosti podle pořadí narození a očištěné úhrnné plodnosti podle pořadí narození v Česku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: *úpl* značí úhrnnou plodnost prvního pořadí, *úpll* úhrnnou plodnost druhého pořadí atd., *oúpl* očištěnou úhrnnou plodnost prvního pořadí, *oúpll* očištěnou úhrnnou plodnost druhého pořadí atd.; za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel očištěná úhrnná plodnost podle pořadí narození dopočítat

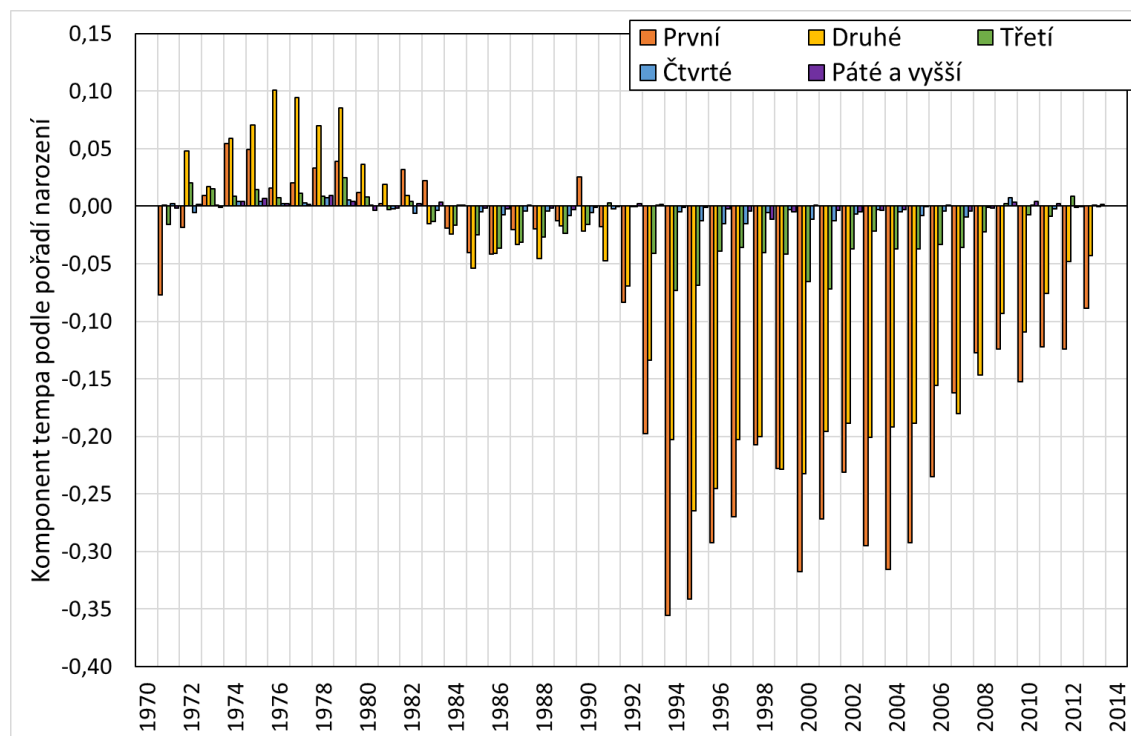
Dosud zaznamenané změny však nebyly tak výrazné jako ty, které přišly s 90. lety. Zlom v trendu nastal u prvních a druhých dětí, když se úhrnná plodnost velice výrazně snížila během několika let. Prvorodičky rodily v průměru v roce 1996 na jednu ženu 0,52 dítěte, kdežto v roce 1991 ještě 0,93 dítěte a druhorodičky ve stejných letech 0,47 a 0,68 dítěte, a stejně jako u Švédska tak byl tempo efekt výrazný především u prvního pořadí narození. Kohler a Philipov (2001) dospěli ke stejným hodnotám vyjma úhrnné plodnosti prvního pořadí v roce 1991, která podle nich byla 0,91 dítěte na jednu ženu. K takovému propadu došlo kvůli výraznému tempo efektu navzdory protichůdnému vlivu vlastní intenzity plodnosti, která byla po mírném nárůstu v první

polovině 90. let u prvního pořadí podobná jako v 70. letech a u druhého pořadí jako v 80. letech. V druhé polovině 90. let však přispělo ke snížení měř plodnosti také její kvantum. Několikaleté zvýšení očištěné úhrnné plodnosti v první polovině 90. let bylo viditelné i u třetích dětí.

Směrem k vyšším hodnotám zase začaly růst míry plodnosti prvního a druhého pořadí s novým tisíciletím. V souladu s tvrzením Sobotky a Lutze (2010) a Bongaartse a Sobotky (2012) je to, že nárůst úhrnné plodnosti byl dán především díky nárůstu měř plodnosti prvního a druhého pořadí narození, nikoliv však pořadí vyšších. Ačkoliv efekt časování nadále významně snižoval úhrnnou plodnost, vlastní intenzita plodnosti u obou prvních pořadí narození rostla. Postupem času se vliv efektu časování snižoval a oba ukazatele se k sobě přibližovaly. U třetího pořadí byl efekt časování taktéž přítomný, nicméně se také snižoval. U všech třech prvních pořadí se v době ekonomické krize doposud rostoucí intenzity plodnosti snižovaly, ale díky ustupujícímu tempo efektu jen nepatrně.

Samotný komponent tempa podle pořadí narození ve sledovaném období procházel velkými změnami (Obr. 14). V 70. letech byl poměrně nízký, přičemž největší vliv měl u druhého pořadí narození. Vyjma několika pořadí narození v několika letech byl kladný a ženy tak urychlovaly rození dětí. Směr jeho působení byl však opačný po většinu 80. let, v čemž tvořilo výjimku opět pouze několik prvních let. V tomto desetiletí byl v absolutním pohledu rozdíl v jeho hodnotách mezi jednotlivými pořadími nepatrný.

**Obr. 14: Vývoj komponentu tempa podle pořadí narození v Česku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

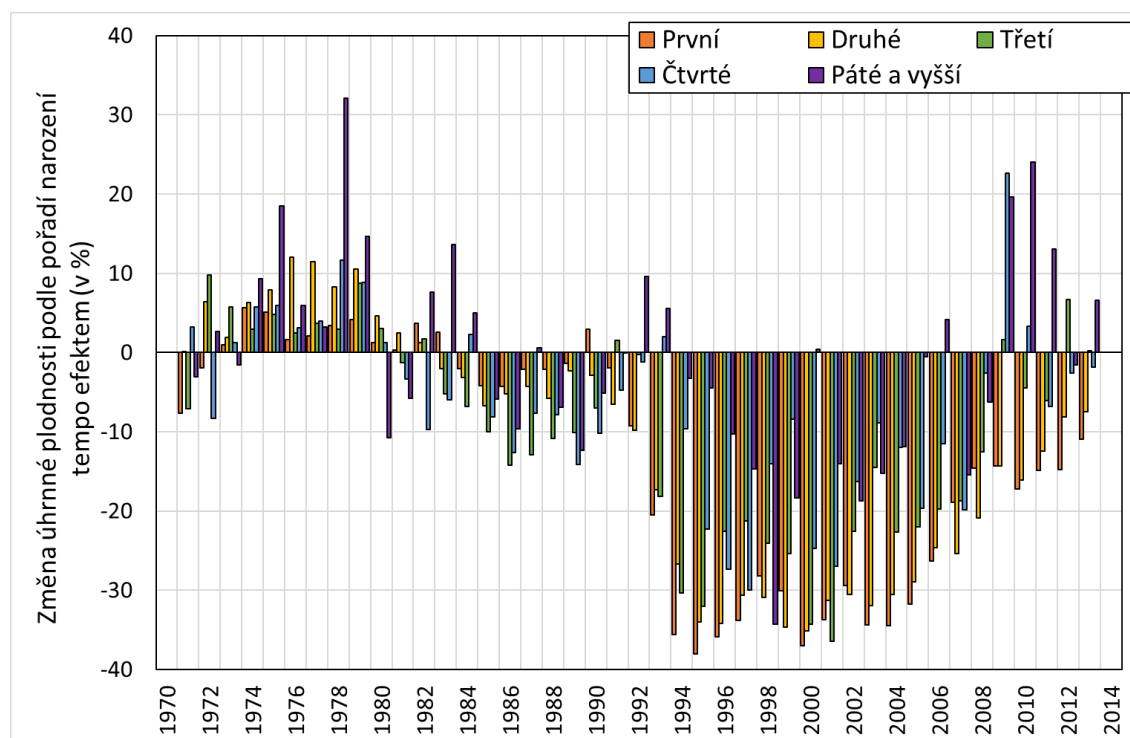
Poznámka: Za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel komponent tempa podle pořadí narození dopočítat

V 90. letech jeho absolutní hodnoty rychle narostly a prvorodičky již v roce 1994 porodily kvůli odkladu o -0,36 dítěte na jednu ženu méně. Po takovém rychlém nárůstu se tempo efekt prvního pořadí ve své absolutní hodnotě snižoval, ale to nevydrželo dlouho a na přelomu tisíciletí se opět navrátil k podobným hodnotám. Tempo efekt druhého pořadí dosáhl nejvyšší absolutní

hodnoty rok po tempo efektu prvního pořadí a poté se po malém snížení příliš neměnil následujících asi deset let. Teprve až několik let po začátku nového tisíciletí u prvních dvou pořadí narození začal záporný tempo efekt ustupovat. Několik let před ekonomickou krizí byl opět nejvýznamnější ze všech pořadí narození u druhého, jako tomu bylo v 70. a 80. letech 20. století. U prvního i druhého pořadí se jeho ústup před ekonomickou krizí zpomalil, ale poté opět pokračoval a na konci sledovaného období Česky od odkládání rození téměř ustoupily.

Úroveň plodnosti byla tempo efektem u různých pořadí narození ovlivňována v různé míře (Obr. 15). V několika prvních letech 70. let byla úhrnná plodnost tempo efektem u některých pořadí narození snižována a u jiných zvyšována, přičemž v obou případech nejvýše o 10 %. Trend směrem k navyšování úhrnné plodnosti u všech pořadí narození se poté ustálil v polovině 70. let. Dále v druhé polovině tohoto desetiletí u všech pořadí narození matky odkladem dětí navyšovaly intenzitu plodnosti, přičemž nejvýznamněji u druhého pořadí a pořadí pátých a vyšších. Zmíněné navýšení u nejvyšších pořadí mezi lety výrazně kolísalo z důvodu nízkých počtů a nejvyšší, 32%, v té době bylo zaznamenáno v roce 1978. Vyjma několika výjimečných let u některých pořadí narození Česky naopak v 80. letech intenzitu plodnosti odkladem rození dětí snižovaly, přičemž v nezanedbatelné míře tak činily především matky mající již dvě, tři nebo čtyři a více dětí. Toto snižování dosahovalo maximálně 14 %.

**Obr. 15: Vývoj změny úhrnné plodnosti podle pořadí narození tempo efektem (v %) v daném roce v Česku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

Poznámka: Za okrajové roky 1970 a 2014 nelze ukazatel změna úhrnné plodnosti podle pořadí narození tempo efektem (v %) dopočítat

Stejně jako předchozí i diskutovaný ukazatel prošel v 90. letech velkou změnu. Nejdříve se odkladem rození snižovala intenzita plodnosti u prvních třech pořadí narození, přičemž v nejvyšší míře tehdy byla snižována u pořadí prvního. Vůbec v nejvyšší míře i v porovnání s předchozím a pozdějším období tomu tak bylo v roce 1995, kdy bezdětné ženy odložily 35 % úrovně

plodnosti. Další vývoj tohoto podílu byl u prvních třech pořadí narození až do nového tisíciletí podobný. Po polovině 90. let, kdy dosáhl tento podíl nejnižších (v absolutním pohledu nejvyšších) hodnot zmíněných výše, ženy od trendu odkládání rození dětí ustupovaly. Tento vývoj však nevydržel dlouho a diskutovaný podíl se opět snížil na hodnoty podobné asi o pět let dříve. V novém tisíciletí poté u všech třech pořadí narození ženy zpomalovaly odklad rození a snižovala se míra, v které byla intenzita plodnosti snižována.

V době ekonomické krize se podíl, jakým byla úroveň plodnosti snižována odkladem rození, u prvního pořadí zastavil na hodnotách kolem 15 %, zatímco u pořadí druhého stále klesal, a u pořadí třetího v té době již téměř vymizel. V té době také třetírodičky v několika letech urychlily rození dětí, a naopak tak úroveň plodnosti navýšily.

Relativní změna úhrnné plodnosti vlivem efektu časování v 90. letech u čtvrtého pořadí a pořadí pátého a vyšších prošla podobnou změnou vyznačující se nejprve snižováním (zvyšováním absolutní hodnoty) a později zvyšováním (snižováním absolutní hodnoty), ačkoliv s několikaletým odstupem od pořadí nižších a většími meziročními výkyvy. V období hospodářské krize pak byla relativní změna úhrnné plodnosti tempo efektem u čtvrtého pořadí narození téměř nulová kromě roku 2009, kdy dosáhla 23 %, a u pátého a vyšších pořadí naopak velice významná, kdy dosahovala až 24 %.

Rozdíl mezi počty živě narozených a hypotetickými počty dětí, které by se narodily za neexistence změny časování, byl u prvního pořadí narození (Příloha 9, Příloha 10, Příloha 11, Příloha 12, Příloha 13). Prvorozených dětí se v důsledku odkladu narodilo málo přes 96 tisíc namísto něco málo přes 148 tisíc. U druhorozených byl největší rozdíl o rok dříve, když se živě narodilo necelých 51 tisíc namísto necelých 79 tisíc.



## Kapitola 6

### Závěr

Ačkoliv metoda očišťování úhrnné plodnosti o tempo efekt vyvinutá Bongaartsem a Feeneyem (1998) není dokonalá, ve zde provedené analýze poukázala na důležitost se o očišťování o tempo efekt pokoušet, jelikož v některých zemích a obdobích odhalila nezanedbatelný rozdíl mezi úhrnnou plodností a očištěnou úhrnnou plodností.

U Norska a Švédska rozdíl mezi očištěnou úhrnnou plodností a úhrnnou plodností ukázal přes čtyři desetiletí trvajícím odkládáním rození dětí. Záporný tempo efekt byl v obou těchto státech přítomný od roku 1972 do roku 2013, což odpovídá na první výzkumnou otázku a je v souladu s první hypotézou, podle níž *záporný tempo efekt byl ve Švédsku a Norsku přítomný již od začátku 80. let do současnosti*. Kdyby k odkládání plodnosti nedocházelo, úhrnná plodnost by v obou státech dosahovala k hodnotám blízkým prosté reprodukce. V případě Norska se ukázalo, že vývoj plodnosti byl ze všech šesti států mezi lety 1970 a 2014 nejstabilnější nejen v úhrnné plodnosti a průměrném věku matky při narození dítěte, ale také v očištěné úhrnné plodnosti a tempo efektu. Od poloviny 70. let se úhrnná plodnost a tempo efekt pohybovaly v poměrně úzkém pásmu hodnot a průměrný věk matky při narození dítěte bez ustání rostl podobným tempem.

Česko, Slovensko, Estonsko a Litva co do tempo efektu sdílelo ve velké části sledovaného období podobný trend, když v 70. letech byl pravděpodobně v důsledku propopulačních opatření tempo efekt kladný, poté se pohyboval kolem velice nízkých hodnot, a od 90. let rostl a způsoboval rozbíhání obou užitých ukazatelů intenzity plodnosti. Obě pobaltské země zaznamenávaly po většinu sledovaného období oproti Česku a Slovensku v obou ukazatelích výrazné meziroční fluktuace. I kdyby nedocházelo k ovlivňování úhrnné plodnosti tempo efektem v těchto čtyřech státech, úhrnná plodnost by dosahovala úrovně prosté reprodukce nebo blízko ní jen do počátku 90. let. Snižování úhrnné plodnosti v 90. letech pak bylo dáno tempo efektem i vlastní intenzitou plodnosti, nicméně bez tempo efektu by úhrnná plodnost neklesla ani v jednom roce pod úroveň 1,3 dítěte na jednu ženu, což je odpověď na druhou výzkumnou otázku a dává odvozené druhé hypotéze, která tvrdí, že *v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě by se na přelomu 90. let a nového tisíciletí intenzita plodnosti nesnížila pod úroveň 1,3 dítěte na jednu ženu nebýt přítomnosti záporného tempo efektu*, za pravdu. Pod tuto hranici se dostala ve všech čtyřech státech a zůstala pod ní po nejdélší dobu v Česku – od roku 1995 do roku 2005, tedy po dobu deseti let. To je odpověď na pátou výzkumnou otázku, a i zde byla ověřena pravdivost další,

páté, hypotézy, podle které v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě přetrvávala úhrnná plodnost pod hodnotou 1,3 dítěte na jednu ženu po dobu ne delší než jedno desetiletí na základě dat studovaného období. Z těchto velmi nízkých hodnot opětovně začala úhrnná plodnost růst v novém tisíciletí díky ustupujícímu tempo efektu a díky růstu vlastní intenzity plodnosti.

Při porovnání všech šesti států v druhé polovině 90. let, kdy odkládání rození dětí v Norsku a Švédsku pokračovalo již po dlouhou dobu a v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě se nově rozšiřovalo, lze říct, že vyšší očištěnou úhrnnou plodnost měly (až na několik výjimek) severské státy. Tím byla zodpovězena čtvrtá výzkumná otázka a byla podpořena správnost čtvrté hypotézy, že z analyzovaných států byla očištěná úhrnná plodnost v druhé polovině 90. let vyšší v severských státech, tedy ve Švédsku a Norsku než ve státech bývalého Východního bloku, tedy v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě. Jinými slovy intenzita plodnosti by byla v severských státech vyšší, i kdyby žádné ženy rození dětí neodkládaly. Co se týká tempo efektu, byly to obecně častěji severské státy, kde byly jeho absolutní hodnoty v první polovině 90. let vyšší. Naopak v druhé polovině 90. let bylo odkládání rození dětí intenzivnější ve státech bývalého Východního bloku. Nový jev odkládání rození dětí ve státech bývalého Východního bloku v té době díky rychlému, výraznému nástupu převážil dlouhodobě pozorovaný jev v severských státech. Třetí výzkumná otázka je tak také zodpovězena a třetí hypotéza říkájící, že tempo efekt byl v 90. letech svou absolutní hodnotou vyšší ve státech bývalého Východního bloku, tedy v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě než ve státech skandinávských, tedy ve Švédsku a Norsku, podpořena.

Detailnější analýza plodnosti ukázala pro Švédsko i pro Česko různé trendy úhrnné plodnosti, očištěné úhrnné plodnosti a tempo efektu v závislosti na pořadí narození. U obou států byly změny v trendech všech třech zmíněných ukazatelů tím vyšší, čím nižší pořadí narození bylo, a trendy tak byly určovány především matkami bezdětnými a matkami s jedním dítětem. Důvodem pravděpodobně je to, že ženy bezdětné a ženy s jedním dítětem jsou spíše mladší a odklad narození dítěte tak je pro ně nejjednodušší a zároveň jsou ke vnějším podmínkám nejnáchylnější (Goldstein a kol., 2009). Určitou výjimku ve zmíněné pravidelnosti tvořily v Česku v druhé polovině 70. let ženy rodící své druhé dítě, které urychlovaly rození více než ženy rodící dítě druhé. V obou státech to byly na druhou stranu spíše matky s větším počtem dětí, které v relativním pohledu měnily odkládáním nebo urychlováním rození dětí úhrnnou plodnost nejvíce. Tomu tak bylo zřejmě z důvodu nízkých počtů vstupujících do výpočtů těchto vyšších pořadí a ze stejného důvodu u nich docházelo k vysokým meziročním pohybům.

Pro cyklický vývoj trendu plodnosti ve sledovaném období ve Švédsku lze na základě provedené analýzy říct, že v období zaváděného opatření nazývaného „speed premium“ opravdu docházelo k urychlování rození dětí. Nárůst úhrnné plodnosti však nebyl dán pouze ústupem tempo efektu, ale také nárůstem vlastní intenzity plodnosti, a v obou případech byl předpokládáný vliv tohoto opatření tím vyšší, o čím nižší pořadí narození šlo. Několikaletý rozestup mezi prvním a druhým pořadím narození v obou ukazatelích intenzity plodnosti může být vysvětlen krácením meziprodních ukazatelů, jak literatura předpokládá (Gauthier, 2007; Hoem, 2005). Zpomalení růstu či dokonce snížení průměrného věku matky při narození dítěte u jednotlivých pořadí narození v tomto období však nedopovídá předpokládanému dopadu diskutovaného opatření, podle kterého by ženy byly motivovány rodit v pozdějším věku (Hoem, 2005).

Překvapivý poznatek v případě Česka lze udělat pro období počátku 70. let, kdy byla zaváděna propopulační opatření. V tomto období se úhrnná plodnost zvýšila nejvíce u druhého pořadí narození a především díky vlastní intenzitě plodnosti, zatímco pouze malý nárůst u prvního pořadí narození byl dán snížením komponentu tempa. Naopak v 90. letech byl propad úhrnné plodnosti dán nejvíce prvním pořadím v důsledku odkládání rození dětí, nicméně i u druhého pořadí byl propad výrazný a taktéž k němu došlo z důvodu odkládání rození. Poslední, šestá výzkumná otázka je taktéž zodpovězena a stejně jako u předchozích hypotéz i u šesté, podle které *byl záporný tempo efekt přítomný v Česku v 90. letech 20. století absolutní hodnotou nejvyšší u prvního pořadí narození*, je podpořena její pravdivost. Ačkoliv tempo efekt úhrnnou plodnost snižoval, překvapivě se v prvních letech nově přijatého trendu odkládání plodnosti zvyšovala u všech pořadí narození vlastní intenzita plodnosti a teprve poté přispěla k snižování úhrnné plodnosti.

Z poznatků získaných v analýze provedené v této diplomové práci je nemožné nesouhlasit s názorem široce rozšířeným v odborné literatuře (např. Bongaarts a Feeney, 1998; Sobotka a Lutz, 2010; Bongaarts a Sobotka, 2012; Zeng a Land, 2001), že při studiu plodnosti je přinejmenším vhodné brát v potaz výskyt tempo efektu a využívat transversálních ukazatelů o něj očištěných. V kombinaci s takovým přístupem je velice přínosné také trendy studovat podle jednotlivých pořadí narození. Stejně jako při čtení této diplomové práce je však potřeba myslet na limity a nedostatky, kterými jsou některé postupy zatíženy. Očišťování úhrnné plodnosti o tempo efekt metodou Bongaartse a Feeneyho (1998) je limitováno především předpokladem konstantního věkově-specifického profilu plodnosti v čase (Bongaarts a Feeney, 1998; van Imhoff a Keilman, 2000). Dále je nutné připomenout, že očištěná úhrnná plodnost vzniklá zmíněnou metodou je očištěna o efekt časování, avšak ne o efekt změny struktury žen podle počtu dětí (van Imhoff a Keilman, 2000; Bongaarts a Sobotka, 2012). A neméně důležité je připomenout, že diskutovaná metoda může poskytovat nestabilní, fluktuující hodnoty (Schoen, 2004; Bongaarts a Sobotka, 2012), které nemusí být způsobeny pouze malými počty vstupujícími do výpočtů.

Na závěr lze zmínit několik možností budoucího studia plodnosti. Podobně jako to udělali Bongaarts a Sobotka (2012), kteří využili novější očištěné úhrnné plodnosti Bongaartse a Feeneyho (2006), lze ve vývoji trendů plodnosti ve vyspělých i dalších státech světa kvantifikovat zkreslení úhrnné plodnosti změnou struktury žen podle počtu dětí a kvantifikovat úroveň plodnosti očištěnou o tempo efekt a efekt měnící se struktury žen podle počtu dětí. Přínosné by také bylo využít očištěné úhrnné plodnosti nebo jiných transversálních ukazatelů plodnosti očištěných o tempo efekt pro vysvětlení vlivu různých politik a sociálního prostředí na reprodukční chování žen, jak důrazně doporučili Sobotka a Lutz (2010). Zároveň nemnoho studií studovalo tempo efekt podle jednotlivých pořadí narození, což, jak je nyní jasné, by taktéž bylo pro znalostní bázi demografů přínosné. Při dalších analýzách tempo efektu metodou Bongaartse a Feeneyho (1998) lze počítat s víceletými průměry nebo klouzavými průměry, jak zmínili Bongaarts a Sobotka (2012). Zajímavým tématem mohou být také metody ověřování předpokladů při očišťování o tempo efekt – na toto téma vzniklo jen několik studií, z nichž každá využívala jiný přístup (Bongaarts a Sobotka, 2012; Philipov a Kohler, 2001; Zeng a Land, 2001). V neposlední řadě je možné díky očišťování o tempo efekt dále rozvíjet teorie, jako je

transformace odkládání plodnosti Kohlera a kol. (2002), jak to v jejím případě udělali Goldstein a kol. (2009).

## SEZNAM ZDROJŮ

- AINSAAR, Mare, 2001. The Development of Children and Family Policies in Estonia from 1945 to 2000. *Finnish Yearbook of Population Research*. **37**, 23–40.
- AINSAAR, Mare, ed., 2009. Aims, Tools and Effectiveness of Family Policy - Estonia in Comparison with West European Countries at the End of the 1990s. AIDUKAITE, Jolanta. *Poverty, Urbanity and Social Policy: Central and Eastern Europe Compared*. New York: Nova Science Publishers, Inc., s. 169–182.
- BILLARI, Francesco a Riccardo BORGONI, 2005. Assessing the use of sample selection models in the estimation of fertility postponement effects. *Statistical Methods and Applications*. **14**, 389–402.
- BONGAARTS, John, 2002. The End of the Fertility Transition in the Developed World. *Population and Development Review*. **28**(3), 419–443.
- BONGAARTS, John a Griffith FEENEY, 1998. On the Quantum and Tempo of Fertility. *Population and Development Review*. **24**(2), 271–291.
- BONGAARTS, John a Griffith FEENEY, 2000. On the Quantum and Tempo of Fertility: Reply. *Population and Development Review*. **26**(3), 560–564.
- BONGAARTS, John a Griffith FEENEY, 2006. The Quantum and Tempo of Life-Cycle Events. *Vienna Yearbook of Population Research*. **4**, 115–151.
- BONGAARTS, John a Griffith FEENEY, 2010. When is a Tempo Effect a Tempo Distortion?. *Genus*. **66**(2), 1–15.
- BONGAARTS, John a Tomáš SOBOTKA, 2012. A Demographic Explanation for the Recent Rise in European Fertility. *Population and Development Review*. **38**(1), 82–120.
- CALOT, Gérard, 1994. Synthetic Measures Based on Rates or on Probabilities. *Population: An English Selection*. **6**, 95–130.
- Český statistický úřad [online], 2019. Praha [cit. 2020-05-26]. Dostupné z: <https://www.czso.cz>
- EASTERLIN, Richard, 1968. The American Baby Boom in Historical Perspective. EASTERLIN, Richard. *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: The American Experience*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, s. 77–110.
- EASTERLIN, Richard, 1978. What Will 1984 Be Like? Socioeconomic Implications of Recent Twists in Age Structure. *Demography*. **15**(4), 397–432.
- FREJKA, Tomas, 2008. Overview Chapter 5: Determinants of family formation and childbearing during the societal transition in Central and Eastern Europe. *Demographic Research: Childbearing Trends and Policies in Europe*. **19**(7), 139–170.

- GAUTHIER, Anna, 2007. The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature. *Population Research and Policy Review*. **26**, 323–346.
- GOLDSTEIN, Joshua R., Tomáš SOBOTKA a Aiva JASILIONIENE, 2009. The End of "Lowest-Low" Fertility?. *Population and Development Review*. **35**(4), 663–699.
- GOLDSTEIN, Joshua, Michaela KREYENFELD a Deniz ÖRSAL, 2013. Fertility Reactions to the "Great Recession" in Europe: Recent Evidence from Order-Specific Data. *Demographic Research*. **29**(4), 85–104.
- GUILLOT, Michel, 2006. Tempo Effects in Mortality: An Appraisal. *Demographic Research*. **14**(1), 1–26.
- HOEM, Jan, 1990. Social Policy and Recent Fertility Change in Sweden. *Population and Development Review*. **16**(4), 735–748.
- HOEM, Jan, 2005. Why does Sweden have such high fertility?. *Demographic research*. **13**(22), 559–572.
- Human Fertility Database* [online], 2019. Max Planck Institute for Demographic Research (Germany), Vienna Institute of Demography (Austria) [cit. 2019-06-27]. Dostupné z: <https://www.humanfertility.org/>
- KIM, Young a Robert SCHOEN, 2000. On the Quantum and Tempo of Fertility: Limits to the Bongaarts-Feeney Adjustment. *Population and Development Review*. **26**(3), 554–559.
- KOHLER, Hans-Peter, Francesco C. BILLARI a José Antonio ORTEGA, 2002. The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe During the 1990s. *Population and Development Review*. **28**(4), 641–680.
- KOHLER, Hans-Peter a José ORTEGA, 2002a. Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures: Assessing the Implications of Delayed Childbearing for Cohort Fertility in Sweden, the Netherlands and Spain. *Demographic Research*. **6**(7), 145–190.
- KOHLER, Hans-Peter a José ORTEGA, 2002b. Tempo-Adjusted Period Parity Progression Measures, Fertility Postponement and Completed Cohort Fertility. *Demographic Research*. **6**(6), 91–144.
- KOHLER, Hans-Peter a José ORTEGA, 2004. Old Insights and New Approaches: Fertility Analysis and Tempo Adjustment in the Age-Parity Model. *Vienna Yearbook of Population Research*. **2**(1), 57–90.
- KOHLER, Hans-Peter a Dimiter PHILIPOV, 2001. Variance Effects in the Bongaarts-Feeney Formula. *Demography*. **38**(1), 1–16.
- LESTHAEGHE, Ron a Guy MOORS, 2000. Recent Trends in Fertility and Household Formation in the Industrialized World. *Review of Population and Social Policy*. **9**(1), 121–170.
- LESTHAEGHE, Ron a Paul WILLEMS, 1999. Is Low Fertility a Temporary Phenomenon in the European Union?. *Population and Development Review*. **25**(2), 211–228.
- LUY, Marc, 2010. Tempo Effects and their Relevance in Demographic Analysis. *Comparative Population Studies*. **35**(3), 415–446.
- MORGAN, Philip a Ronald RINDFUSS, 1999. Reexamining the Link of Early Childbearing to Marriage and to Subsequent Fertility. *Demography*. **36**(1), 59–75.
- NÍ BHROLCHÁIN, Máire, 1992. Period Paramount? A Critique of the Cohort Approach to Fertility. *Population and Development Review*. **18**(4), 599–629.

- NÍ BHROLCHÁIN, Máire, 1994. Past History, Synthetic Indicators and Period Fertility. *Population: An English Selection*. **6**, 116–120.
- NÍ BHROLCHÁIN, Máire, 2011. Tempo and the TFR. *Demography*. **48**(3), 841–861.
- PAVLÍK, Zdeněk, Jitka RYCHTAŘÍKOVÁ a Alena ŠUBRTOVÁ, 1986. *Základy demografie*. Vydání 1. Praha: Academia, 736 s.
- PHILIPOV, Dimiter a Hans-Peter KOHLER, 1999. Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Poland, Russia: MPIDR Working Paper. *European Journal of Population*. 1–24.
- PHILIPOV, Dimiter a Hans-Peter KOHLER, 2001. Tempo Effects in the Fertility Decline in Eastern Europe: Evidence from Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, and Russia. *European Journal of Population*. **17**(1), 37–60.
- RABUŠIC, Ladislav, 1997. Polemicky k současným změnám charakteru reprodukce v ČR (sociologická perspektiva v demografii). *Demografie*. **39**(2), 114–119.
- RALLU, Jean-Louis a Laurent TOULEMON, 1994. The Construction of Different Indices and their Application to France, 1946–89. *Population: An English Selection*. **6**, 59–93.
- RYDER, Norman, 1956. Problems of Trend Determination during a Transition in Fertility. *The Milbank Memorial Fund Quarterly*. **34**(1), 5–21.
- RYDER, Norman, 1960. The Structure and Tempo of Current Fertility. UNIVERSITIES-NATIONAL BUREAU, . *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Columbia University Press, s. 117–136.
- RYDER, Norman, 1964a. Notes on the Concept of a Population. *American Journal of Sociology*. **69**(5), 447–463.
- RYDER, Norman, 1964b. The Process of Demographic Translation. *Demography*. **1**(1), 74–82.
- RYDER, Norman, 1986. Observations on the History of Cohort Fertility in the United States. *Population and Development Review*. **12**(4), 617–643.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka, 1996. Současné změny charakteru reprodukce v České republice a mezinárodní situace. *Demografie*. **38**(2), 77–89.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka, 1997. Nechci této společnosti namlouvat, že se nic neděje. *Demografie*. **39**(4), 267–268.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, Jitka, 1999. Is Eastern Europe experiencing a second demographic transition?. *Acta Universitatis Carolinae Geographica*. **34**(1), 19–44.
- SCHOEN, Robert, 2004. Timing Effects and the Interpretation of Period Fertility. *Demography*. **41**(4), 801–819.
- SCHOEN, Robert a Stefan JONSSON, 2003. A diminishing population whose every cohort more than replaces itself. *Demographic Research*. **9**(6), 111–118.
- SOBOTKA, Tomáš, 2004. Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by the Postponement of Childbearing?. *Population and Development Review*. **30**(2), 195–220.
- SOBOTKA, Tomáš, 2011. Fertility in Central and Eastern Europe after 1989: Collapse and Gradual Recovery. *Historical Social Research*. **36**(2), 246–296.
- SOBOTKA, Tomáš a Wolfgang LUTZ, 2010. Misleading Policy Messages Derived from the Period TFR: Should We Stop Using It?. *Comparative Population Studies*. **35**(3), 637–664.

- ŠPROCHA, Branislav, 2016. Pôrodnosť a plodnosť. In: ŠPROCHA, Branislav a Juraj MAJO. *Storočie populačného vývoja Slovenska I.: demografické procesy*. Bratislava: Infostat, s. 61–87.
- VAN DE KAA, Dirk, 1987. Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin*. **42**(1), 1–59.
- VAN DE KAA, Dirk, 2002. *The Idea of a Second Demographic Transition in Industrialized Countries: Paper presented at the Sixth Welfare Policy Seminar of the National Institute of Population and Social Security, Tokyo, Japan, 29 January 2002* [online]. 1–34 [cit. 2018-02-27].  
Dostupné z:  
<https://pdfs.semanticscholar.org/17c8/c2c3b43d447474107554926eb289d269c939.pdf>
- VAN IMHOFF, Evert a Nico KEILMAN, 2000. On the Quantum and Tempo of Fertility: Comment. *Population and Development Review*. **26**(3), 549–553.
- WARD, Michael a William BUTZ, 1980. Completed Fertility and Its Timing. *Journal of Political Economy*. **88**(5), 917–940.
- WHELPTON, Pascal, 1945. Effect of Increased Birth Rate on Future Population. *American Journal of Public Health*. **35**(4), 326–333.
- YAMAGUCHI, Kazuo a Motomi BEPPU, 2004. *Survival Probability Indices Of Period Total Fertility Rate: Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America*. Boston.
- ZENG, Yi a Kenneth LAND, 2001. A Sensitivity Analysis of the Bongaarts-Feeney Method for Adjusting Bias in Observed Period Total Fertility Rates. *Demography*. **38**(1), 17–28.
- ZENG, Yi a Kenneth LAND, 2002. Adjusting Period Tempo Changes with an Extension of Ryder's Basic Translation Equation. *Demography*. **39**(2), 269–285.

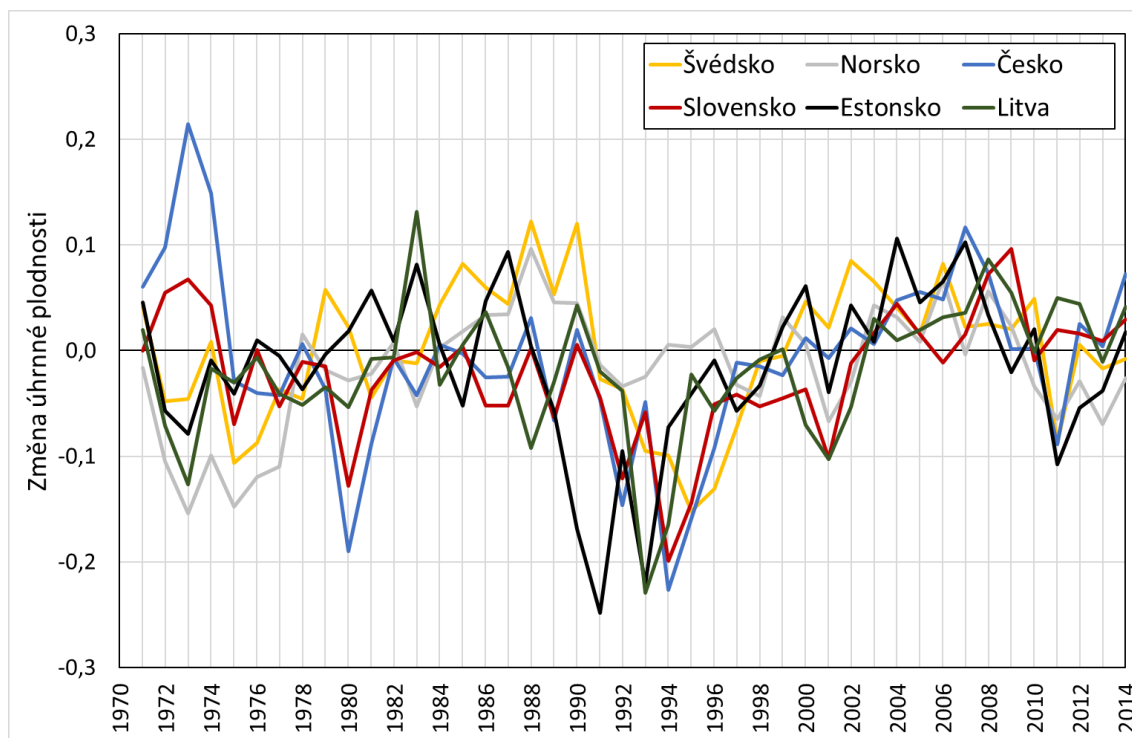


## PŘÍLOHOVÁ ČÁST

### Seznam příloh

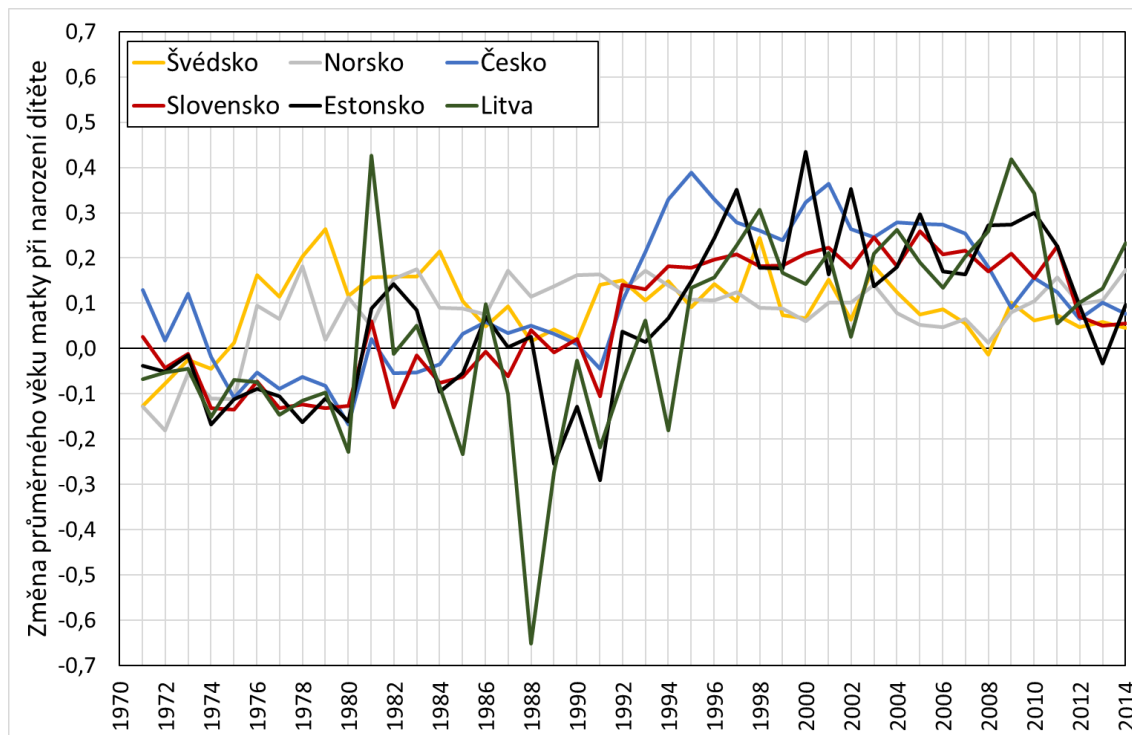
- Příloha 1: Vývoj změny úhrnné plodnosti v daném roce od předchozího roku ve vybraných státech Evropy, 1971–2014
- Příloha 2: Vývoj změny průměrného věku matky při narození dítěte v daném roce od předchozího roku ve vybraných státech Evropy, 1971–2014
- Příloha 3: Vývoj počtu živě narozených a hypotetického počtu živě narozených při nezměněném časování plodnosti ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014
- Příloha 4: Vývoj počtu živě narozených prvního pořadí a hypotetického počtu živě narozených prvního pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014
- Příloha 5: Vývoj počtu živě narozených druhého pořadí a hypotetického počtu živě narozených druhého pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014
- Příloha 6: Vývoj počtu živě narozených třetího pořadí a hypotetického počtu živě narozených třetího pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014
- Příloha 7: Vývoj počtu živě narozených čtvrtého pořadí a hypotetického počtu živě narozených čtvrtého pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014
- Příloha 8: Vývoj počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí a hypotetického počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014
- Příloha 9: Vývoj počtu živě narozených prvního pořadí a hypotetického počtu živě narozených prvního pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014
- Příloha 10: Vývoj počtu živě narozených druhého pořadí a hypotetického počtu živě narozených druhého pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014
- Příloha 11: Vývoj počtu živě narozených třetího pořadí a hypotetického počtu živě narozených třetího pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014
- Příloha 12: Vývoj počtu živě narozených čtvrtého pořadí a hypotetického počtu živě narozených čtvrtého pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014
- Příloha 13: Vývoj počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí a hypotetického počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014

**Příloha 1: Vývoj změny úhrnné plodnosti v daném roce od předchozího roku ve vybraných státech Evropy, 1971–2014**



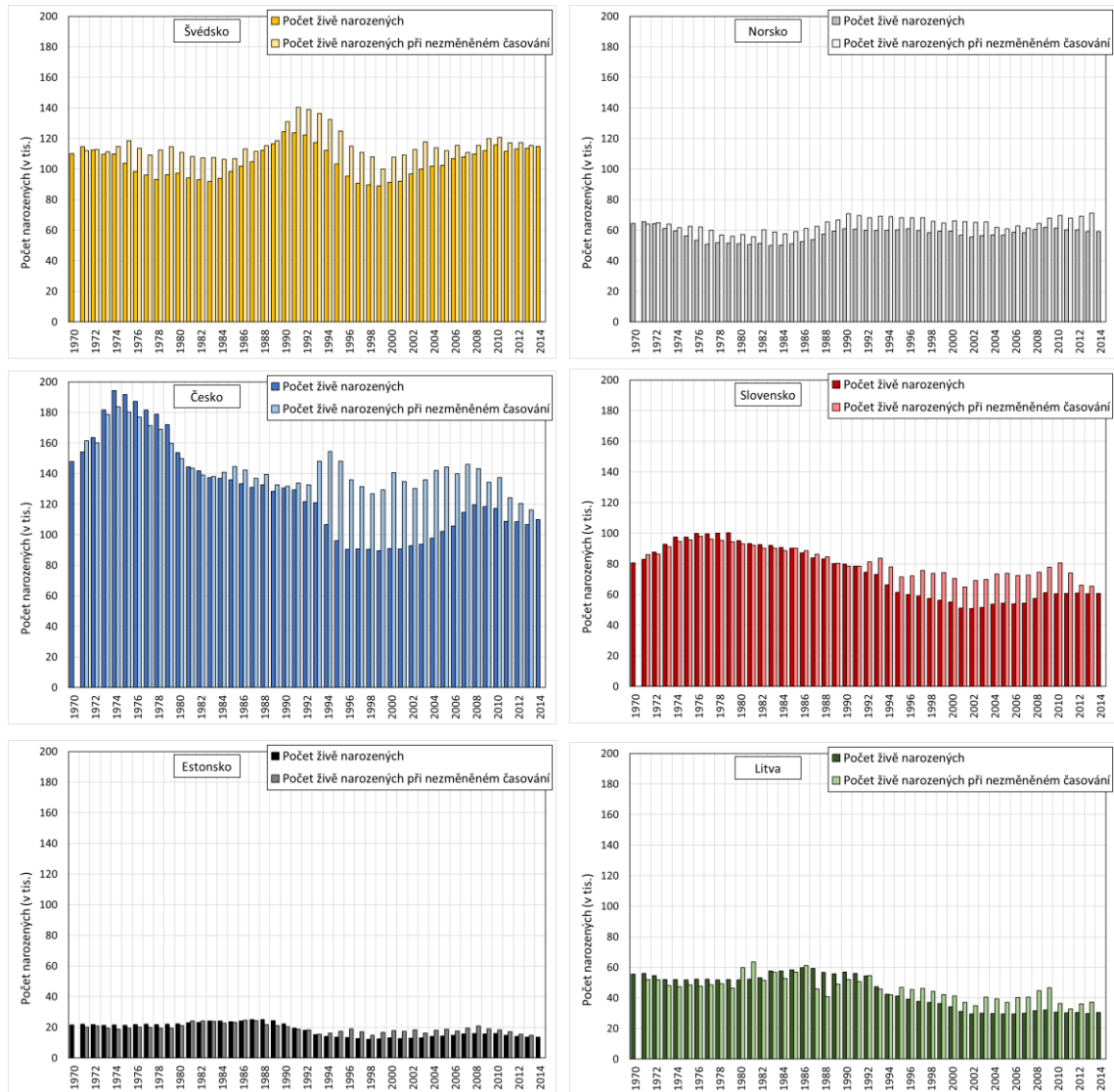
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 2: Vývoj změny průměrného věku matky při narození dítěte v daném roce od předchozího roku ve vybraných státech Evropy, 1971–2014**



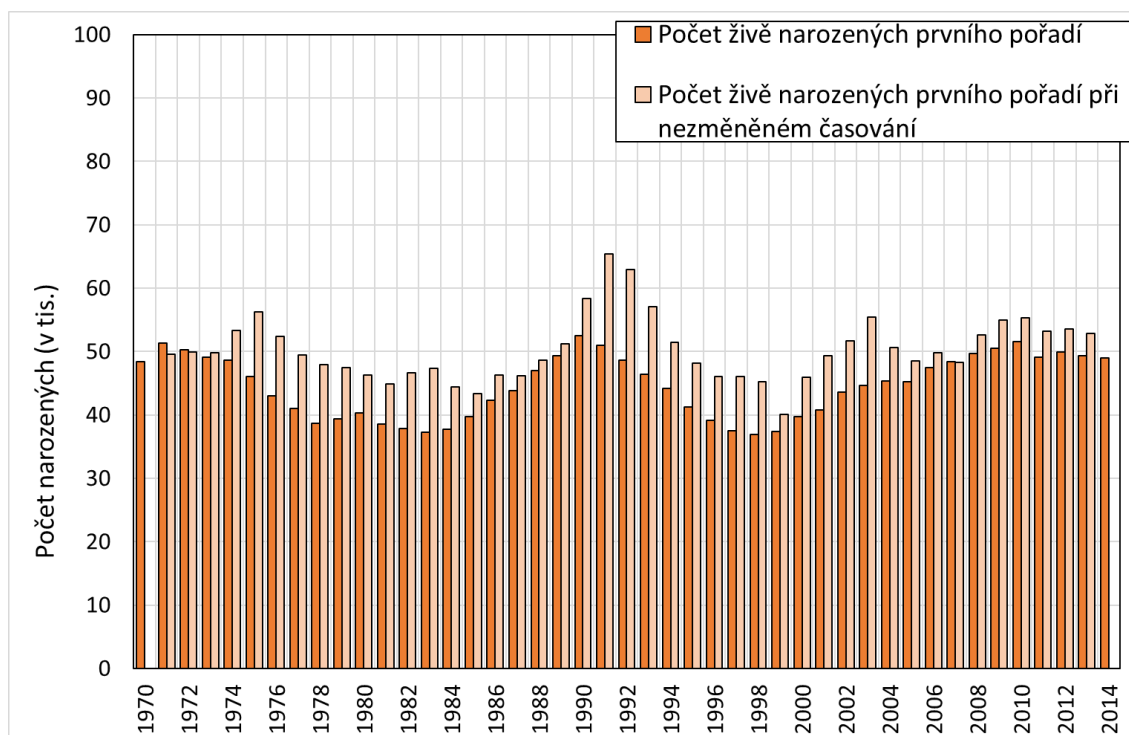
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 3: Vývoj počtu živě narozených a hypotetického počtu živě narozených při nezměněném časování plodnosti ve vybraných zemích Evropy, 1970–2014**



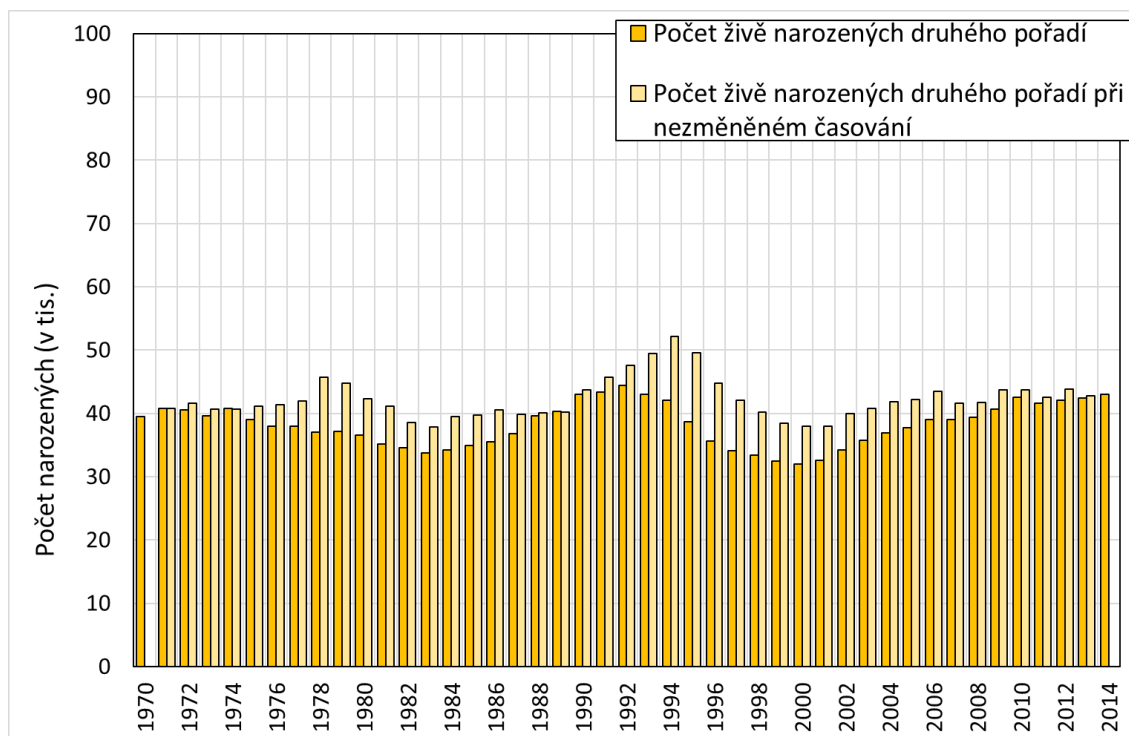
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 4: Vývoj počtu živě narozených prvního pořadí a hypotetického počtu živě narozených prvního pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014**



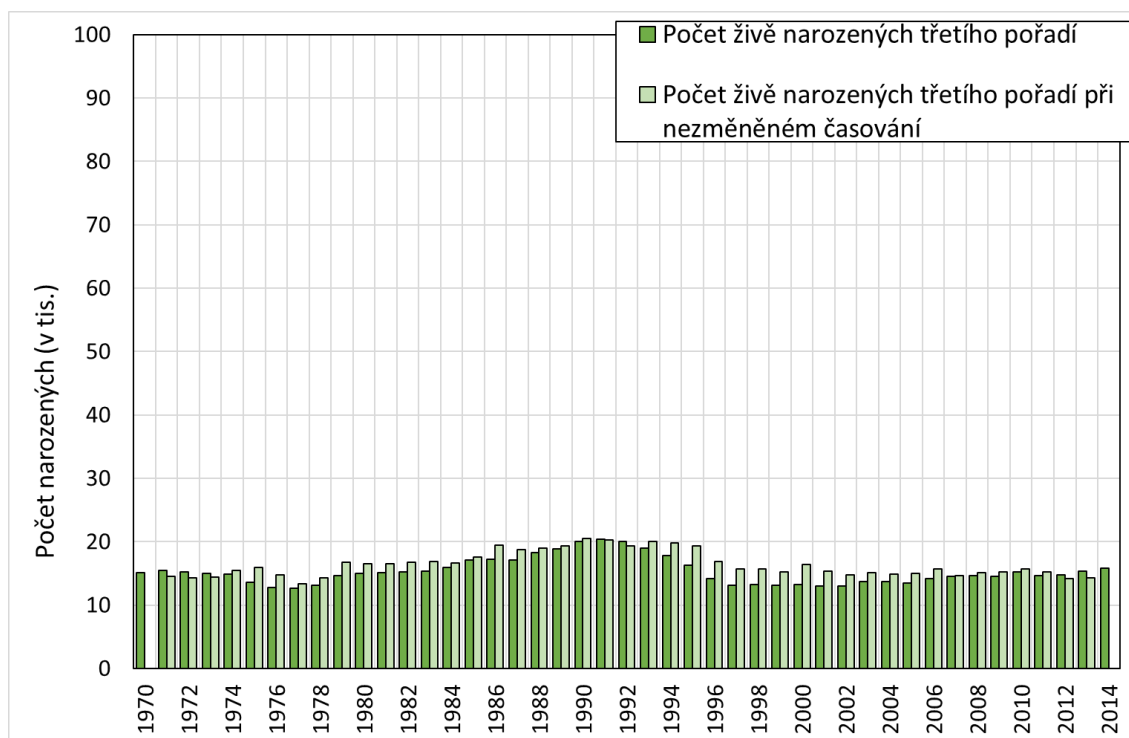
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 5: Vývoj počtu živě narozených druhého pořadí a hypotetického počtu živě narozených druhého pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014**



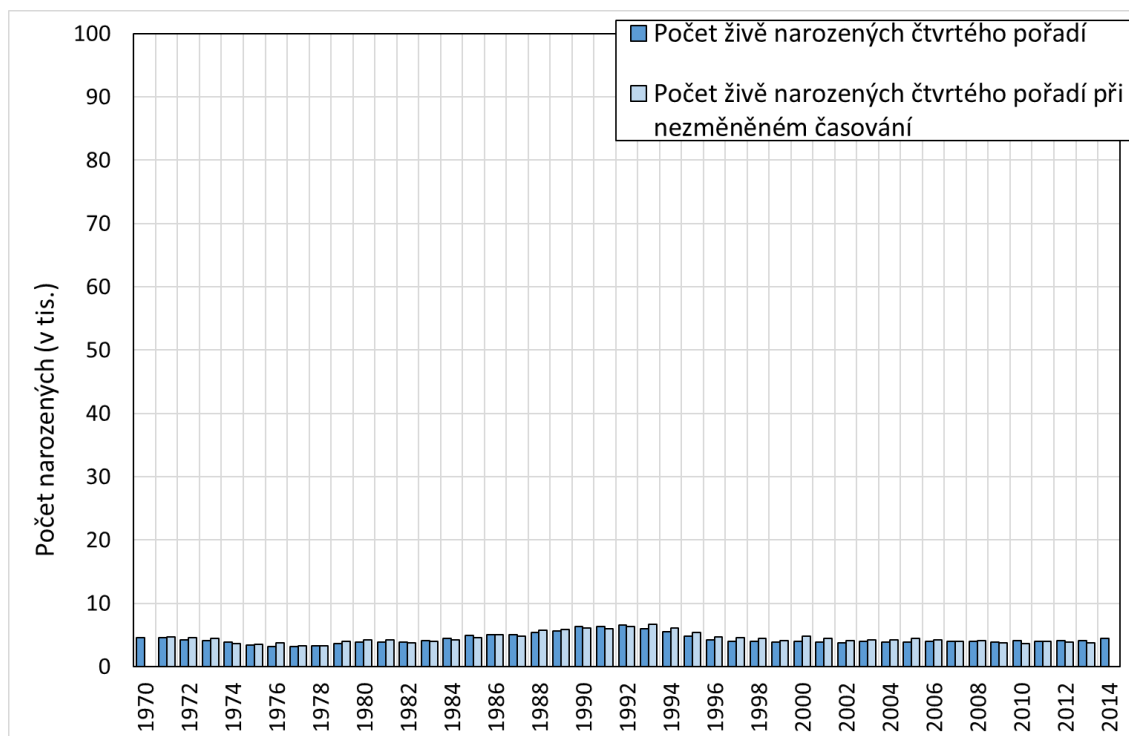
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 6: Vývoj počtu živě narozených třetího pořadí a hypotetického počtu živě narozených třetího pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014**



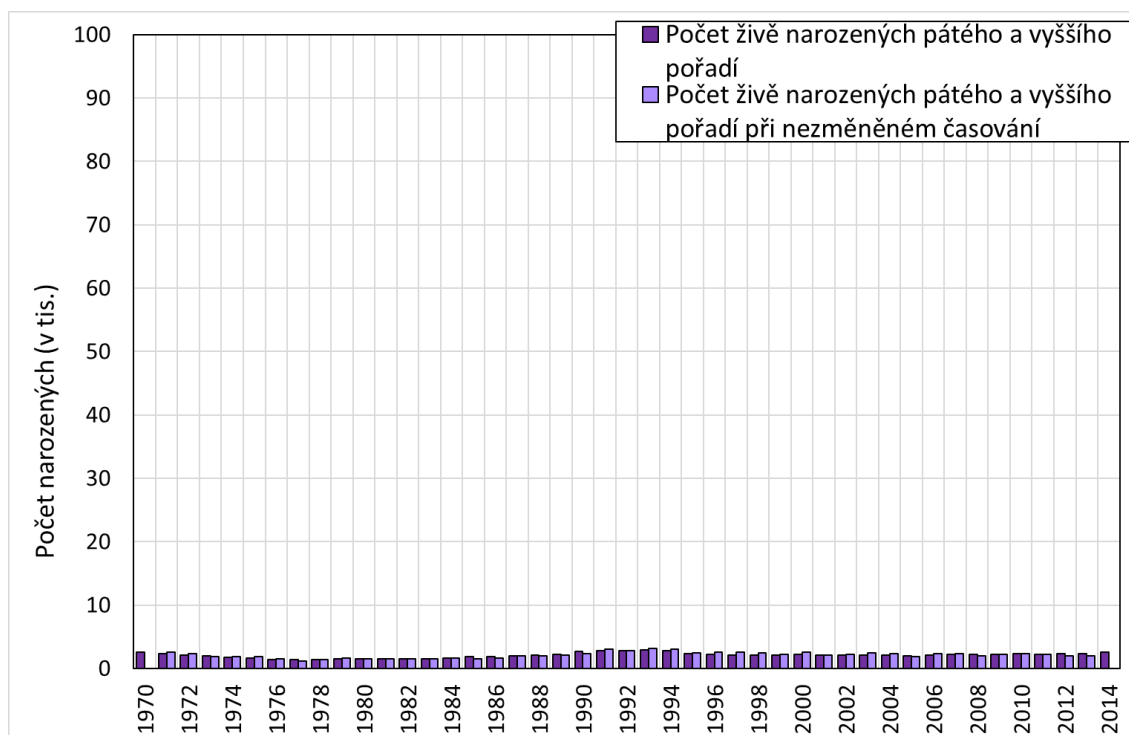
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 7: Vývoj počtu živě narozených čtvrtého pořadí a hypotetického počtu živě narozených čtvrtého pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014**



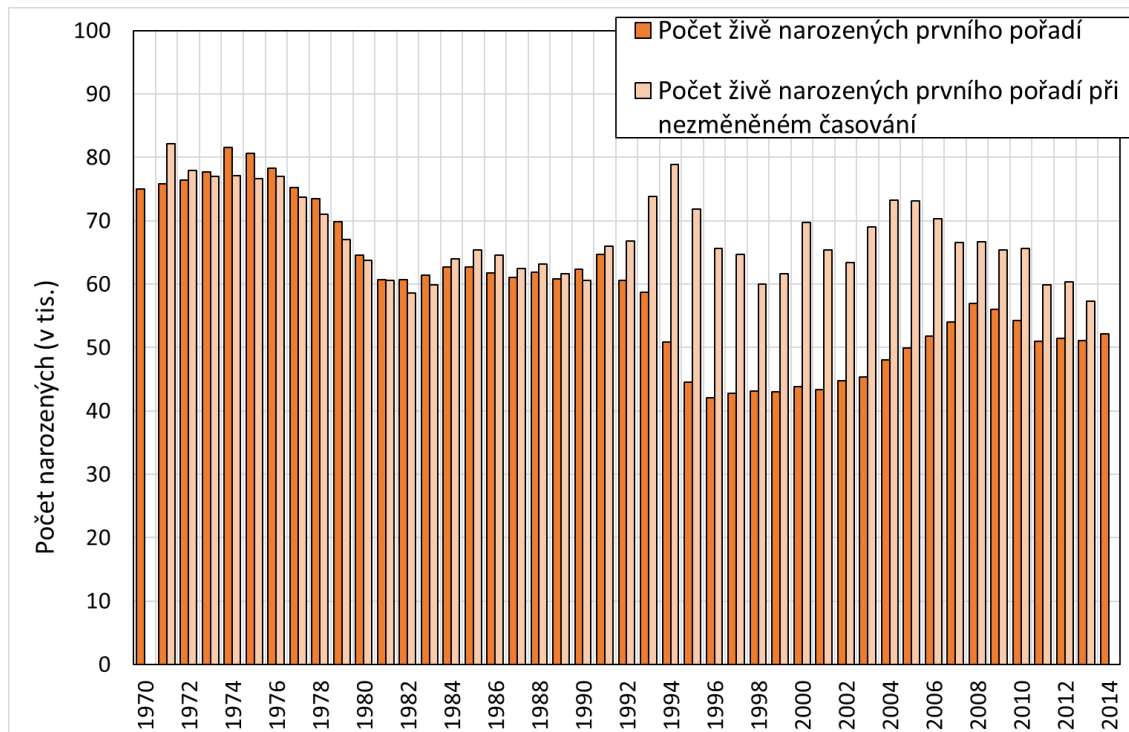
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 8: Vývoj počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí a hypotetického počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí při nezměněném časování plodnosti ve Švédsku, 1970–2014**



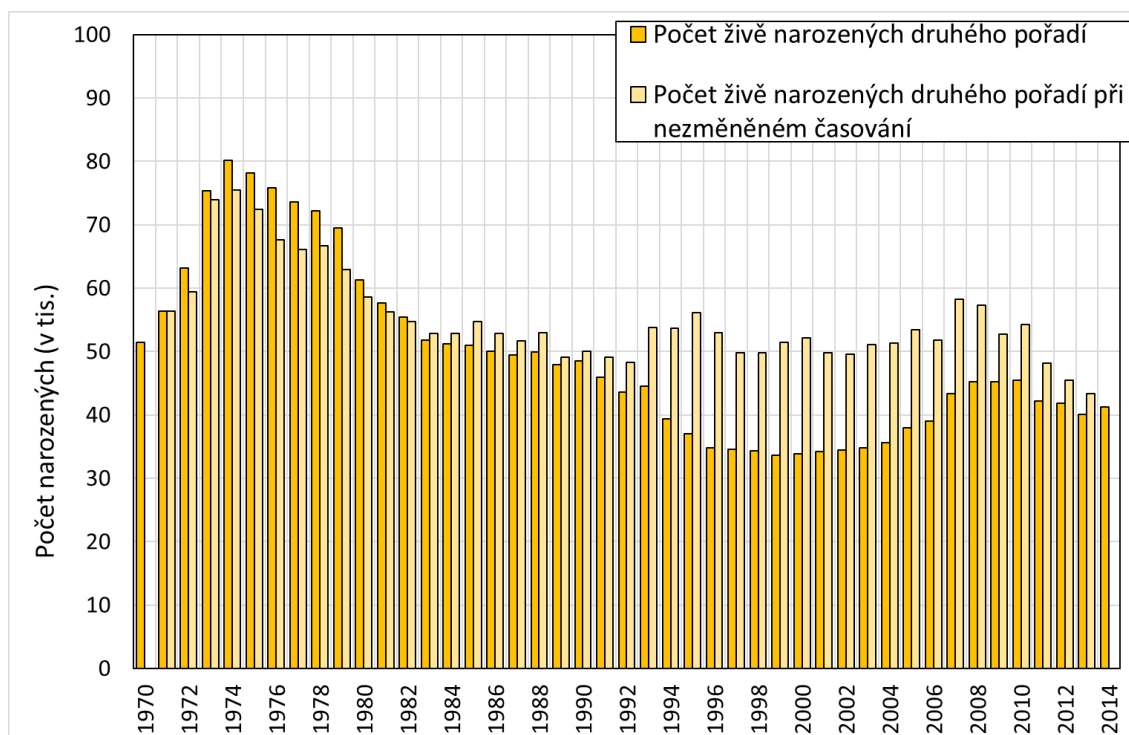
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 9: Vývoj počtu živě narozených prvního pořadí a hypotetického počtu živě narozených prvního pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014**



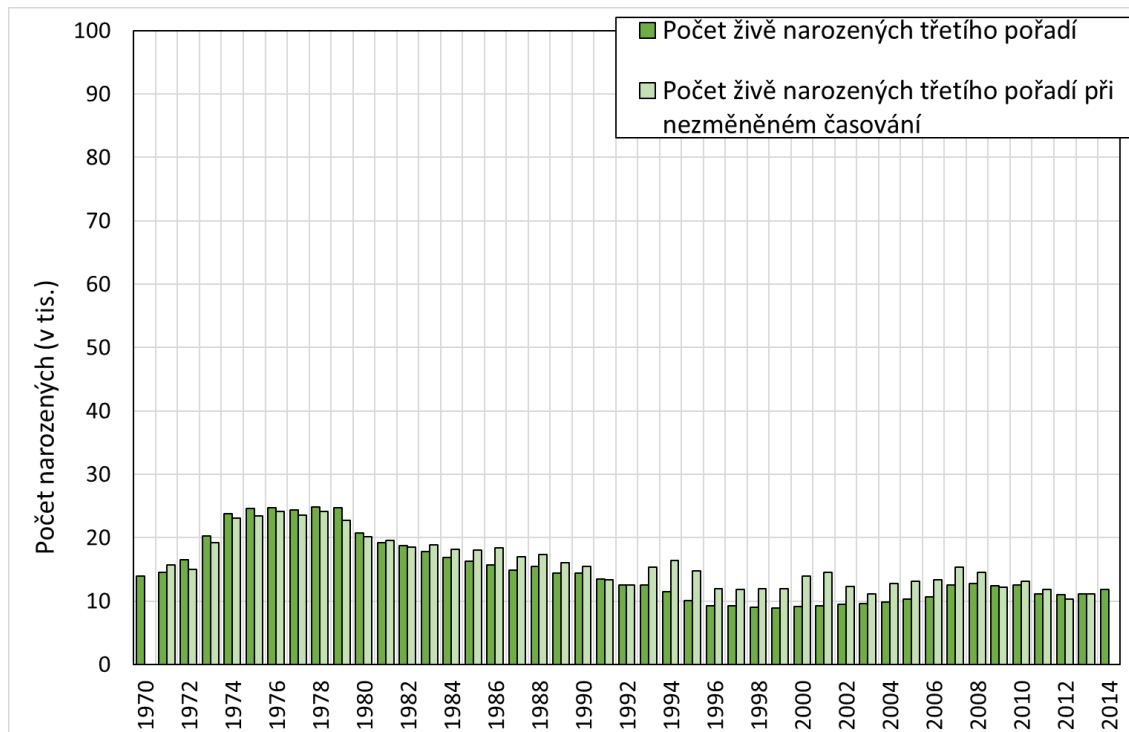
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 10: Vývoj počtu živě narozených druhého pořadí a hypotetického počtu živě narozených druhého pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014**



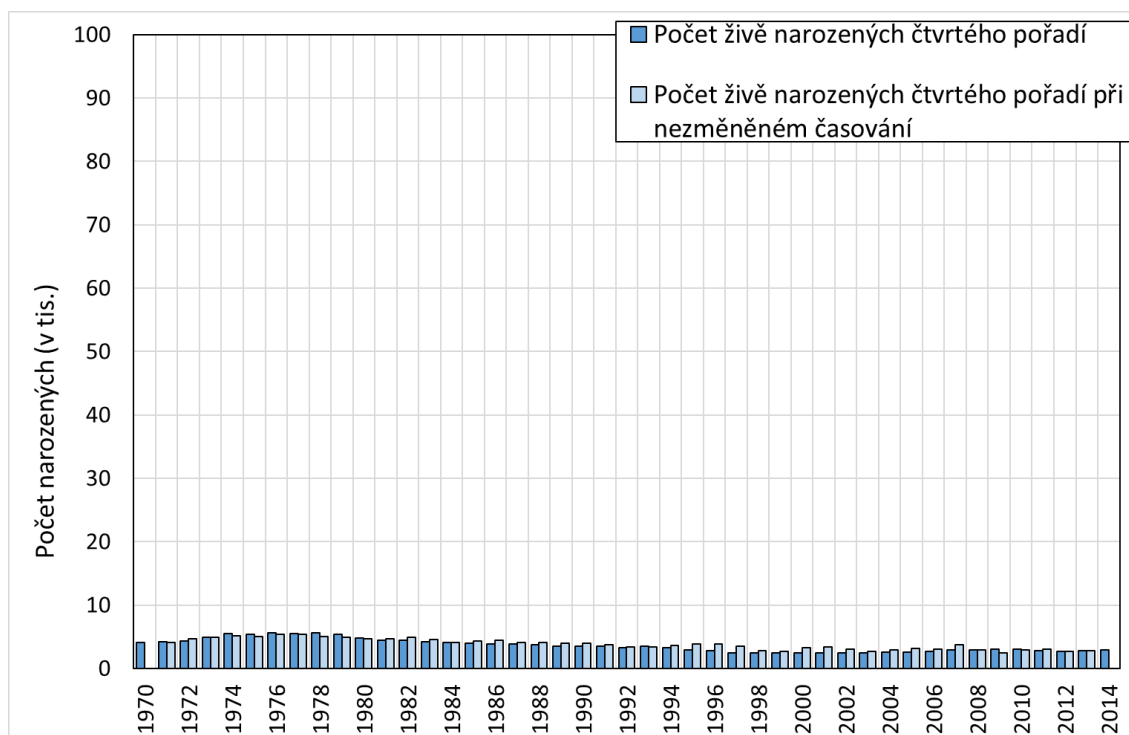
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 11: Vývoj počtu živě narozených třetího pořadí a hypotetického počtu živě narozených třetího pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014**



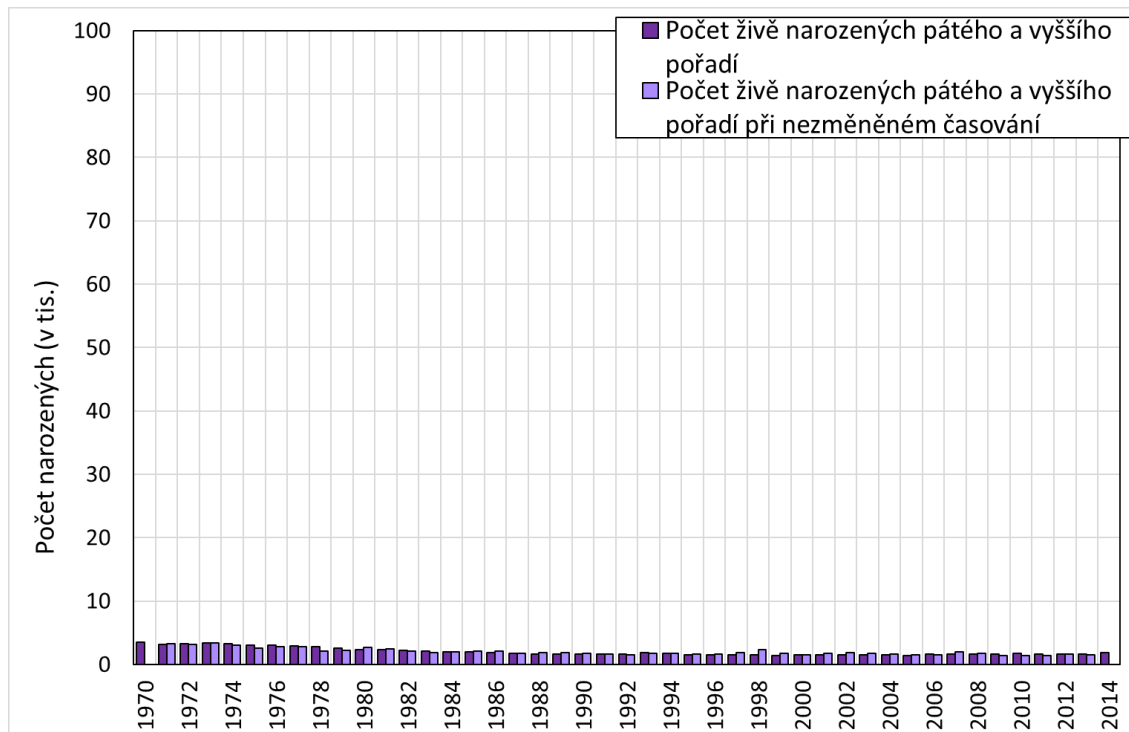
Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 12: Vývoj počtu živě narozených čtvrtého pořadí a hypotetického počtu živě narozených čtvrtého pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování

**Příloha 13: Vývoj počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí a hypotetického počtu živě narozených pátého a vyššího pořadí při nezměněném časování plodnosti v Česku, 1970–2014**



Zdroj: Human Mortality Database, 2019, vlastní zpracování