

1

Demografie

rok 2013

ročník 55

revue pro výzkum
populačního vývoje

Jiřina Růžková
Úvodník

Jitka Rychtaříková
Děti narozené v manželství a mimo manželství: dvě různé populace

Klára Hulíková Tesárková – Petr Mazouch
Basic Cohort Mortality Analysis at Higher Ages: an Analysis
of the Rectangularisation Process Based on Cohorts Born
in 1890–1910 in the Czech Republic and France

Michal Katuša – Jozef Mládek – Branislav Bleha
Prieskum postojov k rodine a reprodukci v urbánnom
prostredí Bratislavy a na Slovensku



ČLÁNKY | ARTICLES

- 03 Jiřina Růžková**
Úvodník | Editorial
- 04 Jitka Rychtaříková**
Děti narozené v manželství a mimo manželství: dvě různé populace
Two Different Populations: Children Born in and out of Wedlock
- 27 Klára Hulíková Tesárková – Petr Mazouch**
Basic Cohort Mortality Analysis at Higher Ages: an Analysis of the Rectangularisation Process Based on Cohorts Born in 1890–1910 in the Czech Republic and France
- 47 Michal Katuša – Jozef Mládek – Branislav Bleha**
Prieskum postojov k rodine a reprodukcii v urbánnom prostredí Bratislavy a na Slovensku
Attitudes to Family Formation among the Urban Population in Bratislava and the Population of Slovakia as a Whole

SČÍTÁNÍ LIDU | POPULATION CENSUS

- 67 Pavel Čtrnáct**
Zpracování definitivních výsledků sčítání 2011
Processing the Final Results of the 2011 Census

RECENZE | BOOK REVIEWS

- 70 Lucie Vítková**
Robert Cliquet – Biosocial Interactions in Modernisation
- 72 Markéta Pechholdová**
Vzestup a pád zdravotní situace na Ukrajině ve 20. století
The Rise and Fall of the Health Situation in Ukraine in the 20th Century

ZPRÁVY | REPORTS

- 74 Z České demografické společnosti**
From the Czech Demographic Society

- 75 RELIK 2012: Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti (V. ročník)**
RELIK 2012: Reproduction of Human Capital – Interactions and Contexts (Volume V)
- 77 200 let od poslední evropské epidemie moru**
200 Years since the Last European Plague
- 79 Zuzana Finková se dožívá sedmdesátí let**
Zuzana Finková on Her Seventieth Birthday
- 80 Demografie a Český statistický úřad se prezentovaly veřejnosti**
The Czech Statistical Office Introduces Itself and Czech Demographics to the Public

PŘEHLEDY | DIGEST

- 81 Antonín Šípek jr. – Aleš Panczak – Romana Mihalová – Vladimír Sobotka – Petr Lonský – Vladimír Gregor**
Incidence pericentrické inverze chromosomu 9 v české populaci
The Incidence of Pericentric Inversion of Chromosome 9 in the Czech Population
- 86 Pavla Tuháčková**
Ekonomická aktivita podle výsledků sčítání 2011
Economic Activity according to the Results of the 2011 Census

BIBLIOGRAFIE | BIBLIOGRAPHY

Názory autorů se nemusí vždy shodovat se stanovisky redakční rady.

The opinions of the authors do not necessarily reflect those of the Editorial Board.

*Demografie je recenzovaný vědecký časopis.
Demografie is a peer-reviewed journal.*

VÁŽENÍ ČTENÁŘI,



Jiřina Růžková

rokem 2013 vstupuje časopis *Demografie*, revue pro výzkum populačního vývoje do již padesátého pátého roku svého nepřetržitého působení na poli odborných a vědeckých časopisů v České republice. Znovu si tak s úctou připomínáme osobnosti, které stály v nelehkých podmínkách druhé poloviny padesátých let minulého století u jeho zrodu. Byl jím především předseda Státního úřadu statistického, demograf a filosof Dr. František Fajfr a jeho blízký spolupracovník, významný československý a český demograf Dr. Vladimír Srb. Zájemcům o podrobný pohled na okolnosti vzniku časopisu, jeho relativně dlouhou, někdy i nelehkou cestu lze doporučit materiály XXXVIII. konference České demografické společnosti (*Demografie*, 2009/1).

Ohlédneme-li se za uplynulým rokem 2012, připomeňme, že byly realizovány některé předchozí záměry. Především je to vydávání jednoho čísla časopisu v anglickém jazyce, což přináší nejen větší průnik časopisu *Demografie* „do světa“, ale tím zároveň novou příležitost pro naše autory.

Časopis *Demografie* bude i v roce 2013 již tradičně obsahovat tyto hlavní oddíly – Články, Přehledy, Sčítání lidu, Recenze, Zprávy a Bibliografie. Obsahem časopisu budou pochopitelně i informace či příspěvky z XLIII. Demografické konference České demografické společnosti, která se uskuteční ve dnech 22.–23. května 2013 na téma „Zdraví – výzvy a rizika“.

V roce 2013 Český statistický úřad dokončí zpracování definitivních výsledků sčítání lidu. Je samozřejmé, že i tyto výsledky zejména o vzdělanostní, ekonomické nebo národnostní struktuře obyvatelstva, domácnostech a bydlení, se na stránkách časopisu objeví.

Předpokládáme, že demografové i zástupci dalších příbuzných oborů a zájemci o tuto problematiku, uvítají rozhodnutí Redakční rady na vydání monotematického čísla (číslo 3/2013) se zaměřením na závažné a stále mimořádně aktuální téma „Plánované rodičovství“.

V tomto roce bude také vyhlášena, počínaje číslem 2/2013, diskuse na téma „Vzdělání obyvatelstva“, která potrvá až do počátku roku 2014. Redakční rada se proto obrací na autory zabývající se touto složitou problematikou, aby se do diskusní polemiky na toto téma na stránkách našeho časopisu zapojili.

Na prahu roku 2013 můžeme také s potěšením oznámit, že členy Redakční rady časopisu se stali další významní demografové za zahraniční. Redakční rada si jejich účasti velmi váží a považuje ji za poctu i ocenění odborné a vědecké úrovně časopisu.

Závěrem dovoluji, abych jménem redakční rady všem našim váženým čtenářům, autorům a příznivcům oboru demografie popřála úspěšný a šťastný rok 2013.

DĚTI NAROZENÉ V MANŽELSTVÍ A MIMO MANŽELSTVÍ: DVĚ RŮZNÉ POPULACE

Jitka Rychtaříková

TWO DIFFERENT POPULATIONS: CHILDREN BORN IN AND OUT OF WEDLOCK

The decomposition of factors impacting fertility change in the Czech Republic between the years 1986 and 2010 showed that the decrease in the fertility rate and the increase in the illegitimacy ratio were related to the rise in the share of unmarried women. Logistic regression revealed that nonmarital births occurred more often among younger mothers with lower education levels and most of these were first-order births. Births to unmarried women without a reported father had a higher risk of being stillborn or having a low birth weight.

Keywords: marital fertility, nonmarital fertility, time change, decomposition, logistic regression, Czech Republic

Demografie, 2013, 55: 04–26

ÚVOD

Děti narozené mimo manželství, dříve nazývané nemanželské, představovaly donedávna menší až marginální podíl v celkovém počtu narozených. V minulosti se tyto děti rodily v rozporu se společenskými normami, dnes se však stalo jejich narození všední událostí. Podle údajů EUROSTATu se narodila v roce 2011 více jak polovina dětí mimo manželství v následujících evropských zemích: Estonsku (60 %), Slovinsku (57 %), Bulharsku (56 %), Francii (56 %), Norsku (55 %) a Švédsku (54 %). V České republice činil tento podíl ve stejném roce 42 %. Uvedené hodnoty naznačují, že dnešní a budoucí úroveň plodnosti by mohla být stejnou měrou určována dvěma populacemi dětí, a to narozenými v manželství a mimo manželství. Jedná se o srovnatelné alternativy, nebo se obě populace liší? Jsou obě populace narozených vnitřně homogenní, nebo je jedna z nich více heterogenní? Jsou tyto populace mezinárodně srovnatelné? Jak tomu bylo v historii?

V úvodu příspěvku je nastíněna historie a kontexty manželské a mimomanželské plodnosti. V dalších částech jsou studovány trendy a diferencující faktory.

Analýzy za Českou republiku vycházejí z celostátních dat o narozených (individuální anonymizované údaje) a znaků v těchto souborech zjišťovaných: rodinný stav, věk a vzdělání matky, dále vitalita, pořadí a porodní hmotnost narozeného dítěte. Počínaje rokem 2007 byl navíc v těchto datech uveden údaj o otci (pokud otec souhlasil) u dětí narozených mimo manželství. Použité metody, jak demografické (dekompozice), tak statistické (logistická regrese), měly za cíl postihnout rozdílnosti v obou populacích dětí narozených v manželství a mimo manželství, které v tomto případě představují základní soubory. Smyslem logistického modelování byla predikce, tj. zařazení do příslušné skupiny (ve smyslu nelineární diskriminace) nikoliv kauzalita. Situace České republiky byla ve vybraných aspektech konfrontována s demografickými parametry Francie, která v současnosti představuje žádoucí reprodukční model reprezentovaný v průměru dvěma živě narozenými dětmi na jednu ženu. Podrobnější demografická analýza v České republice je věnována zejména prokreačnímu vzorci druhé poloviny 80. let a jeho změně po roce 1990. Jsou řešeny následující výzkumné otázky: Jak se podílela na

současném poklesu celkové úrovně plodnosti manželská a mimomanželská plodnost a jaký byl vliv změněné struktury rodinného stavu matek. Je současný bezprecedentní nárůst počtu a podílu dětí narozených mimo manželství pouze reflexí transformace struktury žen podle rodinného stavu, nebo změn intenzit manželské a mimomanželské plodnosti? Jak se změnilly charakteristiky matek obou populací narozených (v manželství a mimo manželství)? Liší se charakteristiky dětí narozených v manželství a mimo manželství? Tyto otázky budou řešeny ve třech sekcích: **Historie a kontexty**, **Demografické faktory trendu mimomanželsky a manželsky narozených a Diferenciace manželské a mimomanželské plodnosti podle vybraných charakteristik matek a dětí.**

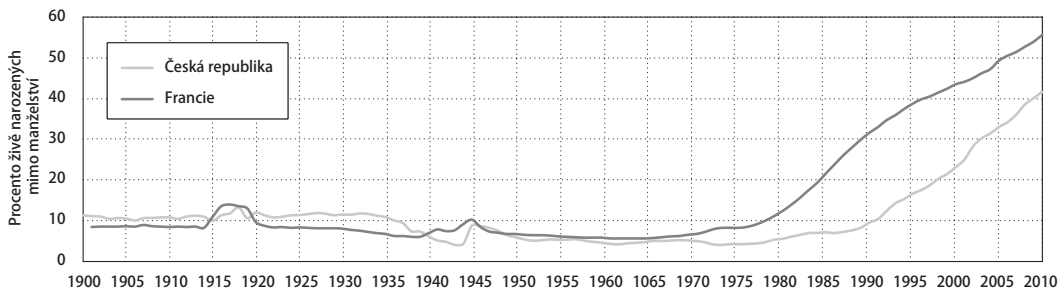
HISTORIE A KONTEXTY

Na území České republiky/Českých zemí lze relativně spolehlivě zjišťovat počty dětí narozených mimo manželství¹⁾ od počátku 19. století (Fialová, 2008; Horská, 1980). Podíl dětí narozených mimo manželství zde přesáhl na počátku 19. století 10 %, přičemž maximální hodnota (16,3 %) byla zaznamenána v letech 1865–1866 (Fialová, 2008). Stejněho podílu narozených mimo manželství bylo opět dosaženo až v letech 1995–1996. Ve Francii byl na počátku 19. století podíl dětí narozených mimo manželství poloviční a činil „pouze“ 5–6 % (Blayo, 1975); na konci tohoto století vzrostl na 9 % (Nizard – Maksud, 1977).

Od počátku 20. století do první světové války byl podíl živě narozených dětí mimo manželství vyšší na území Českých zemí (11 %) oproti Francii, kde se pohyboval kolem 9 % (graf 1). Během první světové války tento podíl v obou státech o něco narostl. Mezi dvěma světovými válkami byla situace velmi podobná, podíl živě narozených dětí mimo manželství činil na území Českých zemí 11–12 % a ve Francii nepřesáhl 10 % (graf 1). Za druhé světové války se v protektorátu Čechy a Morava snížil. Po druhé světové válce až do počátku sedmdesátých let nepřesáhl v obou státech podíl živě narozených dětí mimo manželství 7 % (graf 1). Toto období, nazývané „Trente Glorieuses“ (třicet slavných let, zejména v souvislosti s ekonomickou prosperitou) se také označuje jako „zlatý věk rodiny“. Rodina se stala preferovanou a stabilní hodnotou dostupnou a realizovanou všemi společenskými vrstvami. Výrazně dominantním znakem reprodukce byla manželská plodnost. Později, jak říká L. Roussel ve svém díle „La famille incertaine“ (Nejistá rodina), „dosud běžné normy přestávaly platit; to, co dříve bylo považováno za povinnost, se zesměšňovalo, to, co bylo zakázáno, se tolerovalo, výjimečné se stalo běžným. Během dvou dekád došlo k tak významným a historicky bezprecedentním změnám, že generace rodičů a jejich dětí představovaly dva různé světy“. Na grafu 1 je tato situace ilustrována jednoduchým ukazatelem podílu živě narozených dětí mimo manželství pro dva demogeografické zástupce: Francii (reprezentant západní²⁾ Evropy) a Českou republiku (reprezentant východní Evropy).

Graf 1: Trend podílu živě narozených mimo manželství v České republice a Francii v letech 1900–2011

Trend in the illegitimacy ratio of live births in the Czech Republic and France; 1900–2011



Pramen: ČSÚ a INED.

- 1) Pojem narození zahrnuje živě i mrtvě narozené, ve vybraných případech je uvedeno živě narozené děti.
- 2) „Západní“ a „Východní“ podle klasifikace OSN.

Na základě podílu dětí narozených mimo manželství lze v čase rozlišit dvě hlavní poválečné etapy: první etapa – nízký podíl, druhá etapa – historicky bezprecedentně vysoký podíl. Ve Francii skončila první etapa počátkem sedmdesátých let, zatímco v České republice až počátkem devadesátých let. Rodinné rámce se ve druhé etapě, po předchozím období stability a homogenizace, výrazně pluralizovaly, což se odrazilo také v nárůstu ukazatelů mimomanželské plodnosti a v transformaci struktury narozených dětí podle rodinného stavu matky.

Změny plodnosti podle rodinného stavu probíhaly v obou zemích v měnících se legislativních a sociálních kontextech. V minulosti nebyly děti narozené mimo manželství ze zákona rovny těm, které vzešly z manželského lože. Nemanželské³⁾ děti také mohly v jednotlivých zemích zahrnovat rozdílné kategorie. Například ve Francii byly v některých letech statisticky zpracovávány dohromady jak děti narozené neprovdaným ženám, tak sirotci umístění v sirotčincích a nalezení (*Nizard – Maksud, 1977*). Tyto děti byly silně diskriminovány (sociální stigma, omezený přístup ke vzdělání a kvalitní profesí, vyloučení z dědictví ap.). Měly vyšší kojeneckou i dětskou úmrtnost (*Horská, 1980; Nizard – Maksud, 1977*). Právní rozdíl mezi dětmi narozenými v manželství a mimo manželství byl v Československu, resp. České republice zrušen od roku 1950 (zákon 265/1949 Sb.). Ve Francii byly zrovnoprávněny děti narozené mimo manželství s manželskými včetně institutu dědictví v roce 1972 (*Munoz-Pérez – Prioux*), v roce 2006 byla tato práva přiznána i dětem pocházejícím z cizoložného svazku (*Pison*). Stejně právní podmínky však nemusejí i dnes znamenat stejnou sociální situaci a nulovou diskriminaci. Nemanželské/mimomanželské děti bylo možné legitimovat několika způsoby. V Českých zemích buď dodatečným sňatkem, nebo milostí zeměpánovou, tj. souhlasem vrchnosti (*Obecný zákoník občanský, 1811*). V rakouských statistikách byly údaje o legitimování publikovány od roku 1890. *P. Horská (1980)* uvádí, že v desetiletí 1901–1910 bylo v Čechách ze 100 nemanželsky narozených 43 dětí legitimováno pozdějším sňatkem rodičů, na Moravě 30 % a ve Slezsku

27 %. Jednalo se zejména o děti narozené osobám, jejichž společenské a ekonomické postavení či mladý věk neumožnily uzavřít sňatek do doby narození dítěte. Ve Francii jsou údaje o legitimování nemanželsky narozených sňatkem známy od roku 1853 (*Nizard – Maksud, 1977*). Koncem 19. století zde byla přibližně ¼ nemanželsky narozených dětí legitimována následným sňatkem.

V dnešní době jsou děti více chráněné. V České republice platí, že otec dítěte neprovdané matky je povinen přispívat na výživu dítěte až do doby, než je dítě schopno se samo žít, a má také ze zákona vyživovací povinnost k matce dítěte. Uznat otcovství na matričním úřadě k nezletilému dítěti lze kdykoliv do doby, než dítě dovrší věk 18 let. Právo žádat úhradu výživného se promlčí ve třech letech ode dne slehnutí. Kromě výživného je také dítě tzv. neopomenutelným dědicem (*AZrodina.cz*). Data o otci u dětí narozených mimo manželství začal Český statistický úřad sbírat od roku 2007, a to na základě zápisu uznání otcovství v matrice. V období 2007–2010 bylo zaznamenáno otcovství u mimomanželsky narozených dětí v 75 % případů. Ve Francii lze neprovdané matky rozlišit dle jejich rodinných poměrů na tři typy: ženy v nesezdaném soužití, osamělé matky a od 15. 11. 1999 žijící v tzv. občanském paktu solidarity (le pacte civil de solidarité, zkráceně pacs). Rodičovství zde může být deklarováno před porodem, resp. 3 dny po narození dítěte. Otcovství lze uznat do 18 let věku dítěte (je-li dítě starší 13 let, musí vyslovit souhlas). Ve Francii má v současnosti více jak 95 % dětí narozených mimo manželství otce uvedeno.

Zatímco uznávání otcovství je stále častějším fenoménem, a to zejména v souvislosti s narůstajícím počtem a podílem dětí narozených mimo manželství (*Munoz-Pérez – Prioux, 1999*), tak otázkou zůstává, v jakém rodinném prostředí děti narozené mimo manželství vyrůstají. Neprovdaná matka může a nemusí žít s otcem dítěte, respektive může a nemusí se později provdat. Pozdější sňatek, původně neprovdané ženy, může přispět k legitimizaci jejich předchozích potomků na základě rozhodnutí manžela, který nemusí být jejich biologickým otcem. V kontextu klesající úrovně

3) Pojem nemanželské dítě je použit v souladu s dobovým označením (do druhé světové války), jinak dítě narozené mimo manželství.

sňatečnosti však také klesá šance neprovdané matky uzavřít sňatek, přičemž eventuální sňatek se uzavírá ve stále delším časovém odstupu od narození dítěte, jak dokumentuje francouzské šetření „Devenir des enfants naturels“ (Munoz-Pérez – Prioux, 1999). Pro Českou republiku analyzoval životní dráhy neprovdaných matek za období 1991–2005 V. Polášek. Podle jeho výsledků podílly svobodných a později provdaných matek činily téměř polovinu u mladších žen majících své první dítě, a to zejména na počátku sledovaného období. V čase však intenzita sňatečnosti svobodných matek slábla a prodlužovala se doba mezi narozením dítěte a sňatkem (Polášek, 2006).

DEMOGRAFICKÉ FAKTORY TRENDU MIMOMANŽELSKY A MANŽELSKY NAROZENÝCH

Od poloviny šedesátých let dvacátého století se v Evropě úroveň plodnosti významně snížila. Většina evropských zemí má v současnosti úhrnnou plodnost menší než dvě živě narozené děti na jednu ženu. V České republice došlo k výraznému poklesu zejména v posledních dvaceti letech. V roce 2011 činila úhrnná plodnost v České republice 1,43 ve Francii 2,00. Rozhodování o tom, kdy a zda vůbec mít děti, je svobodnou volbou a závisí rovněž na dalších okolnostech či kontextech. Proto intenzita, časování i struktura plodnosti více závisí na dobovém populačním klimatu, které se v čase mění. Pokles úhrnné plodnosti souvi-

sí, pokud jde o hlavní demografické faktory, se změnou intenzity manželské a mimomanželské plodnosti a také s transformací struktury rodinného stavu žen v reprodukčním věku. V této sekci ukážeme, jakou roli sehrály tři výše uvedené faktory na vývoj celkové plodnosti. Budeme řešit dvě otázky a to: jak ovlivnily změny úrovně manželské a mimomanželské plodnosti a nárůst podílu neprovdaných žen hodnotu ukazatele úhrnné plodnosti mezi roky 1986 a 2010 (podsekce a) a jaký byl dopad těchto faktorů na změnu podílu narozených mimo manželství v období 1986–1998–2010 v České republice (podsekce b). Na příkladu roku 2006 ukážeme také rozdílné vlivy těchto faktorů v České republice a ve Francii.⁴⁾ Úlohy budou řešeny pomocí dekompozičních technik, jejichž metodický popis je v příloze (bod 1 a 2). Použitá metoda ve výsledku dekomponuje rozdíl v hodnotě zvoleného demografického ukazatele na vliv vybraných studovaných faktorů.

a) Dekompozice rozdílu úhrnné plodnosti

V tabulce 1 jsou uvedeny výsledky dekompozice změny úhrnné plodnosti mezi rokem 1986 a 2010 v České republice (metoda podle Gibson, 1976; příloha bod 1).

Snížení úhrnné plodnosti bylo výhradně ovlivněno transformací struktury podle rodinného stavu (–1,112), tj. obrovským nárůstem podílu nevdaných žen (graf 2b), které mají jako celek výrazně nižší úroveň plodnosti oproti vdaným ženám (graf 2a). Plodnost vdaných žen byla vyšší ve starších věkových

Tab. 1: Dekompozice změny úhrnné plodnosti mezi rokem 2010 a 1986 v České republice
 Decomposition of the change in the total fertility rate between 2010 and 1986 in the Czech Republic

Faktor	Absolutně	Relativně
Změna rodinného stavu	–1,112	265,8
Změna manželské plodnosti	0,495	–118,4
Změna mimomanželské plodnosti	0,198	–47,4
Celkem	–0,418	100,0
Úp 1986	1,921	
Úp 2010	1,503	
Rozdíl 2010–1986	–0,418	

Pozn.: Počítáno z pětiletých věkových skupin a poslední desetileté 40–49 let. Metoda výpočtu viz Gibson, jinak v příloze.
 Pramen: ČSÚ.

4) Rok 2006 byl zvolen z důvodu dostupnosti potřebných dat za Francii.

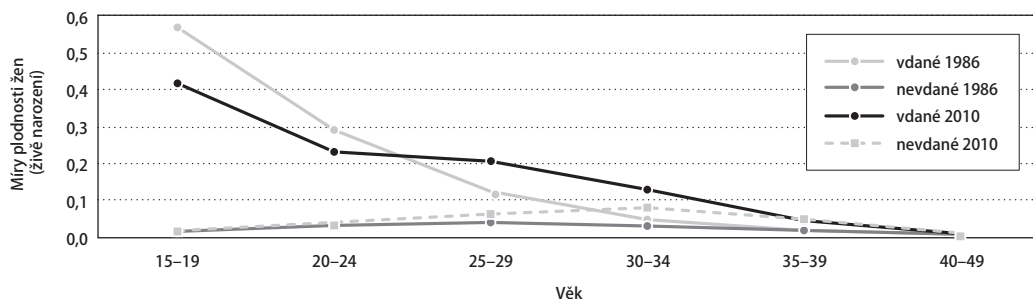
kategoriích v roce 2010 oproti roku 1986 a zmírňovala tak pokles úhrnné plodnosti (+0,495). Rovněž nárůst intenzity mimomanželské plodnosti (+0,198) působil proti ještě eventuálně většímu poklesu ukazatele úhrnné plodnosti. Vlastní úrovně obou plodností (manželské a mimomanželské) v rámci svých kategorií mezi roky 1986 a 2010 nesnižovaly, ale naopak zpomalovaly propad úhrnné plodnosti mezi rokem 1986 a 2010, což je vidět z celé rovnice dekompozice poklesu úhrnné plodnosti $-0,418 = -1,112 + 0,495 + 0,198$. Můžeme spekulovat o tom, že existuje skupina žen, která v případě příznivých vnějších podmínek má dítě a eventuálně uzavírá sňatek. Tyto ženy dříve provdané a mající děti se nyní přesunuly do kategorie neprovdaných žen. Vzhledem k současnému klimatu relativ-

ně méně podporujícímu rodinu má tato skupina žen v průměru menší počet dětí.

Výsledek dekompozice nabízí dvě hypotetické cesty ke zvýšení úrovně plodnosti v České republice. Vzhledem ke skutečnosti, že se na poklesu úhrnné plodnosti zejména podílí změna rodinného stavu, může být jednou z cest zvýšení úrovně sňatečnosti při udržení současné úrovně manželské plodnosti. Druhou možností je výrazné zvýšení intenzity mimomanželské plodnosti, nejlépe na úroveň manželské plodnosti. Lze však také spekulovat o tom, že dnešní manželská plodnost je především záležitostí výrazně prourodinně orientovaných párů a přesun určité skupiny neprovdaných žen do vdaných by nemusel mít žádný efekt. Tyto, dnes neprovdané ženy, asi nemají stejné

Graf 2a: Změna měř plodnosti podle věku a rodinného stavu mezi rokem 1986 a 2010

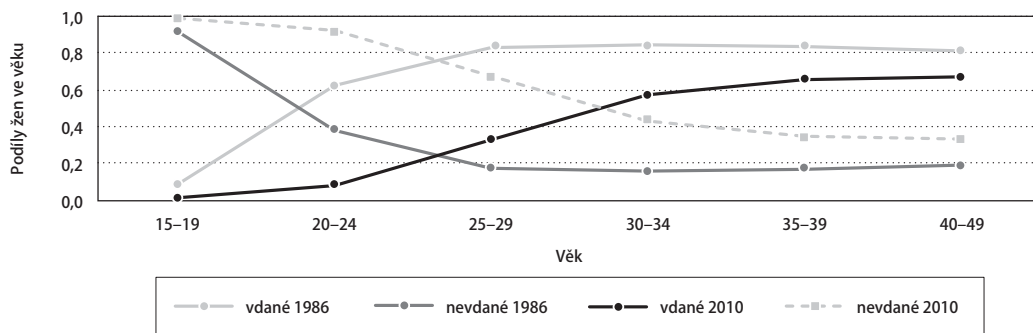
Change in fertility rates by age and marital status between 1986 and 2010



Pozn.: Míry 1. kategorie (ve jmenovateli střední stav vdaných, resp. nevdaných žen).
Pramen: ČSÚ.

Graf 2b: Změna podílu vdaných a nevdaných žen podle věku mezi rokem 1986 a 2010

Change in the share of married and unmarried women by age between 1986 and 2010



Pozn.: Podíl počítán v rámci dané věkové skupiny.
Pramen: ČSÚ.

prorodinné hodnotové orientace jako ty provdané a ve výsledku by asi měly méně dětí, ale pravděpodobně více, než když zůstávají neprovdány. Je třeba také mít na zřeteli, že společenský tlak na uzavření sňatku a založení rodiny je dnes nižší než v minulosti. Zda hypotetické úvahy (zvýšení úrovně sňatečnosti nebo intenzity plodnosti neprovdaných žen nebo obojí) by mohly být východiskem, může ukázat porovnání České republiky s Francií v roce 2006 za použití stejné metody dekompozice (tab. 2, graf 3a, b).

Francie totiž patří k zemím s relativně vysokou úrovní úhrnné plodnosti, která činila 1,978 v roce 2006. V České republice byla ve stejném roce 1,343

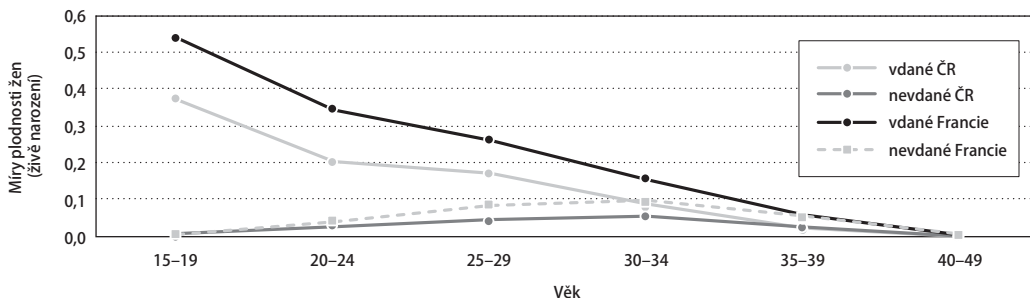
a rozdíl (Francie–ČR) mezi oběma zeměmi činil 0,635 ve prospěch Francie.⁵⁾ Z grafu 3a a 3b je zřejmé, že ve Francii jsou vyšší hodnoty obou kategorií plodnosti, manželské i mimomanželské, naopak je zde vyšší podíl neprovdaných žen. Dekompozice rozdílu 0,635 (Francie–Česká republika) uvedená v tabulce 2 ukazuje, že nejvíce se na tomto rozdílu úhrnné plodnosti obou zemí podílí vyšší úroveň manželské plodnosti ve Francii (0,536) a vyšší francouzská mimomanželská plodnost (0,346). Naopak vyšší podíl neprovdaných žen ve Francii působí opačným směrem (–0,247) a ve výsledku snižuje celkový rozdíl úhrnné plodnosti proti ČR (0,635=0,536+0,346–0,247). Příklad Francie

Tab. 2: Dekompozice rozdílu úhrnné plodnosti mezi Českou republikou a Francií v roce 2006
 Decomposition of the difference in the total fertility rate between the Czech Republic and France in 2006

Faktor	Absolutně	Relativně
Rozdíl v rodinném stavu	–0,247	–38,9
Rozdíl v manželské plodnosti	0,536	84,4
Rozdíl v mimomanželské plodnosti	0,346	54,5
Celkem	0,635	100,0
<hr/>		
Úp ČR	1,343	
Úp Francie	1,978	
Rozdíl Francie–ČR	0,635	

Pozn.: Počítáno z pětiletých věkových skupin a poslední desetiletí 40–49 let. Metoda výpočtu viz Gibson, jinak v příloze.
 Pramen: ČSÚ a INSEE.

Graf 3a: Rozložení měr plodnosti podle věku a rodinného stavu v České republice a Francii v roce 2006
 Distribution of fertility rates based on age and marital status in the Czech Republic and France in 2006

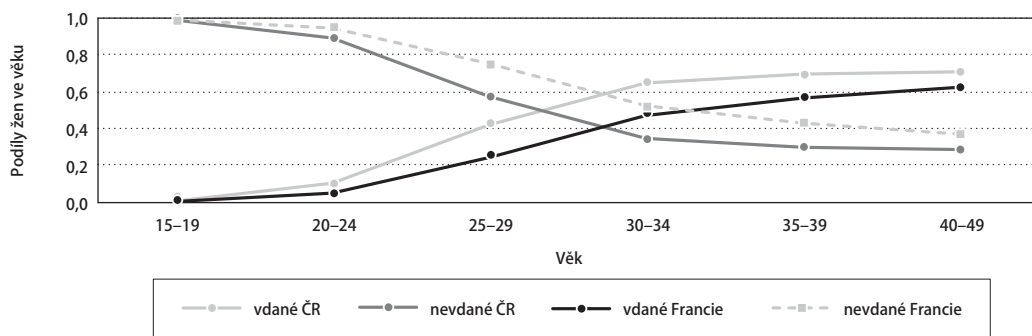


Pozn.: Míry 1. kategorie (ve jmenovateli střední stav vdaných, resp. nevdaných žen).
 Pramen: ČSÚ a INSEE.

5) Pro výpočet dekompozice mezi Českou republikou a Francií pro rok 2006 byly použity stejné n-leté věkové skupiny jako v předchozím případě, a proto se hodnoty úhrnné plodnosti nepatrně liší od těch počítaných na základě jednoletých intervalů, které byly v případě ČR 1,33 a Francie 1,98.

Graf 3b: Podíly žen podle věku a rodinného stavu v České republice a Francii v roce 2006

Population structure by age and marital status in the Czech Republic and France in 2006



Pozn.: Podíl počítán v rámci dané věkové skupiny.

Pramen: ČSÚ a INSEE.

ukazuje, že pro eventuální zvýšení úrovně plodnosti v České republice by bylo vhodné vytvořit dobré podmínky pro mateřství i otcovství bez ohledu na rodinný stav rodičů, respektive jejich partnerský vztah (osamělý rodič/matka, nesezdané soužití, manželství). Hypotéza o vydělování prorodinně orientovaných párů, které uzavřou sňatek a mají více dětí, se jeví při porovnání s Francií nepostačující, protože úroveň francouzské manželské plodnosti je vyšší než české (graf 3a). Lze uvažovat i o vlivu rodinné politiky, neboť ve Francii jsou podmínky pro založení rodiny příznivější než v ČR (Thévenon, 2008). Tato dekompozice byla počítána z dat před ekonomickou krizí (pro rok 2006), nicméně i v současnosti (2011) zůstává rozdíl úhrnné plodnosti ve výši 0,59 (úhrnná plodnost ve Francii 2,02 a v České republice 1,43).

b) Dekompozice změny podílu dětí narozených mimo manželství

Vzhledem ke skutečnosti, že populace dětí narozených mimo manželství nabývá v čase na významu, je v následujícím textu věnována specifická pozornost dekompozici změn podílu dětí narozených mimo manželství. Podíl dětí narozených mimo manželství je na rozdíl od úhrnné plodnosti závislý mimo třech výše použitých faktorů (intenzita mimomanželské plodnosti, intenzita manželské plodnosti a struktura žen podle rodinného stavu) také na věkovém složení žen. Proto je pro dekompozici rozdílů v ukazateli podíl dětí narozených mimo manželství zahrnut další

faktor, kterým je věkové složení žen v reprodukčním věku. Popis metody dekompozice (podle *das Gupta*, 1993; *Smith et al.*, 1996; *Smith et al.*, 1988) je uveden v příloze (bod 2).

Před vlastní dekompozicí se nejdříve podíváme na trendy ukazatelů plodnosti (graf 4a, b, c, d) a struktury žen podle rodinného stavu (graf 5) v České republice ve sledu kalendářních let období 1986–2010. Protože v případě ukazatele podílu dětí narozených mimo manželství se jedná o osobní volbu ženy před narozením dítěte, tedy bez ohledu na to, zda bude živě či mrtvě narozené, uvažujeme zde všechny narozené děti (živě i mrtvě). Trendy měr manželské plodnosti se vyvíjely méně dramatickým způsobem (graf 4a) oproti trendu plodnosti svobodných (graf 4b) a rozvedených žen (graf 4c). Zvolený ukazatel měří intenzitu jevu v rámci dané podskupiny, neboť ve jmenovateli je exponovaná populace žen v příslušném rodinném stavu (míra první kategorie). Avšak případné transfery ve struktuře tohoto jmenovatele (podle rodinného stavu ženy) mohou v transversálním pohledu ovlivnit hodnotu výsledné míry při výrazné změně v časování porodů. Jestliže totiž krátkodobě naroste počet svobodných žen na úkor vdaných, může při zachování stejných počtů narozených v obou kategoriích dojít v případě míry manželské plodnosti k jejímu nárůstu a u míry plodnosti svobodných žen naopak k jejímu poklesu. Na grafu 4a je vidět, že se zvyšovala intenzita plodnosti vdaných žen ve věku 25–39 let a naopak se snižovala úroveň manželské plodnosti ve věku

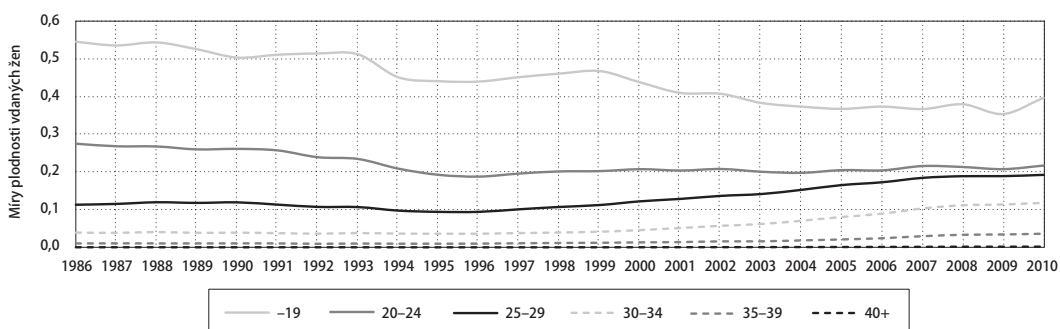
do 19, eventuálně 24 let. Tento trend jenom potvrzuje předchozí dekompozici (tab. 1), podle které byl pokles úhrnné plodnosti zpomalován příznivým trendem plodnosti vdaných žen.

U neprovdaných žen (svobodných, rozvedených a ovdovělých) lze rozlišit dvě vývojové fáze. První byla ukončena kolem poloviny devadesátých let a projevovala se téměř neměnnou úrovní měr mimomanželské plodnosti. Ve druhé polovině devadesátých let začala druhá fáze, neboť začala narůstat i vlastní intenzita plodnosti zejména u svobodných a rozvedených žen (graf 4b, c). Graf 5

(trend struktury žen podle rodinného stavu) tento pohled doplňuje v tom smyslu, že v první fázi rychle narůstající kontingent neprovdaných žen rodil sice o něco více dětí než dříve (tab. 3), ale vlastní intenzita plodnosti zůstávala stejná, protože tempo nárůstu počtu nevdaných žen bylo podobné jako u počtu narozených mimo manželství. Ve druhé fázi narostla i vlastní intenzita mimomanželské plodnosti. Proto také předchozí dekompozice rozdílu v úhrnné plodnosti mezi rokem 1986 a 2010 ukázala, že i změna mimomanželské plodnosti zpomalila propad hodnoty celkové plodnosti.

Graf 4a: Vývoj intenzit plodnosti podle věku vdaných žen v České republice v období 1986–2010

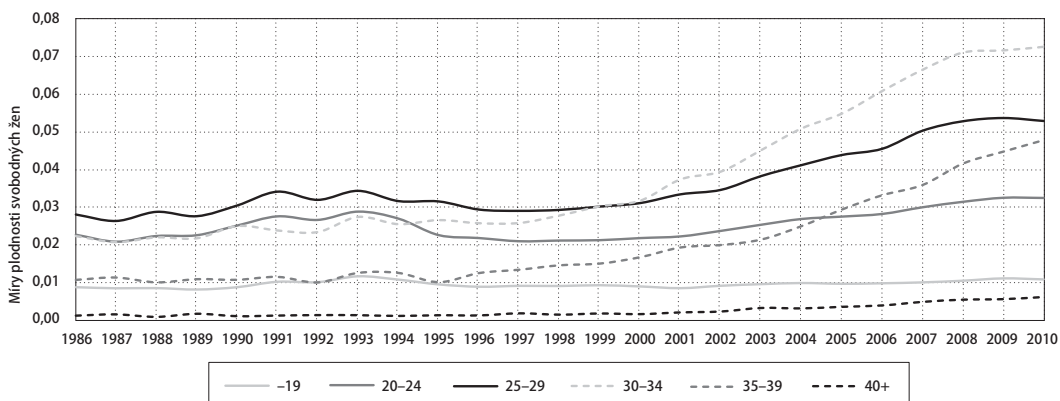
Trend in marital fertility rates by age in the Czech Republic in 1986–2010



Pozn.: Míry první kategorie, počítáno ze všech narozených vdaným ženám, ve jmenovateli vdané ženy.
 Pramen: ČSÚ.

Graf 4b: Vývoj intenzit plodnosti podle věku svobodných žen v České republice v období 1986–2010

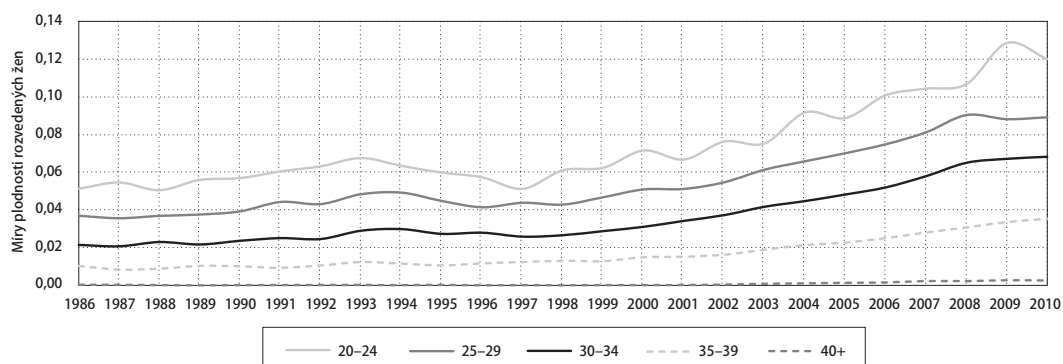
Trend in fertility rates of single women in the Czech Republic in 1986–2010



Pozn.: Míry první kategorie, počítáno ze všech narozených svobodným ženám, ve jmenovateli svobodné ženy.
 Pramen: ČSÚ.

Graf 4c: Vývoj intenzit plodnosti podle věku rozvedených žen v České republice v období 1986–2010

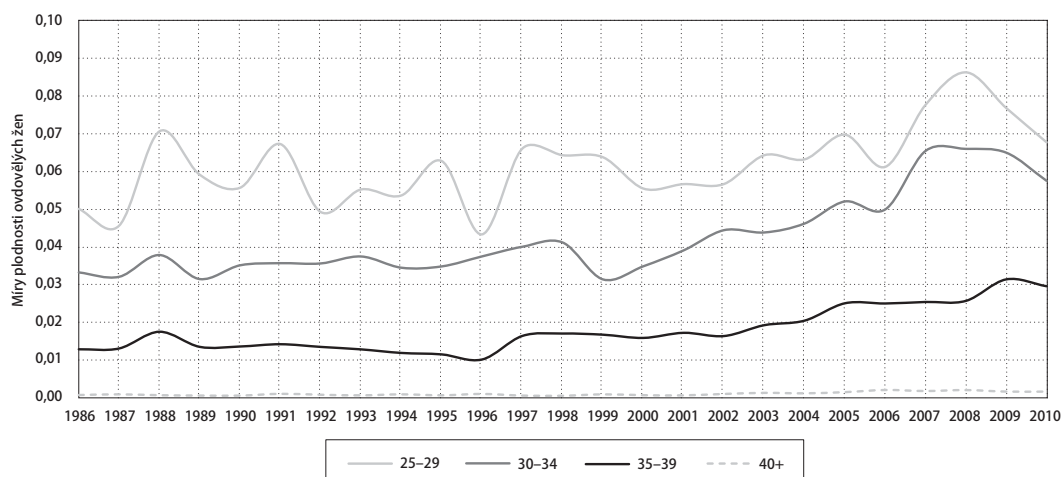
Trend in fertility rates of divorced women in the Czech Republic in 1986–2010



Pozn.: Míry první kategorie, počítáno ze všech narozených rozvedeným ženám, ve jmenovateli rozvedené ženy. Pouze od věku 20 let.
Pramen: ČSÚ.

Graf 4d: Vývoj intenzit plodnosti podle věku ovdovělých žen v České republice v období 1986–2010

Trend in fertility rates of widowed women in the Czech Republic in 1986–2010



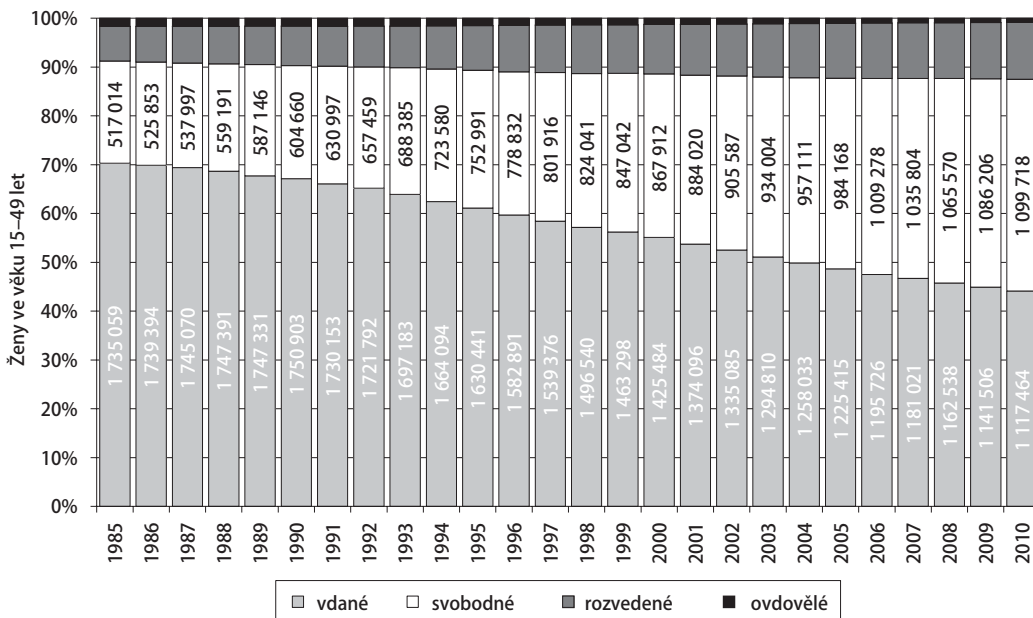
Pozn.: Míry první kategorie, počítáno ze všech narozených ovdovělým ženám, ve jmenovateli ovdovělé ženy. Pouze od věku 25 let.
Pramen: ČSÚ.

Vzhledem ke skutečnosti, že trend intenzity mimomanželské plodnosti měl v období 1986–2010 dvě fáze, volili jsme pro dekompozici změn podílu dětí narozených mimo manželství tři časové úseky: 1986–1998; 1998–2010 a 1986–2010. V předložené analýze konfrontujeme manželskou a mimomanželskou plodnost a strukturu; případné změny v časování narozených v manželství a mimo man-

želství byly paralelní (Rychtaříková, 2008), tudíž tato skutečnost neovlivňuje zvolenou metodu. Výsledky dekompozice zahrnují vliv čtyř faktorů (věková struktura žen v reprodukčním věku, struktura podle rodinného stavu, intenzita manželské plodnosti a intenzita mimomanželské plodnosti) ve třech obdobích (1986–1998; 1998–2010 a 1986–2010) a jsou uvedeny v tabulce 4.

Graf 5: Změna struktury podle rodinného stavu žen v reprodukčním věku v České republice v období 1986–2010

Changes to the structure by marital status of women of reproductive age in the Czech Republic in 1986–2010



Pozn.: Stavky k 31.12.
 Pramen: ČSÚ.

Po celé sledované období měla změna ve věkovém složení žen zanedbatelný (zpomalující) efekt na změnu podílu dětí narozených mimo manželství (-1,8 % mezi roky 1986 a 1998; -6,8 % mezi roky 1998 a 2010; -1,4 % mezi roky 1986 a 2010). Naopak nejdůležitější roli na nárůstu podílu mimomanželsky narozených měla transformace struktury žen podle rodinného stavu ve prospěch podílu neprovdaných žen. Tento efekt v čase sílil, neboť mezi roky 1986 a 1998 měl váhu 85 %, v celém období 101 % a mezi roky 1998 a 2010 dosáhl 116 %. Hodnota 101 %, respektive 116 %, vysvětlující celou změnu z více než 100 %, znamená, že minimálně jeden ze zbývajících faktorů měl opačný (zpomalující) efekt (tab. 4). Mezi roky 1986 a 2010 narostl podíl dětí narozených mimo manželství ze všech narozených z 0,074 na 0,403. Tento nárůst

(0,328=0,403-0,074) rozložený na čtyři komponenty (0,328=-0,004+0,331-0,097+0,099) znamenal,⁶⁾ že nárůst podílu narozených mimo manželství byl díky vzestupu podílu nevdaných žen (0,331, tj. 101 %) a také zvýšením úrovně mimomanželské plodnosti (0,099, tj. 30 %), naopak manželská plodnost svými hodnotami nárůst zpomalovala (-0,097, tj. -30 %) stejně tak věková struktura žen (-0,004, tj. -1,4 %). Dalo by se také říci, že mezi roky 1986 a 2010 se změny v manželské a mimomanželské plodnosti kompenzovaly, tj. zatímco nárůst intenzity mimomanželské plodnosti přispíval ke zvyšování podílu dětí narozených mimo manželství, tak změna intenzity manželské plodnosti jej zpomalovala. Intenzita manželské plodnosti se totiž snižovala pomaleji než intenzita celkové plodnosti. Toto potvrzuje úhrnná míra manželské

6) Na posledním desetinném místě může být rozdíl v důsledku zaokrouhlování. Totéž platí ve všech tabulkách.

Tab. 3: Vývoj narozených absolutně a relativně podle rodinného stavu matky, ČR 1986–2010

Trend in births by mother's marital status in absolute and relative figures in the Czech Republic in 1986–2010

Rok	Absolutně				Procento				
	svobodná	vdaná	rozvedená	ovdovělá	svobodná	vdaná	rozvedená	ovdovělá	nevdaná
1986	6 920	123 967	2 697	358	5,2	92,6	2,0	0,3	7,4
1987	6 613	121 945	2 569	344	5,0	92,8	2,0	0,3	7,2
1988	7 002	123 165	2 659	412	5,3	92,4	2,0	0,3	7,6
1989	7 106	118 673	2 766	336	5,5	92,1	2,1	0,3	7,9
1990	7 993	119 841	2 927	333	6,1	91,4	2,2	0,3	8,6
1991	9 275	117 072	3 142	362	7,1	90,2	2,4	0,3	9,8
1992	9 492	109 059	3 267	323	7,8	89,3	2,7	0,3	10,7
1993	11 349	106 036	3 759	326	9,3	87,3	3,1	0,3	12,7
1994	11 418	91 345	3 848	304	10,7	85,4	3,6	0,3	14,6
1995	10 959	81 384	3 730	324	11,4	84,4	3,9	0,3	15,6
1996	11 300	75 396	3 792	275	12,5	83,1	4,2	0,3	16,9
1997	12 000	74 736	3 865	329	13,2	82,2	4,3	0,4	17,8
1998	12 926	73 545	4 040	318	14,2	81,0	4,4	0,4	19,0
1999	14 045	71 242	4 203	284	15,6	79,4	4,7	0,3	20,6
2000	15 121	71 301	4 484	263	16,6	78,2	4,9	0,3	21,8
2001	16 426	69 619	4 667	266	18,1	76,5	5,1	0,3	23,5
2002	18 171	69 495	5 100	281	19,5	74,7	5,5	0,3	25,3
2003	20 819	67 160	5 684	294	22,2	71,5	6,0	0,3	28,5
2004	23 526	67 988	6 127	288	24,0	69,4	6,3	0,3	30,6
2005	25 855	69 955	6 384	304	25,2	68,3	6,2	0,3	31,7
2006	28 394	70 745	6 698	293	26,8	66,7	6,3	0,3	33,3
2007	32 135	75 273	7 232	307	28,0	65,5	6,3	0,3	34,5
2008	35 644	76 261	7 638	299	29,7	63,6	6,4	0,2	36,4
2009	38 191	72 557	7 634	285	32,2	61,1	6,4	0,2	38,9
2010	39 632	70 162	7 406	246	33,7	59,7	6,3	0,2	40,3

Pramen: ČSÚ.

plodnosti počítaná z rozložení živě narozených v manželství⁷⁾ podle roku uzavření sňatku (metoda viz příloha bod 3). Úhrnná míra manželské plodnosti činila 1,51 živě narozených na 1 příslušný sňatek v roce 1986 a 1,35 v roce 2010; tj. 89 % úrovně roku 1986. Úhrnná plodnost se snížila ve stejném období z 1,94 na 1,49, tj. 77 % úrovně roku 1986. I když mezi roky 1986 a 2010 došlo k poklesu počtu dětí narozených v manželství z 123 967 na 70 162, tj. o 53 805 (tab. 3) a naopak ná-

růstu narozených mimo manželství z 9 975 na 47 284 (deficit celkového počtu narozených v roce 2010 činil 16 496 narozených oproti roku 1986), tak při použití analytických ukazatelů jsou změny méně dramatické.

Dekompozice rozdílu mezi Francií a Českou republikou v roce 2006 je uvedena v tabulce 5. Podíl mimomanželsky narozených, v tomto případě živě narozených,⁸⁾ byl v roce 2006 ve Francii 49,5 % a v České republice 33,3 %. Dekompozice ukázala,

7) Živě narození byli uvažováni z důvodu porovnání se změnou úhrnné plodnosti, jejíž výpočet vychází ze živě narozených. Velmi nízká mrtvrozenost v České republice v zásadě neovlivňuje výsledky počítané ze všech narozených nebo z živě narozených. Podíl mrtvých narozených ze všech narozených nepřekročil 1% po celé sledované období 1986–2010 u vdaných či neprovdaných žen.

8) Živě narození z důvodu dostupných dat pro Francii.

Tab. 4: Vliv demografických faktorů na změnu podílu narozených mimo manželství v České republice
Impact of demographic factors on the change in the share of nonmarital births in the Czech Republic

Faktor	2010–1986		1998–1986		2010–1998	
	absolutně	relativně	absolutně	relativně	absolutně	relativně
Změna věkové struktury	-0,004	-1,4	-0,002	-1,8	-0,014	-6,8
Změna rodinného stavu	0,331	100,8	0,099	85,4	0,247	116,3
Změna manželské plodnosti	-0,097	-29,7	0,017	14,9	-0,133	-62,6
Změna mimomanželské plodnosti	0,099	30,2	0,002	1,5	0,113	53,1
Celkem	0,328	100,0	0,116	100,0	0,212	100,0
	1986	1998	2010	2010–1986	1998–1986	2010–1998
Podíl narozených mimo manželství	0,074	0,190	0,403	0,328	0,116	0,212

Pozn.: Všichni narození (živě i mrtvě). Metoda výpočtu viz Das Gupta, jinak v příloze.
Pramen: ČSÚ.

Tab. 5: Vliv demografických faktorů na rozdíl v zastoupení živě narozených mimo manželství v České republice a Francii v roce 2006

Impact of demographic factors on the difference in the share of nonmarital live births in the Czech Republic and France in 2006

Faktor	Francie – Česká republika	
	absolutně	relativně
Změna věkové struktury	0,007	4,3
Změna rodinného stavu	0,162	100,1
Změna manželské plodnosti	-0,127	-78,7
Změna mimomanželské plodnosti	0,120	74,3
Celkem	0,162	100,0
	Francie	Česká republika
Podíl živě narozených mimo manželství	0,495	0,333

Pozn.: Metoda výpočtu viz Das Gupta, jinak v příloze.
Pramen: ČSÚ a INSEE.

že věkové složení žen v reprodukčním věku se v obou zemích příliš neliší; vyšší podíl živě narozených mimo manželství je ve Francii posílen z 4,3 % její příznivější relativní věkovou skladbou žen v reprodukčním věku. Hlavním faktorem rozdílu mezi oběma státy je struktura podle rodinného stavu, která přispívá ve Francii k vyššímu podílu dětí narozených mimo manželství; efekt má hodnotu 0,162, tj. 100,1 %. Vliv rozdílné struktury podle rodinného stavu mezi Českou republikou a Francií prakticky vyčerpává celý rozdíl v relativní četnosti dětí narozených mimo manželství v roce 2006, protože celkový rozdíl činil právě $0,162 = 0,495 - 0,333$. Tuto situaci potvrzuje i graf

3b, který ukazuje, že ve Francii je oproti České republice vyšší zastoupení neprovdaných žen. Také vyšší úroveň mimomanželské plodnosti ve Francii přispívá k vyššímu podílu narozených mimo manželství oproti České republice (0,12, tj. 74 %). Tento vliv je kompenzován protichůdně působící (zpomalující efekt) manželskou plodností (-0,13, tj. 79 %). Ve Francii je totiž nejen vyšší úroveň mimomanželské plodnosti oproti České republice, ale také manželské. Francouzská vyšší manželská plodnost tak snižuje pozitivní dopad vyššího podílu neprovdaných žen a vyšší mimomanželské plodnosti na podíl dětí narozených mimo manželství oproti situaci v České republice.

DIFERENCIACE MANŽELSKÉ A MIMOMANŽELSKÉ PLODNOSTI PODLE VYBRANÝCH CHARAKTERISTIK MATEK A DĚTÍ

Analýza obou populací (narozených v manželství a mimo manželství) je v této části zaměřena na studium charakteristik matek, respektive jejich dětí v České republice ve vybraných letech (1986, 1998 a 2010). Mimo tradiční demografické faktory, jako je věk matky, její vzdělání a parita (pořadí narozeného dítěte), jsou do studia zahrnuty i další aspekty, a to vitalita a porodní hmotnost narozeného dítěte. Proměnné byly zvoleny z následujících důvodů: věk matky byl vedle jejího rodinného stavu ukazatelem, který se v čase nejvíce proměnil. V roce 1986 a 2010 procentuelní podíly narozených dětí podle věku (uvedeny v závorce) činily ve věkových skupinách –19 (13 %; 3 %), 20–24 (47 %; 13 %), 25–29 (25 %; 31 %), 30–34 (11 %; 37 %), 35–39 (4 %; 14 %), 40+ (0,5 %; 1,8 %). Tato změna neprobíhala stejným tempem v rámci dalších proměnných. Struktura narozených podle pořadí se v čase příliš neměnila (1. pořadí 46–50 %; 2. pořadí 36–39 %; 3. pořadí 10–12 %; 4+ pořadí 4–5 %). Pořadí je však důležitým diferencujícím ukazatelem narozených v závislosti na rodinném stavu matky (Rychtaříková, 2008). Rozložení narozených podle vzdělání matky se v čase proměnilo více. Mezi rokem 1986 a 2010 se zastoupení narozených matek se základním vzděláním snížilo z 18 na 15 %; u matek se středním vzděláním bez maturity z 37 na 23 %; u matek se středním vzděláním s maturitou narostlo z 36 na 41 % a u matek vysokoškolaček z 8 na 22 %. Děti narozené neprovdaným matekám mají nižší porodní hmotnost (Syrovátka *et al.*, 1984), resp. mohou být častěji mrtvorozené (Rychtaříková, 2007), proto i tyto proměnné byly zahrnuty do studia. Cílem této analýzy je ukázat pomocí metody binární logistické regrese (popis příloha, bod 4), jak uvedené znaky diferencují obě populace narozených mimo manželství a v manželství ve třech časových řezech 1986; 1998 a 2010. V tomto případě však nejde o měření intenzity, neboť se vychází pouze ze souboru narozených a do výpočtu nevstupuje exponovaná populace. Výpočetné poměry šancí ukazují, kolikrát je větší šance porodit dítě mimo manželství, jestliže například matka je ve věku 30–34 let, oproti matce ve věku 20–24 let, (věk 20–24 let je referenční kategorie v modelu). Poměr šance studované kategorie ku referenční kategorii dané proměnné měří „čistý“ efekt, že nastane daný jev, v tomto případě

narodit se mimo manželství, za podmínky standardizace na ostatní proměnné v modelu.

Výpočty vycházely z dat ČSÚ o narozených (individuální anonymizované záznamy) s následujícími kategorizovanými proměnnými: věk matky (–19, 20–24, 25–29, 30–34, 35–39, 40–49), vzdělání matky (základní, střední bez maturity, **střední s maturitou**, vysokoškolské), vitalita dítěte (**živě narozené**, mrtvě narozené), porodní hmotnost dítěte (–2 499 gramů; **2 500+ gramů**) a pořadí (biologické) narozeného dítěte (1, 2, 3, 4+) v letech 1986, 1998 a 2010. Pro kódování kategoriálních proměnných bylo použito referenční kódovací schéma (příslušné referenční kategorie jsou vyznačeny tučně). V tabulce 6 jsou uvedeny 3 modely se stejnými proměnnými pro tři zvolené roky (stejně jako při dekompozici) 1986, 1998 a 2010. Závislá (vysvětlovaná) proměnná byla narodit se mimo manželství versus narodit se v manželství (referenční kategorie) a nezávislými (vysvětlujícími) proměnnými byly věk a vzdělání matky, pořadí, vitalita a porodní hmotnost narozeného dítěte. Čtvrtý model (tab. 7) se výhradně týkal dětí narozených mimo manželství v období 2007–2010 a závisle proměnná byla definována nepřítomností/přítomností zápisu o otci v hlášení o narozeném (referenční kategorie: otec uveden); vysvětlující proměnné byly stejné jako v předchozím modelu: věk a vzdělání matky, pořadí, vitalita a porodní hmotnost narozeného dítěte.

Výsledky tří modelů se stejnými proměnnými pro jednotlivé roky 1986, 1998 a 2010 uvedené v tabulce 6 ilustrují, že narodit se mimo manželství bylo a je v České republice relativně častěji záležitostí mladších a méně vzdělaných žen majících své první dítě. Šance narození dítěte mimo manželství byla v roce 1986 pro věkovou skupinu žen do 19 let 1,8krát větší v porovnání s věkovou skupinou 20–24letých, v roce 1998 2,5krát větší a v roce 2010 dokonce 3,5krát větší. Tento trend znamená, že velmi mladé ženy volí stále častěji narození mimomanželského dítěte oproti možnosti uzavřít sňatek. Opačnou tendenci lze pozorovat u starších matek, protože u nich došlo v čase ke snížení šance porodit dítě mimo manželství (např. ve věku 35–39 v roce 1986 3,7; 1998 1,8; 2010 0,8) v porovnání s věkovou skupinou 20–24 let. Rozdíl v mimomanželském a manželském mateřství podle vzdělání se v čase zmírňovaly pouze u matek se základním vzděláním (tab. 6). Jejich šance porodit dítě mimo manželství oproti matekám se středním vzděláním s maturitou klesla z hodnoty 6,6 v roce 1986

Tab. 7: Odhad šance pro mimomanželské dítě, že otec nebude uveden podle znaků matky a dítěte

Estimated odds ratios of an unreported father based on the unmarried mother's and the child's characteristics

Závislá (vysvětlovaná) proměnná = otec neuveden versus otec uveden

Pouze děti narozené mimo manželství; v období 2007–2010

Nezávislá (vysvětlující) proměnná	Model 4		
	poměr šancí	exp(b)	
		exp(b)	95% interval spolehlivosti
Věk matky			
–19 versus 20–24	1,64	1,57	1,71
25–29 versus 20–24	0,75	0,72	0,77
30–34 versus 20–24	0,71	0,69	0,73
35–39 versus 20–24	0,77	0,73	0,80
40+ versus 20–24	0,92	0,84	1,00
Vzdělání matky			
Základní versus střední s maturitou	2,94	2,84	3,04
Střední bez maturity versus střední s maturitou	1,35	1,31	1,39
Vysokoškolské versus střední s maturitou	1,03	0,98	1,08
Pořadí narozeného dítěte			
1 versus 2	1,04*	1,01	1,06
3 versus 2	1,23	1,18	1,29
4+ versus 2	1,90	1,80	2,00
Vitalita dítěte			
Mrtvé narozené dítě versus živě narozené dítě	3,33	2,76	4,01
Porodní hmotnost dítěte			
Nízká (–2 499 g) versus normální (2 500+ g)	2,13	2,05	2,20
Koefficient determinace (Nagelkerke)			
		0,674	
Podíl úspěšně zařazených případů (c)			
		67,8%	
Počet pozorování:			
		176 405	

Pozn.: Počet pozorování v období 2007–2010 je nižší o neudané hodnoty (176 649–176 405=244). Všechny koeficienty byly statisticky významné na hladině 0,01 s výjimkou vysokoškolského vzdělání a věku 40+. 1. pořadí je významné na 5% hladině.

na 3,1 v roce 2010. U vysokoškolaček a u žen se středním vzděláním bez maturity se jejich šance porodit dítě mimo manželství oproti ženám se základním vzděláním v čase příliš neměnily. U matek se středním vzděláním bez maturity šance porodit dítě mimo manželství byla dvojnásobná oproti matkám se středním vzděláním s maturitou, u vysokoškolaček naopak poloviční. Uvažujeme-li biologické charakteristiky dítěte, tj. pořadí, zda se narodilo živě či mrtvé a zda mělo normální či nízkou porodní hmotnost, v roce 1986 jsou děti narozené mimo manželství v prvním pořadí 2,9krát častější oproti těm narozeným ve druhém pořadí, v roce 2010 již „jenom“ 2,6krát. V čase se snížila šance mít dítě mimo manželství ve třetím nebo vyšším pořadí. V roce 1986

se mimomanželské děti rodily 1,2krát častěji jako mrtvé a měly 1,7krát častěji nízkou porodní hmotnost oproti dětem narozeným v manželství. Tato diference v čase zeslábla a v současnosti mrtvorozenost nehraje žádnou roli a nízká porodní hmotnost zanedbatelnou u dětí narozených mimo manželství. Všechny tři modely v tab. 6 vysvětlují postupně 41 % (1986), 62 % (1998) a 74 % (2010) variability v datech (koeficient determinace Nagelkerke). Také ukazatel c z klasifikační tabulky měřící diskriminační sílu modelu, a důležitý zejména pro predikci, je relativně vysoký.

Problémově jinak byl orientovaný druhý model (tab. 7), který se týkal pouze dětí narozených mimo manželství v období 2007–2010. Závisle proměnná byla

dichotomická s hodnotami: chybějící zápis otce v matrice versus případy, kdy zápis byl proveden. Nezávislé proměnné byly stejné jako v tab. 6. U dětí narozených mimo manželství byla šance chybějícího zápisu otce do matriky (tab. 7) větší zejména u matek v mladším věku (oproti těm ve věku 20–24 let), s nižším vzděláním (oproti matkám se středním vzděláním s maturitou) a u dětí narozených mimo manželství ve vyšším pořadí (oproti dětem narozeným mimo manželství ve druhém pořadí). Zajímavý a statisticky významný byl v tomto modelu faktor mrtvorozenosti a nízké porodní hmotnosti. Tam kde „chybí“ otec se dítě mimo manželství rodí až 3,3krát častěji mrtvé a má 2,1krát častěji nižší porodní hmotnost oproti mimomanželsky narozeným dětem, kde otec byl uveden. To, že otec není uveden, nepřímo svědčí o horší situaci neprovdané matky a má dopad na zdraví narozeného dítěte v porovnání s dětmi, kde muž alespoň uzná své otcovství. Koeficient determinace vysvětloval u tohoto modelu 67 % variability v datech a 68 % případů bylo správně predikováno (ukazatel c).

DISKUSE A ZÁVĚR

Výrazné, historicky bezprecedentní, změny v úrovni, časování a struktuře plodnosti, zejména podle rodinného stavu, pozorované od poloviny šedesátých let 20. století se staly východiskem pro formulování řady teorií (McDonald, 2000; 2002), z nichž teorie druhého demografického přechodu vytvořená v osmdesátých letech (Lesthaeghe – Van de Kaa, 1986; Van de Kaa, 1987) je patrně nejznámější. Oba autoři tuto teorii dále rozvíjeli (například: Surkyn – Lesthaeghe, 2004; Van de Kaa, 2001 ap.), jiní se na ni odvolávali (Sobotka et al., 2003; Zakharov, 2008 ap.). Na druhé straně existují příspěvky, které mají k uvedené teorii výhrady (Cliquet, 1991; Coleman, 2004; Perelli-Harris, 2011; Rychtaříková, 1999; 2000). Polemiky s koncepcí druhého demografického přechodu se opírají o řadu dokumentovaných odchylek. Jednou z nich je vyšší podíl dětí narozených mimo manželství zejména ženám/rodičům s nižším vzděláním. Podle teorie druhého demografického přechodu by se tyto děti měly především rodit ženám s vyšším vzděláním, zastávajícím liberální hodnoty. Proto byla oproti teo-

rii druhého demografického přechodu (STD: Second Demographic Transition) formulována teorie „znevýhodnění“ (POD: Pattern of Disadvantage), podle které je mimomanželská plodnost asociována především s nízkým vzděláním a mladším věkem (Perelli-Harris et al., 2011).

Výsledky demografické analýzy pro Českou republiku přináší následující závěry: a) podíl dětí narozených mimo manželství dosahuje dnes historicky nejvyšších hodnot, b) vyšší šance narození mimomanželského dítěte je především u mladších žen do 24 let věku a rodí se zejména v prvním pořadí a ženám s nižším vzděláním, c) děti narozené mimo manželství, kde otec není uveden jsou mnohem více ohroženy mrtvorozeností a nízkou porodní hmotností. Tyto skutečnosti jsou v rozporu s teorií druhého demografického přechodu a naopak podporují teorii „znevýhodnění“ (POD). Situaci neprovdaných matek ilustruje P. Heuveline et al. (2003) na základě studia 17 vyspělých zemí zahrnujících i Českou republiku, kde uvádí, že současné změny znamenají spíše přesun od rodičovství v manželství k osamělému mateřství než k rodičovství v nesezdaném soužitím či osamělému otcovství. Rovněž Upchurch et al. (2002) v případě USA nebo Perelli-Harris (2011) pro Rusko se domnívají, že ačkoliv muži i ženy většinou uznávají hodnotu manželství a rodičovství, ženy z defavorizovaných skupin (nižší příjem, nižší vzdělání) dávají přednost porodit dítě mimo manželství, protože je pro ně ekonomicky výhodnější neuzavírat sňatek s nestálým partnerem, respektive, že „přijatelný ženich“ je nedostatkovým zbožím. Také v České republice je na toto téma řada sociologických studií, jejichž výsledky potvrzují teorii POD (Hamplová, 2007; Chaloupková, 2007; Soukupová, 2007; Katrňák, 2006). Vrátime-li se na počátek našeho příspěvku, lze říci, že v případě dětí narozených v manželství a mimo manželství v České republice se jedná o dvě různé populace; ta druhá je stále rostoucí, ale odlišná od té první, a je také více heterogenní.

Článek vznikl za podpory Grantové agentury České republiky v rámci řešení projektu č. P404/12/1097 "Stane se nízká plodnost v České republice trvalým reprodukčním modelem?"

Literatura

- AZrodina.cz. Dostupné z: <<http://www.azrodina.cz/>>.
- Blayo, Y. 1975. La proportion de naissances illégitimes en France de 1740 à 1829. *Population*, 30, s. 65–70.
- Cliquet, R. 1991. The second demographic transition: fact or fiction? *Population Studies*, no. 23, Council of Europe, 117s.
- Coleman, D. 2004. Why we don't have to believe without doubting in the 'Second Demographic Transition' – some agnostic comments. *Vienna Yearbook of Population Research*, s. 11–24. Dostupné z <http://hw.oeaw.ac.at/0xc1aa500d_0x00062019>.
- Coleman, D. 2007. The Road to low fertility. *Ageing Horizons*, 7, s.7–15. Dostupné z: <http://www.ageing.ox.ac.uk/files/ageing_horizons_7_coleman_fd.pdf>.
- Das Gupta, P. 1993. Standardization and Decomposition of Rates: A user's manual. *Current population reports*, Series P23–186, U.S. Bureau of the Census. Dostupné z: <<http://www.census.gov/popest/research/p23-186.pdf>>.
- Hamplová, D. 2007. Děti bez manželství nebo bez otců? *Data a výzkum*, 1, s.141–154.
- Heuveline, P. – Timberlake, J. M. – Furstenberg jr, F. F. 2003. Shifting Childrearing to single mothers: Results from 17 western countries. *Population and Development Review*, 29, s. 47–71.
- Horská, P. 1980. K otázce vlivu nemanželských porodů na vývoj plodnosti z hlediska historické demografie. *Demografie*, 22, s. 343–350.
- Fialová, L. 2008. Changes in the nature of non-marital fertility in the Czech lands since the 18th century. *Czech Demography*, 2, s. 20–33.
- Chaloupková, J. 2007. Diferenciace motivů svobodného mateřství: proč neprovdané matky nevstoupily před narozením svého prvního dítěte do manželství? *Data a výzkum*, 1, s.127–140.
- Gibson, C. 1976. The U.S. fertility decline, 1961–1975: the contribution of changes in marital status and marital fertility. *Family Planning Perspectives*, 8, s. 249–252.
- EUROSTAT. Dostupné z: <<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&pcode=tps00018&plugin=1>>.
- Eurostat database. Dostupné z: <<http://epp.eurostat.ec.europa.eu>>.
- Katrňák, T. 2006. Kdo jsou svobodné matky v české společnosti? In *Sňatek a rodina: zájem soukromý nebo veřejný?*, s. 45–55. Praha: Univerzita Karlova v Praze.
- Lesthaeghe, R. – van de Kaa, D. J. 1986. Twee Demografische Transitities? In *Bevolking: Groei en Krimp*, s. 9–24. Deventer, Van Loghum Slaterus.
- McDonald, P. 2002. Sustaining fertility through public policy: the range of options. *Population-E*, 3, s. 417–446.
- McDonald, P. 2000. Gender equity in theories of fertility transition. *Population and Development Review*, 26, s. 427–439.
- Munoz-Pérez, F. – Prioux, F. 1999. Naître hors mariage. *Population & Sociétés*, 342, s. 1–4. Dostupné z: <http://www.ined.fr/fr/ressources_documentation/publications/pop_soc/bdd/publication/20/>.
- Nizard, A. – Maksud, M. 1977. Enfants trouvés, reconnus, légitimés, Les statistiques de la filiation en France, aux XIXe et XXe siècles. *Population*, 32, s. 1159–1220.
- Obecný zákoník občanský 1811. Dostupné z: <http://cs.wikisource.org/wiki/Obecn%C3%BD_z%C3%A1kon%C3%ADk_ob%C4%8Dansk%C3%BD>.
- Perelli-Harris, B. – Gerber, T. P. 2011. Nonmarital childbearing in Russia: Second Demographic Transition or Pattern of Disadvantage. *Demography*, 48, s. 317–342.
- Pison, G. 2008. La population de la France en 2007. *Population & Sociétés*, 443, s. 1–4. Dostupné z: <http://www.ined.fr/fr/ressources_documentation/publications/pop_soc/bdd/publication/1355/>.
- Polášek, V. 2006. Nevdané matky a co je čeká. In *Mimomanželská plodnost v České republice po roce 1989: sociální a ekonomické souvislosti. Sociologické studie/Sociological studies*, 06, 5. Praha: Sociologický ústav AV ČR. Dostupné z: <<http://studie.soc.cas.cz/index.php3?lang=cze&shw=266>>.
- Roussel, L. 1989. *La famille incertaine*. Odile Jacob. 334 s.
- Rychtaříková, J. 2008. Twenty years of single motherhood in the Czech republic(1986–2005). *Czech Demography*, 2, s. 34–45.

- Rychtaříková, J. 2007. Differences in infant risk of dying in an egalitarian society: the case of the Czech Republic. In *Modelling natural environment and society*. Praha: Nakladatelství P3K, s. 227–248. Dostupné z: <http://web.natur.cuni.cz/geografie/vzgr/monografie/modelling/modelling_rychtarikova.pdf>.
- Rychtaříková, J. 2000. Demographic transition or demographic shock in recent population development in the Czech Republic? *Acta Universitatis Carolinae Geographica*, XXXV, s. 89–102.
- Rychtaříková, J. 1999. Is Eastern Europe experiencing a second demographic transition? *Acta Universitatis Carolinae Geographica*, XXXIV, 1, s. 19–44. Dostupné z: <http://web.natur.cuni.cz/ksgrsek/acta/1999/AUC_1999_34_Rychtarikova_Is_Eastern_Europe.pdf>.
- Řeháková, B. 2000. Nebojte se logistické regrese. *Sociologický časopis*, 36, s. 475–492. Dostupné z: <<http://sreview.soc.cas.cz/cs/issue/64-sociologicky-casopis-4-2000/1149>>.
- Smith, H. L. – Morgan, P. S. – Koropecjy-Cox, T. 1996. A decomposition of trends in the nonmarital fertility ratios of blacks and whites in the United States, 1960–1992. *Demography*, 33, s.141–151.
- Smith, H. L. – Cutright, P. 1988. Thinking about change in illegitimacy ratios: United States, 1963–1983. *Demography*, 25, s. 235–247.
- Soukupová, E. 2007. Neprovdané matky v sociálním systému. In *Děti na psí knížku*, s. 79–97. Praha: SOÚ.
- Srovátka, A. – Rychtaříková, J. 1984. Naissances vivantes et décès de moins d'un an selon le poids à la naissance en République socialiste tchèque entre 1950 et 1980. *Population*, 39, s. 515–539.
- Sobotka, T. – Zeman, K. – Kantorova, V. 2003. Demographic Shifts in the Czech Republic after 1989: A Second Demographic Transition View. *European Journal of Population*, s. 1–29.
- Surkyn, J. – Lesthaeghe R. 2004. Value Orientations and the Second Femographic Transition (STD) in Northern, western and Southern Europe: An Update. *Demographic Research*, Speciall Collection 3, s. 45–86.
- Thévenon, O. 2008. Family policies in Europe: available databases and initial comparisons. *Vienna Yearbook of Population Research*, s. 165–177. Dostupné z: <http://www.oeaw.ac.at/vid/publications/VYPR2008/abstract_Data-Trends_Thevenon.html>.
- Upchurch, D. M. – Lillard, L. A. – Panis, C. W. A. 2002. Nonmarital Cildbearing: Influences of education, marriage and fertility. *Demography*, 39, s. 311–329.
- Van de Kaa, D. J. 1987. Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin*, 42, s. 1–59.
- Van de Kaa, D. J. 2001. Postmodern Fertility Preferences: from changing Value Orientation to New Behaviour. *Population and Development Review*, 27, s. 290–331.
- *Un million de pacés début 2010*. Dostupné z: <http://www.insee.fr/fr/themes/document.asp?reg_id=0&ref_id=ip1336#inter4>.
- *Vývoj obyvatelstva České republiky v roce 2010*. Dostupné z: <<http://www.czso.cz/csu/2011edicniplan.nsf/p/4007-11>>.
- Zakharov, S. 2008. Russian Federation: From the first to second demographic transition. *Demographic research*, 19, s. 907–972. Dostupné z: <<http://www.demographic-research.org/volumes/vol19/24/19-24.pdf>>.

JITKA RYCHTAŘÍKOVÁ

je profesorkou demografie na katedře demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze a předsedkyní České demografické společnosti. Věnuje se demografickým analýzám populačního vývoje České republiky se zaměřením na současné změny a v mezinárodním pohledu. Je autorkou a spoluautorkou řady odborných publikací: **Paternal age and child death: The stillbirth case** (*European Journal of Population*, 2004), **The case of the Czech Republic. Determinants of the Recent Favourable Turnover in Mortality** (*Demographic Research, Special Collection*, 2004), **Les défis actuels de la démographie tchèque** (*Revue d'Études Comparatives Est-Ouest*, 2009), **Population Aging: A Common Challenge for Europe** (*Geographische Rundschau*, 2010), **Convergences et divergences. Les trajectoires démographiques des pays de l' Union européenne élargie de l'entre-deux-guerres à nos jours** (In: *L'élargissement de l'Union Européenne: enjeux et implications socio-démographiques, Actes de la Chaire Quetelet* 2012), **Impact of parental ages and other characteristics at childbearing on congenital anomalies: Results for the Czech Republic, 2000–2007** (*Demographic Research*, 2013).

SUMMARY

Current fertility levels are determined based on two sets of child populations – either born in or out of wedlock. Both populations experienced different historical developments and even today they are different when viewed from the perspective of the biosocial characteristics of the mothers and the children. Between 1986 and 2010, the illegitimacy ratio increased from 7.4% to 40.3% in the Czech Republic. In the same time period total fertility rate decreased from 1.9 to 1.5. This fertility drop was mostly related to the increase in the frequency of unmarried women, revealed by applying the decomposition method to three factors (marital status structure, marital fertility, nonmarital fertility). Marital fertility and to some extent nonmarital fertility rates decelerated the negative effect of the changing structure by marital status. The lower fertility rate in the Czech Republic was due to both low marital

and nonmarital fertility compared to France. The increase in the illegitimacy ratio has been mostly caused by the strong increase in the share of unmarried women, particularly in the last several years. In France, the large share of births out of wedlock is related not only to a larger share of unmarried women but also to a higher nonmarital fertility rate. The use of logistic regression to model the probability of being born out of wedlock showed that in the Czech Republic nonmarital births occur more often among younger and less educated mothers having their first child. The odds of a nonmarital birth decreased over time among older mothers. Out of wedlock births where the father is not reported tended to occur among younger women with low education and were more often stillborn or had a low birthweight. The analysis addressing the change in marital and nonmarital fertility in the Czech Republic supports the Pattern of Disadvantage Theory (POD).

Příloha | METODY

1) Dekompozice rozdílů úhrnné plodnosti (Gibson, 1976).

Dekompozice spočívá v rozdělení rozdílů úhrnné plodnosti mezi dvěma kalendářními roky do třech komponent (efekt změny rodinného stavu, efekt změny manželské plodnosti a efekt změny mimomanželské plodnosti) a jejich interakcí. Vychází se ze standardizací pomocí kombinací faktorů obou let. Ukážeme dekompozici rozdílů úhrnné plodnosti mezi rokem 2010 a 1986. Použijeme následující značení:

$$f_x = \frac{N_x^v}{P_x^{\text{ženy}}}$$

f_x	míra plodnosti ve věku x
N_x^v	živě narození ženám ve věku x
$P_x^{\text{ženy}}$	ženy ve věku x k 1. 7. daného roku

$$\dot{u}p = \sum f_x \quad \text{úhrnná plodnost}$$

$$f_x^{\text{man}} = \frac{N_x^{v, \text{man}}}{P_x^{\text{vdané}}}$$

f_x^{man}	míra manželské plodnosti ve věku x
$N_x^{v, \text{man}}$	živě narození v manželství ženám ve věku x
$P_x^{\text{vdané}}$	vdané ženy ve věku x k 1. 7. daného roku

$$f_x^{neman} = \frac{N_x^{neman}}{P_x^{nevdané}}$$

f_x^{neman} míra mimomanželské plodnosti ve věku x
 N_x^{neman} živě narození mimo manželství ženám ve věku x
 $P_x^{nevdané}$ nevdané ženy ve věku x k 1. 7. daného roku

$$P_x^{vdané} = \frac{P_x^{vdané}}{P_x}$$

podíl vdaných žen ve věku x

$$P_x^{nevdané} = \frac{P_x^{nevdané}}{P_x}$$

podíl nevdaných žen ve věku x

Ukazatel úhrnné plodnosti lze zapsat ve tvaru:

$$\acute{u}p = \sum (f_x^{man} * P_x^{vdané} + f_x^{nem} * P_x^{nevdané})$$

efekt změny rodinného stavu žen na změnu úhrnné plodnosti:

$$\sum (f_x^{man, 1986} * P_x^{vdané, 2010} + f_x^{nem, 1986} * P_x^{nevdané, 2010}) - \acute{u}p(1986)$$

efekt změny úrovně manželské plodnosti na změnu úhrnné plodnosti:

$$\sum (f_x^{man, 2010} * P_x^{vdané, 1986} + f_x^{nem, 1986} * P_x^{nevdané, 1986}) - \acute{u}p(1986)$$

efekt změny úrovně mimomanželské plodnosti na změnu úhrnné plodnosti:

$$\sum (f_x^{man, 1986} * P_x^{vdané, 1986} + f_x^{nem, 2010} * P_x^{nevdané, 1986}) - \acute{u}p(1986)$$

interakce rodinného stavu a manželské plodnosti:

$$\sum (f_x^{man, 2010} * P_x^{vdané, 2010} + f_x^{nem, 1986} * P_x^{nevdané, 2010}) - \acute{u}p(1986) - (\text{efekt rodinného stavu} + \text{efekt manželské plodnosti})$$

interakce rodinného stavu a mimomanželské plodnosti:

$$\sum (f_x^{man, 1986} * P_x^{vdané, 2010} + f_x^{nem, 2010} * P_x^{nevdané, 2010}) - \acute{u}p(1986) - (\text{efekt rodinného stavu} + \text{efekt mimomanželské plodnosti})$$

interakce manželské a mimomanželské plodnosti:

$$\sum (f_x^{man, 1986} * P_x^{vdané, 2010} + f_x^{nem, 1986} * P_x^{nevdané, 2010}) - \acute{u}p(1986) - (\text{efekt manželské plodnosti} + \text{efekt mimomanželské plodnosti})$$

Interakce se mohou rozdělit a přičíst k příslušným hlavním efektům:

efekt změny rodinného stavu žen + 0,5 interakce rodinný stav * manželská plodnost + 0,5 interakce rodinný stav * mimomanželská plodnost

efekt změny úrovně manželské plodnosti + 0,5 interakce rodinný stav * manželská plodnost + 0,5 interakce manželské a mimomanželské plodnosti

efekt změny úrovně mimomanželské plodnosti + 0,5 interakce rodinný stav * mimomanželská plodnost + 0,5 interakce manželské a mimomanželské plodnosti

2) Dekompozice změny podílu dětí narozených mimo manželství (*das Gupta*, 1993; *Smith et al.*, 1996) mezi dvěma roky na 4 faktory: věková struktura žen, rodinný stav žen, úroveň mimomanželské plodnosti, úroveň manželské plodnosti. Pomocí série standardizací s obměnou faktorů ve zkoumaných letech 2010 a 1986 se počítají efekt změny věkové struktury, rodinného stavu, úrovně manželské a mimomanželské plodnosti. Interakce jsou přičteny k odpovídajícím efektům. Výpočet je rozložen do několika kroků:

Podíl narozených mimo manželství lze zapsat ve tvaru:

$$\frac{N^{nem}}{(N^{nem} + N^{man})} = \frac{\sum \frac{P_x}{P} * \frac{D_x^{nevdané}}{P_x} * \frac{N_x^{nevdané}}{D_x^{nevdané}}}{\sum \frac{P_x}{P} * \frac{D_x^{nevdané}}{P_x} * \frac{N_x^{nem}}{D_x^{nevdané}} + \sum \frac{P_x}{P} * \frac{D_x^{vdané}}{P_x} * \frac{N_x^{man}}{D_x^{vdané}}}$$

Jednotlivé efekty se počítají rozdílem dvou členů, které označíme r (1986) a R (2010). Každý z těchto dvou členů je definován součtem dalších 8 vážených členů, které pro zjednodušení označíme: a, b, c, d, e, f, g, h; A, B, C, D, E, F, G, H. Hodnoty 14 členů jsou standardizované podíly dětí narozených mimo manželství, kde postupně kombinujeme vstupující proměnné z obou uvažovaných kalendářních let (viz níže uvedený příklad), 2 zbývající členy jsou reálné hodnoty podílu dětí narozených mimo manželství z roku 1986 a 2010.

Příklad výpočtu pro r (1986) a efekt věkové struktury:

Abychom nemuseli opakovat výše uvedený vzorec, zavedeme další zjednodušení:

$$\frac{P_{x, 1986}}{P_{1986}} = P1986$$

$$\frac{D_x^{nevdané, 2010}}{P_{x, 2010}} = Pn2010$$

$$\frac{D_x^{vdané, 2010}}{P_{x, 2010}} = Pv2010$$

$$\frac{N_x^{nem, 2010}}{D_x^{nevdané, 2010}} = fn2010$$

$$\frac{N_x^{man, 2010}}{D_x^{vdané, 2010}} = fm2010$$

Pro další výpočty uvedeme jenom odpovídající kombinace proměnných, které se dosazují do výše uvedeného vzorce podílu dětí narozených mimo manželství (* neznamená násobení v níže uvedených schématech a, b, ... atd.):

$a = P_{1986} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n1986} * f_{m1986}$, tj. podíl dětí narozených mimo manželství v roce 1986
 $b = P_{1986} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n2010} * f_{m2010}$
 $c = P_{1986} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n2010} * f_{m1986}$
 $d = P_{1986} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n1986} * f_{m2010}$
 $e = P_{1986} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n2010} * f_{m2010}$
 $f = P_{1986} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n1986} * f_{m2010}$
 $g = P_{1986} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n2010} * f_{m1986}$
 $h = P_{1986} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n1986} * f_{m1986}$

$A = P_{2010} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n2010} * f_{m2010}$, tj. podíl dětí narozených mimo manželství v roce 2010
 $B = P_{2010} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n1986} * f_{m1986}$
 $C = P_{2010} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n1986} * f_{m2010}$
 $D = P_{2010} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n2010} * f_{m1986}$
 $E = P_{2010} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n1986} * f_{m1986}$
 $F = P_{2010} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n2010} * f_{m1986}$
 $G = P_{2010} * P_{n2010} * P_{v2010} * f_{n1986} * f_{m2010}$
 $H = P_{2010} * P_{n1986} * P_{v1986} * f_{n2010} * f_{m2010}$

Efekt změny věkové struktury:

$$\frac{A+B}{4} + \frac{C+D+E+F+G+H}{12} - \frac{a+b}{4} - \frac{c+d+e+f+g+h}{12}$$

Efekt změny rodinného stavu:

$$\frac{A+h}{4} + \frac{E+F+G+b+c+d}{12} - \frac{a+H}{4} - \frac{e+f+g+B+C+D}{12}$$

Efekt změny mimomanželské plodnosti:

$$\frac{A+g}{4} + \frac{D+F+H+b+c+e}{12} - \frac{a+G}{4} - \frac{d+f+h+B+C+E}{12}$$

Efekt změny manželské plodnosti:

$$\frac{A+f}{4} + \frac{C+G+H+b+d+e}{12} - \frac{a+F}{4} - \frac{c+g+h+B+D+E}{12}$$

3) Výpočet úhrnné manželské plodnosti:

Výpočet je založen na rozložení narozených v manželství podle doby uplynulé od sňatku, zde jsou narození v manželství v roce t třídění podle roku sňatku z :

$$\acute{u}p^{man} = \sum \frac{zN^{man}}{zS}$$

4) Byly uvažovány dva různé modely **logistické regrese**:

Pro zápis rovnic použijeme následující zkratky, referenční kategorie jsou vyznačeny tučně:

První model:

Závisle proměnná: **Nem** pravděpodobnost narodit se mimo manželství

Kategorizované nezávislé proměnné byly transformovány na indikátorové proměnné:

Vek_{15_19}, Vek_{20_24}, Vek_{25_29}, Vek_{30_34}, Vek_{35_39}, Vek₄₀₊, Vzdel₁ (základní), Vzdel₂ (střední bez maturity), Vzdel₃ (střední s maturitou), Vzdel₄ (vysokoškolské), Poradi₁, Poradi₂, Poradi₃, Poradi₄₊, Vitmrtve, Vitzive Hmotniz, Hmotnorm

$$\begin{aligned} \text{logit}(\text{Nem}) = & \alpha + \beta_{1,15_19} \text{Vek}_{15_19} + \beta_{1,20_24} \text{Vek}_{20_24} + \beta_{1,25_29} \text{Vek}_{25_29} \\ & + \beta_{1,30_34} \text{Vek}_{30_34} + \beta_{1,35_39} \text{Vek}_{35_39} + \beta_{1,40+} \text{Vek}_{40+} + \beta_{2,1} \text{Vzdel}_1 \\ & + \beta_{2,2} \text{Vzdel}_2 + \beta_{2,3} \text{Vzdel}_3 + \beta_{2,4} \text{Vzdel}_4 + \beta_{3,1} \text{Poradi}_1 + \beta_{3,2} \text{Poradi}_2 \\ & + \beta_{3,3} \text{Poradi}_3 + \beta_{3,4+} \text{Poradi}_{4+} + \beta_{4,1} \text{Vitzive} + \beta_{4,2} \text{Vitmrtve} \\ & + \beta_{5,1} \text{Hmotnorm} + \beta_{5,2} \text{Hmotniz} \end{aligned}$$

Druhý model zahrnuje pouze narozené mimo manželství:

Závisle proměnná: **Otec** pravděpodobnost, že otec není uveden.

Kategorizované nezávislé proměnné jsou stejné jako v předchozím modelu.

$$\begin{aligned} \text{logit}(\text{Otec}) = & \alpha + \beta_{1,15_19} \text{Vek}_{15_19} + \beta_{1,20_24} \text{Vek}_{20_24} + \beta_{1,25_29} \text{Vek}_{25_29} \\ & + \beta_{1,30_34} \text{Vek}_{30_34} + \beta_{1,35_39} \text{Vek}_{35_39} + \beta_{1,40+} \text{Vek}_{40+} + \beta_{2,1} \text{Vzdel}_1 \\ & + \beta_{2,2} \text{Vzdel}_2 + \beta_{2,3} \text{Vzdel}_3 + \beta_{2,4} \text{Vzdel}_4 + \beta_{3,1} \text{Poradi}_1 + \beta_{3,2} \text{Poradi}_2 \\ & + \beta_{3,3} \text{Poradi}_3 + \beta_{3,4+} \text{Poradi}_{4+} + \beta_{4,1} \text{Vitzive} + \beta_{4,2} \text{Vitmrtve} \\ & + \beta_{5,1} \text{Hmotnorm} + \beta_{5,2} \text{Hmotniz} \end{aligned}$$

V textu byly interpretovány poměry šancí (OR= odds ratios) což jsou exponenciální tvary (exp) koeficientů β . Protože referenční hodnota koeficientu β je rovna 0, pak odpovídající expocíální tvar je roven 1. Podrobnější vysvětlení viz *Řeháková, 2000*. Výpočet byl uskutečněn softwarem SAS 9.3.

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA, 22. ROČNÍK, 3/2012

I. VEDECKÉ ČLÁNKY

- Ivan Chrappa | str. 3** Chápeme správně dostupné údaje o nezaměstnanosti?
- Branislav Šprocha | str. 18** Úmrtnost a zdravotný stav rómskej populácie na Slovensku, 2. časť
- Ludmila Ivančíková | str. 33** Vymedzenie dimenzií a indikátorov kvality života
- Michal Páleš, Štefan Poláček | str. 50** Softvérová podpora pri modelovaní rozdelenia celkovej škody v havarijnom poistení
- Erik Šoltés, Tatiana Šoltésová | str. 59** Kvantifikácia vplyvu relevantných faktorov na výskyt chudoby v slovenských domácnostiach v rokoch 2005–2010, 1. časť

Vydává Štatistický úrad Slovenskej republiky (vychází 4x do roka), distribuuje a objednávky přijímá ŠÚ SR, informační servis, Miletičova 3, 824 67 Bratislava 26, Slovenská republika, cena výtisku 5 €, cena ročního předplatného 20 €.

BASIC COHORT MORTALITY ANALYSIS AT HIGHER AGES: AN ANALYSIS OF THE RECTANGULARISATION PROCESS BASED ON COHORTS BORN IN 1890–1910 IN THE CZECH REPUBLIC AND FRANCE ¹⁾

Klára Hulíková Tesárková – Petr Mazouch

ABSTRACT

The aim of the article is to conduct a basic mortality analysis of persons aged 60 and over, focusing on the cohort perspective. The Czech Republic and France were selected for comparison. Owing to data availability the analysis covered cohorts born in 1890–1910, where for each of the two countries it was possible to use data only from one particular source. Moreover, these cohorts can be assumed to be extinct today. People in these cohorts reached the age of 60 and over starting in the year 1950, so it is also possible to study significant period effects on cohort data caused by developments in the second half of the 20th century. This approach makes it possible to study mortality development at the highest ages while using the concept of rectangularisation of the survival curve, or mortality compression, as theoretical basis of the analysis. The assumptions of this concept were not however fully verified for any of the studied populations.

Keywords: mortality, cohort life tables, period life tables, limit of the life span, life expectancy, rectangularisation process

Demografie, 2013, 55: 27–46

INTRODUCTION AND THE AIM OF THE STUDY

The longitudinal approach to mortality analysis has only started to be applied more frequently in recent decades owing primarily to the increasing availability of data necessary for such analysis. This approach enables a better understanding of the internal

dynamics of demographic phenomena in real cohorts, unlike the cross-sectional perspective, which refers to fictitious (hypothetical) cohorts determined by period fluctuations. This fact has also been noted by *Ryder* (1965: 845): ‘The cohort record is not merely a summation of a set of individual histories. Each cohort has a distinctive composition and character

1) This article was written with the support of the Czech Science Foundation as part of work on project no. P404/12/0883 ‘Cohort life tables for the Czech Republic: data, biometric functions, and trends/*Generační úmrtnostní tabulky České republiky: data, biometrické funkce a trendy*’.

reflecting the circumstances of its unique origination and history? For example, wars or epidemics may be taken as factors that leave a specific (negative or positive) imprint on the future health of individuals from the same birth cohort.

This article will focus on the basic cohort analysis of adult mortality (applied to selected already extinct cohorts) using cohort life tables (constructed for people ages 60 and over). The aim is not only to illustrate the development but also to introduce briefly and empirically verify some selected features of the concept of the rectangularisation of the survival curve or the compression of ages at death (mortality compression), which will be briefly introduced in the theoretical section of the article. This concept was chosen as the theoretical basis of the analysis because it involves assumptions about the theoretical limits of the human life span. Analysis of the selected cohorts (1890–1910) will cover the second half of the 20th century. Thanks to that it will be possible to trace the consequences of the mortality stagnation that was observed in the Czech Republic (especially among males) between the 1960s and the 1980s in cohort mortality patterns among people ages 60 and over. The situation and development in the Czech Republic will be compared with France, the country traditionally used for such comparisons because of the similar post-war mortality situation (see Figure 2).

Because cohort life tables are not yet very common or available even in some demographically developed countries, cohort life tables that have already been constructed and are publically available will be referred to. The possibilities of constructing complete cohort life tables for the Czech Republic will also be briefly evaluated. This will be followed by a discussion of some specific features relating to the construction and state of this type of life table in the Czech Republic. Then theoretical concepts related to the assumptions about the limits of the human lifespan, specifically the hypothesis of rectangularisation and mortality compression, will be described. This hypothesis will be verified using cohort data for the Czech Republic and France. Verification of this hypothesis could open

a possible way to searching the existence and accessibility of some limit of the human lifespan.

The analysis of the rectangularisation of the survival curve (or analysis of the compression or expansion of mortality), and the search for the theoretical limits of the life span in general, are fundamental parts of the work of actuaries, medical doctors, and epidemiologists, but also historians, economists, sociologists, commercial and analysts in public, and other researchers and experts. Cohort life tables make it possible, among other things, to better evaluate the needs of the pension and health care systems and to better judge the social conditions of different age groups (Shumantý, 2012).

THE AVAILABILITY OF COHORT LIFE TABLES INTERNATIONALLY AND IN THE CZECH REPUBLIC

Some demographically developed countries have already constructed and published complete cohort life tables (see Appendix 1). In some of these countries, they are the outcome of scientific research, in others they were prepared and issued by the national statistics offices. Several cohort life tables are available from the Human Mortality Database²⁾ (see Appendix 2), currently one of the most frequently used sources of demographic data on mortality. In most cases, these are countries where the necessary data are available and cover long enough periods of time.

In the Czech Republic, despite the fact that raw data exist and are of relatively good quality, no complete set of cohort life tables has yet been constructed. An estimate of the mortality of only one birth cohort (1875) and only for females was published in *Základy demografie* (Pavlík *et al.*, 1986: 180–182) and a partial look (based on data for the period 1950–1990) at cohort mortality resulted from the research project Analysis of mortality in the Czech Republic: causal models of mortality changes in generations and the international comparative analysis (Rychtaříková *et al.*, 1994). An elementary cohort analysis relating at least partially to the Czech Republic was also done as part of a poster presentation at the European

2) www.mortality.org

Population Conference in Vienna in 2010 (Mazouch – Tesárková, 2010) and in Stockholm in 2012 (Mazouch – Hulíková Tesárková, 2012). At present the construction of cohort life tables is the goal of a grant project financed by the Czech Science Foundation ('Cohort life tables for the Czech Republic: data, biometric functions, and trends', GAČR project no. P404/12/0883).

THE CONSTRUCTION OF COHORT LIFE TABLES

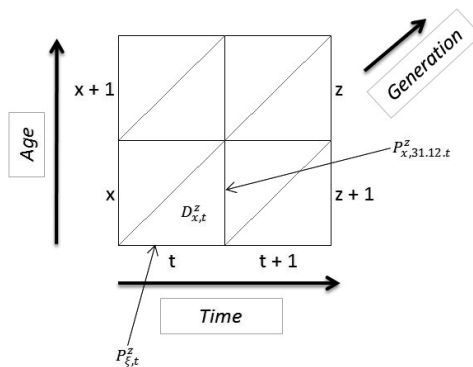
One of the most important and most difficult tasks involved in constructing cohort life tables is to prepare the necessary mortality data. Czech demographic statistics are of good quality and were so also in the past. However, for different time periods the data for cohorts have to be drawn from different sources (from printed publications for the period before the world wars, from the reconstruction or estimation of data for the period of the First and Second World Wars, or from post-war printed or electronic sources, and in recent years individual data can also be used), which are often classified in a different manner (in the earliest period there are third sets of events (squares) in the Lexis diagram; from the year 1895 there are elementary sets, triangles, of events; in recent years there exist individual data). For a proper cohort mortality analysis, the data should be available at least in elementary sets (triangles), so they can then be reclassified into the first classes of deaths. The first set of data is defined by one cohort (year of birth; z), one year of age (x) and two calendar years ($t, t + 1$), (see Figure 1).

Other problems can arise from the fact that the number of deaths and the exposed population are not necessarily tied to the same population or do not correspond to the same territory (this occurred especially during the world wars in the Czech Republic).

Given all the aforementioned complications with data reconstruction, and given the fact that the aim is to study mortality patterns at higher ages only, in this article cohort life tables were constructed only for people ages 60 and over. All the data used come

from the years after the Second World War. Thanks to this, only one source of data was used for the Czech Republic – the Czech Statistical Office.³⁾ All the data on deaths were originally classified into the elementary sets (triangles) and then reclassified into the first sets of data. The number of inhabitants at the end of the year was recalculated to get the number of persons at the exact age (see Figure 1). The number of inhabitants alive at exact age ξ ($P_{\xi,t}^z$) was estimated as the number of survivors at the end of year t ($P_{x,31.12,t}^z$) plus the number of deaths at age x during year t corresponding with generation z ($D_{x,t}^z$). In this calculation the effect of migration was not included because data in the necessary structure are not available for both the countries. Moreover, because of the construction of the probabilities of dying (Figure 1) we do not expect any significant effect of migration to mortality (especially at ages above 60).

Figure 1: Lexis diagram – recalculation of the number of inhabitants at the end of the year into the number of inhabitants at the exact age



$$P_{\xi,t}^z = P_{x,31.12,t}^z + D_{x,t}^z$$

When the number of people at the exact age was calculated for all the years included and all the ages 60 and over, it was possible to calculate the probability of dying for cohort z , at age x during years t and $t + 1$ (i.e. for the first sets of events).

3) In the analytical part of the article data were drawn from printed (Pohyb obyvatelstva) or online publications (http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/casova_rada_demografie).

$$q_{x,t,t+1}^z = \frac{D_{x,t}^z + D_{x,t+1}^z}{P_{x,t}^z}$$

The values of the probabilities of death were then used as the basis for the life table. All the other table functions were calculated from this column and the table was constructed in the traditional manner (Pavlik *et al.*, 1986).

For France, data from the Human Mortality Database were used. The life tables were constructed in the same manner as those for the Czech Republic, with two exceptions. The first exception was the ending of the table. While the tables for the Czech Republic ended with an open interval of 100 or more years,⁴⁾ tables from the Human Mortality Database (HMD) for France ended with the interval of 110 or more years. It must be said that the difference is almost invisible. Moreover, for graphs and further analyses, only completed ages from 60 to 99 are used. The other exception relates to the imputed data: while for the Czech Republic raw data were used to estimate the probabilities of death, for France the cohort probabilities were taken from the Human Mortality Database. In both cases, however, the data are classified into the first sets of events (Wilmoth *et al.*, 2007).

MORTALITY AT ADVANCED AGES – THEORETICAL BACKGROUND

In this article the life tables were constructed for people age 60 and over. One reason for this was already mentioned – the availability of data and the lack of any need to use multiple data sources. Another reason is connected with the fact that the study of mortality at higher or advanced ages gets more attention in association with pension and other social reforms. Moreover, while mortality at young ages is already very low, mortality development at higher ages (where mortality is still relatively high) is a source of a possible future rise in life expectancy. That is why there are many current studies of mortality at those ages (e.g. Gavrilov – Gavrilova, 2011 or Wachter, 1997).

Mortality development at higher ages is also an interesting field of study in itself. Many theories dealing with the subject exist. Most of them are closely related to deal with the assumption of the existence of some limit of the lifespan. Some of them are briefly introduced for example by Vaupel (1997). One of the earliest theories in this area was put forth by Buffon, according to whom ‘each species has a characteristic maximum life span and that this life span is six or seven times the duration of the period of growth’ (Vaupel, 1997: 18). Drawing on this assumption, Gavrilov and Gavrilova (1991) estimated that for humans the biological lifespan is 90–100 years. In other studies it is assumed that mortality probably reaches its maximum around the age of 110 (Vaupel, 1997). One of the best-known supporters and representatives of the idea of a fixed limit to the lifespan was James Fries (1980), who estimated the human lifespan limit to be around the age of 85. However Vaupel (1997) points out that many of the theories postulating a limit to the lifespan are based, above all, on assumptions and ideas rather than on empirical data.

For many demographers and biologists there remains the question of how to explain the observed mortality pattern at higher ages. One of the most important ideological trends is the study of the impact of population heterogeneity. According to the theory of heterogeneity, the structure of the population can lead formally to a deceleration at the end of the mortality curve (Vaupel *et al.*, 1979; Vaupel – Yashin, 1985; Hultková Tesárková, 2012a), as frailer individuals die at a younger age.

Many theoretical concepts of ageing are briefly introduced also by Harris (2009). When dealing with the possible limits of human life expectancy, he mentions, for example, the theory of vitalism, cellular mutation, the human machine theory, programmed obsolescence theory, and others. Wilmoth (1997) in his work defines three basic hypotheses related to the possible future development of mortality at older and the oldest ages: ‘the limited-life-span hypothesis’, ‘the limit-distribution hypothesis’ and ‘the hypothe-

4) Except for the 1900 cohort, where data on survivors were available only up to the age 98 and for the open interval of ages 99 and over (Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 1999, http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/casova_rada_demografie_2009_1990). For this cohort the figures present data only up to the age 98.

sis of compression or rectangularisation' (for details, see *Wilmoth*, 1997 or *Hulíková Tesárková*, 2012b). The last-mentioned was selected as the theoretical basis for the analytical part of this article. The decision to choose this hypothesis was motivated by its overall popularity in mortality analysis and its suitability for describing general mortality trends represented by biometric functions.

The hypothesis of mortality compression or the rectangularisation of the survival curve is often presented as a separate demographic issue. In general, the principle of this hypothesis can be defined through the use of two different table functions. When the survival curve is used, the so-called rectangularisation process is studied. When the distribution of table deaths is used then the mortality compression is considered. *Fries* (1980) postulated that during positive mortality development both these processes can be observed at the same time, which means that decreasing mortality leads to the compression of mortality as well as to the rectangularisation of the survival curve. The reason for the co-occurrence of these two processes is the assumed existence of a fixed limit to human life. In the empirical analysis below we would like to study both these processes with the aim to verify or disprove their co-occurrence or the original assumptions of *Fries* (1980). This could be an important aspect in the search for possible ways of finding any evidence of a theoretical limit to the human life-span. The process of mortality compression can be formulated as a reduction of variance (variability) of ages at death (X) in a given population over time (*Wilmoth*, 1997; *Fries*, 1980):

$$\text{Var}(X, t_1) > \text{Var}(X, t_2) > \dots > \text{Var}(X, t_n),$$

where $t_1 < t_2 < \dots < t_n$ are particular moments in time. For the analysis the distribution of deaths is used.

On the other hand, the process of the rectangularisation of the survival curve is based on the assumption that when mortality is decreasing the shape of the survival curve approaches that of a rectangle as a consequence of the higher concentration of survivors at higher ages.

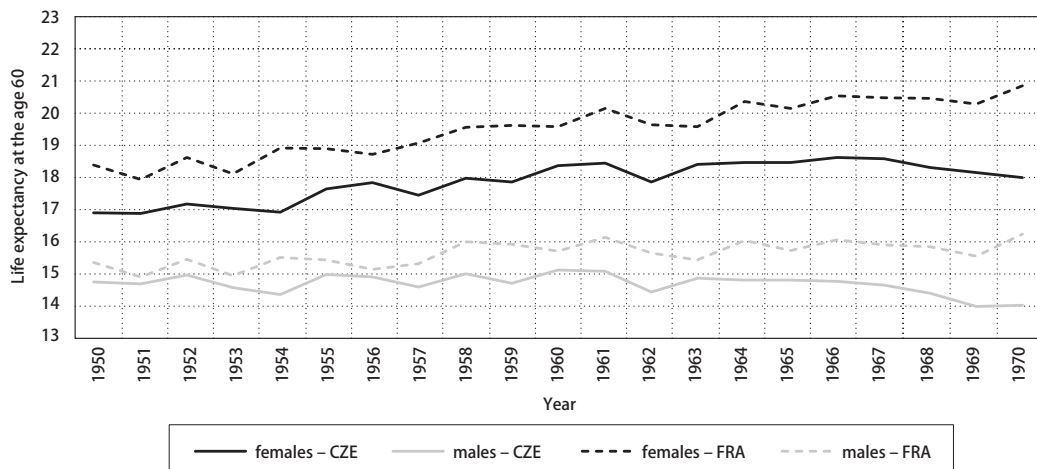
The process of the rectangularisation or compression of mortality can be defined through many different indicators (*Hulíková Tesárková*, 2012b). In connection with the existence of a possible limit

to the length of life, one assumption of this hypothesis is emphasised: that the compression reflects a convergence towards the potential maximal characteristic length of human life, which is reflected also in the shape of the survival curve (*Fries*, 1980). However, as *Wilmoth* (1997) noted, the only reduction in the variability of ages at death, or in the survival curve's increasingly rectangular shape, is not sufficient proof of the existence of the limit of life expectancy or human life. Along with the rectangularisation of the survival curve there can also occur a shift in the whole age distribution of deaths to higher ages and the variability of ages at death could remain almost stable or could even increase (*Wilmoth*, 1997; *Canudas-Romo*, 2008). Despite many reservations, analysis of the process of rectangularisation or compression itself can play an important role in the general analysis of mortality at the highest ages.

ANALYSIS OF SELECTED LIFE TABLE FUNCTIONS – COHORT LIFE TABLES FOR THE CZECH AND FRENCH POPULATION AT AGE 60 AND OVER

The analytical part of the article focuses on two countries: the Czech Republic and France. The reason for this is their similar total level of mortality and its developmental trends in the post-war period and their different development in the 1960s, 1970s and 1980s, where we can see a stagnation of mortality among Czech females and even worsening mortality among Czech males (when the mortality level is expressed, for example, as life expectancy at birth). On the other hand, in France improvements are visible throughout the period under observation. If we consider only the period 1950–1970 (corresponding with analyses below; Figure 2), the 1950s can be identified as the period when the developmental trend was similar for both Czech and French females and males. In the 1960s life expectancy at age 60 continued to increase for females in both countries, but the rate of increase was higher in France. For males we can see almost stagnation in France and a worsening in the Czech Republic. How this worsening and also the different developmental trends affected the cohort mortality of both sexes in both countries analysed will be shown in the next part of this article. To construct

Figure 2: Development of the life expectancy at the exact age 60, period life tables, the Czech Republic, France, 1950–1970



Source: Period life tables from the Human Mortality Database.

the cohort life tables for people at ages 60 and over the numbers of deaths were classified into the first set of events (according to the particular cohort, age and two calendar years). The root of the table (l_{60}) was set as equal to 100,000. Then the life tables were calculated in the traditional manner (described above).

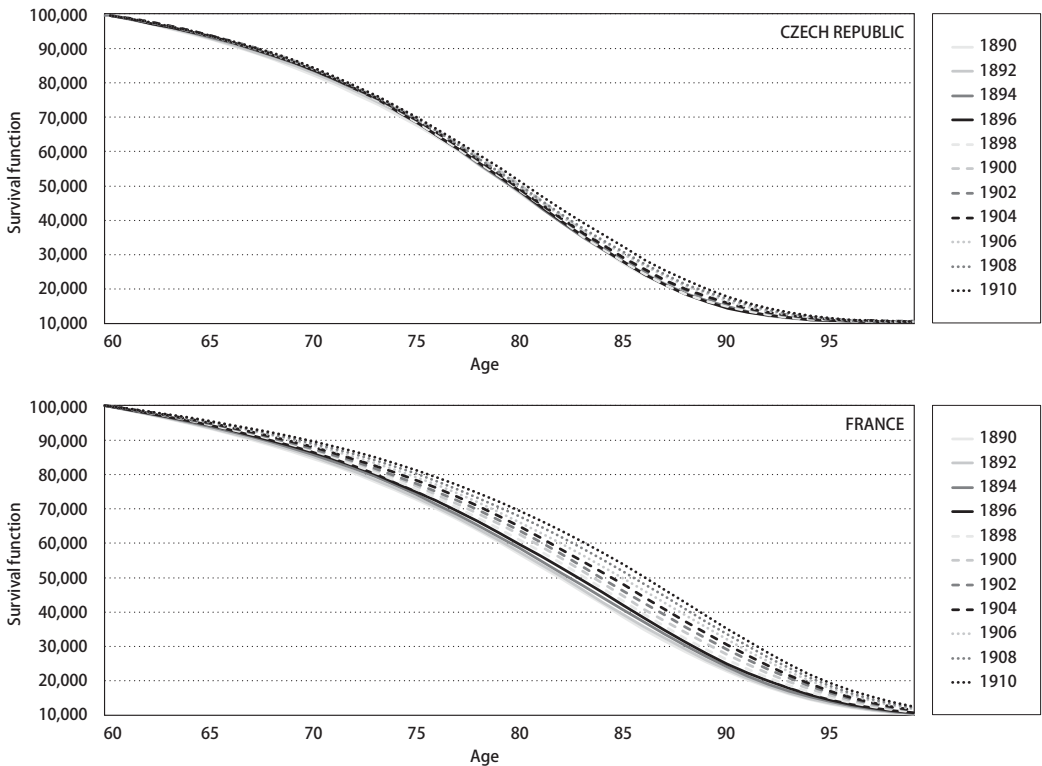
The aim of the analysis was to evaluate the changes at higher and the highest ages for males and females separately within the context of the mortality stagnation observable in the second half of the 20th century in the Czech Republic and to identify differences from France, representing a developed country with more stable mortality development. If the results prove the assumption that the survival curve is getting more rectangular and at the same time that the curve of the density of deaths is getting more compressed without any change in the overall age-level of the curve, then the hypothesis of rectangularisation or compression could be taken as verified for the countries and cohorts involved in the study. Verification of the hypothesis would also leave open the possibility that there is a fixed limit to the human life-span (Fries, 1980). Later in the article, it will be also shown what the consequences of overall mortality stagnation for cohort data at higher ages in the Czech population were.

The studied cohorts were born between 1890 and 1910; people in the oldest cohort were 60 years old in 1950, and people in the youngest cohort were 60 years old in 1970. All these cohorts can now (at the time of this analysis) be considered to be extinct (the tables ended with the open age interval of 99 and over for the Czech Republic⁵⁾ and 110 and over for France, but for the figures only ages up to 98 were used so that the values for both countries would be comparable). It is clear that members of the cohorts in this analysis went through different periods of history and this had an effect on the mortality conditions of the cohorts.

According to Figures 3 and 4, we can conclude that the development of the cohort mortality in the Czech Republic was significantly different for males and for females. The male trend in the Czech Republic clearly reveals how period effects influenced cohort patterns. The survival curve tended to decrease (worsen) in consecutive cohorts. This would be a sign of the process of derectangularisation – i.e. the process opposite to the rectangularisation which reflects mortality improvements (Hulíková Tesárková, 2012b). This would correspond with the mortality increase observed during the 1960s and 1970s in the Czech Republic

5) With the exception of the cohort born in 1900, where the last open interval included ages 98 and over.

Figure 3: Survival function from the cohort life tables of the population at ages 60 and over, the Czech Republic (upper graph) and France (lower graph), females, cohorts 1890–1910



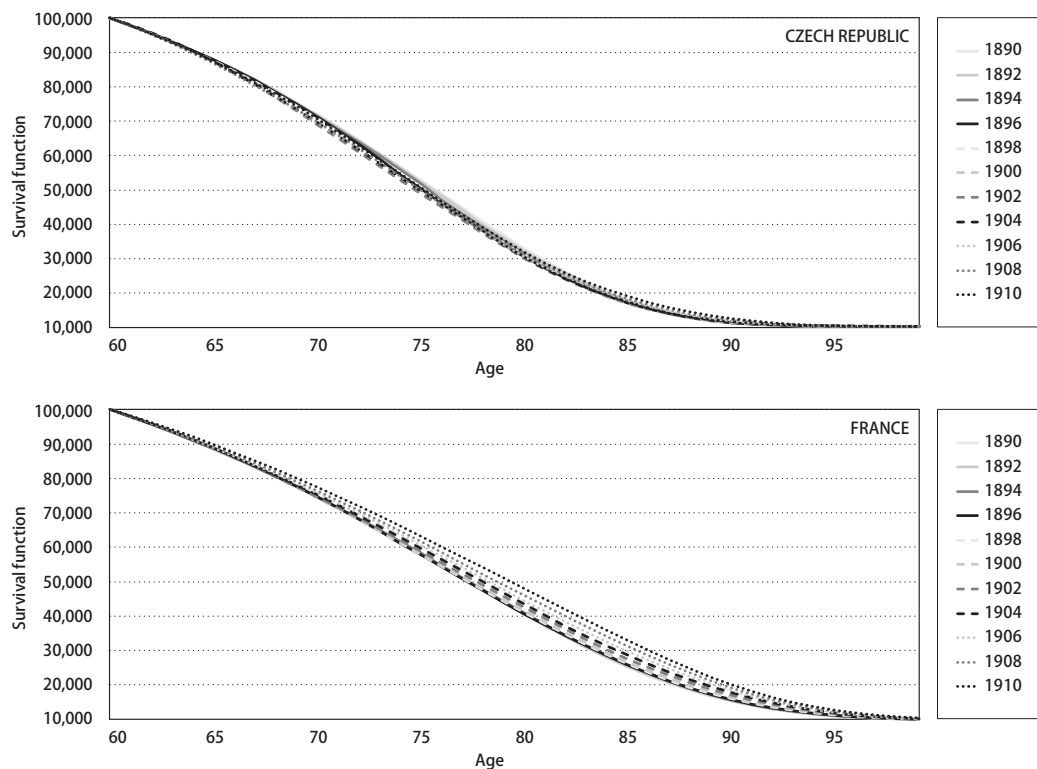
Source: Czech Statistical Office (Czech Republic); HMD (France); authors' calculation.

and affected especially the population of males. Only in the youngest cohorts can we see some improvements at the highest ages (above the age of 84). That is proof of the significant influence of period changes during the second half of the 20th century (Figure 4). For France the picture is completely different also in the case of males. Although period mortality data show stagnation in the case of French males, in a cohort perspective we can observe an improving trend. So it could be said that the period effect (stagnation) did not influence the cohort pattern so significantly (especially among those ages 70 and over).

An interesting fact (which can be observed in Table 1) is the decreasing share of survivors from the exact age 60 to age 70 among males in the Czech Republic. This could be interpreted as a consequence of the mortality stagnation that occurred from the 1960s in the Czech population (especially males). Among males in France no such ten-

dency can be seen (Table 2) and the share is increasing for the studied cohorts. The same could be concluded also for the proportion of survivors up to the ages 75, 80 or 85. Above these ages the probability of surviving from the age of 60 increases (with some variability) in time. Based on the results, mortality stagnation (and worsening mortality among males) during the second half of the 20th century affected also the population at higher ages (ca up to the age 85) in all the studied cohorts. For the Czech Republic, the cohort born in the year 1900 looks rather exceptional. The values of the proportions in Table 1 (and also those of other indicators below) for this cohort are influenced by the slightly higher probability of dying at a lower age (i.e. ca up to age 70) and the lower probability of dying at a higher age (i.e. ca 75 and more years) compared to subsequent and preceding cohorts. From the data it cannot be said what the reason for this special pattern

Figure 4: Survival function from the cohort life table of the population at ages 60 and over, the Czech Republic (upper graph) and France (lower graph), males, cohorts 1890–1910



Source: Czech Statistical Office (Czech Republic); HMD (France); authors' calculation.

is (e.g. poor data quality), so this could be the subject of further discussion.

The situation is different for females. Females in the Czech Republic were not as affected by the negative development in the 1960s and 1970s as males, so the changes in the survival curve in time (Figure 3) seem to be more in accordance with the assumptions of the hypothesis of rectangularisation. What is interesting in this picture is the improvement at the highest ages, especially among the youngest cohorts. This is illustrated in Table 3. From Figure 3 we can assume that although overall mortality improved for consecutive cohorts (which is consistent with the assumptions of the hypothesis of rectangularisation), it is likely that the variability increased because the proportion of survivors to the highest ages is higher (Table 3). Almost the same thing can be seen among French females, but all the changes were more significant (shown also in Table 4). The increase in the variability

of ages at death would contradict the expectations of the tested hypothesis. This can be evaluated using the curve of the distribution of table deaths (density of deaths). For the studied cohorts the function is shown in Figures 5 and 6.

As Figure 5 shows, for Czech females our assumption about rising variability could be taken as verified (although so far only based on a visual evaluation of the figures). Below it will be confirmed also by the numerical values of selected indicators (Figure 7). For French females it may seem that the concentration of deaths around the mode is similar for all the cohorts analysed, but the whole distribution has shifted to higher ages (an occurrence postulated, for example, by *Canudas-Romo*, 2008). It would be in contrary to the assumptions of the hypothesis of rectangularisation or compression. But this visual evaluation is not sufficient to make such conclusions,

Table 1: Probability of surviving from the exact age 60 to the exact age x, males, Czech Republic, cohorts 1890–1910 (in %)

Age x:		70	75	80	85	90	95
Cohort	1890	68.54	47.35	25.06	8.48	1.44	0.04
	1891	69.21	47.46	24.89	8.30	1.41	0.06
	1892	68.49	46.74	24.26	8.21	1.40	0.08
	1893	68.02	46.33	23.71	7.90	1.25	0.07
	1894	68.05	46.23	23.41	8.02	1.13	0.05
	1895	68.01	45.13	22.80	7.80	1.19	0.03
	1896	67.92	44.60	22.44	7.49	1.18	0.09
	1897	67.06	43.69	22.14	7.12	1.29	0.07
	1898	67.36	44.01	22.45	7.20	1.23	0.08
	1899	66.65	43.24	22.00	7.11	1.22	0.09
	1900	65.93	43.57	23.24	8.16	1.96	0.16
	1901	66.08	43.23	21.80	6.79	1.19	0.13
	1902	65.35	42.94	21.95	7.39	1.40	0.16
	1903	66.00	43.67	22.27	7.38	1.35	0.19
	1904	66.15	43.91	22.39	7.88	1.57	0.16
	1905	65.92	43.61	22.27	7.99	1.65	0.22
	1906	66.09	43.96	22.47	8.31	1.73	0.23
	1907	66.11	44.05	22.93	8.32	1.93	0.21
	1908	66.33	44.20	23.36	8.86	2.16	0.20
	1909	67.11	44.91	24.08	9.63	2.50	0.23
1910	67.26	44.94	23.98	9.76	2.56	0.22	

Table 2: Probability of surviving from the exact age 60 to the exact age x, males, France, cohorts 1890–1910 (in %)

Age x:		70	75	80	85	90	95
Cohort	1890	71.74	53.50	33.96	17.10	6.10	1.33
	1891	71.96	53.43	33.76	16.92	6.90	1.28
	1892	72.01	53.71	34.17	17.19	6.24	1.34
	1893	71.82	53.39	33.94	17.30	6.29	1.43
	1894	71.90	53.74	34.51	17.68	6.45	1.51
	1895	71.80	53.49	34.50	17.93	6.48	1.46
	1896	71.84	53.18	34.09	17.67	6.53	1.55
	1897	71.80	53.13	34.12	17.78	6.63	1.68
	1898	71.68	53.17	34.58	18.00	6.92	1.67
	1899	71.22	53.07	34.46	18.30	6.96	1.68
	1900	71.50	53.52	35.19	18.56	7.31	1.89
	1901	71.51	53.66	35.56	18.98	7.58	1.90
	1902	71.82	54.30	36.26	19.55	8.40	2.60
	1903	72.26	54.98	36.84	20.27	8.45	2.15
	1904	72.59	55.29	37.32	20.85	8.85	2.32
	1905	72.90	56.04	38.10	21.61	9.33	2.42
	1906	73.05	56.22	38.32	22.50	9.52	2.47
	1907	73.36	57.02	39.40	22.91	9.90	2.68
	1908	73.81	57.44	40.10	23.71	10.35	2.84
	1909	74.60	58.46	41.21	24.68	10.89	2.95
1910	74.99	59.17	42.29	25.57	11.36	3.19	

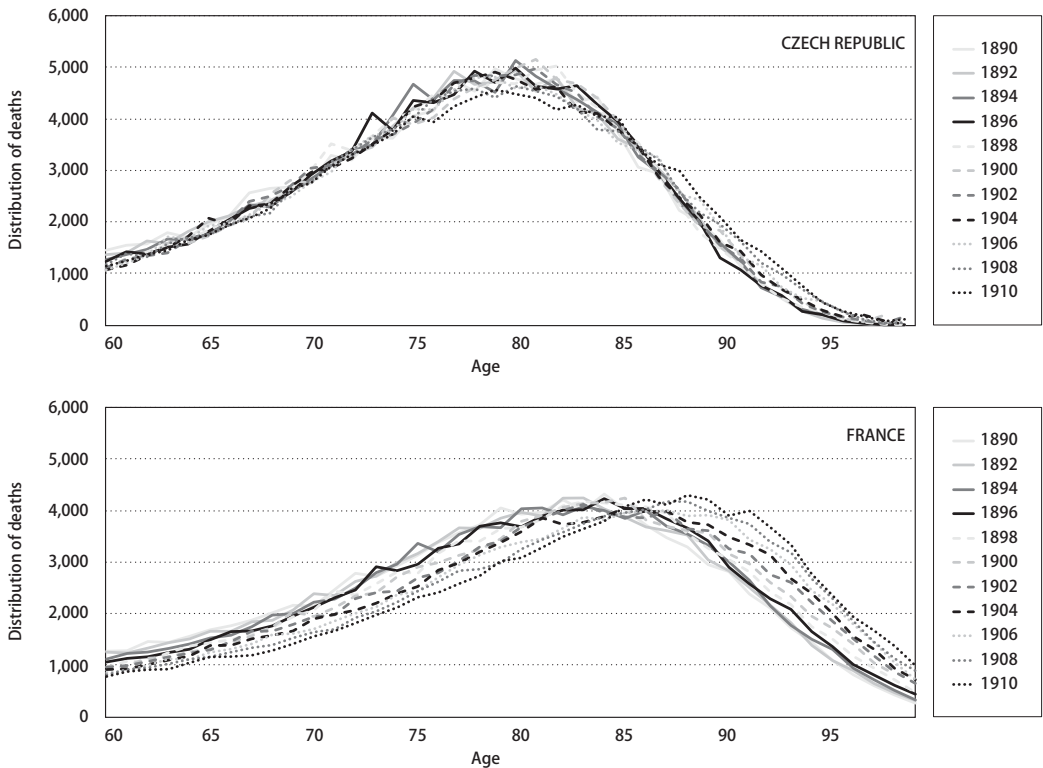
Table 3: Probability of surviving from the exact age 60 to the exact age x, females, Czech Republic, cohorts 1890–1910 (in %)

Age x:		70	75	80	85	90	95
Cohort	1890	80.05	63.69	41.45	18.70	4.84	0.36
	1891	80.35	63.68	41.42	18.58	4.56	0.33
	1892	80.81	64.38	41.69	19.34	4.71	0.33
	1893	81.30	64.44	41.63	19.04	4.44	0.34
	1894	81.60	64.85	42.05	19.23	4.91	0.46
	1895	81.75	64.61	41.81	19.63	4.66	0.40
	1896	81.88	64.68	42.14	19.26	4.49	0.45
	1897	81.92	64.48	42.03	19.35	4.73	0.44
	1898	82.06	64.63	42.41	19.28	4.92	0.55
	1899	81.92	64.39	42.19	19.29	4.98	0.53
	1900	82.17	65.67	44.21	20.48	6.09	0.75
	1901	81.84	64.61	42.72	19.76	5.48	0.73
	1902	81.90	65.31	43.10	20.30	5.70	0.81
	1903	82.43	65.99	43.29	20.59	6.22	0.84
	1904	81.86	65.47	42.71	20.74	6.09	0.85
	1905	82.10	65.75	43.19	21.04	6.50	1.01
	1906	82.18	65.71	43.40	21.74	6.72	1.04
	1907	82.30	65.55	43.88	22.34	7.18	1.00
	1908	82.32	65.68	43.96	22.58	7.48	1.00
	1909	82.46	65.89	44.65	23.44	7.88	1.13
	1910	82.51	66.32	45.32	24.15	8.23	1.17

Table 4: Probability of surviving from the exact age 60 to the exact age x, females, France, cohorts 1890–1910 (in %)

Age x:		70	75	80	85	90	95
Cohort	1890	83.09	70.05	52.38	32.25	14.97	4.39
	1891	83.56	70.44	52.77	32.45	15.14	4.44
	1892	83.72	70.63	53.09	33.01	15.47	4.66
	1893	84.06	71.30	53.77	33.92	15.93	5.02
	1894	84.38	71.62	54.34	34.54	16.34	5.18
	1895	84.67	71.67	54.81	35.24	16.78	5.41
	1896	85.08	72.43	55.56	35.99	17.25	5.68
	1897	85.19	72.74	55.97	36.51	17.83	5.97
	1898	85.56	73.27	56.99	37.34	18.64	6.40
	1899	85.64	73.66	57.67	38.08	19.48	6.81
	1900	85.93	74.34	58.73	38.96	20.26	7.25
	1901	86.17	74.70	59.49	40.00	21.30	7.63
	1902	86.19	75.06	59.93	40.60	21.86	7.91
	1903	86.63	75.64	60.59	41.67	22.62	8.37
	1904	86.80	76.15	61.29	42.69	23.44	8.48
	1905	86.92	76.57	61.93	43.54	24.42	8.96
	1906	87.26	77.08	62.62	44.64	25.17	9.39
	1907	87.69	77.99	63.86	45.97	26.07	9.79
	1908	87.91	78.24	64.53	46.82	26.80	10.10
	1909	88.27	78.91	65.64	48.24	27.90	10.65
	1910	88.62	79.33	66.27	49.14	28.55	11.06

Figure 5: Distribution of deaths from the cohort life table, population at ages 60 and over, the Czech Republic (upper graph) and France (lower graph), females, cohorts 1890–1910



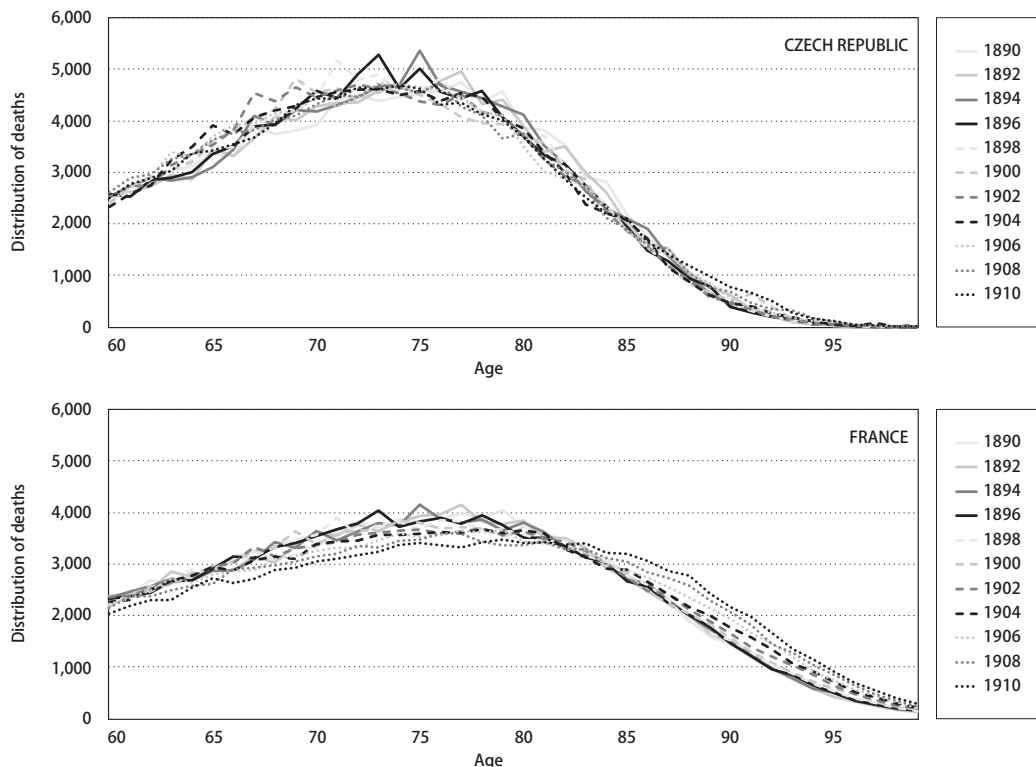
Source: Czech Statistical Office (Czech Republic); HMD (France); authors' calculation.

because it does not involve the possible influence of a larger share of survivors (and logically also deaths) at the highest ages on the whole variability of the distribution. Further on in this analysis this fact will also be confirmed by quantitative analysis. From Figure 6 it seems that the variability for males is almost the same across all the Czech cohorts analysed. Only the several youngest cohorts can be taken as an exception, as in these cohorts the number of deaths increased at the highest ages, which could explain the increase in the variability of ages at death. For French males we can see both – rising variability of ages at death and a shift in the distribution to higher ages. Moreover, it is apparent that the variability of ages at death is clearly significantly higher for the French population than the Czech population, where deaths are visibly more concentrated around the mode. However, all the described changes

of variability of ages at death must also be evaluated numerically.

For the purpose of this article we can use, for example, the interquartile range (IQR) as an indicator of variability of ages at death. This indicator is traditionally used in this type of analysis and it is also easy to calculate and interpret. The changes in variability could also be studied more in-depth using some other indicators – one of the best-known ones, for example, is the standard deviation of ages at death calculated only for ages above the mode ('standard deviation above the mode' in short). This measure can be used to reveal the changes in the variability of ages at death at the very oldest ages. It describes the changes at the end of the curve of the distribution of deaths. To use this indicator correctly, however, the cohort life tables would have to end at the same age so that the results would be comparable for both populati-

Figure 6: Distribution of deaths from the cohort life table, population at ages 60 and over, the Czech Republic (upper graph) and France (lower graph), males, cohorts 1890–1910



Source: Czech Statistical Office (Czech Republic); HMD (France); authors' calculation.

ons studied. Moreover, this indicator is not directly connected to the hypothesis of mortality compression because it does not deal with the concentration of ages at death around the mode.

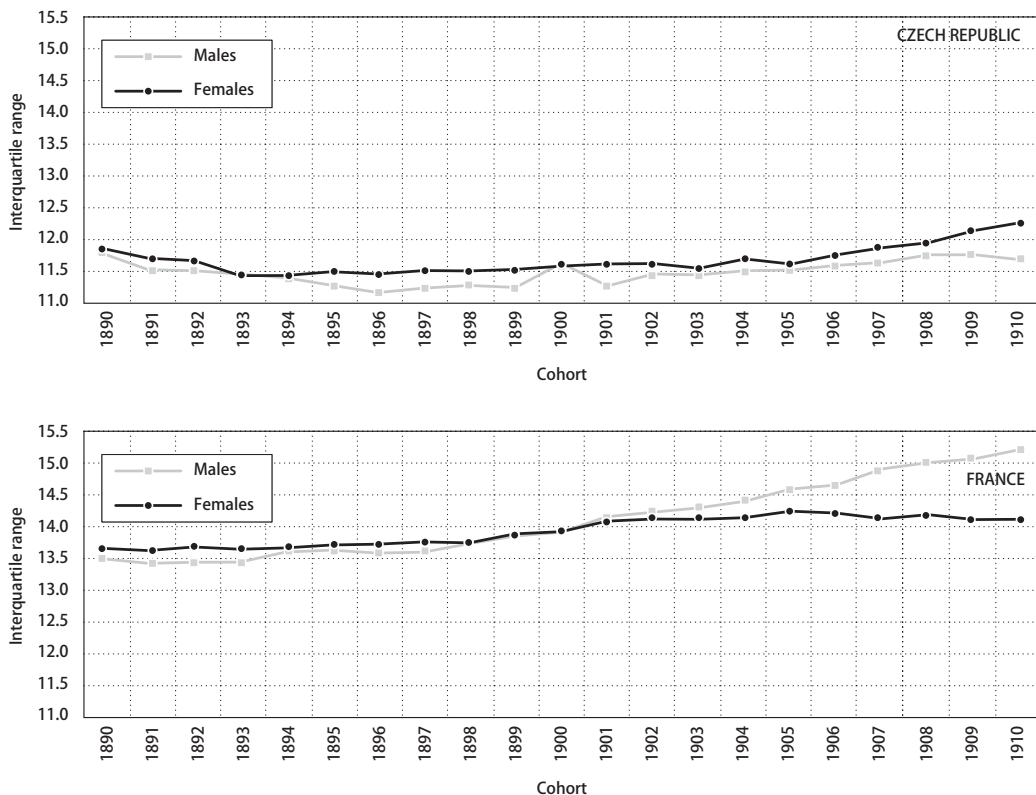
Another indicator (perhaps the best known one) dealing with the variability of ages at death is the index of entropy. This indicator expresses the rate of uncertainty in the studied mortality distribution and it is used often in population biology and in the analysis of the rectangularisation process (Keyfitz – Caswell, 2005; Hulíková Tesárková, 2012b). It can be calculated from the values of the survival curve according to Keyfitz and Caswell (2005: 80; with the necessary change of the symbols) as:

$$H = - \frac{\int_{60}^{\omega} [\log l(x)] * l(x) dx}{\int_{60}^{\omega} l(x) dx}$$

where H is the index of entropy, ω is the highest attainable age in the life table and $l(x)$ is traditionally the survival curve. If entropy is equal to zero, this would mean that mortality is concentrated at one age. The value of one would be another extreme value of entropy, in which case the intensity of mortality would be the same at every age (Keyfitz – Caswell, 2005: 80). This indicator can thus be used to characterise the overall shape of the survival curve and changes to it. Moreover, it is also easy to calculate this measure and the results are relatively clear.

Therefore, the IQR and entropy were both selected as indicators representing the total variability of ages at death relevant to the process of mortality compression and changes in the shape of the survival curve related to the process of rectangularisation. Again we will use the cohort life tables calculated for ages 60 and over.

Figure 7: Development of the IQR of ages at death, the Czech Republic (upper graph) and France (lower graph), males, females, cohorts 1890–1910



Source: Czech Statistical Office (Czech Republic); HMD (France); authors' calculation.

At first, all the ages at death for each sex were divided into 4 quarters so that the IQR is the age range in which 50 % of deaths occur without the lowest and highest quarters. If the values of the IQR are decreasing, then the majority of deaths are concentrated in a narrower age interval surrounding the median of ages at death. This would be in accordance with the assumptions of the hypothesis of mortality compression.

As Figure 7 shows, in the Czech Republic the variability of ages at death had a decreasing tendency among both men and women in the oldest cohorts analysed. The variability began to increase again among cohorts born around the end of the 19th century. The temporal increase among Czech males in the 1900 cohort is a result of the special mortality pattern mentioned

above (slightly higher mortality at ages up to ca 70 and lower mortality at ages above ca 75 than in preceding and subsequent cohorts). This exceptional situation is not apparent among females. The results confirm our assumptions that the variability of ages at death did not decrease, as the hypothesis of mortality compression would assume. This would mean that the process apparent in our cohorts does not correspond fully to the hypothesis as formulated by *Fries* (1980) and to all its assumed features.

For the French population a rapid increase in the variability of ages at death could be seen among males, as the graph of the distribution of deaths suggests (Figure 6). However, the situation of females is more interesting because the variability of ages at death increased slowly and with some simplifica-

tion it could be said that the values remained nearly constant for all the cohorts in the analysis (especially the cohort born in 1901 and after). This confirms the conclusion that among French females the variability of ages at death did not change much, and rather the whole distribution shifted to higher ages (as is apparent in Figure 5). This is inconsistent with the assumptions of the hypothesis of rectangularisation or compression (where both these processes should occur simultaneously), so it could be said that the hypothesis was not proved, and nor was the existence of any theoretical limit of the lifespan.

Keyfitz and Caswell (2005: 81) claim that the indicator of entropy expresses the 'degree of concavity' of the survival curve, as deaths are still more concentrated around the mode. The values of the index of entropy (Table 5) are relatively high, especially for males, in our studied populations. This indicates a steep decrease in the survival curve above the age 60 for all the studied cohorts. From the values of entropy

it is clear that the shape of the survival curve did not change much for Czech females or for French males in the studied cohorts (except the latest ones). A more concave curve with less uncertainty about ages at death is apparent only for French females. This development is usually taken as a positive one (*Keyfitz – Caswell*, 2005: 81). The opposite trend can be seen in the case of Czech males in the studied cohorts. The index of entropy increased what could be interpreted as the effect of negative mortality conditions during the second half of the 20th century. The index value for the latest cohorts of Czech males (above 0.49) represents a steeply and rapidly decreasing survival curve with no tendency towards rectangularisation.

Also of interest would be to compare period and cohort life expectancy. For this purpose we used cohort life expectancies at age 60 from the cohort life tables constructed above (cohorts 1890–1910). Those values were compared with period indicators published

Table 5: Index of entropy, the Czech Republic and France, males, females, cohorts 1890–1910

Cohort	Czech Republic		France	
	Males	Females	Males	Females
1890	0.463	0.387	0.487	0.401
1891	0.458	0.385	0.487	0.398
1892	0.463	0.381	0.487	0.398
1893	0.464	0.376	0.489	0.395
1894	0.462	0.378	0.489	0.393
1895	0.463	0.376	0.489	0.391
1896	0.467	0.374	0.491	0.387
1897	0.472	0.375	0.492	0.387
1898	0.470	0.375	0.493	0.384
1899	0.474	0.377	0.497	0.383
1900	0.487	0.375	0.495	0.379
1901	0.476	0.381	0.497	0.377
1902	0.484	0.380	0.497	0.377
1903	0.479	0.378	0.494	0.373
1904	0.482	0.382	0.494	0.370
1905	0.488	0.382	0.491	0.368
1906	0.489	0.383	0.491	0.364
1907	0.490	0.384	0.489	0.359
1908	0.494	0.386	0.486	0.357
1909	0.493	0.387	0.480	0.352
1910	0.491	0.385	0.476	0.349

Source: Czech Statistical Office (Czech Republic); HMD (France); authors' calculation.

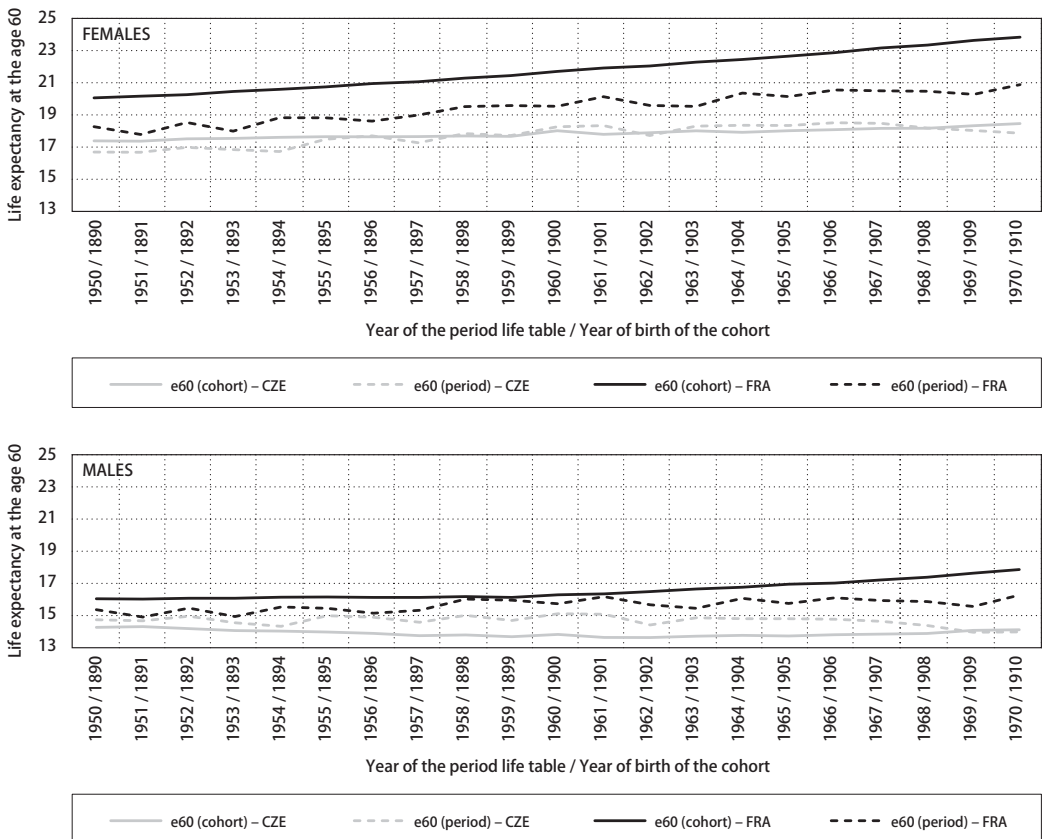
in the Human Mortality Database. Life expectancy at age 60 from our cohort life tables, for example, for the 1890 cohort, was compared with period life expectancy at age 60 from the period life tables for the year 1950. That means that those life expectancies are comparable.

As we can see (Figure 8), the two life expectancies are almost identical for females in the Czech Republic; this is owing to the relatively stable development of mortality for those cohorts. Only for the latest cohorts do we see cohort mortality start to surpass period life expectancy. The reason for this is the more recent improvement of mortality at higher ages among the youngest cohorts. For females in France the situati-

on is completely different. There cohort life expectancy at age 60 is approximately 2 years higher than period life expectancy. This is the result of the mortality improvements that occurred during the second half of the 20th century.

By contrast, for Czech males the period indicator was higher than the cohort indicator in almost all the generations analysed. From this it can be concluded that in a situation of increasing mortality cohort life expectancy has the tendency to be lower than period life expectancy and vice versa. This fact could be important above all in those situations where period indicators are used for estimates pertaining to the future of the cohorts. This conclusion is al-

Figure 8: Comparison of the period and cohort life expectancy at the exact age 60, the Czech Republic, France, females (upper graph), males (lower graph)



Source: HMD (period measure); authors' calculation (cohort measure).

so supported by the results for French males. The cohort measure is significantly higher than the period measure because of the decrease in mortality and the rising variability of ages at death during the latest years analysed (Figures 7 and 8).

CONCLUSION

This article presented a basic comparison of the period and cohort perspectives of demographic analysis. The populations of the Czech Republic and France were chosen for this comparison. We focused on adult mortality, which was defined as mortality at ages 60 and over. In the theoretical part of the text several concepts dealing with mortality development at those ages were mentioned, and the hypothesis of the rectangularisation of the survival curve or mortality compression was chosen as the basis for the analysis. This hypothesis asserts that changes in the survival curve cause the curve to assume an increasingly rectangular shape as the variability of ages at death decreases around the mode (*Fries, 1980*). Empirical confirmation of this hypothesis cannot be taken as a direct proof of the existence of some fixed limit to human life, however it could suggest that there may be a way of using this type of analysis to find such a limit.

The focus on the highest ages was not the only reason why only ages 60 and over were considered in the analysis. The second reason was the availability of the necessary data. The time series of cohort data, which could only be taken from one source, is shorter in the Czech Republic than in France. So we decided to analyse in both countries cohorts born in 1890–1910, who began to reach the age of 60 in 1950 and after and can now be considered to be extinct. These cohorts were also studied with respect to the period effect observable during the second half of the 20th century.

The basic analysis of the cohort life tables proved that especially in France mortality improvements are observable not only in the period perspective but across all the cohorts analysed. However, the analysis also revealed that the variability of ages at death increased rapidly, which contradicts the assumptions of the hypothesis as it was originally formulated. Almost the same development was observed for

Czech females, but for Czech males the development and pattern of cohort mortality was strongly influenced by unfavourable period changes (particularly during the 1960s, the 1970s and partly also the 1980s).

The indicator of entropy was used to perform a quantitative analysis of the shape of the survival curve. The decreasing values of this indicator observed among French cohorts (for males only among the youngest cohorts) express a positive change in the shape of the survival curve at the highest ages, where the curve becomes more concave. These results combined with the increasing variability of ages at death for males (indicated by increasing IQR values) and the relatively stable variability of the IQR for French females allow us to conclude that the hypothesis about the simultaneous rectangularisation and mortality compression does not hold true for the French cohorts. The described development instead involved mortality shifting, where the whole survival curve is more or less shifted to higher ages with nearly unchanged (or even higher) variability of ages at death.

The above analysis showed that mortality development in the Czech Republic (represented by the same range of cohorts) was not as positive as in France. For Czech females the shape of the survival curve and the distribution of deaths remained almost unchanged. The IQR and entropy indicators also showed this. According to this, mortality among Czech females could be regarded as having stagnated. For Czech males the situation was even worse. The index of entropy revealed an even more steeply decreasing survival curve than among females. At the same time, the variability of ages at death increased. These observations indicate a process of drectangularisation or expansion of mortality, which means that the hypothesis did not prove true for the Czech population either. However, further analysis of this development would be required in order to determine whether future cohort mortality development will be more like that in France (mortality shifting) or will conform more to the assumptions of the hypothesis of mortality compression and rectangularisation. From the cohorts analysed in this paper, the assumptions of *Fries* (1980) or about any limit of the human lifespan were not proved for either

of the populations studied, though the development in each of them differed significantly.

All the analyses above were based on cohort life tables constructed only for ages 60 and over. The construction of complete cohort life tables is still a challenge that Czech demography is now faced

with. It is highly data-demanding. But this analysis proved that conclusions based on cohort analysis may be significantly different from conclusions based on period data. This could be important for future plans and estimates, for example, in connection with social or pension reforms.

References

- Bell, F. C. – Miller, M. L. 2002. Life Tables for the United States Social Security Area 1900–2100. *Actuarial Study*, No. 116.
- Bolander, A. M., 1970. A Study of Cohort Mortality in the Past Hundred Years in Cohort Mortality of Sweden, Three studies describing past, present, and future trends in mortality. National Central Bureau of Statistics, *Statistical Report*, pp. 5–51.
- Bomsdorf, E. 1993. Future Developments in Mortality and Life Expectancy among Birth Cohorts of 1903–1993, Germany. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, Vol. 19, No. 1, pp. 93–103.
- Bourbeau, R. – Légaré, J. – Émond, V. 2004. *New birth cohort life tables for Canada and Quebec, 1801–1991*. Statistics Canada, Demography Division, Catalogue no. 91F0015MIE — No. 003, ISSN 1205-996X
- Canudas-Romo, V. 2008. The modal age at death and the shifting mortality hypothesis. *Demographic Research*. 2008, Vol. 19, Article 30, pp. 1179–1204. <<http://www.demographic-research.org/volumes/vol19/30/19-30.pdf>>.
- Case, R. A. M. et al. 1962. *Chester Beatty Research Institute Serial Abridged Life Tables: England and Wales, 1841–1960*. London: The Chester Beatty Research Institute.
- Delaporte, P. 1941. Évolution de la mortalité en Europe depuis les origines des statistiques de l'état civil. *Étude démographique*, No. 2, Paris: Imprimerie nationale, 156 p.
- Fries, J. F. 1980. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *The New England Journal of Medicine*. 1980, pp. 130–135. [cit. 2009-02-16]. <<http://www.scielo.org/pdf/bwho/v80n3/v80n3a12.pdf>>.
- Gavrilov, L. A. – Gavrilova, N. S. 1991. *The biology of life span: A quantitative approach*. Harwood Academic Publishers GmbH, Chur, Switzerland, 1991, 385 p.
- Gavrilova, N. S. – Gavrilov, L. A. 2011. Ageing and longevity: Mortality laws and mortality forecasts for ageing populations [In Czech: Stárnutí a dlouhověkost: Zákony a prognózy úmrtnosti pro stárnoucí populace]. *Demografie*. 2011, Vol. 53, No. 2, pp. 109–128. <<http://longevity-science.org/pdf/Demografie-English-2011.pdf>>.
- Harris, T. F. 2009. *Living to 100 and Beyond*. ACTEX Publications, Inc. 2009, 240 p. ISBN 978-1-56698-699-1.
- Hulíková Tesárková, K. 2012a: Modely křehkosti a jejich aplikace v demografii. *Demografie*. 2012, Vol. 54, No. 1, pp. 25–36.
- Hulíková Tesárková, K. 2012b. *Selected methods of mortality analysis focused on adults and the oldest age-groups*. Dizertační práce (Ph.D.). Univerzita Karlova v Praze, katedra demografie a geodemografie, Praha, 2012, 259 p.
- Hulíková Tesárková, K. – Mazouch, P. 2012. *Cohort effects in period mortality data*. Conference paper. European Working Group on Health, Morbidity and Mortality workshop: New measures of mortality – what do they mean? Tallinn, Estonia, 5.–7. September 2012.
- Jacobson, P. H. 1964. Cohort Survival for Generations since 1840. *Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 43, pp. 36–53.
- Keyfitz, N. – Caswell, H. 2005. *Applied mathematical demography*. Springer Science and Business Media, Inc. 3rd edition. ISBN: 0-387-22537-4.
- Lancaster, H. O. 1959. Generation Life Tables for Australia. *Australian Journal of Statistics*, No. 1.
- Mazouch, P. – Tesárková, K. 2010. *Different ways of mortality modeling*. European Population Conference 2010, Vienna, Austria, 1.–4. September 2010. European Association for Population Studies.
- Mazouch, P. – Hulíková Tesárková, K. 2012. *Cohort mortality pattern modeling – model application to Swedish cohort data*. European Population Conference 2012, Stockholm, Sweden, 13.–16. June 2012. European Association for Population Studies.
- Pavlík, Z. – Rychtaříková, J. – Šubrtová, A. 1986. *Základy demografie*. Praha: Academia.
- Philipov, D. – Jasilioniene, A. 2008. Union formation and fertility in Bulgaria and Russia: A life table description of recent trends. *Demographic Research*, Vol. 19, No. 62, pp. 2057–2114.

- Piasecki, E. 1984. An attempt to construct cohort life tables for people born in the nineteenth and first half of the twentieth century on the basis of data from parish registers. *Materiały i prace antropologiczne*. 1984 (105): 147–65. Polish.
- Rychtaříková, J. – Řehák, J. – Caselli, G. – Meslé, F. – Vallin, J. 1994. *Analysis of mortality in the Czech Republic: causal models of mortality changes in generations and the international comparative analysis*, 67 p. Final report of the research project of the Central European University, grant No. 879, category G.
- Ryder, N. B. 1965. The Cohort as a concept in the study of social change. *American Sociological Review*, Vol. 30(6), pp. 843–861.
- Schoen, R. – Urton, W. L. 1979. *Marital Status Life Tables for Sweden, Years 1911–1973 and Cohorts Born 1885/89–1940/44*. Urval, Published by the National Central Bureau of Statistics, Stockholm, No. 10, 272 p.
- Shumanty, R. 2012. *Period and cohort mortality in Quebec and in Canada since 1921*. Conference paper. European Working Group on Health, Morbidity and Mortality workshop: New measures of mortality – waht do they mean? Tallinn, Estonia, 5.–7. September 2012.
- Statistics New Zeland. 2006. *A History of Survival in New Zealand: Cohort life tables 1876–2004*. ISBN 0-478-26987-0, 0-478-26986-2.
- Tas, R. F. J. 1991. Cohort Life Tables for the Netherlands by Age and Sex Derived from Observations during the Period 1860–1989. *Maandstatistiek Van de Bevolking*, Netherlands, Vol. 39, No. 6, pp. 15–26.
- Vallin, J. 1973. *La mortalité par génération en France depuis 1899*. Paris: Presses Universitaires de France, INED, Cahier No. 63, 483 p.
- van Poppel, F. – Tabeau, E. – Willekens, F. 1996. Trends and Sex Differentials in Dutch Mortality Since 1850: Insights from a Cohort- and Period-Perspective. *Genus*, Vol. LII, No. 3–4, Luglio-Dicember, pp. 107–134.
- Vaupel, J. – Manton, K. – Stallard, E. 1979. The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality. *Demography*, 1979, Vol. 16, pp. 439–454.
- Vaupel, J. W. – Yashin, A. I. 1985. Heterogeneity's ruses : Some surprising effects of selection on population dynamics. *The American Statistician*, 1985, Vol. 39, No. 3, pp. 176–185.
- Vaupel, J. W. 1997. Trajectories of mortality at advanced ages. In: WACHTER, K.W. – FINCH, C.E. (eds.). *Between Zeus and the Salmon : Biodemography of Longevity*. Washington, D.C.: National Academy Press, 1997, pp. 17–37. ISBN 0-309-05787-6.
- Veys, D. 1981. De sterftetafels, transversaal en longitudinaal, in België. *Bevolking en Gezin*, No. 2, pp. 205–227.
- Wachter, K. W. 1997. Introduction. In: Wachter, K. W. – Finch, C. E. (eds.). *Between Zeus and the Salmon : The Biodemography of Longevity*. Washington, D.C.: National Academy Press, 1997, pp. 1–16. ISBN 0-309-05787-6.
- Wilmoth, J. R. 1997. Search of limits. In: Wachter, K. W. – Finch, C. E. (eds.). *Between Zeus and the Salmon : The Biodemography of Longevity*. Washington, D.C.: National Academy Press, 1997, pp. 38–64. ISBN 0-309-05787-6.
- Wilmoth, J. R. – Andreev, K. – Jdanov, D. – Gleij, D. A. 2007. *Methods Protocol for the Human Mortality Database*. Human Mortality Database, 2007. <<http://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf>>.
- Young, C. M. 1969. *An Analysis of the Population Growth and Mortality of Selected Birth Cohorts in Australia*. Ph.D Thesis, Department of Demography, Australian National University, Canberra.

KLÁRA HULÍKOVÁ TESÁRKOVÁ

completed her doctoral studies in demography in 2012 at the Faculty of Science of Charles University in Prague, where she has worked since 2008 in the Department of Demography and Geodemography. Her research focuses on demographic methodology (methods of mortality analysis, the application of mathematical and statistical methods in demography) and applied demography (focused on education and life-insurance).

PETR MAZOUCH

completed his doctoral studies (Ph.D.) in statistics in 2010 at the Faculty of Informatics and Statistics of the University of Economics in Prague. In 2006 he began working as an assistant professor at the same faculty in the Department of Statistics and Probability (to 2010), then in the Department of Demography (2010–2011), and then in the Department of Economic Statistics (2010 – the present). His teaching and research specialisation is in the field of human capital and other socio-economic relations, mortality patterns and applied demography.

Appendix 1 | Countries with constructed and published cohort life tables

Country	Notes	Citation of a publication or source
Canada	Generations 1801–1991	Bourbeau, R. – Légaré, J. – Émond, V. (2004)
New Zealand	Generations 1876–1935	Statistics New Zeland (2006)
United Kingdom	Based on historical mortality rates from 1981 to 2008 and on projections	http://www.statistics.gov.uk/downloads/theme_population/Interim_Life/period_cohort_tables_index08.pdf
Poland	10-year periods from 1801 to 1950	Piasecki E. (1984)
USA	For births in decennial years 1900 through 2000	Bell, F. C. – Miller, M. L.
Germany	Generations 1903–1993	Bomsdorf, E. (1993)
England and Wales	Generations 1841–1960	Case, R. A. M., et al. (1962)
Australia		Lancaster, H. O. (1959), Young, C. M. (1969)
Belgium		Veys, D. (1981)
France		Delaporte, P. (1941), Vallin, J. (1973)
Netherlands	Generations 1850–1989	Tas, R. F. J. (1991), Van Poppel, F. – Tabeau, E. – Willekens, F. (1996)
Sweden	Generations 1885/89–1940/44	Schoen, R. – Urton, W. L. (1979), Bolander, A.-M. (1970)
United States	Generations since 1840	Jacobson, P. H. (1964)
Bulgaria, Russia	Life tables for various life course events, constructed for four real cohorts, 1940–44, 1950–54, 1960–64 and 1970–74	Philipov, D. – Jasilioniene, A. (2008)

Appendix 2 | Constructed cohort life tables available in the Human Mortality Database

Country	Notes
Denmark	Generations 1835–1917
Finland	Generations 1878–1918
France	Generations 1816–1916
Iceland	Generations 1838–1917
Italy	Generations 1872–1916
Netherlands	Generations 1850–1917
Norway	Generations 1846–1917
Sweden	Generations 1751–1917
Switzerland	Generations 1876–1916

Source: Human Mortality Database (www.mortality.org), cited in March 2011.

REDAKČNÍ SDĚLENÍ A VÝZVA K ZASLÁNÍ PŘÍSPĚVKŮ

Vážení čtenáři,

Redakční rada rozhodla, že v 55. ročníku revue Demografie (2013) bude číslo 3 připraveno jako monotematické. Jako zaměření tohoto čísla bylo zvoleno téma „Plánování rodičovství“. Žádáme čtenáře a příspěvatelé Demografie o nabídku příspěvků. Jako dílčí témata bude redakce preferovat analýzy výstupů demografické statistiky, výběrových šetření plodnosti, sociologických průzkumů a anket, informace z workshopů a konferencí zaměřených k tomuto tématu. Zájem bude zejména upřen na změny postojů obyvatelstva k plánování rodičovství a preferencím reprodukčního modelu rodiny v posledních dvou desetiletích.

Nabídky příspěvků a své další náměty k monotematickému číslu Demografie zasílejte, prosíme, redakci elektronicky do 31. 5. 2013 na adresu redakce@czso.cz. Monotematické číslo vyjde v 1. polovině září 2013. Akceptovány budou příspěvky v českém a anglickém jazyce s tím, že anglicky psané příspěvky vybrané k publikaci budou otištěny v angličtině. Autorům předběžně vybraných příspěvků budou zaslány podrobné dispozice.

Marie Průšová
výkonná redaktorka

PRIESKUM POSTOJOV K RODINE A REPRODUKЦИИ V URBÁNNOM PROSTREDÍ BRATISLAVY A NA SLOVENSKU

Michal Katuša – Jozef Mládek – Branislav Bleha

ABSTRACT

The article focuses on the reproductive and family behaviour of the population of Bratislava by combining official statistical data with the results of a survey completed in 2009. With respect to the substantial demographic changes that have occurred in the past 15–20 years, Bratislava appears to be ahead of other urban and rural populations in Slovakia, because the postponement of fertility and other changes began taking place there sooner. The extent of the changes also seems to be stronger in Bratislava than in other regional populations. The survey thus constitutes a case study of an urban population, who seem to be displaying a pioneering pattern of behaviour within Slovakia. The main goal of the study is to show, using a quantitative survey, what attitudes and preferences are typical of (in particular) young people in Bratislava and what ideational shifts and differences have occurred, compared to the results of previous surveys published several years ago. The question of a shift from tradition and altruism to modernity and liberalism is under discussion.

Keywords: reproductive behaviour, family behaviour, Bratislava, Slovakia, survey

Demografie, 2013, 55: 47–66

ÚVOD

Náš príspevok sa pohybuje v tej sfére demografie a populačných štúdií, ktorým je venovaná v transformujúcich sa krajinách strednej a východnej Európy zrejme najväčšia pozornosť. Na Slovensku má však demografia v predmetnej oblasti výskumu reprodukčných a rodinných zámerov v kontexte spoločenskej transformácie, ešte viaceré „podlžnosti“. V tomto príspevku sa pokúšame vyplniť jedno z nezmapovaných miest, ktorou je skúmanie hodnotových zmien v urbánnom prostredí, postavenom ako protiklad k ostatnej populácii Slovenska.

Ústredným cieľom príspevku je pomocou kvantitatívneho prieskumu vyhodnotiť ideové postoje a zámery v oblasti reprodukčného a rodinného správania v urbánnom prostredí na príklade populácie

hlavného mesta Slovenska Bratislavy. Populácia Bratislavy nebola vybraná náhodou. Na príklade oficiálnych pramenných dát poukazujeme jednak na hĺbku a razanciu demografických zmien v populácii Bratislavy, ale aj na odlišnosti a iné načasovanie a tempo zmien v porovnaní s celou slovenskou populáciou. Ukazuje sa, že Bratislava predbieha aj ostatné relatívne urbanizované populácie ostatných najväčších krajských miest, preto sa jednoznačne javí ako pionierska populácia v rámci Slovenska.

Analýza tvrdých štatistických dát však tvorí iba určitý odrazový mostík pre kvantitatívny prieskum uskutočnený v roku 2009. Jeho hlavným cieľom bolo zmapovanie postojov a zámerov Bratislavčanov k rodine a reprodukcii, primárne z aspektu určitej vývojevej dichotómie (od altruizmu a konzervativizmu

ku liberalizmu a individualizmu), sekundárne z aspektu náhľadu na Bratislavu ako výrazne „liberálnejší“ populačný celok v rámci relatívne konzervatívneho, stále pomerne religiózne založeného Slovenska, minimálne čo sa oficiálnych cenzálnych údajov týka.

Pod označením liberalizmus (latinsky liber – slobodný, liberalis – slobody sa týkajúci, slobodomyselný) v reprodukčnom a rodinnom správaní si predstavujeme súhrn slobodomyselných názorov, snáh zbaviť sa tradícií, zvyklostí a dogiem v rámci rodinného a reprodukčného správania. Liberálne správanie sa zameriava na potreby a záujmy jedinca a nie na potreby a záujmy kolektívu. V oblasti reprodukčného a rodinného správania teda potreby jednotlivcov ako vlastná seberealizácia a individualizmus v protiklade k manželstvu, reprodukcii a zachovaniu rodu ako altruistického ponímania života.

Skutočne sú prejavy zmien v hodnotovej orientácii, tak ako ich vykresľujú a obhajujú zástancovia teórie druhého demografického prechodu, tak výrazné a signifikantné? Je to jedna z kľúčových otázok, na ktorú sa pokúšame hľadať odpoveď.

1. TEORETICKO-METODOLOGICKÉ VÝCHODISKÁ

V druhej polovici 20. storočia zaznamenala väčšina štátov západnej a severnej Európy zmeny v demografickom správaní obyvateľstva, ktoré sú považované za jedny z najvýznamnejších zmien v histórii a preto ich môžeme nazvať revolučnými a tvoriacimi druhý demografický prechod (*van de Kaa*, 1987, 2001; *Lesthaeghe*, 2001).

Na Slovensku a v ostatných postkomunistických krajinách východnej Európy sa začal prejavovať druhý demografický prechod najmä po roku 1989, kedy došlo k socio-ekonomickej transformácii celej spoločnosti. Avšak podmienky, za ktorých tieto zmeny prebiehali a prebiehajú v štátoch východnej Európy sú odlišné ako tie, ktoré ovplyvňovali tieto zmeny v západnej Európe. Vo východnej Európe môžeme nazvať tieto zmeny viac krízou ako zámerom (*Rychtaříková*, 1999). Mládek poukazuje na to, že zmeny vo východnej Európe sú spojené s negatívnym ekonomickým vývojom (*Mládek et al.*, 2006). *Rabušic* (2001) na druhej strane tvrdí, že ide o prirodzené zmeny

v správaní a hodnotových rebríčkoch jednotlivcov, ktoré prebiehajú v každej spoločnosti.

Tieto výrazné zmeny v demografickom správaní mali za následok, že v 90. rokoch dosiahla väčšina štátov strednej, východnej a južnej Európy hodnoty úhrnnej plodnosti nižšie ako 1,3, čo si vyžadovalo nové označenie takto nízkej plodnosti ako low-fertility (veľmi nízka plodnosť) (*Kohler – Billari – Ortega*, 2002). Aj na základe tohto nepriaznivého vývoja vznikla myšlienka hypotézy pasce nízkej plodnosti (*Lutz – Skirbekk – Testa*, 2006) a teda možnosti, že by sa plodnosť žien už nemusela vrátiť na pôvodnú úroveň.

Sobotka pomocou porovnania úhrnných plodností a očistených úhrnných plodností (adjTFR) európskych krajín však dokázal, že stav najnižšej nízkej plodnosti je v Európe spôsobený zvyšovaním priemerného veku matky pri pôrode a je iba dočasným trendom, pokiaľ sa odkladanie pôrodov nezastaví (*Sobotka*, 2004a). *Kohler, Billari a Ortega* (2002) taktiež pripúšťajú, že vývoj v časovaní plodnosti by mohol smerovať k zväčšujúcemu sa úzkemu vekovému intervalu najvyššej intenzity plodnosti žien, ktorý by bol vo vyšších vekoch.

Lesthaeghe (2001) vo svojej práci popísal 7 hlavných a 7 krajinno-špecifických faktorov, ktoré väčšou či menšou mierou prispievajú k odkladaniu rodičovstva. *Sobotka* (2004a) vyčleňuje nasledujúce okruhy vplyvu 1) *vplyv úrovne vzdelanosti*, 2) *konflikt medzi zamestnaním a rodičovstvom*, 3) *nezamestnanosť, neistota, ekonomické podmienky a načasovanie prvého pôrodu*, 4) *transformácia rodiny a partnerských vzťahov*, 5) *„antikoncepčná“ revolúcia a odklad pôrodov prvého poradia*. Každý z týchto okruhov zahŕňa širokú škálu rôznych čiastkových procesov, javov a súvislostí. Každý väčšou či menšou mierou prispieva k odkladaniu pôrodov, respektíve k zmene reprodukčného správania z modelu skorého rodičovstva na model neskorého rodičovstva.

Otázkou však zostáva či sa plodnosť žien po zastavení „fázy odkladania“ dostane na pôvodnú úroveň. V hodnotovom rebríčku obyvateľov dochádza k významným zmenám, prevláda rast individualizmu a emancipácie žien (*Marenčáková*, 2006). Dôraz sa kladie na seberealizáciu, kariéru a osobný úspech. Tradičné hodnoty rodiny sú tak ohrozené, čo ovplyvňuje hlavne sobášnosť a následne

aj pôrodnosť ako kľúčový proces demografického vývoja obyvateľstva.

Sociálne teórie vychádzajú často z predpokladu, že správanie ľudí sa deje v rámci istej racionality. Tento predpoklad je založený na teórii racionálnej voľby (rational choice theory), ktorej základ vychádza z neoklasicistických ekonomických teórií, z ktorých niektoré zohrali významnú úlohu aj pri vysvetlení plodnosti (Rabušic, 2001). McDonald (2002, 2004) tvrdí, že spoločnosť založená na novej trhovej ekonomike nie je schopná jednoduchej reprodukcie.

V našej štúdii sa teda snažíme pomocou kvantitatívneho prieskumu medzi mladými ľuďmi Bratislavy zmapovať, aké sú ich predstavy o ich budúcom reprodukčnom správaní a identifikovať obmedzujúce faktory, ktoré znižujú plodnosť, respektíve plodnosť mladých ľudí odďalujú. Populácia Bratislavy nebola zvolená náhodou, keďže mestské obyvateľstvo sa vyznačuje rozdielnym demografickým správaním a má rozdielne špecifiká. Vyznačuje sa nižšou plodnosťou, vyššou strednou dĺžkou života, lepším zdravím. Urbanizácia vo všeobecnosti zrýchľuje priebeh druhého demografického prechodu (Population Reference Bureau, 2004).

V rámci Slovenska bolo uskutočnených viacero prieskumov, ktoré sa dotýkajú predmetnej oblasti (Mistríková – Heřmanová – Volná, 1998; Mládek – Marenčáková – Širočková, 2006; Potančoková, 2009a; Matulnik et al., 2004). Náš prieskum priamo vychádzal z prieskumov vyhotovených v roku 1997 (Mistríková – Heřmanová – Volná, 1998) a 2004 (Mládek – Marenčáková – Širočková, 2006), ktorých výsledky sa snažíme v istej obmedzenej miere porovnávať a sledovať tak zmeny v čase. V rámci európskych zisťovaní sa Slovensko zúčastnilo na viacerých prieskumoch ako ESS (European Social Survey), ISSP (International Social Survey Programme), EVS (European Value Study), kde je možné získať aj údaje o reprodukčných a rodinných zámeroch z viacerých rokov.

Pri tvorbe nášho dotazníkového prieskumu a celej štúdie sme sa výrazne inšpirovali dotazníkovým prieskumom mapujúcim reprodukčné a rodinné správanie vysokoškôľákov na Slovensku v roku 2004 (Mládek – Marenčáková – Širočková, 2006a; 2006b) a aj skorším prieskumom z roku 1997 (Mistríková – Heřmanová – Volná, 1998). Tento prieskum sa venuje, ako sme už naznačili, reprodukčnému a rodinnému

správaní a do istej miery má poskytovať pohľad, respektíve perspektívu budúceho vývoja. Tento prístup nás priviedol k skúmaniu budúceho vývoja reprodukčného a rodinného správania Bratislavy a teda aj populácie celého Slovenska, keďže populácia Bratislavy predbieha v mnohých ukazovateľoch, reprodukčného a rodinného správania populáciu Slovenska (Katuša, 2008; 2010). Porovnaním týchto dvoch súborov a nášho prieskumu môžeme naznačiť vývoj, respektíve zmeny v oblasti populačnej klímy. Uvedomujeme si, že toto porovnanie nie je ideálne z hľadiska štruktúry a zloženia vzorky respondentov. Môže však poskytnúť určité informácie týkajúce sa časového vývoja, keďže všetky prieskumy vychádzali z rovnakej bázy otázok.

Pri charakteristike doterajšieho vývoja plodnosti v Bratislave vychádzame z údajov z evidencie o narodených v Bratislave. Tieto údaje nám boli, v čase dotazníkového prieskumu v roku 2009, poskytnuté len do roku 2007, pretože novšie údaje neboli k dispozícii. Údaje za ďalšie roky (2008–2011) nám už neskôr neboli poskytnuté a preto nie sú niektoré charakteristiky intenzity a časovania plodnosti za posledné roky dopočítané, keďže tieto údaje nie sú verejne dostupné a sú kľúčové pre výpočet niektorých ukazovateľov a charakteristík.

Z dôvodu obmedzeného rozsahu v štúdii vynechávame analýzy ostatných demografických procesov, ktoré sa podieľajú na rodinnom a reprodukčnom správaní. Pri hodnotení jednotlivých procesov sa zámerne nesnažíme veľmi zachádzať do hlbkovej interpretácie jednotlivých výsledkov a ponechávame tvorbu záverov na samotných čitateľov aj v prípade výsledkov prieskumu.

2. PLODNOSŤ POPULÁCIE BRATISLAVY NA ZÁKLADE BEŽNEJ EVIDENCIE

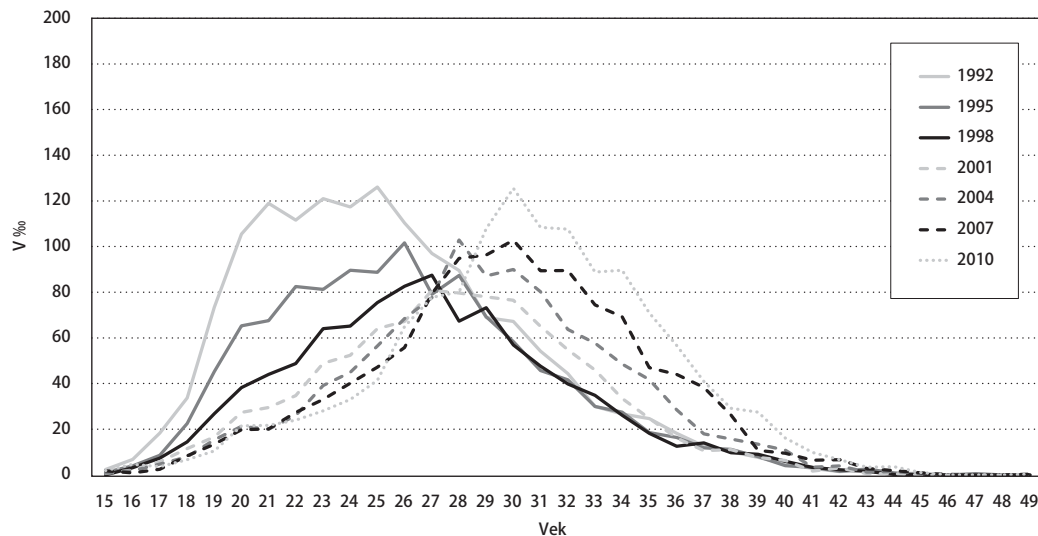
Plodnosť zaznamenala za posledných 15–20 rokov výrazné zmeny (Potančoková, 2007, 2008; Potančoková – Vaňo – Pilinská – Jurčová, 2008; Katuša, 2010). Tieto zmeny sa týkali hlavne intenzity a časovania plodnosti. Časovanie plodnosti charakterizuje zvyšovanie priemerného veku pri narodení dieťaťa počas celého obdobia. Tento nárast je spôsobený jednak odkladaním sobášov a následne aj pôrodov do vyššieho veku a na druhej strane zmenami v správaní a hodnotovom rebríčku obyvateľov.

Maximum vekovo špecifických mier plodnosti žien bolo v roku 1992 okolo veku 23 rokov, v roku 2010 je to až vo veku 30 rokov (graf 1). V Bratislave dochádza aj ku výraznej koncentrácii plodnosti do užšieho

vekového intervalu a taktiež rekuperácii odložených pôrodov. Podobný trend vo vývoji kriviek vekovo špecifických mier plodnosti ako Bratislava má aj Slovensko (graf 2), kde je však zjavné výrazné oneskorenie.

Graf 1: Vekovo špecifické miery plodnosti žien Bratislavy v období 1992–2010

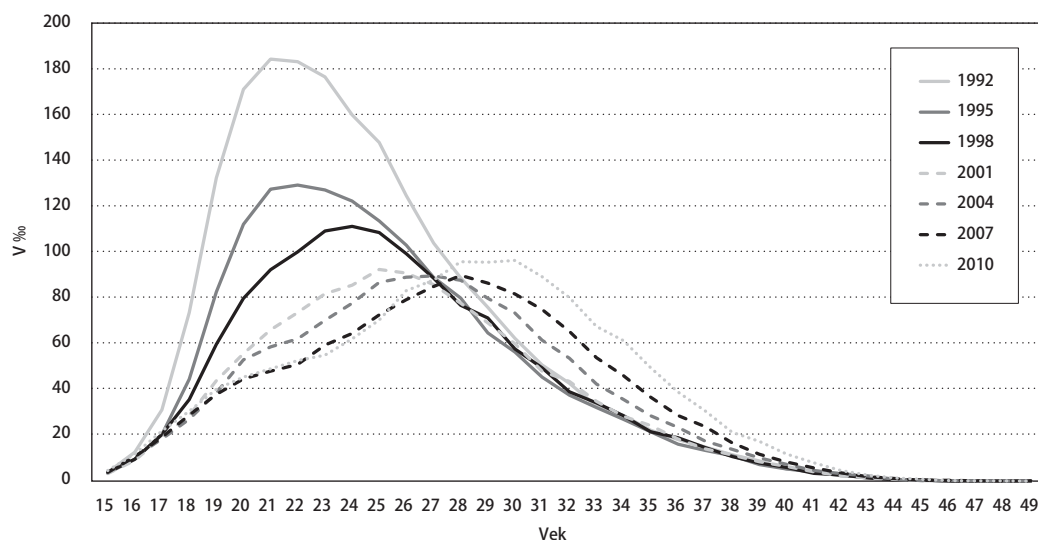
Age-specific fertility rates of women in Bratislava in 1992–2010



Pramen: Hlásenia o narodení (ŠÚ SR).

Graf 2: Vekovo špecifické miery plodnosti žien SR v období 1992–2010

Age-specific fertility rates of women in Slovakia in 1992–2010



Pramen: ŠÚ SR – pohyb obyvateľstva (pramenné diela).

Zmena intenzity plodnosti žien má v priebehu sledovaného obdobia 2 fázy. V prvej fáze dochádzalo k výraznému poklesu intenzity plodnosti, a to najmä v nižších vekoch. Tento pokles bol spôsobený odkladaním sobášov do vyšších vekov, ale najmä zmenou v správaní a už spomínaným prechodom k modelu jedno detnej rodiny. Táto prvá fáza trvala do konca 90. rokov. V druhej fáze od roku 2000 zaznamenávame nárast intenzity plodnosti, a to najmä vo vyšších vekových kategóriách nad 30 rokov, keďže dochádza k rekuperácii odložených pôrodov.

Posun kriviek vekovo špecifických mier plodnosti zaznamenávame aj podľa poradia narodeného dieťaťa. V prípade vekovo špecifických mier plodnosti 1. a 2. poradia dochádza ako k poklesu v intenzite tak aj k posunu v časovaní. Na druhej strane vekovo špecifické miery 3. poradia, ale aj vyššieho zaznamenávajú hlavne pokles v intenzite plodnosti (prechod k modelu jednotetnej prípadne dvojdetnej rodiny). Zmeny v časovaní nie sú také očividné. Hlavným dôvodom je fakt, že odkladanie pôrodov sa týkalo hlavne pôrodov 1. a 2. poradia (*Potančoková – Vaňo – Pilinská – Jurčová, 2008*).

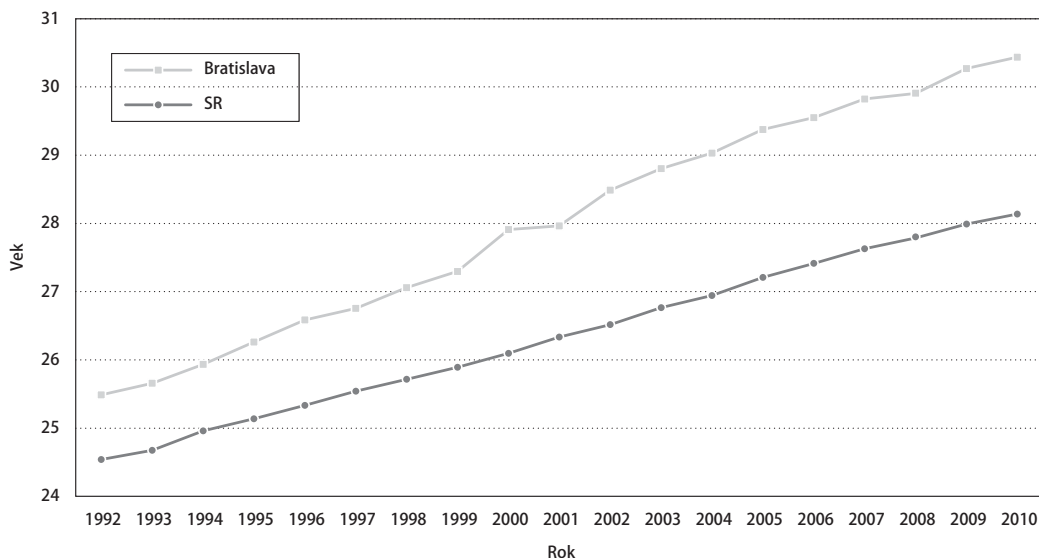
Približne 6 až 8 ročný posun medzi Bratislavou a Slovenskom je zrejмый aj pri porovnaní vývoja pri-

emerného veku matky pri narodení dieťaťa (graf 3). V prípade Bratislavy je priemerný vek matky pri narodení dieťaťa 30,4 roku a v prípade Slovenska je to 28,1 roku (rok 2010), pričom túto úroveň dosiahla Bratislava už v roku 2001.

Dominantným modelom v Bratislave sa stáva jednotetná rodina, čo má za následok nárast podielu narodených detí 1. poradia a pokles podielu narodených detí vyšších poradií. Podiel narodených detí 1. poradia medzi rokmi 1992 a 2007 vzrástol o 10 percentuálnych bodov z 48,6 % na 58,6 %. Pokles zaznamenávame v podieloch 2., 3. a 4. a vyššieho poradia. Najvyšší pokles zaznamenali narodené deti druhého poradia, keďže odkladanie pôrodov sa dotklo najmä pôrodov druhého poradia. V roku 2007 tvorili narodené deti druhého poradia 31,9 % všetkých narodených detí. Podiel narodených detí 4 a vyššieho poradia poklesol o polovicu z 4,4 % na 2,2 %. V prípade Slovenska dochádza výrazne pomalšie k zmenám v podieloch narodených detí podľa poradia. Iba v prípade podielu narodených detí 1. poradia zaznamenávame mierny nárast aj to "iba" na hodnotu 47,3, čo nie je ani úroveň Bratislavy. V ostatných poradiach zaznamenávame stagnáciu, respektíve iba mierny pokles oproti Bratislave. Priemerný vek matky pri narodení

Graf 3: Priemerný vek matky pri narodení dieťaťa v období 1992–2007

The average age of mothers at childbirth in 1992–2010



Pramen: Hlásenia o narodení (ŠÚ SR); ŠÚ SR – pohyb obyvateľstva (pramenné diela).

dieťaťa vzrástol pri pôrodoch všetkých poradí, pričom najviac vzrástol priemerný vek pri narodení dieťaťa 1. poradia z 24 na 29 rokov. Priemerný vek pri narodení dieťaťa 2. poradia vzrástol taktiež takmer o 4 roky z 27,2 na skoro 31,6.

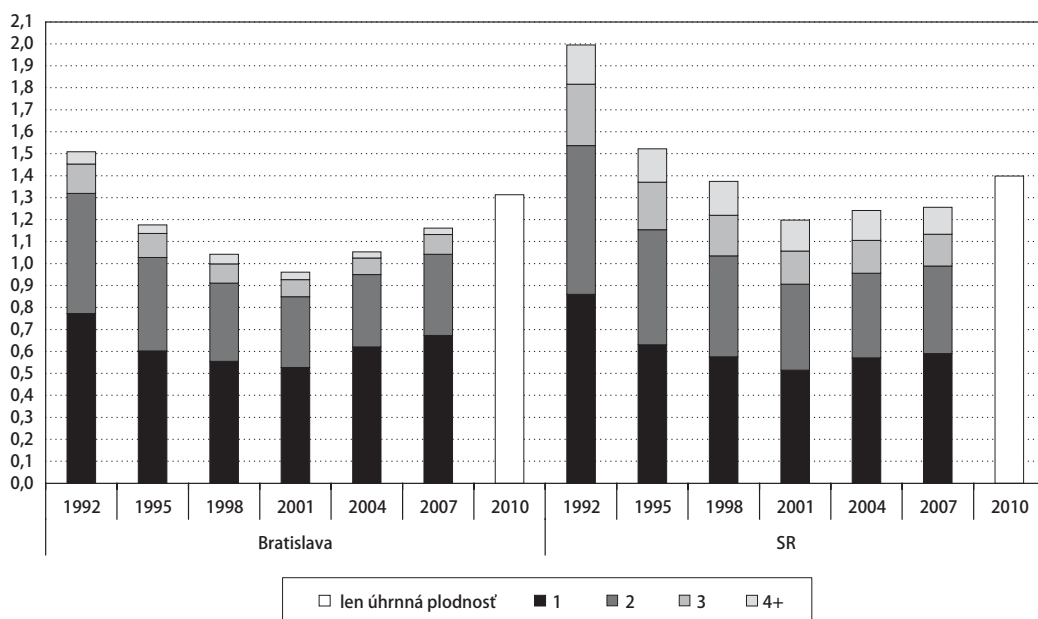
Na grafe 4 môžeme vidieť dezagregáciu úhrnnej plodnosti podľa poradia narodeného dieťaťa. Môžeme ju interpretovať ako priemerný počet detí jednotlivého poradia, ktoré sa narodia žene počas reprodukčného obdobia. Znovu môžeme v porovnaní Bratislavy a Slovenska konštatovať niekoľko rozdielov. V prípade populácie Bratislavy došlo v intenzívnejšom prepade úhrnnej plodnosti, ale tak isto aj ku skoršiemu a výraznejšiemu opätovnému nárastu. V prípade rýchlejšieho nárastu by sme mohli vyčleniť ako dôvod fakt, že Bratislava je ekonomicky najvyspelejší región (Bratislavský kraj 357 % HDP priemeru SR v roku 2009 (RegDat,2009)) a vplyv priaznivých ekonomických podmienok na plodnosť žien nie je nezanedbateľný. V Bratislave dochádza aj k výraznejšej rekuperácii odložených pôrodov (graf 1 a 2), čím

sa hodnota úhrnnej plodnosti dostáva tesne nad hranicu veľmi nízkej plodnosti (1,31 v roku 2010).

Rodina zohrávala dlhé roky dôležitú úlohu v procese reprodukcie, vstup do manželstva bol v minulosti základom pre reprodukciu obyvateľstva. Medzi rokmi 1992 a 2007 môžeme pozorovať výrazné zmeny v úrovni manželskej a mimomanželskej plodnosti, čo súvisí s druhým demografickým prechodom, konkrétne so zmenami v hodnotovom rebríčku obyvateľov. V tomto období klesla úhrnná manželská plodnosť z 1,33 na 0,86 a na druhej strane stúpila takmer dvojnásobne úhrnná mimomanželská plodnosť z 0,18 na 0,30 (tab. 1). Rovnaký trend zaznamenávame aj pri úhrnnej manželskej plodnosti 1. poradia a úhrnnej mimomanželskej plodnosti 1. poradia. V sledovanom období došlo k výraznému posunu v časovaní plodnosti čo sa prejavilo v náraste priemerného veku matky pri narodení dieťaťa vo všetkých kategóriách. Vyšší nárast zaznamenal priemerný vek pri manželskej plodnosti, čo súvisí s odkladaním sobášov do vyššieho veku.

Graf 4: Dezagregácia úhrnnej plodnosti žien Bratislavy a SR podľa poradia narodeného dieťaťa v období 1992–2010

Disaggregation of the total fertility rate of women in Bratislava and Slovakia according to birth order in 1992–2010



Pramen: Hlásenia o narodení (ŠU SR), ŠÚ SR – pohyb obyvateľstva (pramenné diela).

Tab. 1: Odhad šance pro mimomanželské dítě, že otec nebude uveden podle znaků matky a dítěte

Estimated odds ratios of an unreported father based on the unmarried mother's and the child's characteristics

	Intenzita plodnosti v manželstve	Priemerný vek matiek pri narodení dieťaťa v manželstve	Intenzita plodnosti 1. poradia v manželstve	Priemerný vek matiek pri 1. pôrode v manželstve	Intenzita plodnosti mimo manželstva	Priemerný vek slobodných matiek pri pôrode	Intenzita plodnosti 1. poradia mimo manželstva	Priemerný vek slobodných matiek pri 1. pôrode
1992	1,33	26,12	0,66	23,97	0,18	25,00	0,12	23,40
2007	0,86	30,92	0,46	29,63	0,30	28,62	0,21	27,45

Pozn.: Intenzitné ukazovatele plodnosti sú vyjadrené úhrnnou plodnosťou v manželstve a mimo manželstva.

Pramen: Hlásenia o narodení (ŠU SR); výpočty autori.

K výrazným zmenám v manželskej plodnosti došlo aj z pohľadu časovania od dátumu sobáša. Tu sa prejavujú zmeny v hodnotovom rebríčku obyvateľstva výraznejšie. Pokým v roku 1992 dosahovala redukovaná miera manželskej plodnosti do prvého roku trvania manželstva 0,44 a redukovaná miera manželskej plodnosti 1. poradia do prvého roku trvania manželstva 0,39 v roku 2007 to bolo v prvom prípade 0,31 (2010 – 0,30) a v druhom prípade 0,28 (graf 5). Tento pokles indikuje zmýšľanie mladých ľudí, ktorí dávajú prednosť kariére a iným prioritám pred narodením dieťaťa. Túto hypotézu potvrdzujú aj vyššie hodnoty redukovaných mier manželskej plodnosti po 2. roku manželstva v roku 2007 oproti roku 1996. Rovnaká situácia je aj s redukovanými mierami manželskej plodnosti 1. poradia. Toto naznačuje zmenu v rodinnom správaní obyvateľov Bratislavy. Pokým v roku 1996 a hlavne pred rokom 1989 bolo zvykom mať dieťa bezprostredne po svadbe do 1 roku od sobáša, v roku 2007 jednoznačne dochádza k zmene v hodnotovom rebríčku obyvateľov a na prvom mieste už nie je dieťa, ale kariéra prípadne partner a odráža sa to v neskoršej manželskej plodnosti, kedy si manželia najskôr chcú zariadiť život pred počatím dieťaťa.

V grafe 5 a 6 môžeme porovnávať vývoj mier manželskej plodnosti Bratislavy s mierami manželskej plodnosti na Slovensku. Rovnako ako v prípade Bratislavy zaznamenávame výrazný pokles mier plodnosti do jedného roka, či už celkovej alebo 1. poradia. Nedochádza však v prípade Slovenska k výraznejšiemu nárastu mier plodnosti v manželstve v neskorších rokoch od sobáša ako tomu je u obyvateľov Bratislavy v roku 2007 a 2010.

Zo štruktúry narodených detí podľa rodinného stavu matky medzi rokmi 1992–2007 je zrejmé, že vo všetkých okresoch Bratislavy došlo k nárastu podielu narodených detí slobodným ženám. Vo všetkých

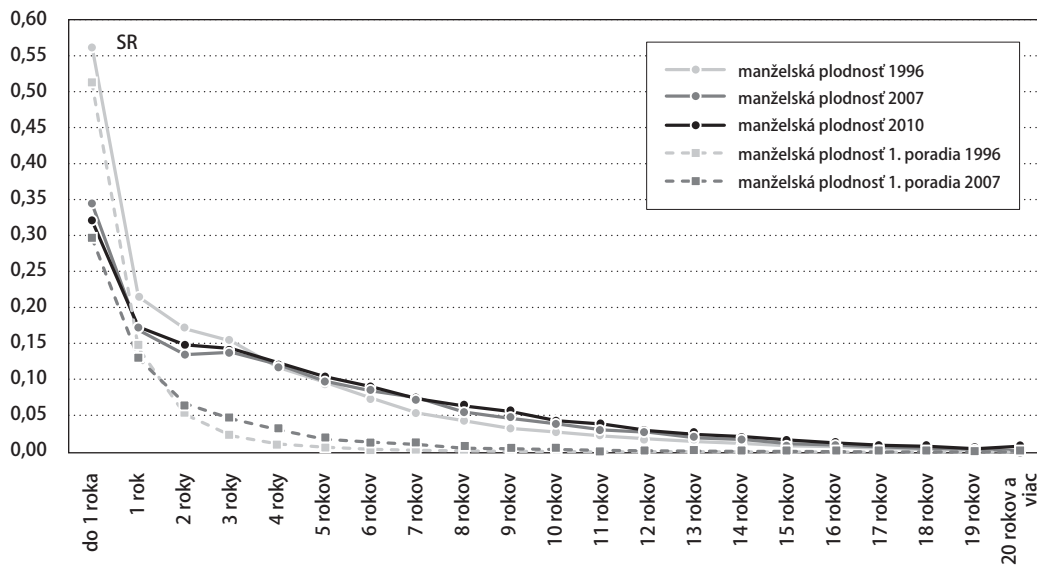
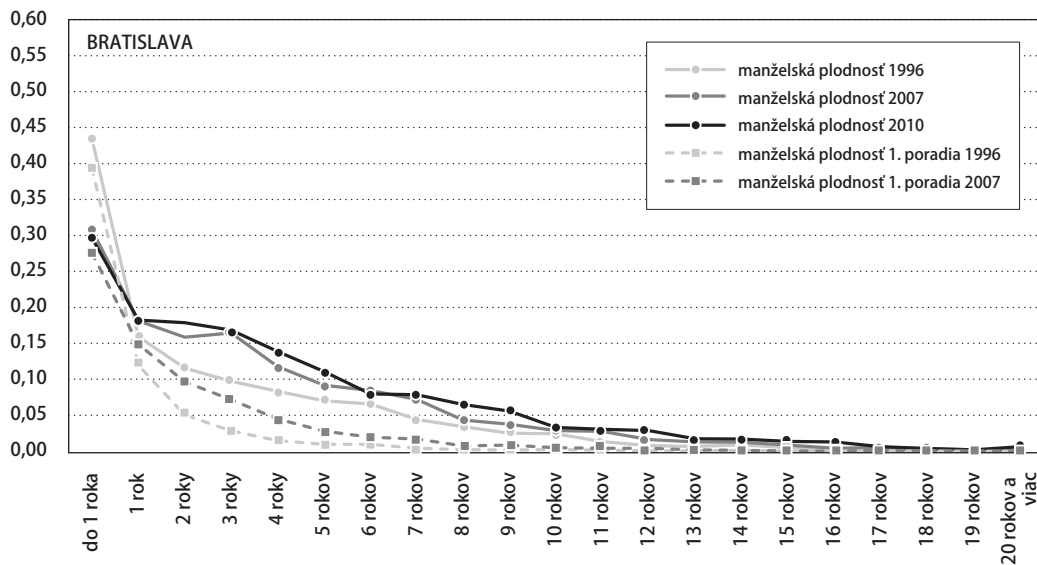
okresoch sa podiel týchto detí blíži k 20 %, pričom v roku 1992 dosahoval podiel hodnoty okolo 10 %. V okrese Bratislava V dosiahol tento podiel v roku 2007 hodnotu až 25,4%. Mierny nárast zaznamenal aj podiel detí narodených rozvedeným matkám.

Na druhej strane zaznamenávame pokles podielu detí narodených v manželstve na 76–78 %, v prípade okresu Bratislava V dokonca 70 % v roku 2007, pričom v roku 1992 to bolo 85–90 %. Tieto výsledky iba potvrdzujú, že populácia Bratislavy prechádza zmenami v rodinnom správaní, pričom manželstvo už nie je jediným spoložitím zabezpečujúcim reprodukciu, ale stávajú sa nimi aj spoložitia bez zosobášenia.

Vzdelanie ovplyvňuje reprodukciu hlavne vstupom do reprodukčného obdobia. To sa prejavuje aj na celkovo vyššom priemernom veku matky pri narodení dieťaťa (graf 3). Toto skrátenie reprodukčného obdobia však nehovorí nič o intenzite plodnosti žien podľa vzdelania, znamená to iba isté obmedzenie.

Práve naopak, ukazuje sa, že vysokoškolsky vzdelané ženy v niektorých prípadoch dosahujú vyššiu intenzitu plodnosti ako ženy s nižším vzdelaním, čo potvrdil *Kraval* (2001) na výskume nórskej žien. Tak isto aj na populácii Bratislavy sa ukazuje, že intenzita plodnosti vysokoškolsky vzdelaných žien bola v roku 2001 vyššia ako žien s nižším vzdelaním (*Potancová*, 2007). Podiel narodených detí vysokoškolsky vzdelaným matkám v Bratislave (tab. 2) medzi rokmi 1992 a 2007 výrazne stúpol. Z veľkej časti je tento nárast zapríčinený nárastom vzdelanostnej úrovne žien Bratislavy avšak do istej miery sa tu môže prejavovať vyššia plodnosť vysokoškolských žien aj z dôvodu rekuperácie odložených pôrodov, ktoré odkladali hlavne vysokoškolsky vzdelané ženy. Najvyššie hodnoty podielu narodených detí vysokoškolsky vzdelaným matkám v roku 2007 zaznamenávame v okrese

Graf 5 a 6: Redukované miery manželskej plodnosti žien Bratislavy a SR podľa dĺžky trvania manželstva v rokoch 1996, 2007 a 2010 | Reduced rates of marital fertility of women in Bratislava and Slovakia by duration of marriage in the years 1996, 2007 and 2010



Pozn.: Redukovaná miera manželskej plodnosti je počet narodených detí v roku t (podľa dĺžky trvania manželstva – x) k počtu sobášov v roku $t-x$. Pre prvé poradie iba počet narodených v 1. poradi.

Pramen: Hlásenia o narodení (ŠÚ SR); ŠÚ SR – pohyb obyvateľstva (pramenné diela).

Bratislava I a to až 58 %. Na druhej strane v okrese Bratislava V dosahuje tento podiel 33 %.

So zvyšovaním vzdelanostnej úrovne súvisí aj výrazný pokles podielu narodených detí matkám so základným vzdelaním a stredoškolským vzdelaním bez maturity vo všetkých okresoch. Podiel narodených detí vysokoškolsky vzdelaným matkám Bratislavy stúpol medzi rokmi 1992 a 2007 z 24,7 % až na 43,7 % a takmer sa vyrovnal podielu narodených detí matkám so stredoškolským vzdelaním, ktorý dosiahol 44 %.

Pri skombinovaní štruktúry narodených detí podľa vzdelania matky a rodinného stavu, si môžeme všimnúť, že pokiaľ v roku 1992 najvyšší podiel narodených detí bol u matiek vydatých s dosiahnutým stredoškolským vzdelaním s maturitou (41,2 %) a druhý najvyšší podiel patril deťom narodeným vysokoškolsky vzdelaným vydatým matkám (23,7 %), v roku 2007 sa tieto podiely obrátili a na prvé miesto sa dostali narodené deti vysokoškolsky vzdelaných vydatých matiek s 38,3 % a podiel narodených detí vydatým matkám so stredoškolským vzdelaním s maturitou poklesol na 32,1 %. Výrazný pokles zaznamenal aj podiel narodených detí vydatým matkám tak so stredoškolským vzdelaním (z 17,2 % na 4 %) ako aj so základným vzdelaním (z 5,4 % na 1 %) (tab. 2). Na druhej strane

nárast zaznamenal podiel narodených detí slobodným matkám a to hlavne so stredoškolským vzdelaním s maturitou (z 2,8 % až na 10 %) a aj s vysokoškolským vzdelaním (z 0,9 % na 4,6 %).

Z grafu 7 môžeme vidieť, že podiel narodených detí ženám so základným vzdelaním sa výrazne zmenil, pokiaľ v roku 1992 tvorili väčšinu narodené deti vydatých matiek. V roku 2007 už prevládali narodené deti slobodných matiek so základným vzdelaním. Takýto nárast podielu narodených detí slobodným matkám zaznamenávame vo všetkých kategóriách vzdelania. Najnižší nárast podielu narodených detí slobodným matkám zaznamenávame u vysokoškolsky vzdelaných žien, môžeme teda povedať, že vysokoškolsky vzdelané ženy sa správajú výraznejšie „prorodinne“ a väčšina z nich vstúpi najskôr do manželstva aj napriek tomu, že sa prejavuje trend slobodných matiek u žien Bratislavy, avšak hlavne u žien so základným vzdelaním a stredoškolským vzdelaním bez maturity. Vysokoškolsky vzdelaní ľudia teda pristupujú zodpovedne k procesu reprodukcie a rodičovstvu. Vychádza to aj z faktu, že vysokoškolské vzdelanie je v zásade selektívny proces a teda aj zodpovednejší ľudia pokračujú na vysokej škole a teda aj zodpovednejšie pristupujú k potomstvu.

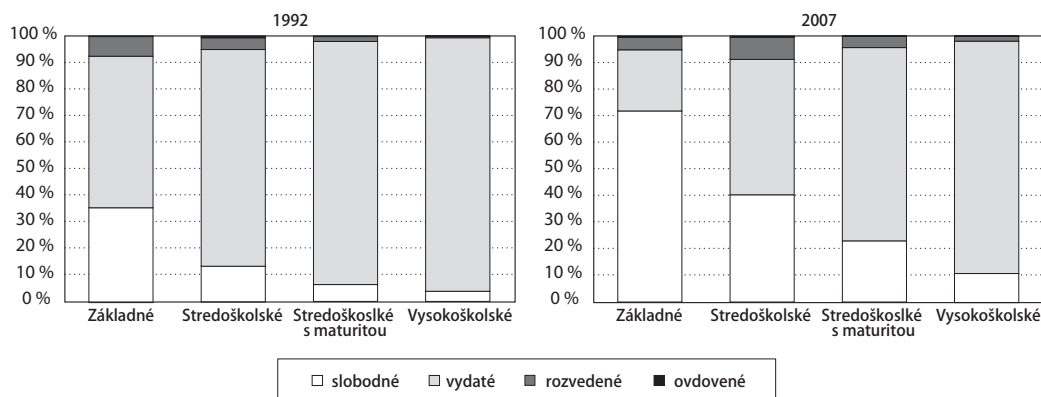
Tab. 2: Štruktúra narodených detí Bratislavy podľa rodinného stavu a vzdelania matky v roku 1992 a 2007 (v %)
 Structure of births by marital status and maternal education in Bratislava in the years 1992 and 2007 (%)

Rodinný stav matky	Vzdelanie matky – 1992				
	základné	stredoškolské	stredoškolské s maturitou	vysokoškolské	spolu
Slobodné	3,3	2,7	2,8	0,9	9,7
Vydaté	5,4	17,2	41,2	23,7	87,4
Rozvedené	0,7	0,9	0,9	0,2	2,6
Ovdovené	0,0	0,2	0,1	0,0	0,3
Spolu	9,4	21,0	44,9	24,7	100,0
Rodinný stav matky	Vzdelanie matky – 2007				
	základné	stredoškolské	stredoškolské s maturitou	vysokoškolské	spolu
Slobodné	3,2	3,1	10,0	4,6	20,9
Vydaté	1,0	4,0	32,1	38,3	75,3
Rozvedené	0,2	0,7	1,9	0,9	3,6
Ovdovené	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1
Spolu	4,4	7,8	44,0	43,7	100,0

Pramen: Hlásenia o narodení (ŠU SR); výpočty autori.

Graf 7: Štruktúra narodených detí Bratislavy podľa rodinného stavu a vzdelania matky v roku 1992 a 2007

Structure of births by marital status and maternal education in Bratislava in the years 1992 and 2007



Pramen: Hlásenia o narodení (ŠÚ SR).

V roku 1992 bola plodnosť žien, dá sa povedať, rovnomerne rozdelená do všetkých vekov. Dominujú narodené deti u matiek so stredoškolským vzdelaním s maturitou a až vo vyšších vekoch aj u matiek s vysokoškolským vzdelaním. Narodené deti matkám so stredoškolským vzdelaním zaznamenávame hlavne vo vekoch 18–25, pričom najvyššie zastúpenie dosahujú v 19 rokoch, teda bezprostredne po škole. S postupným zvyšovaním vzdelanostnej úrovne klesá počet narodených detí matkám so základným a stredoškolským vzdelaním bez maturity. Dominantnými sa stali narodené deti matkám so stredoškolským vzdelaním s maturitou a vysokoškolským vzdelaním. Zaujímavý je fakt, že pôrodnosť sa výrazne skoncentrovala do rokov 28–32, kedy dochádza k najvyššiemu počtu pôrodov. Môžeme povedať, že tento vek sa stáva ideálnym vekom pre narodenie dieťaťa, je akýmsi kompromisom medzi individualistickým zmyslaním žien (vzdelanie, kariérny postup, vlastné záujmy) a altruistickým zmyslaním (rodina, deti). Te to vekový interval sa ukázal ako optimálny pre rodičovstvo aj pri kvalitatívnej štúdii *Potančokovej* (2009a), ktorá konštatuje na základe hlbkových rozhovorov s respondentkami, že vekový interval 25–30 rokov je optimálny pre rodičovstvo.

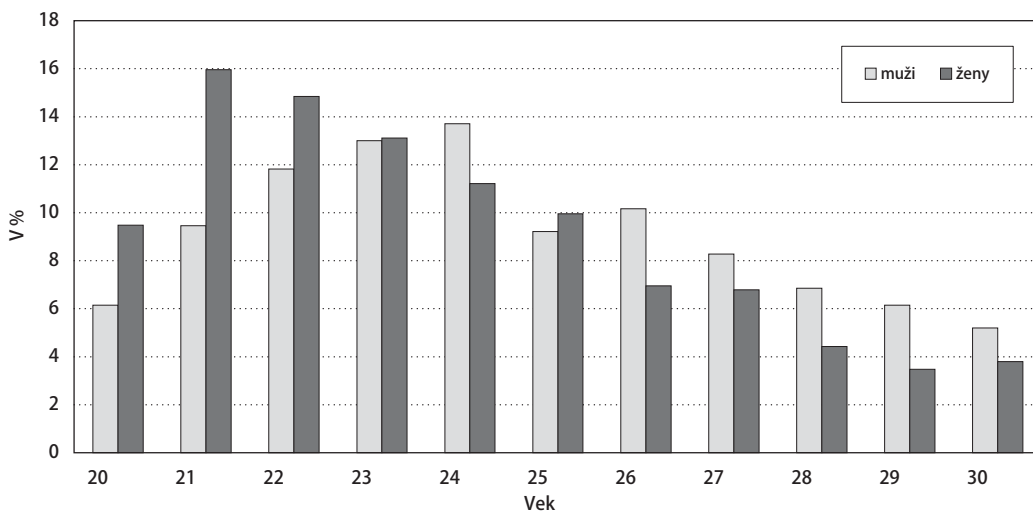
3. PRIESKUM REPRODUKČNÝCH A RODINNÝCH ZÁMEROV

Pri zostavovaní dotazníkového prieskumu sme sa vo veľkej miere inšpirovali, prieskumom, ktorý uskutoč-

nili *Mládek, Marenčáková a Širočková* (2006a; 2006b), ktorý voľne nadväzoval na prieskum robený na katedre sociológie Filozofickej fakulty Univerzity Karlovej v Prahe v roku 1997 (*Mistríková – Heřmanová – Volná*, 1998). Tieto prieskumy mapovali perspektívu reprodukčného a rodinného správania medzi vysokoškolskými na vysokých školách na Slovensku. Niektoré otázky sme pozmenili tak, aby výstižnejšie charakterizovali hlavne reprodukčné správanie obyvateľov Bratislavy. Väčšinu otázok sme ponechali identických, aby sme mohli tieto dve zisťovania v prípade potreby do istej miery porovnať s našim prieskumom, po vybratí iba vysokoškolsky vzdelaných respondentov.

Dotazník obsahuje celkovo 19 otázok. Prvých 8 otázok je zameraných na charakteristiky respondentov či už je to vek, stav, vzdelanie, počet súrodencov alebo miesto bydliska. Otázky č. 9 a 10 sa pýtajú respondentov na ideálny počet detí (č. 9), respektíve koľko by chceli mať detí (č. 10). Nasledujúcich 5 otázok sa zameriava na približný vek (č. 11–13) prípadne životnú etapu (č. 14–15), kedy by respondenti chceli uzavrieť manželstvo a kedy by chceli mať prvé dieťa. Otázky č. 16–18 sú typu kvalitatívneho zoradenia. Respondenti tu mali zoradiť predpísané odpovede do poradí (1–6) podľa dôležitosti aké sú podľa nich dôvody poklesu počtu narodených detí (č. 16), respektíve ktorý z uvedených siedmich cieľov je pre nich v dohľadnej dobe prvoradý (č. 17) a čo je podľa nich najdôležitejšie pred tým ako začnú uvažovať

Graf 8: Podiel respondentov podľa pohlavia a veku (v %) | Percentage of respondents by sex and age (%)



Pramen: Dotazníkový prieskum medzi obyvateľmi Bratislavy 2009.

o počatí dieťaťa (č. 18). Posledná otázka sa týka spolužitia partnerov v jednej domácnosti bez sobáša. Dotazníkový prieskum bol vykonaný v mesiacoch september a október 2009. V tomto čase boli posielané dotazníky pomocou internetových sociálnych sietí, mladým Bratislavčanom vo veku 20–30 rokov. Vrátilo sa nám 1 056 úplne vyplnených dotazníkov. Môžeme konštatovať, že takýto vysoký počet vrátených dotazníkov je podľa nás dostatočný a jeho výpovedná hodnota je podľa nás na vysokej úrovni, vzhľadom na zameranie výskumu zámerov a preferencií mladých Bratislavčanov, aj keď nejde o reprezentatívny súbor respondentov. Skreslenie voči reprezentatívnosti vzorky vychádza aj zo spôsobu výberu respondentov na sociálnych sieťach, kde sa pohybujú hlavne slobodní a vzdelanejší mladí ľudia.

3.1. Základné charakteristiky súboru respondentov

Pred tým ako pristúpime k analýzam a tvorbe záverov, je vhodné zhodnotiť základné charakteristiky vzorky respondentov. Z hľadiska pohlavia a veku je rozdelenie nasledovné. Z 1 056 respondentov bolo 633 žien čo tvorí 59,9 % a ostatných 423 (40,1 %) bolo mužov. Fakt, že prevažujú ženy nad mužmi, prisudzujem ich väčšej ochote k spolupráci a vyplňaniu dotazníku. Priemerný vek mužských re-

spondentov je 25 rokov. Priemerný vek respondentiek je 24,2 rokov a respondentov spolu je 24,6 rokov. Najvyššie zastúpenie v súbore respondentov majú ženy vo veku 21 rokov (16,0 %) a u mužov sú to 24 roční (13,7 %) respondenti (graf 8).

Prevažná väčšina zúčastnených respondentov (94,4 %) (tab. 3) bola slobodná. Vyšší podiel slobodných zaznamenávame u mužov (tab. 3), ktorí majú aj vyšší priemerný sobášny vek. Zaznamenávame iba minimálne podiely ženatých mužov (2,6 %) a vydatých žien (6,0 %). Toto rozloženie respondentov je ideálne pre zameranie našej štúdie, keďže cieľom bolo zmapovať budúce rodinné a reprodukčné správanie, a preto väčšinové zastúpenie slobodných respondentov je vítané. Dôležitým aj z hľadiska analýz je rozdelenie respondentov podľa stavu a veku. Už na tomto rozdelení môžeme vidieť výrazné zmeny v rodinnom správaní mladých ľudí, keď podiely ženatých mužov, respektíve vydatých žien sú vo všeobecnosti až do 28 veku zanedbateľné. Rozvedení respondenti tvoria minimálne podiely, či už ide o mužov alebo ženy.

Vzorka respondentov vykazuje výrazne vyššiu vzdelanostnú úroveň v porovnaní s populáciou celej Bratislavy a populáciou Slovenska (SODB, 2001) (tab. 4). Takto vysoký podiel vysokoškolsky

Tab. 3: Podiel respondentov podľa rodinného stavu (v %) | Percentage of respondents by marital status (%)

Stav	Slobodní	Ženatí/vydaté	Rozvedení	Spolu
Muži	96,9	2,6	0,5	100
Ženy	92,7	6,0	1,3	100
Spolu	94,4	4,6	1,0	100

Pramen: Dotazníkový prieskum medzi obyvateľmi Bratislavy 2009.

Tab. 4: Vzdelanostná štruktúra respondentov, populácie Bratislavy a populácie Slovenska (v %)

Educational structure of respondents, population of Bratislava and population of Slovakia (%)

Dosiahnuté vzdelanie	Základné	Stredoškolské bez maturity	Stredoškolské s maturitou	Vysokoškolské	Spolu
dotazníkový prieskum					
Muži	1,4	2,8	53,0	42,8	100
Ženy	0,5	0,8	57,2	41,6	100
Spolu	0,9	1,6	55,5	42,1	100
SODB 2001					
Bratislava	10,8	13,8	58,0	17,4	100
Slovensko	33,1	37,4	14,8	14,8	100

Pramen: Dotazníkový prieskum medzi obyvateľmi Bratislavy 2009, SODB 2001.

vzdelaných respondentov môžeme vysvetliť dvoma spôsobmi. Na jednej strane to môže spôsobovať vyššia dostupnosť internetu u obyvateľov s vyšším dosiahnutým vzdelaním a tak isto aj fakt, že obyvatelia vo veku 20–30 rokov dosahujú v porovnaní s predchádzajúcimi generáciami výrazne vyššiu vzdelanosť.

3.2. Životné ciele respondentov – “hodnotový rebríček”

Zmeny v hodnotovom rebríčku sú považované za jeden z prejavov druhého demografického prechodu, pričom sa menia priority obyvateľov. Na prvých miestach už nefiguruje dieťa, rodina a partner, ale prevláda individualizmus. Na prvom mieste je kariéra a osobné záujmy, čo sa potvrdilo aj v dotazníkovom prieskume (tab. 5), kde až 38 % mužov a 39 % žien zaradilo na prvé miesto ako prioritný cieľ v dohľadnej dobe *profesionálne uplatnenie*. Na druhej strane *založenie rodiny a túžba po vlastných deťoch* figurovali hlavne na posledných miestach, kde dosiahli najvyššie podiely.

Pohľad na osobné preferencie respondentov môžeme získať aj prostredníctvom otázky, čo si myslia o príčinách poklesu pôrodnosti a plodnosti (tab. 6).

Najvyššiu frekvenciu dosahovala odpoveď “*malá perspektíva mať vlastný byt*” (36 % na 1. mieste), “*neistota nájsť si primerané zamestnanie*” (18 % na 1. mieste) a “*snaha uplatniť sa v zamestnaní (podnikaní)*” (16 % na 1. mieste). To dokazuje výrazný vplyv ekonomických faktorov na reprodukčné správanie mladých ľudí Bratislavy.

3.3. Časovanie plodnosti

Viac ako 80 % bezdetných respondentiek chce mať prvé dieťa až po 26. roku veku, pričom maximum je vo veku 28–29 rokov (graf 9). Vysoký podiel narodených detí prvého poradia po 30 veku žien v roku 2007 (z oficiálnych štatistík) je zapríčinený aj rekonvalescenciou pôrodov, a teda môžeme očakávať zastavenie nárastu a stabilizáciu maximálnej intenzity plodnosti 1. poradia vo veku 28–30 rokov (dotazníkové zisťovanie). Výsledky dotazníkového prieskumu vhodne dopĺňajú výsledky kvalitatívneho zisťovania *Potancovej* (2009a), v ktorom je podľa respondentiek optimálny vek pre rodičovstvo vo vekovom intervale 25–30 rokov a dotazníkový prieskum potvrdzuje, že v tomto veku by chcela väčšina mladých ľudí mať dieťa.

V porovnaní s celoslovenskými prieskumami v rokoch 1997 (*Mistriková – Heřmanová – Volná, 1998*)

Tab. 5: Ciele, ktoré by v dohľadnej dobe chceli respondentí (muži a ženy) dosiahnuť (podiel jednotlivých odpovedí na 1.–7. mieste v %) | Objectives that respondents (men and women) would like to achieve in the near future (percentage of responses in the first to seventh places %)

Poradie	Profesionálne uplatnenie		Dosiahnuť vedúce postavenie		Spokojné užívanie života		Mať vlastné deti		Mať veľa peňazí		Cestovať a poznávať cudzie krajiny		Založiť rodinu (uzavrieť manželstvo)		Spolu	
	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy
1.	38	39	4	4	32	26	1	3	7	4	5	8	14	15	100	100
2.	23	22	13	13	24	21	8	14	9	8	9	9	14	14	100	100
3.	13	15	12	10	16	19	13	13	17	18	17	13	12	12	100	100
4.	12	10	12	13	12	14	14	15	22	19	12	14	15	15	100	100
5.	6	7	18	17	6	10	21	18	17	16	20	16	13	15	100	100
6.	6	4	16	17	6	6	20	18	17	19	13	16	21	21	100	100
7.	2	3	23	26	4	4	23	21	13	17	25	23	11	6	100	100

Pozn.: Znenie otázky: Ktorý z uvedených cieľov je pre Vás prvoradý v blízkej budúcnosti? (usporiadajte predložené ciele do poradia 1–7 podľa dôležitosti, ktorú im prikladáte (1 – najdôležitejšie)).

Pramen: Dotazníkový prieskum medzi obyvateľmi Bratislavy, 2009.

Tab. 6: Dôvody poklesu pôrodnosti podľa respondentov (v %) | Respondents' explanations for the declining birth rate (%)

Poradie	Malá perspektíva mať vlastný byt	Neistota nájsť si primerané zamestnanie	Snaha uplatniť sa v zamestnaní (podnikaní)	Snaha cestovať a vidieť svet	Nestálosť partnerských vzťahov a riziko rozvodu	Nezáujem o manželstvo a rodinu	Spolu
1.	36	19	17	2	16	10	100
2.	23	25	19	8	14	11	100
3.	15	22	27	11	15	10	100
4.	11	17	19	14	24	16	100
5.	9	12	14	22	22	20	100
6.	6	5	5	43	9	32	100

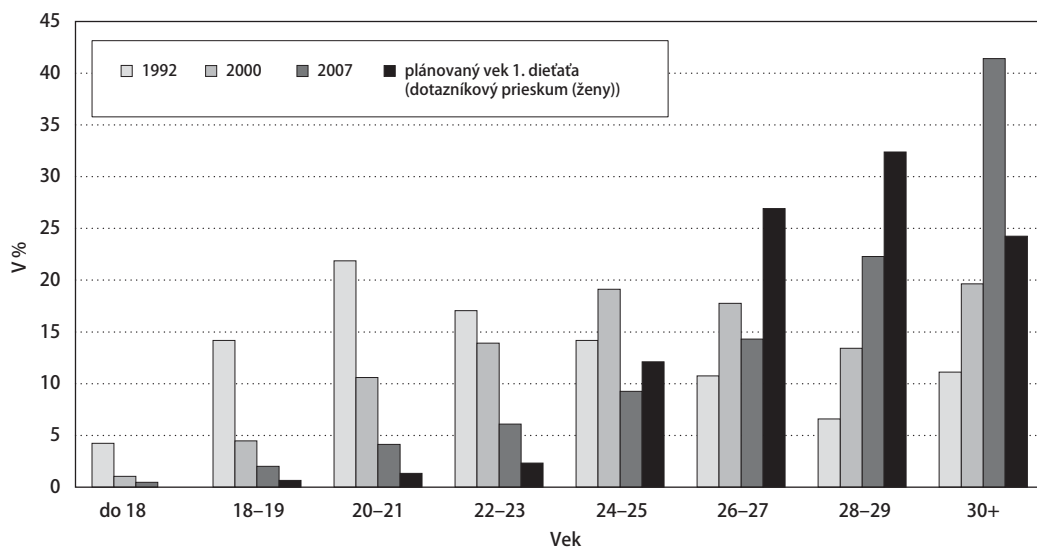
Pramen: Dotazníkový prieskum medzi obyvateľmi Bratislavy, 2009.

a 2004 (Mládek – Marenčáková – Širočková, 2006a), došlo k výraznému posunu v preferenciách časovania plodnosti. Pokým v roku 1997 najvyšší podiel respondentov považoval za najvhodnejší vek pre pôrod dieťaťa 24–25 (50 % respondentov), v roku 2004 to bolo už vo vekovom intervale 26 a viac rokov (50 % respondentov). V prípade prieskumu v roku 2009 v Bratislave je tento posun ešte zvýraznený, keďže Bratislava predbieha vývoj v ostatných častiach Slovenska. Ak by sme sa obmedzili iba na kategóriu 26 a viac ročných, podiel respondentiek, ktoré by označili túto možnosť by tvoril viac ako 80 %. Uvedomujeme si, že porovnanie nášho a predchádzajúcich prieskumov nemôže byť absolútne, vzhľadom na

odlišnú metodiku, nie celkom rovnakú formuláciu otázok, a výber vzorky z regionálneho hľadiska. Isté opatrné závery však možno vyvodiť.

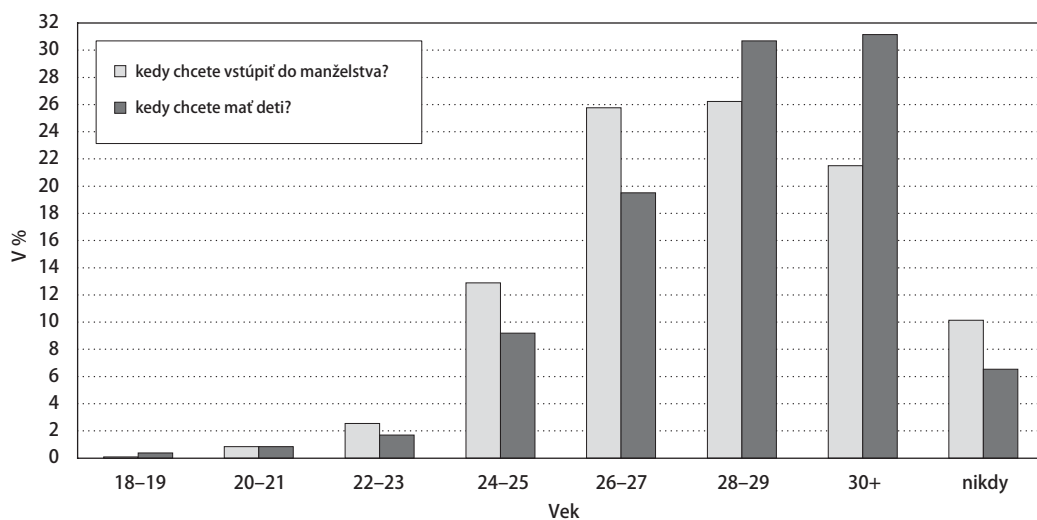
Pri porovnávaní veku vstupu do manželstva a rodičovstva, môžeme vidieť, že rodičovstvo si respondenti želajú neskôr. Najvyšší podiel respondentov označilo vek 26–27 rokov a 28–29 rokov ako ideálny pre manželstvo. V otázke rodičovstva je maximum posunuté do veku 28–29 rokov a 30 a viac rokov (graf 10). Potvrďuje to aj tabuľka 7, kde respondenti vo vyššej miere označovali za vhodné mať deti až po dosiahnutí významného postavenia. Maximálne hodnoty v oboch prípadoch dosahuje kategória “po určitom čase zamestnania”. Taktiež v prieskume

Graf 9: Podiel narodených detí 1. poradia podľa veku v rokoch 1992, 2000 a 2007 a plánovaný (chcený) vek počatia 1. dieťaťa u žien bez detí z dotazníkového prieskumu Bratislavy (v %) | The proportion of first births by age in the years 1992, 2000 and 2007 and the planned (desired) age of first conception of a child among women without children based on a questionnaire survey of the population of Bratislava (%)



Pramen: Hlásenia o narodení (ŠÚ SR).

Graf 10: Podiel respondentov podľa veku, kedy chcú vstúpiť do manželstva a mať deti (v %) | The age at which respondents would like to marry and have a children (%)



Pramen: Hlásenia o narodení (ŠÚ SR).

Tab. 7: Kedy je vhodné uzavrieť manželstvo a mať deti? | When is the right time to marry and have children?

	Kedy je vhodné uzavrieť manželstvo (podiel respondentov v %)	Kedy je vhodné mať deti (podiel respondentov v %)
Počas štúdia	0,9	0,5
Hneď po skončení školy	6,4	2,1
Po určitom čase zamestnania	60,1	57,9
Po získaní významného postavenia	8,3	17,2
Po využití možnosti poznať svet	24,2	22,4
Spolu	100,0	100,0

Pramen: Dotazníkový prieskum medzi obyvateľmi Bratislavy 2009.

v roku 2004 označili respondenti v najväčšej miere možnosť vhodného počatia detí až po 2–3 rokoch od sobáša (muži – 62,4 %, ženy – 74,6 %) (Mládek – Marencáková – Širočková, 2006a). Zaujímavým je mierne vyšší podiel respondentov, ktorí nikdy neplánujú uzavrieť manželstvo, ako podiel respondentov, ktorí nikdy neplánujú mať deti. Tento rozdiel naznačuje, že istá časť respondentov plánuje mať deti mimo manželstva. V otázke spolužitia partnerov bez sobáša v jednej domácnosti odpovedalo až 67,2 %, že je to vhodná skúška pred manželstvom. Celoživotné partnerské spolužitie považovalo za lepšie ako formálne manželstvo až 27,9 % respondentov a iba 4,9 % respondentov si myslí, že partneri by mali spolu žiť v jednej domácnosti až po svadbe.

V porovnaní s prieskumami v rokoch 1997 a 2004 je zjavný posun v otázke vstupu do manželstva. Pokým v roku 1997 chcel najvyšší podiel respondentov vstúpiť do manželstva vo veku 24–25 rokov v roku 2004 to bol vek 26–27 rokov a v roku 2009 už spomínaný vek 26–27 a 28–29 rokov. Znovu je treba zdôrazniť, že tento posun medzi rokmi 2004 a 2009 je do istej miery spôsobený aj v rozdieloch medzi populáciou celého Slovenska a Bratislavy.

3.4. Zamýšľaná plodnosť

Zmeny v hodnotovom rebríčku ľudí v rámci druhého demografického prechodu a do istej miery aj zmeny socio-ekonomickej situácie sa odrážajú aj na zmenách podielu narodených detí podľa poradia. Dominantným modelom v Bratislave sa stáva jednodetná rodina, čo má za následok nárast podielu narodených detí 1. poradia. Tento podiel medzi rokmi 1992 a 2007 vzrástol o 10 percentuálnych bodov

z 48,6 % na 58,6 %. Pokles zaznamenávame v podieloch 2., 3. a 4. a vyššieho poradia. Najvyšší pokles zaznamenali narodené deti druhého poradia a v roku 2007 tvorili 31,9 % všetkých narodených detí. Narodené deti 4. a vyššieho poradia poklesli o polovicu z 4,4 % na 2,2 %.

Zaujímavými sú poznatky o zamýšľanej plodnosti. Väčšina respondentov Bratislavy chce mať dve deti (tab. 8). Vysoký podiel zaznamenáva aj preferencia trojdetného modelu. Výsledky sociologického prieskumu z roku 2000–2002 (Matulník, 2004) ukazujú, taktiež na preferenciu dvojdetného modelu (Zamýšľaná plodnosť ženy: 2,25, muži: 2,11, vysokoškolské ženy 2,22, muži: 2,30). Zamýšľanú plodnosť môžeme po vybraní iba vysokoškolsky vzdelaných respondentov, porovnať aj s predošlými dvoma zisťovaniami. V oboch prípadoch v roku 1997 aj v roku 2004 zaznamenávame výraznú preferenciu dvojdetného modelu (1997 – okolo 64 %, 2004 – okolo 53 %). V roku 2009 zaznamenávame takmer rovnaké hodnoty pri všetkých počtoch zamýšľaných detí. Mierne nižšie preferencie sú pri trojdetnom a štvordetnom modeli, tieto rozdiely sú však minimálne a sú na úrovni štatistickej chyby. Jediným výraznejším rozdielom je vyššia preferencia bezdetnosti tak u vysokoškolákov ako aj u ostatných respondentov v roku 2009, oproti roku 1997. Zamýšľaná plodnosť sa dlhodobo drží na úrovni dvojdetného modelu vo všetkých prieskumoch.

Deklarovaný počet detí býva však často vyšší, ako počet detí, ktoré nakoniec reálne budú ľudia mať, ale predstavy o ideálnom počte detí sú zásadným faktorom pre budúce reprodukčné správanie (Bongaarts, 2001). Výrazný negatívny vplyv na reálny počet detí majú ekonomické faktory (McDonald, 2002; 2004; 2006). Keďže väčšina respondentov prioritne

Tab. 8: Podiel narodených detí podľa poradia a podiel počtu želaných detí (v %) | Percentage of births by birth order and the desired number of children (%)

Rok		Podiel narodených detí podľa poradia v %					
		1.	2.	3.	4.	žiadne	spolu
1992		48,6	37	10,1	4,4	x	100
2000		56,4	30,9	8,8	3,8	x	100
2007		58,6	31,9	7,3	2,2	x	100
		Podiel chceného počtu detí v %					
1997	Dotazník (ženy)	5,2	63,3	27,1	2,4	1,6	100
	Dotazník (muži)	3,3	66,7	21,3	6,7	0,8	99
2009	Dotazník (ženy s vysokoškolským vzdelaním)	6,5	61,2	25,1	2,7	4,6	100
	Dotazník (muži s vysokoškolským vzdelaním)	3,3	66,9	18,8	3,9	7,2	100
	Dotazník (ženy ostatné)	10,5	63,2	17,8	3,0	5,4	100
	Dotazník (muži ostatní)	8,3	64,5	16,1	3,3	7,9	100

Pramen: Dotazníkový prieskum medzi obyvateľmi Bratislavy 2009; Dotazníkový prieskum 1997 (Mistriková, Heřmanová, Volná, 1998); výpočty autori.

chce dosiahnuť profesionálne uplatnenie, spokojné užívanie života a mať veľa peňazí (tab. 6) a až potom mať deti. Nezanedbateľným je aj fakt, že mať dieťa je ekonomicky veľmi náročné a v súčasnosti ani štát nevytvára podmienky, ktoré by motivovali mladých ľudí mať deti. To sa odráža aj na podiely, respektíve preferenciách jednodetného modelu, ktoré v porovnaní s prieskumom v roku 1997 narástli približne o 3 % aj u mužov aj u žien (tab. 8).

Odhliadnuc od faktu, že 58,3 % respondentov považuje za najdôležitejšiu vec pred počatím dieťaťa mať "milujúceho partnera", až 28,9 % respondentov považuje za najdôležitejšie mať úplné materiálne zabezpečenie. V porovnaní s podielom respondentov, ktorí na prvé miesto zaradili perspektívu materiálneho zabezpečenia (12,8 %), sa ukazuje, že ekonomické faktory výrazne ovplyvňujú rozhodovanie mladých ľudí v otázkach rodičovstva.

ZÁVER

Rodinné a reprodukčné správanie zaznamenalo v Bratislave a aj na celom Slovensku dramatické zmeny, tak ako sa to udialo vo všetkých krajinách bývalého východného bloku. Čo sa týka zmien v plodnosti, možno ich rozdeliť do dvoch hlavných fáz. V prvej fáze trvajúcej do konca 90. rokov zaznamenáva populácia Slovenska aj Bratislavy výrazný pokles intenzity plodnosti a zároveň aj posun v časovaní plod-

nosti. Pokles intenzity je do istej miery spôsobený odkladom sobášov a pôrodov, pričom v Bratislave zaznamenávame výraznejší a dramatickejší pokles intenzity. Druhá fáza začína počiatkom 21. storočia a je charakteristická pokračujúcimi zmenami v časovaní, avšak už s miernym nárastom intenzity plodnosti, z dôvodu rekuperácie odložených pôrodov. V Bratislave opäť dochádza k skoršiemu a výraznejšiemu nárastu plodnosti. V súčasnosti v Bratislave prevláda model jednodetnej rodiny ako ideálneho konceptu, čo sa prejavuje aj v dominancii podielu narodených detí 1. poradia. Na druhej strane respondenti v dotazníkovom prieskume výrazne preferujú dvojdetný model rodiny, čo sa ukazuje vo všetkých prieskumoch v Európe a na Slovensku. Tieto preferencie však v mnohých prípadoch ostávajú nerealizované, kvôli mnohým spoločenským a najmä ekonomickým faktorom (bytové a pracovné podmienky).

Mladí ľudia postupne preberajú správanie svojho okolia, ktoré je tvorené celou spoločnosťou, rodinou, priateľmi, rovesníkmi, médiami, kultúrou atd. To v prípade intenzity plodnosti znamená znižovanie zamýšľaného počtu detí u jednotlivcov, v spoločnosti, kde prevládajú jednodetné rodiny. Preto nemôžeme očakávať návrat intenzity plodnosti na úroveň z roku 1992, aj keď v súčasnosti zaznamenávame mierny nárast, spôsobený rekuperáciou pôrodov. Od roku 1992 výrazne klesla manželská plodnosť a na druhej strane stúpila mimomanželská plodnosť,

čo sa prejavilo nárastom podielu narodených detí hlavne slobodným matkám. Je to znak zmeny v rodinnom správaní, kedy rodina nemá rozhodujúce postavenie v procese reprodukcie, ale významnými sú aj kohabitácie a spolužitia slobodných. Dotazníkový prieskum potvrdil, že manželstvo nie je nevyhnutným zväzkom a mladí ľudia pozitívne pristupujú k rodičovstvu bez manželského zväzku.

V súčasnosti sa oproti roku 1992 výrazne skoncentrovala plodnosť žien do niekoľkých vekov. Najvyššie hodnoty vekovo špecifických mier plodnosti dosahujú ženy vo veku 28–32, pričom v roku 1992 bola plodnosť rovnomerne rozdelená do vekového intervalu 19–28 rokov. Tak isto aj dotazníkové zisťovanie potvrdzuje, že toto obdobie života ženy (28–32 rokov) sa stáva ideálnym vekom pre rodičovstvo. Tento vekový interval je akýmsi kompromisom medzi individualistickým zmyslaním žien, kedy dávajú ženy prednosť vzdelaniu, kariérnemu postupu a vlastným záujmom, na jednej strane a altruistickým zmyslaním, kedy ženy začínú myslieť na rodinu a deti, na druhej strane.

Pokles intenzity súvisí taktiež so zmenami v rodinnom správaní súvisiacimi s druhým demografickým prechodom, konkrétne so zmenami v hodnotovom rebríčku. Vzrastá individualizmus, emancipácia žien, vzdelanosť žien sa zvyšuje a pre mnoho žien sú prvoradá ich kariérne a osobné ambície, čo potvrdil dotazníkový prieskum. Výrazný vplyv na reprodukčné

správanie majú aj ekonomické, bytové a pracovné podmienky.

Respondenti na otázky svojich životných cieľov v dohľadnej dobe výrazne uprednostňovali možnosti „profesionálne uplatnenie“ a „spokojné užívanie života“ na druhej strane možnosť „mať vlastné deti“ sa umiestňovala na posledných priečkach u väčšiny respondentov. Respondenti ako hlavné dôvody nízkej úrovne plodnosti označovali na prvých miestach možnosti „malá perspektíva mať vlastný byt“, „neistota nájsť si primerané zamestnanie snaha uplatniť sa v zamestnaní (podnikaní)“ a „nestálosť partnerských vzťahov a riziko rozvodu“. Na otázku kedy je vhodné uzavrieť manželstvo a mať deti odpovedala väčšina respondentov „po určitom čase zamestnania“, prípadne odpoveď „po využití možnosti spoznať svet“. To sú faktory a dôvody, ktoré posúvajú a znižujú reálnu plodnosť na nižšiu úroveň na akej je zamýšľaná plodnosť, ktorá je stále na vysokej úrovni vo všetkých prieskumoch.

Záverom môžeme konštatovať, že populácia Bratislavy je teda v porovnaní s celou populáciou Slovenska, liberálnejšia v otázkach reprodukčného a rodinného správania, ktoré však postupne preberá aj ostatná časť Slovenskej populácie. Výsledky nášho, ale aj ostatných prieskumov dokazujú, že zmeny v hodnotovej orientácii jednotlivcov a jej prejavy v správaní jednotlivcov sú výrazné a významné pre budúci vývoj v oblasti reprodukcie.

Literatúra

- Bongaarts, J. 2001. Fertility and Reproductive Preferences in Post-Transitional Societies. *Population and Development Review*, vol. 27, 2001, s. 260–281.
- Katuša, M. 2008. Zmeny v rodinnom a reprodukčnom správaní obyvateľov Bratislavy po roku 1989. *Forum Statisticum Slovacum*, 7/2008, s. 233–237.
- Katuša, M. 2010. *Reprodukčné správanie obyvateľov Bratislavy*. Diplomová práca: Katedra humánnej geografie a demografie. Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského v Bratislave 2010.
- Kohler, H. P. – Billari, F. – Ortega, J. A. 2002. The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, vol. 28, 4, 2002, s. 641–680.
- Kravdal, O. 2001. The High Fertility of College Educated Women in Norway. *Demographic Research*, vol. 5, s. 187–216.
- Lutz W. – Skirbekk, V. – Testa, M. R. 2006. The Low-Fertility Trap Hypothesis: Forces that May Lead to Further Postponement and Fewer Births in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research*, 2006, s. 167–192.
- Lesthaeghe, R. 2001. *Postponement and recuperation: Recent fertility trends and forecasts in six Western European countries*. IPD Working Paper 2001-1, Interface Demography, VUB, Brussels.
- Marenčáková, J. 2006. Reprodukčné a rodinné správanie obyvateľstva Slovenska po roku 1989 z časového a priestorového aspektu. *Geografický časopis*, 58, 3, s. 197–223.

- Matulník, J. – Rítošský, A. – Pastor, K. 2004. Ku vzťahu medzi profesiovou sebarealizáciou a pôrodnosťou na Slovensku. Gender rovné príležitosti výzkum, 5 (2 – 3), s. 18 – 20. (cit. 15.6.2012). Dostupné z: <http://www.genderonline.cz/download/Rocnik05_2-3_2004.pdf>.
- McDonald, P. 2002. Sustaining Fertility through Public Policy: The Range of Options. *Population*, vol. 57, 3, 2002, s. 417–446.
- McDonald, P. 2004. Možnosti štátni politiky k udržení plodnosti. *Demografie*, 46, 1, 2004, s. 1–21.
- McDonald, P. 2006. Low fertility and the State: The Efficacy of Policy. *Population and Development Review*, vol. 32, 3, 2006, s. 485–510.
- Mistríková, L. – Heřmanová, D. – Volná, A. 1998. Populačné zámery vysokoškolských študentov v kontexte druhej demografickej revolúcie. *Sociológia*, 30, 5, 1998, s. 499–519.
- Mládek, J. – Káčerová, M. – Marenčáková, J. et al. 2006. New Trends of Population Development in Slovakia at the end of the 20th Century and Beginning of the 21st Century. *Acta Geographica Universitatis Comenianae*, No. 48, s. 189–210.
- Mládek, J. et al. 2006. *Demografická analýza Slovenska*. Univerzita Komenského v Bratislave, 2006.
- Mládek, J. – Marenčáková, J. – Širočková, J. 2006a. Demografické správanie vysokoškolských študentov Slovenska 1. časť – reprodukčné správanie. *Slovenská štatistika a demografia*, 16, 1, s. 22–48.
- Mládek, J. – Marenčáková, J. – Širočková, J. 2006b. Demografické správanie vysokoškolských študentov Slovenska 2. časť – rodinné správanie. *Slovenská štatistika a demografia*, 16, 2, s. 72–88.
- Population Reference Bureau, 2004. Transitions in World Population. *Population Bulletin*, 59, 1, s. 1–40.
- Potančoková, M. 2009a. Postponement of childbearing in Slovakia: The role of age norms on entry into motherhood. *Romanian Journal of Population Studies*, 1, s. 131–155.
- Potančoková, M. 2009b. *Reproductive careers of women in Slovakia during the state socialist period of the 1970s and in transforming society*. Dizertačná práca. Praha: Katedra demografie a geodemografie, Prírodovedecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze.
- Potančoková, M. 2008. Intenzita a časovanie plodnosti na Slovensku: štandardné a očistené ukazovatele plodnosti. *Slovenská štatistika a demografia*, 4/2008, s. 54–69.
- Potančoková, M. 2007. *Reprodukčné správanie obyvateľstva Bratislavy pred a počas obdobia transformácie (1971–2005)*. Prednáška Demografické popoludnie september 2007. (cit. 12.09.2011). Dostupné z: <<http://www.infostat.sk/vdc/sk/>>.
- Potančoková, M. – Vaňo, B. – Pilinská, V. – Jurčová, D. 2008. Slovakia: Fertility between tradition and modernity. *Demographic Research*, vol. 19, July 2008, s. 973–1018.
- Rabašic, L. 2001. *Kde ty všechny děti jsou? Porodnost v sociologické perspektivě*. Praha: Sociologické nakladatelství (Slon), 2001.
- Rychtaříková, J. 1999. Is Eastern Europe experiencing a second demographic transition? *Acta Universitatis Carolinae Geographica*, No. 1, s. 19–44.
- Sobotka, T. 2004a. *Postponement of Childbearing and Low Fertility in Europe*. Doctoral thesis – University of Groningen. Amsterdam: Dutch University Press.
- Sobotka, T. 2004b. Is Lowest-Low Fertility in Europe Explained by Postponement of Childbearing? *Population and Development Review*, vol. 30, 2, 2004, s. 195–220.
- van De Kaa, D. J. 1987. Europe's Second Demographic Transition. *Population Bulletin*, 42, 1, s. 1–57.
- van De Kaa, D. J. 2001. Postmodern Fertility Preferences: From Changing Value Orientation to New Behaviour. *Population and Development Review*, vol. 27, 2001, s. 290–331.

Prameny dat

- ŠTATISTICKÝ ÚRAD SR 1992–2007. *Hlásenia o narodení*, (údaje na požiadanie).
- ŠTATISTICKÝ ÚRAD SR 2001. *Sčítanie obyvateľstva, domov a bytov 2001*.
- ŠTATISTICKÝ ÚRAD SR 1992–2010. *Pohyb obyvateľstva v Slovenskej republike v roku (1992–2010) (Pramenné diela)*. Dostupné z: <<http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=6674>> (databáza, cit. 12.09.2012).
- ŠTATISTICKÝ ÚRAD SR 2010. *Regionálna databáza (Regionálny hrubý domáci produkt (v bežných cenách) 2010)*. Dostupné z: <<http://px-web.statistics.sk/PXWebSlovak/>> (databáza, cit. 21.09.2012).

Pod'akovanie: Tento príspevok vznikol vďaka podpore grantu pre mladých vedcov UK č. UK/123/2012.

Príspevok vznikol vďaka podpore grantu VEGA 1/0562/12 s názvom "Nové demografické analýzy a prognózy obyvateľstva Slovenska a jeho regiónov s využitím progresívnych geografických aplikácií".

MICHAL KATUŠA

študoval v rokoch 2005–2010 na Prírodovedeckej Fakulta Univerzity Komenského v Bratislave, odbor geografia kartografia neskôr odbor humánnej geografie a demogeografie, špecializácia demografia a demogeografia. Od roku 2010 pôsobí na katedre Humánnej geografie a demogeografie na doktorandskom stupni štúdia. V štúdiu sa venuje reprodukčnému a rodinnému správaniu obyvateľstva, životným stratégiám, fenoménu singles a bezdetnosti.

BRANISLAV BLEHA

pôsobí ako docent a vedúci Oddelenia demografie a demogeografie na Prírodovedeckej fakulte Univerzity Komenského v Bratislave. Zaoberá sa predovšetkým demografickým prognózovaním v rôznych priestorových mierkach, lokálnou i národnou populačnou politikou, populačnou geografiou. Je spoluautorom aktuálnej národnej i regionálnej demografickej prognózy SR, a dokumentu „Aká je a mala by byť stratégia vyrovnávania sa s demografickými zmenami v SR“. Je autorom niekoľkých demografických častí Plánov hospodárskeho a sociálneho rozvoja miest a vidieckych obcí (vrátane Bratislavy) a viacerých expertných demografických štúdií pre privátnu sféru. Od roku 2010 je podpredsedom pre demografiu v rámci výboru Slovenskej štatistickej a demografickej spoločnosti.

JOZEF MLÁDEK

študoval v rokoch 1957–1962 na Prírodovedeckej Fakulta UK, odbor geografia, špecializácia ekonomická geografia. Od roku 1962 je vysokoškolský učiteľ na Katedre humánnej geografie a demogeografie PF UK v Bratislave. Prednáša a vedie semináre zo základných predmetov demogeografie a demografie. V roku 1972 obhájil kandidátsku dizertačnú prácu so zameraním na lokalizáciu priemyslu. Od roku 1979 docent a od roku 1997 profesor. V roku 1988 získal vedeckú hodnosť DrSc s prácou orientovanou na problematiku regionalizácie priemyslu. V poslednom období sa venuje výskumom a poznávaniu zmien demografického správania na Slovensku. Jeho zásluhou vzniklo na Prírodovedeckej fakulte UK Oddelenie demogeografie a demografie, ktoré sa venuje problematike reprodukcie obyvateľstva a vývoja populačných štruktúr a výchove odborníkov z rovnomených odborov. Pod jeho vedením spracoval a publikoval kolektív autorov „Atlas obyvateľstva Slovenska“ a „Demogeografickú analýzu Slovenska“.

SUMMARY

Family and reproductive behaviour in Slovakia has undergone dramatic changes, as it has in all the countries of the former Eastern Bloc. Changes in fertility can be divided into two main phases. In the first phase lasting until the end of the 1990s, the population

of Bratislava witnessed a significant decline in fertility and a shift in fertility timing. The decrease in intensity is to some extent due to delayed marriage and childbirth. The second phase started at the opening of the 21st century and is characterised by

continued changes in the timing of fertility, but now with a slight increase in fertility, owing to the recovery of deferred deliveries. The currently prevailing ideal of the one-child family is reflected in the dominant share of first-order births. Respondents to the questionnaire survey, however, indicated a strong preference for the model of the two child-family, which is found in surveys all across Europe. These preferences, however, in many cases remain unrealised as a result of various social and especially eco-

nomical factors (living and working conditions). The highest age-specific fertility rates are observed among women aged 28–32. The questionnaire survey also confirmed that this period in a woman's life is the ideal age for parenthood. This age range is a kind of compromise between individualistic attitudes among women, when they give priority to education, a career and self-interest, and altruistic sentiments, when they begin to think about family and children.

SOCIOLOGICKÝ ČASOPIS, 2012, ROČNÍK 48, ČÍSLO 5

STATI

Bohumil Frantál, Pavel Klapka, Tadeus Siwek | str. 833 Lidské chování v prostoru a čase: teoreticko-metodologická východiska

Petr Rumpel, Ondřej Slach | str. 859 Je Ostrava „smršťujícím se městem“?

Josef Kunc, Petr Tonev, Bohumil Frantál, Zdeněk Szczyrba | str. 879 Nákupní spád, nákupní chování a nákupní centra: příklad brněnské aglomerace (příspěvek ke studiu denních urbánních systémů)

Jakub Novák, Jana Temelová | str. 911 Každodenní život a prostorová mobilita mladých Pražanů: pilotní studie využití lokalizačních dat mobilních telefonů

Lucie Vidovičová, Marcela Petrová Kafková | str. 939 Aktivita seniorů ve velkých městech: zdraví, prostor a subjektivní kvalita života

Ondřej Špaček | str. 965 Česká panelová sídliště: faktory stability a budoucího vývoje

Informace o předplatném a objednávky vyřizuje:

Postservis, Poděbradská 39, 190 00 Praha 9, tel. 800 300 302, e-mail: predplatne@prstc-p.cpost.cz
nebo

Sociologický časopis/Czech Sociological review – Tiskové a ediční oddělení Sociologického ústavu AV ČR, v.v.i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, tel. +420 210 310 217, +420 210 310 218, e-mail: Monika.Kuzelova@soc.cas.cz

ZPRACOVÁNÍ DEFINITIVNÍCH VÝSLEDKŮ SČÍTÁNÍ 2011

Pavel Čtrnáct

Zpracování výsledků sčítání lidu, domů a bytů 2011 je již v pokročilé fázi a postupně jsou výstupní objekty (tabulky) uvolňovány k publikaci.

Proces zpracování začal pořízením dat (skenování papírových formulářů, načtení elektronických formulářů) a jejich validací. Po těchto operacích následovalo automatizované kódování slovních odpovědí, dokončené manuálním kódováním nepřesně uvedených položek. Po opravách byly doplněny některé údaje z administrativních zdrojů dat. Šlo zejména o údaje o osobách, které se nepodařilo při sčítání zastihnout nebo které neodevzdaly formuláře, které jim byly doručeny. Dále šlo o údaje o trvalém bydlišti osob, opravy adres a doplnění geografických souřadnic domů, popřípadě některých informací nezjištěných při samotném sčítání (pokud byly uvedeny v evidenci obyvatel). Údaje za domy byly v případě potřeby doplněny z Registru sčítacích obvodů a budov vedeného ČSÚ. Opravené vstupní údaje byly vloženy do tzv. zpracovatelské databáze (elektronicky získané údaje tam vstoupily přímo). Nad touto databází pak probíhá vlastní zpracování výstupů.

VLASTNÍ ZPRACOVÁNÍ

Tuto etapu můžeme rozdělit na několik fází:

1. Zpracování předběžných výsledků proběhlo jako samostatná větev zpracování výsledků po provedení omezeného počtu základních logických kontrol a bez odvozování složitějších ukazatelů. Předběžné výsledky byly publikovány dne 15. prosince 2011.

2. Odvozování místa obvyklého pobytu sečtených osob – odvozováním se vyhodnocovala odpověď sčítaných osob na otázku na jejich faktické bydliště. V rozhodovací tabulce se kombinovaly údaje o faktickém bydlišti, o bydlišti osoby jeden rok před sčítáním a o trvalém bydlišti, případně místě sečtení.

3. Účelem tzv. datové burzy bylo zařazení datových vět za osoby do konkrétních bytů a domácností na adrese jejich obvyklého pobytu. Burza probíhala automatizovaně. Pro případy, které automatizovaným postupem nebyly vyřešeny, byla definována dodatečná pravidla pro zařazování. V ČR neexistuje jednoznačná identifikace bytů v domě a číslování bytů provedené sčítacími komisaři nebylo v řadě případů spolehlivé. Kromě toho mnoho osob uvedlo nepřesné nebo neexistující adresy nebo byly nedostatečně vyplněny údaje o složení hospodářící domácnosti.

4. Logické kontroly dat a jejich vazeb byly provedeny automatizovaně formou autokorekcí. Šlo o kontroly vazeb v rámci jedné vstupní věty a logické vazby mezi více formuláři (sčítací list osoby – bytový list, bytový list – domovní list, vazby mezi sčítacími listy osob žijících v téže domácnosti). V případě nutnosti byly provedeny manuální opravy vstupních dat. Celkem bylo definováno 113 logických kontrol (53 za osoby, 29 za domy a 31 za byty) a jejich zpracování a ověření trvalo necelé 3 měsíce.

5. Odvozování údajů pro definitivní výsledky proběhlo ve dvou blocích, celkem šlo o 316 ukazatelů. Jednoduché algoritmy vyhodnocovaly vstupy a definovaly, za jakých podmínek lze např. neuvedenou odpověď nahradit kódem pro „nezjištěno“. Složitější algoritmy vyhodnocovaly jeden nebo více vstupů a vytvářely nové informace. Např. porovnáním data sčítání a data narození osoby se vytvořil dokončený věk osoby v letech; vyhodnocením vybavenosti bytů ústředním topením a příslušenstvím se určil typ bytu (byty standardní nebo se sníženou kvalitou); podle počtu osob zařazených do bytu se odvodila jeho obydlíenost atd.

První blok odvozování zahrnoval 109 ukazatelů a práce včetně kontrol trvaly cca 1 měsíc. Druhý blok odvozování (207 ukazatelů) byl dokončen na konci ledna 2013 a jeho zpracování trvalo více než 2 měsíce. Při ověřování odvozených ukazatelů byly zjištěny některé dílčí chyby – vesměs šlo o nekorektní vstupní data, která byla manuálně opravena.

Samostatnou část zpracování tvořilo odvozování hospodářských domácností na základě obvyklého pobytu osob a deklarace společného hospodaření. Cílem tohoto samostatného bloku bylo především odvození 3 základních ukazatelů – typu hospodářské domácnosti, osoby v čele hospodářské domácnosti a postavení osoby v domácnosti. Všechny ostatní odvozené ukazatele za domácnosti, jako jsou charakteristiky osoby v čele nebo počty závislých dětí byly dále odvozovány běžným způsobem v rámci bloku odvozování údajů pro definitivní výsledky.

6. Generování a agregace výstupů – v této fázi jsou počítány jednotlivé matice tabulek a jejich agregace do územních jednotek všech stupňů podle územních číselníků. Vygenerované tabulky byly podrobeny důkladným kontrolám správnosti třídění i agregací do územních celků. V některých případech bylo v rámci tzv. ladění tabulek nutné provést manuální korekce. Tyto práce u některých výstupních tabulek dosud pokračují. Během zpracování rovněž byla provedena optimalizace programové aplikace za účelem zrychlení procesu výpočtu.

7. Zpracování dojíždkových proudů – tato dílčí úloha je velmi náročná na strojový čas a diskový prostor. Jedná se o výpočty tradičních kombinací dojíždky mezi jednotlivými obcemi (tj. v matici cca 6 200 x 6 200 polí) a nově i mezi základními sídelními jednotkami a jejich díly. Dojíždkové proudy mohou mít variabilní cíl dojíždky – nejen ZSJ nebo obec, ale i pouze známý okres nebo kraj. Zpracováním dojíždky bude celý proces zpracování standardních výstupů v dubnu až květnu 2013 dokončen.

ZVEŘEJŇOVÁNÍ VÝSTUPŮ

Publikační plán zahrnuje více než 600 titulů obsahujících cca 120 000 jednotlivých tabulek. V tištěné podobě však bude vydán pouze minimální počet výtisků publikací; některé publikace vyjdou pouze v elektronické podobě na nosičích CD/DVD. Základním výstupem jsou elektronické publikace dostupné bezplatně

z internetových stránek ČSÚ ve formátech *html* a *xls*. V průběhu zpracování již jsou hotové dílčí výstupy umisťovány do Veřejné databáze ČSÚ, kde jsou volně (zdarma) přístupné uživatelům. Jsou tedy přístupné i jednotlivé tabulky z publikací, které dosud jako celek nevyšly, protože některé jejich části (tabulky) nebyly dosud zpracovány nebo zkontrolovány. Uživatel může v on-line režimu volit různé parametry tabulek, např. pohlaví, národnost, vzdělání apod. a zároveň územní jednotku, za niž chce údaje zobrazit. U vybraných tabulek jsou k dispozici i grafy a kartogramy, jejichž počet bude dále doplňován. Tabulky jsou doplněny i potřebnými metodickými údaji a metadaty.

Dosud zpracované definitivní výsledky sčítání jsou dostupné z internetových adres www.czso.cz a www.scitani.cz, z nichž je možné se připojit k Veřejné databázi ČSÚ. Publikace je možno objednávat písemně nebo elektronicky na adresách prodejna@czso.cz, objednavky@czso.cz, dotazy na infoservis@czso.cz. Tyto služby rovněž poskytují oddělení informačního servisu jednotlivých krajských správ ČSÚ (kontakty jsou uvedeny na stránkách www.czso.cz). ID datové schránky ČSÚ: 2gfaasy.

Český statistický úřad rovněž zpracuje analýzy výsledků podle jednotlivých tematických okruhů. Analýzy budou vydávány průběžně během roku 2013 a počátkem roku 2014.

Internet a elektronické publikace na nosičích CD/DVD jsou základními formami diseminace výsledků sčítání. Kromě toho budou v letošním roce vydány i tradiční souhrnné publikace v knižní i elektronické podobě. Jsou jimi:

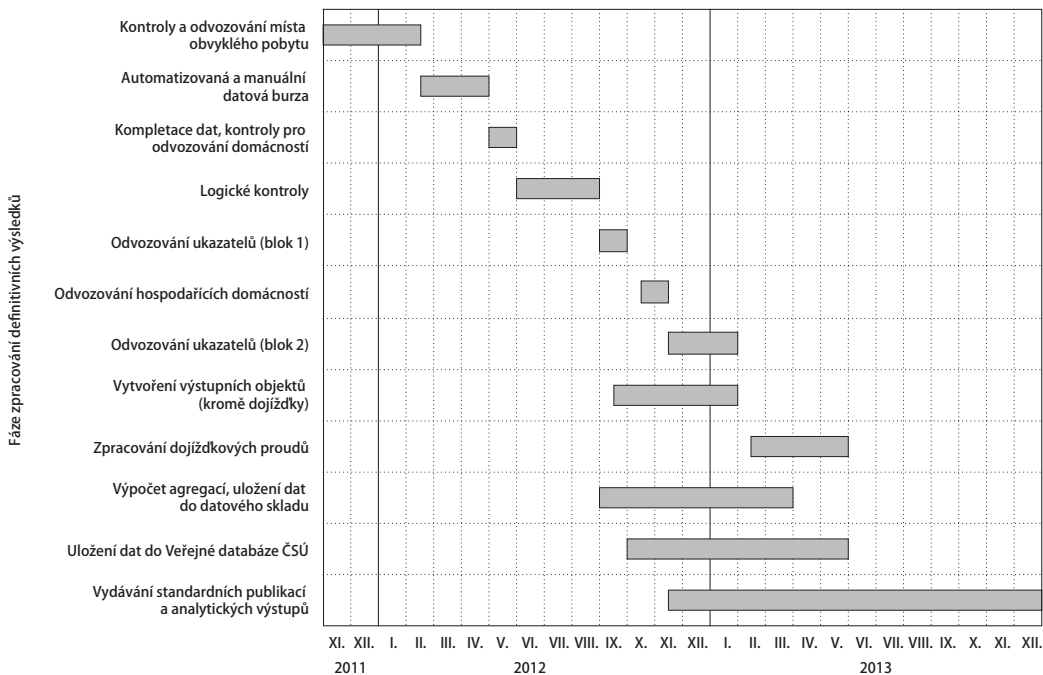
- Pramenné dílo z výsledků sčítání lidu, domů a bytů 2011 (konec roku 2013, analytická a datová část)
- Statistický lexikon obcí České republiky (podzim 2013)
- Atlas z výsledků sčítání lidu, domů a bytů 2011 (konec roku 2013, analytická a mapová část)
- Historický lexikon obcí ČR (pouze elektronicky, 2014).

Tab. 1: Plánované termíny zveřejnění standardních publikací výsledků sčítání 2011 v roce 2013

Publication schedule of standard publications

Publikace	Okruh tabulek	Počet tabulek	Termín zveřejnění na internetu
Základní výsledky Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – ČR, kraje	Domácnosti, územní přehledy	105	leden 2013
Základní informace o obcích podle výsledků Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – ČR, kraje, okresy, obce	Obyvatelstvo, domy, byty	50 736	listopad 2012 – leden 2013
	Domácnosti, dojíždka	31 720	leden – únor 2013
Domácnosti podle Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – ČR, kraje	Domácnosti	435	leden – únor 2013
Obyvatelstvo, domy, byty a domácnosti podle Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – ČR, kraje, okresy, ORP, sídla ORP, městské obvody a městské části	Obyvatelstvo, domy, byty, domácnosti	31 360	březen – květen 2013
Byty podle Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – ČR, kraje	Byty	225	únor – březen 2013
Plodnost žen podle Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – ČR, kraje	Plodnost	165	březen 2013
Vyjížďka a dojíždka do zaměstnání a do škol podle okresů podle Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – ČR, okresy	Dojíždka	499	duben – květen 2013

Graf 1: Zpracování definitivních výsledků | Time schedule for processing the final results



ROBERT CLIQUET – BIOSOCIAL INTERACTIONS IN MODERNISATION¹⁾

Lucie Vítková

Masarykova univerzita v Brně vydala v roce 2010 rozsáhlou monografii Roberta Cliqueta *Biosocial Interactions in Modernisation* zabývající se širokým záběrem témat souvisejících s biosociální přirozeností lidské osobnosti a sociálních vztahů. Cliquet v knize zdůrazňuje nejen to, že člověk má jak stránku kulturní (společenskou) tak biologickou, ale také, jak to i název knihy uvádí, že obě stránky na sebe v průběhu evoluce navzájem působily a neustále se ovlivňují. Kniha je velmi zajímavým čtením pro ty, kdo se zajímají o biologii člověka, sociální biologii, sociobiologii, fyzickou i kulturní antropologii, sociologii a samozřejmě demografii, neboť demografická reprodukce je jádrem tematického zaměření knihy.

Předmětem knihy je podoba a proměny evoluční výbavy lidstva v procesu modernizace. Modernizace jakožto globální proměna lidských společností přinesla i kvalitativně-quantitativní změnu charakteru demografické reprodukce, kterou demografové označují jako demografická revoluce (či demografický přechod), která nastolila nový, moderní demografický režim. Při demografické revoluci došlo nejen k zásadnímu nárůstu podílu společenských podmíněností na charakter demografické reprodukce, ale i k jejich dalšímu provázání s faktory biologickými. Proto se faktory ovlivňující charakter demografické reprodukce v moderních společnostech mohou označit jako biosociální. Vrozené (biologické) podmíněnosti lidské reprodukce se v důsledku evoluce (tedy ve velmi dlouhodobém časovém měřítku) mění a jsou společenskými faktory modifikovány. Jako příklady je možno uvést dřívější nástup plodivého období žen, zlepšování reprodukčního zdraví v moderní společnosti, asistovanou re-

produkcii jako možnou částečnou kompenzaci snížené plodivosti ve vyšším věku, do kterého v moderní době rodiče odsouvají narození prvního potomka aj. (Cliquet, 2010: 315–361).

Podobou demografické reprodukce v moderní době se Cliquet zabývá dlouhodobě, v této knize se implicitně zabývá také řadou otázek, které si demografové kladou při hodnocení probíhajícího vývoje v demograficky vyspělých zemích. V knize přináší řadu podnětných a originálních pohledů např. na témata: proč dnes lidé rodí málo potomků, zda lze na dnešního člověka žijícího ve více individualizované společnosti pohlížet jako na více egoistického, jak dnešní společenské podmínky vedou nejen ke snaze o vyšší emancipaci a osobní seberealizaci, ale i k důrazu na „kvalitu“ potomků aj.

Téměř sedmisetstránková kniha je rozdělena do deseti hlavních kapitol, jež jsou dále pravidelně strukturovány do podkapitol, kompozice textu je přehledná a čtenář se v knize snadno orientuje. Tomu napomáhá i 38 stránkový jmenný a 31 stránkový věcný rejstřík. Úvodní kapitola pojednává o evolučním pozadí biosociálních interakcí, je úvodem do sociálně biologického pohledu na zkoumané téma, seznamuje čtenáře s hlavními tezemi a poznatky, ale i významem a kontroverzemi tohoto přístupu z hlediska společenskovědních oborů. Z hlavních teze, že rozpor mezi moderními sociálními podmínkami a evolučním dědictvím biologické výbavy lidstva je právě zdrojem velké variability lidských vztahů, a také výzvou pro budoucí adaptaci norem a hodnot, vychází zaměření a struktura dalších kapitol. Ty jsou nazvány vždy podle jednotlivých zdrojů biosociální variability a historických proměn lidské osobnosti a společnosti (variabilita individuální, věková, mezi pohlavími, rodinná, reprodukční, variabilita sociálních skupin, rasová, mezigenerační).

1) Cliquet, Robert. 2010. *Biosocial Interactions in Modernisation*. Brno: Masarykova Univerzita, 2010. 725 s. ISBN 978-80-210-4986-4.

Zkoumání každého zdroje variability lidstva začíná jeho evolučním původem, pokračuje rozbořením interakcí biologické a společenské stránky a na závěr je evoluční dědictví lidského druhu zkoumáno v konfrontaci s podmínkami v prostředí moderní společnosti, v rámci čehož autor kriticky posuzuje příslušné netolerantní „ismy“ (ageismus, sexismus, pro/antinatalismus, rasismu aj.). Závěrečná kapitola se věnuje etickým a politickým úvahám o biosociální budoucnosti lidstva.

Právě důraz na související etické a politické otázky je pro Cliqueta charakteristický po celou jeho vědeckou kariéru, kdy působil jako poradce a expert v řadě národních i mezinárodních organizací. Robert Cliquet je emeritním profesorem biologické antropologie a sociální biologie na katedře populačních studií na Univerzitě v Gentu. Tématem biologické různosti a sociální diferenciace reprodukčních a souvisejících sociálních vztahů se zabývá jako badatel i pedagog již řadu desetiletí, od začátku své akademické kariéry. Publikoval o tomto tématu řadu prací, kniha *Biococial interactions in modernisation* je velmi rozsáhlým shrnutím tématu. Robert Cliquet se dlouhodobě věnuje také dalším demografickým tématům (především plodnosti, plodivosti a plánovanému rodičovství) a také hodnocení dlouhodobých trendů populačního vývoje. V roce 1991 např. publikoval významný příspěvek k diskuzi o teorii druhého demografického přechodu (Cliquet, R. 1991. *The Second Demographic Transition: Fact or Fiction? Population studies*, 23, Strasbourg: Council of Europe). Je

členem řady vědeckých organizací, mj. čestným ředitelem multidisciplinárního Centra pro studium populace a rodiny (CBGS) v Bruselu, poradcem Ústavu pro populaci a sociální politiku (PSPC) v Bruselu a koordinátorem řady mezinárodních vědeckých projektů. Od roku 2002 spolupracuje také s Fakultou sociálních studií Masarykovy univerzity, kde v letech 2008 a 2009 působil jako hostující profesor. Pracoval a publikoval také v mezinárodních odborných organizacích – v Evropské populační komisi v rámci Rady Evropy či v Komisy pro populaci a rozvoj v OSN, kde se spolupodílel na přípravách Světových populačních konferencí v Bukurešti 1974, Mexiku 1984 a Káhiře 1994.

Téma evolučního dědictví v osobnosti moderního člověka a společnosti sice není pro čtenáře z oblasti demografie novým, ale bezprostřední zaměření knihy na demografickou reprodukci psané navíc autorem, který je v demografii již několik desetiletí velmi uznávaným, činí z této práce cenný zdroj neotřelých rozšiřujících poznatků a originálních nových podnětů pro nejrůznější demografická témata. Autor tyto otázky nejen analyzuje s odkazy na výsledky dosavadních vlastních zkoumání i velkého množství literatury, ale zabývá se i předpoklady budoucího vývoje, politickými a etickými otázkami, které nesoulad mezi moderními společenskými podmínkami a biologickou výbavou lidí přináší.

Shrnutí obsahu jednotlivých kapitol lze nalézt na webových stránkách Roberta Cliqueta (<http://www.robertcliquet.com>). Rozsáhlou recenzi této knihy uveřejnil např. Frans Kerstholt (*Demográfia*, 2010, Vol. 5, No. 5).

VZESTUP A PÁD ZDRAVOTNÍ SITUACE NA UKRAJINĚ VE 20. STOLETÍ

Markéta Pechholdová

Počátkem roku 2012 vyšla v nakladatelství Springer demografická monografie zaměřená na úmrtnost a příčiny úmrtí na Ukrajině v průběhu 20. století¹⁾. Kniha je výsledkem dlouhodobého projektu mapování úmrtnostních trendů v jednotlivých republikách bývalého Sovětského svazu a je prostředním svazkem volné trilogie, která začala Ruskem²⁾ a bude v dohledné době uzavřena monografií o Pobaltských republikách. Jedná se o aktualizované a doplněné vydání dříve publikovaných monografií ve francouzštině³⁾ a v ukrajinštině⁴⁾. Přidaná hodnota nového, anglického, vydání spočívá v aktualizaci zpracovaných dat (nyní až do roku 2006) a v poskytnutí volně přístupné elektronické verze (dostupné z <http://demogr.mpg.de/books/drm/009>) doplněné o technické dodatky a datové přílohy.

Publikace má 279 číslovaných stran a je členěna do třech hlavních částí: 1) **dlouhodobé trendy naděje dožití**, 2) **pohlavně-věkově specifická úmrtnost v průběhu osmi desetiletí** a 3) **příčiny úmrtí od roku 1965**, z nichž nejobsáhlejší je právě část třetí. Tyto tři části jsou dále členěny do celkem třinácti kapitol. Publikace si vytyčuje za hlavní cíl porozumět mechanismům pohnutého vývoje úmrtnosti na Ukrajině, kde po počátečním intenzivním zlepšování docházelo od šedesátých let k systematickému propadu, který autoři nazývají zdravotní krizí. Zvláštností je, že po dlouhou

dobu byla data o úmrtnosti a příčinách úmrtí v bývalém Sovětském svazu utajována a pro tento projekt byla získána díky dočasnému uvolnění archivů v devadesátých letech.

První část knihy se pokouší o rekonstrukci co nejdélejší řady údajů o střední délce života. Nejzajímavějším bodem, pro který byl získán odhad naděje dožití, je rok 1896. Pro celé předválečné období pak byly k dispozici pouze tři další bodové odhady naděje dožití; výpočty z roční běžné evidence byly umožněny až od roku 1959. Zásadní otázkou první kapitoly však bylo jak odhadnout demografické dopady devastujících historických událostí na Ukrajině první poloviny dvacátého století: občanské války (1917–1920), hladomorů (1921–1923), Velkého hladomoru souvisejícího s kolektivizací zemědělství (1932–1933), druhé světové války a hladomoru roku 1947. Kapitola podrobně popisuje předpoklady i metodiku provedených odhadů přímých i nepřímých ztrát a kromě cenných a unikátních výsledků tak poskytuje i metodologické vodítko pro práce usilující o podobné expertní odhady chybějících dat. Pro ilustraci závažnosti Velkého hladomoru: v roce 1933 byla naděje dožití odhadnuta na 7 let u mužů a 11 let u žen.

Zatímco první část pracuje převážně se střední délkou života při narození, druhá část již zohledňuje pohlaví a věk a věnuje se změnám ve struktuře úmrtnosti od roku 1927. Před samotnou analýzou je však podrobně rozebrána kvalita vstupních dat. Nejprve je analyzována a opravena podregistrovanost kojenecké úmrtnosti, způsobená změnami v definici kategorií

1) Meslé, F. – Vallin, J. (Eds.) 2012. *Mortality and Causes of Death in 20th-Century Ukraine* (279 p.). Dordrecht [et al.], Springer.

Demographic Research Monographs 9. ISBN 978-94-007-2432-7.

2) Meslé, F. – Shkolnikov, V. M. – Hertrich, V. – Vallin, J. 1996. *Tendances récentes de la mortalité par cause en Russie 1965–1994* (140 p. + 2 fl oppy disks). Paris: INED/CDEH. Données statistiques, No. 2.

3) Meslé, F. – Vallin, J. 2003. *Mortalité et causes de décès en Ukraine au XXe siècle* (XVI + 396 p.). Paris: INED (Les cahiers de l'INED, cahier n° 152, with contributions by Vladimir Shkolnikov, Serhii Pyrozhkov and Serguei Adamets).

4) Meslé, F. – Vallin, J. 2008. *Смертність та причини смерті в Україні у XX столітті* [Mortalité et causes de décès en Ukraine au XXe siècle] (416 p.). Kiev: INED and IDSS (with contributions by Vladimir Shkolnikov, Serhii Pyrozhkov and Serguei Adamets).

perinatální a kojenecké úmrtnosti. Autoři se zde mimo jiné opírají o zkušenosti z předchozích prací provedených za Rusko a středoasijské sovětské republiky. Výsledné opravy kojenecké úmrtnosti vedly ke snížení naděje dožití až o 0,3 roku ročně. Opravené hodnoty kojenecké úmrtnosti pak posloužily jako vstupní data pro korekci úmrtnosti starších věkových skupin pomocí modelových tabulek Coale-Demeny v letech 1959–1965, kdy byly zaznamenány největší odchylky od očekávaných hodnot. V další kapitole je popsána dynamika vývoje věkově specifické úmrtnosti pro období 1927–2006, kde vyniká především poválečný pokles kojenecké a dětské úmrtnosti a nedávný nárůst úmrtnosti mužů v produktivním věku. Stejně jako v případě Ruska, i zde se obvyklým způsobem projevuje vliv protialkoholové kampaně z dob Michaila Gorbačova a dlouhodobý dopad ekonomické post-transformační krize 90. let. Období 1938–2006 je poté rozděleno na „dobrá“ a „špatná“ léta (1938–1965 a 1965–2006, resp.) a pro tato dvě období jsou dekompozicí analyzovány příspěvky hlavních věkových skupin ke změně naděje dožití. K dispozici je přímé srovnání s Ruskem a Francií. Obdobným způsobem je poté analyzován setrvalý nárůst mužské nadúmrtnosti. Předposlední kapitola druhé části pak řeší otázku vztahu etnicity a úmrtnosti (Rusové žijící na Ukrajině mají vyšší úmrtnost než Rusové žijící v Rusku). Závěrem je pro celou populaci vypočten APC model, který dokladuje velký vliv období a věku a minimální vliv generace.

Třetí část publikace analyzuje úmrtnost dle příčin od roku 1965. Na úvod je podrobně popsán systém sběru, klasifikace a publikace dat o příčinách úmrtí. To je v případě Ukrajiny nezbytné, neboť SSSR nikdy nepoužívala mezinárodní klasifikaci nemocí ale vlastní zkrácený seznam o přibližně 200 položkách. Vybrané nemoci (cholera, mor, sebevraždy, vraždy a pracovní úrazy) navíc byly z politických důvodů utajovány, autoři však zpětně získali k utajovaným souborům přístup a byli schopni data rekonstruovat. V kapitole o kvalitě statistik příčin úmrtí pak autoři vyvracejí obecnou domněnku o nadhodnocení kardiovaskulární úmrtnosti v sovětských zemích

a jejich vzestup přisuzují spíše skutečnému zhoršení úmrtnostních poměrů. Následující metodologická kapitola podrobně popisuje postup při rekonstrukci souvislých řad úmrtí dle příčin od roku 1965, doplněný o celou řadu příkladů. Desátá kapitola již prezentuje základní výsledky – úmrtnost dle hlavních tříd klasifikace nemocí. Na základě mezinárodního srovnání (s Ruskem a Francií) pak autoři rozebírají podobnosti a odlišnosti vývoje úmrtnosti na Ukrajině. Ze vzájemného srovnání jsou patrné neblahé dopady krize 90. let na kardiovaskulární úmrtnost, nehody a otravy, alkoholismus a také infekční nemoci, které byly od šedesátých let na ústupu. Následující kapitola dává do souvislosti hlavní politické události sledovaného období (protialkoholová kampaň, post-transformační krize) a změny naděje dožití. Nejpodrobnější analýzu poskytuje předposlední kapitola, kde jsou sledovány podrobné kategorie onemocnění v rozlišení hlavních věkových skupin (0, 1–14, 15–39, 40–64, 65+). Pozorované trendy jsou doplněny komentáři, čtenář tak má například možnost odlišit skutečné trendy od fiktivních, způsobených kódovací praxí. Závěrem autoři konstatují, že zatímco předválečné krize měly krátkodobý charakter a celkový trend byl příznivý, současný nepříznivý trend je dlouhodobý a nevykazuje známky blízkého obrátu. Současná Ukrajina se nadále potýká s následky alkoholismu, vysokou kardiovaskulární a externí úmrtností a s neschopností bojovat proti infekčním nemocem. Zvládnutí těchto problémů je přitom pro zvrat nepříznivého zdravotního trendu podmínkou *sine qua non*.

Publikace je mnohostranně přínosným počinem. Kromě faktografického bohatství hlavního svazku nabízí i šestnáct datových příloh on-line. Přílohy obsahují základní populační data, tabulkové funkce pro období 1927–2006, podrobný popis sovětských klasifikací příčin úmrtí, počty a intenzity úmrtí dle příčin a výsledky dekompozice. Formální zpracování je perfektní – jasná struktura textu, poznámkový aparát, rejstřík, pevná vazba. S nevelkou mírou nadsázky lze tak monografii označit jako „povinnou četbu“ pro zájemce o problematiku historie a demografie bývalého SSSR.

Z české demografické společnosti

Třetí říjnovou středu (17. 10. 2012) se uskutečnil 440. diskusní večer, na kterém vystoupila *Klára Hulíková* z katedry demografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze s příspěvkem **Kontrolní přístup k analýze úmrtnosti – alternativní přístup**, jehož spoluautorem je *Petr Mazouch* (Katedra ekonomické statistiky VŠE v Praze). Cílem této studie bylo nalezení možnosti odhadu intenzity úmrtnosti ve vyšším věku, resp. odhad pokračování křivky kohortní úmrtnosti. Autoři se snažili nalézt co nejjednodušší přístup. Základní předpoklad pro jejich analýzu byl, že intenzita úmrtnosti roste s věkem a nárůst je konstantní napříč kohortami. Jako největší problémy K. Hulíková zmínila možnou řetězovou chybu a způsob, jak odhadnout první vstupní hodnotu. Mezi silné stránky tohoto přístupu podle K. Hulíkové patří jednoduchost a snadno aplikovatelný postup pro testované kohorty, který přinesl kvalitní výsledky, jako slabou stránku označila nutnost historických dat.

V měsíci listopadu (21. 11.) na diskusním večeru ČDS *Marie Kusovská* z katedry demografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze prezentovala svoji práci na téma **Populační vývoj vojenských újezdů v České republice**. V rámci své prezentace zmínila nejdříve historii vojenských újezdů a vývoj jejich počtu. Dále posluchače seznámila se základními výsledky své analýzy a možným budoucím vývojem. Populační vývoj ve vojenských újezdech je podle autor-

ky převážně ovlivněn působením jednotlivých armád, bytovou výstavbou, zachovalostí životního prostředí, a také využitím po zrušení vojenských újezdů.

Na předvánočním středečním diskusním večeru ČDS vystoupil *Eduard Maur* s příspěvkem **Obyvatelstvo Čech v 16. století**. V úvodu přednášky upozornil, že se sice jedná o období, kdy jsou již k dispozici prameny, ale jsou stále nedostatečné, nelze tedy studovat přirozené měny, částečně pouze úmrtnost. Dalším úskalím je, že matriky v tomto období sledovaly převážně německé obyvatelstvo. 16. století bylo období populačního růstu v celé Evropě, rozrůstala se města, zakládala se nová a docházelo k osidlování venkova. V tomto období byla nízká střední délka života dána především vysokou kojeneckou a dětskou úmrtností, jinak byla úmrtnost rozložena až do 70 let věku.

První diskusní večer ČDS v roce 2013 (16. 1.) patřil *Jitce Rychtařikové* s příspěvkem na téma **Děti narozené v manželství a mimo manželství: dvě různé populace**. Jako referenční zemi, se kterou výsledky srovnávala, zvolila Francii. Podle J. Rychtařikové je dnešní úroveň plodnosti určována dvěma populacemi dětí: narozenými v manželství a mimo manželství. Obě populace prošly rozdílným historickým vývojem a liší se i dnes biosociálními charakteristikami matek i dětí. V České republice narostl podíl dětí narozených mimo manželství mezi roky 1986 a 2010 z 7,4 % na 40,3 %. Ve stejném období se snížila úhrnná plodnost z 1,9 na 1,5. Z výsledků dekompozice na tři faktory (rodinný stav, manželská plodnost, mimomanželská plodnost) vyplynulo, že pokles úhrnné plodnosti nejvíce souvisel s nárůstem podílu neprovdaných žen. Metoda logistické regrese, kterou se modelovala pravděpodobnost narodit se mimo manželství v České republice, ukázala, že tyto děti se rodí především mladším a méně vzdělaným ženám majícím své první dítě.

MP

RELIK 2012: Reprodukce lidského kapitálu – vzájemné vazby a souvislosti (V. ročník)

Ve dnech 10. a 11. prosince 2012 proběhl na Vysoké škole ekonomické v Praze pátý ročník mezinárodní vědecké konference RELIK 2012. Konferenci již tradičně pořádala Katedra demografie Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze za podpory projektu VŠE IGA 14/2011. Konference se účastnilo celkem 123 účastníků domácích i zahraničních. Celkem bylo zasláno 58 příspěvků a z toho 21 z nich zaznělo v sekci mladých vědců a studentů.

Program konference byl velmi rozmanitý. Příspěvky se týkaly mnoha oblastí souvisejících s lidským kapitálem. Řada příspěvků byla věnována problematice stárnutí populace, stárnutí pracovní síly, důchodové reformě, trhu práce, zaměstnanosti a nezaměstnanosti a dalším tématům.

Vzhledem k většímu počtu příspěvků v anglickém i českém jazyce, probíhala konference na rozdíl od minulých ročníků, souběžně ve dvou sekcích. První den jednání byl tradičně věnován příspěvkům domácím i zahraničním, kde autoři z vysokých škol a akademických pracovišť seznámili své kolegy s výstupy svých grantů i pracovních projektů.

V české sekci konference zahájil jednání *Josef Koubek* velmi zajímavým příspěvkem **Věková struktura pracovních sil a hodnota lidského kapitálu**. Vyslovil hypotézu, že hodnota lidského kapitálu se zvyšuje s podílem starších a zkušenějších pracovníků. V dalším příspěvku se autorky *Jitka Bartošová* a *Pavla Kafková* věnovaly problematice **Analýzy schopnosti české domácnosti vystačit si s příjmy**. Většina domácností má v současné době problém se svými příjmy vystačit. Dále vystoupila *Magdalena Kotýnková* se svým příspěvkem na téma **Soudobé trhy práce a účinnost sociální politiky v době hospodářské recese**. Příspěvek se zaměřil na analýzu probíhajících proměn trhu práce a na jejich dopady do nárůstu sociálních výdajů. **Vývojem některých demoeconomických charakteristik zohledňujících zvyšování důchodového věku v ČR** (*Tomáš Fiala, Jitka Langhamrová, Martina Miskolczi, Zdeněk Pavlík*) byl zakončen první blok příspěvků.

Po přestávce pokračovala česká sekce příspěvkem *Ondřeje Nývltu* na téma **Potenciál trhu práce v ČR a jeho budoucnost**. Autor poukázal na možné rezervy, kdy některé skupiny obyvatel velmi málo participují na trhu práce. *Vojtěch Krebs* a *Ladislav Průša* pohovořili nad tématem **Souběh starobních důchodů s příjmy z pracovní činnosti**. *Martina Miskolczi, Jitka Langhamrová* a *Tomáš Fiala* v **Analýze možnosti předdůchodů v České republice od roku 2013** vysvětlili podstatu odchodu do takové formy předčasného důchodu, kdy osoba čerpá své prostředky, nasporené do třetího pilíře penzijního spoření. **Lidské zdroje vo svetle nezamestnanosti** bylo téma přednášky *Renáty Machové*, ve které byly lidské zdroje zmiňovány jako komparativní výhoda pro regiony.

Odpolední část české sekce se zabývala vzdělávacím, souladem mezi pracovním a soukromým životem a nerovnostmi mezi pohlavími na trhu práce. Tato část byla zahájena příspěvkem *Zuzany Dvořákové* na téma **Vzdělávání a rozvoj arts manažerů**, ve kterém bylo popsáno systematické vzdělávání arts managementu a zhodnoceno další vzdělávání a rozvoj arts manažerů v kontextu rozvoje kariéry v kulturní organizaci. Dalším příspěvkem byla **Rodová nerovnost v podmíenkach neplatenej práce v domácnostiach SR** od *Aleny Kaščákové*, ve kterém byly popsány rozdíly mezi velikostí a strukturou neplacené práce vykonávané ženami a muži na Slovensku. Další v pořadí zazněl příspěvek **Ekonomicko-manažerské vzdelávanie pre riadiacich pracovníkov v zdravotníctve** (*Vanda Lieskovská, Mária Grullingová* a *Denisa Bilohuščinová*). Příspěvek s názvem **Zosúladovania pracovného a rodinného života ako nástroj podpory rozvoja ľudských zdrojov, rovnosti príležitostí i kvality života** od autorů *Eriky Lapinové* a *Viléma Kunze* se pokusil představit problematiku podpory souladu pracovního a soukromého života.

Poslední blok příspěvků v českém jazyce zahájil *Ladislav Průša*, který přednesl příspěvek s názvem

Důsledky stárnutí populace na potřebu sociálních služeb pro seniory na Písecku. Byl zde proveden odhad vývoje počtu příjemců příspěvků na péči za pomoci projekce do roku 2030, na jehož základě by bylo vhodné zvážit priority sociálních služeb v regionu. Poté vystoupil *Luděk Šídlo* s **Geodemografickými aspekty nákladů na zdravotní péči v České republice**, kde poukázal na to, že průměrný roční nárůst je výrazně větší než průměrný nárůst HDP. Předposledním vystupujícím byla *Eva Kačerová* s tématem **Vícečetné porodů v ČR v letech 1950–2011**, ve kterém se mimo jiné zmiňovala o pravděpodobnosti vícečetných porodů. Celá sekce byla uzavřena příspěvkem **Zmeny v reprodukčnom správaní žien na Slovensku** (*Silvia Megyesiová, Tomáš Bačo, Peter Ponišť*), autoři se zabývali mimo jiné důvody zvyšování věku matek.

V anglické sekci, která probíhala souběžně s českou, zaznělo celkem 10 příspěvků. Prvním příspěvkem v této sekci byl **Human resource management under changes in Central and Eastern European countries – focus Hungary and Slovakia**, jehož autory jsou *József Poór, Ladislav Mura* a *Zsuzsa Karoliny*. Tento příspěvek upozorňoval na podobnosti v historickém vývoji post-socialistických zemí střední a východní Evropy. **Sectors labour productivity in the context of capital-labour ratio** byl název druhého anglického příspěvku, v němž jeho autor *Tomáš Volek* vysvětlil význam produktivity práce pro ekonomický růst. Tématem měření efektivity lidského kapitálu během ekonomické krize se zabýval *Janos Harskuti* (**Human Resource Capital efficiency measures of multinationals and new FDI growth in Central and Eastern Europe during the financial crisis**). *Arturas Balkevicius* poskytl posluchačům přehled o vývoji a možných perspektivách litevského finančního sektoru a lidských zdrojích (**Financial sector and its human resources evolution in Lithuania**).

Po přestávce navázala na anglickou sekci *Jana Špirková* s tématem **Gender as Prohibited Risk Factor in Insurance**, ve kterém podotkla, že existují značné rozdíly mezi rizikem úrazu a smrti pro muže a ženy. Dalším příspěvkem byl **Companies cooperating in knowledge maintenance and transformation for women going to child-care leave** (*Andrea Bencsik* a *Tímea Juhasz*). Autoři *József Poór, Ladislav Mura, Monica Zaharia, Ágnes Szlávicz* a *Péter Kollár* přednesli na konferenci výsledky etického výzkumu, který prováděli ve 4 evropských zemích a který nesl název **Ethical**

research with statistical methods-focus on Hungary, Slovakia, Romania and Serbia. Poté zazněl příspěvek na téma **Interregional migration in Slovakia** od autorů *Vladimíra Gazdy, Denise Horváta* a *Martina Janotky*, ve kterém se posluchači seznámili s dopady meziregionální migrace na ekonomickou a sociální pozici regionu. *Marie Duspivová* a *Růžena Krninská* rozšířily příspěvky anglické sekce o oblast managementu lidských zdrojů v procesním řízení v malých a středních firmách (**Human resources management within the process management in small and medium-sized enterprises**). Anglickou sekci uzavřel *Ondřej Šimpach* s prezentací na téma **General logit and probit model in probability analysis of death**, ve které popsal modelování pravděpodobnosti úmrtí pomocí modelů logit a probit.

Po přednesení všech příspěvků následoval tzv. kulatý stůl, kdy si účastníci a zájemci o danou problematiku vzájemně předávali zkušenosti ze svých výzkumů. Diskuze k tématu souvisejícím s reprodukcí lidského kapitálu byla velmi bohatá.

První den konference byl zakončen společenským večerem, kde řada účastníků pokračovala v diskuzi k zajímavým příspěvkům a mladí účastníci měli možnost seznámit se blíže s ostatními kolegy z České republiky i ze zahraničí.

Druhý den byl věnován pouze mladým vědcům a studentům.

Ve studentské sekci bylo předneseno celkem 21 velmi zajímavých příspěvků mladých začínajících autorů. Sekce se účastnili studenti bakalářského studia oboru Sociálně-ekonomická demografie Vysoké školy ekonomické v Praze i mladí doktorandi z České republiky i ze zahraničí. Mladí vědci si zde vyzkoušeli atmosféru mezinárodní vědecké konference, seznámili se s kolegy, kteří se zajímají o demografii, statistiku, ekonomickou statistiku, i problematiku lidských zdrojů, lidského kapitálu a podobná témata.

Výstupem z konference je sborník příspěvků s názvem *Reproduction of the Human Capital* (ISBN 978-80-86175-82-9, Melandrium, 2012). Studentské příspěvky jsou také k dispozici na CD z konference. Výstupy a příspěvky z konference RELIK 2012 i dřívějších ročníků konference jsou dostupné na stránkách katedry demografie Vysoké školy ekonomické v Praze na <http://kdem.vse.cz/konference-relik/>.

200 let od poslední evropské epidemie moru

"Oběti obědvaly s přáteli a večerely už se svými předky."

Giovanni Boccaccio (1313–1375), italský renesanční básník v cyklu Dekameron

Morové epidemie byly jednou z nejvážnějších hrozeb a stálým děsem středověku a raného novověku. Nejen proto, že se ve více či méně rozsáhlé podobě neustále vracely v mnoha vlnách a zapříčinily smrt milionů lidí, ale také proto, že sebou přinášely naprostý rozvrat řádu a zvyklostí běžného života – byly omezeny společenské styky a vyvráceny etické hodnoty ("marnost nad marnost"), vážlo zásobování, propukají pogromy, bujela extatická, orgiastická šílenství, lidé pociťovali nedůvěru ke svým sousedům i ke svým nejbližším, hrůzu vyvolávaly i vnější projevy onemocnění a rychlé pohřby do společných jam bez tradičních náboženských rituálů. "Zatímco hromadné hroby se plnily mrtvolami ... lidé se navzájem lapali, zabíjeli a požírali jako zvěř," napsal v 19. století náš historik František Palacký.

Původcem moru je odolná patogenní gramnegativní tyčinkovitá bakterie *Yersinia pestis* z řádu *Enterobacteriales*, objevená v roce 1894 Alexandrem Yersinem (1863–1943), švýcarsko-francouzským lékařem a bakteriologem z Ústavu Louise Pasteura, během epidemie dýmějového moru přímo v Hong Kongu. Již v roce 1897 byla také úspěšně otestována historicky první vakcína proti dýmějovému moru. Mor, prudce infekční onemocnění, se projevuje ve třech různých formách: Dýmějový (hlízový) mor (bubonická forma) postihuje lymfatické uzliny a v tříselech, podpaží a na krku se při něm tvoří gangrenózní otoky zvané dýměje. Na člověka je přenašen blechami, které se infikovaly na nakaženém hlodavci (hlavně na krysách, které však příznaky netrpí). Po krátké inkubaci (2–6 dnů) dochází k prudkému zvýšení teploty, doprovázenému třesavkou, bolestmi hlavy a kloubů a celkovým úbytkem energie. "Otoky žláz o velikosti ořechu či datle ve slabinách a dalších spíše choulolistivých místech," opatrně uvádějí dobové prameny projev nemoci, kterou "provází nesnesitelná horečka".

Na těle se také objevují modré a černé skvrny, což bylo vždy předznamenáním smrti. Při septické formě vzniká septický šok se selháním krevního oběhu a tím i všech životně důležitých funkcí. Nejzhoubnější forma plicní (pneumotická), tzv. černá smrt, probíhá jako těžký zápal plic. Je mnohem nebezpečnější než ostatní dvě, přenáší se přímo kapénkami, které nakažený člověk vykašlává a působí velmi rychle. Smrt vlastně nastává v důsledku rozvíjejícího se plicního otoku a následným udušením. Postižený člověk byl odsouzen k smrti během 12 až 24 hodin.

Tři největší morové rány v dějinách euroasijského kontinentu vznikly v 6. století n. l. ("Justinianův mor", 25 milionů obětí na celém východním pobřeží Středozemního moře, zejména v Konstantinopoli, dnešním Istanbulu), ve 14. století ("Černá smrt", 75 milionů obětí v drtivé části Evropy) a na přelomu 19. a 20. století (bez zvláštního jména, 12 milionů lidí v Číně a Indii). Po 15. století se útoky moru na Evropu zpomalily; mezi větší epidemie patří např. Velký londýnský mor (1665–1666), mor v Itálii (1629–1631) nebo vídeňský mor v roce 1679.

V současnosti se v Česku onemocnění lidí morem téměř nevyskytuje. Poslední velká epidemie postihla naše území v letech 1711–1715, zemřelo při ní okolo 200 tisíc lidí – a zůstalo také poznání, že hlavně platí hygiena a ne motlitby. Proto poté začala zvláště ve velkých městech vznikat kanalizace a výskyt epidemií byl silně potlačen. Onemocnění morem je však stále hlášeno z obou Amerik, jižní a jihovýchodní Asie, některých lokalit v bývalém Sovětském svazu a z Afriky. Větší výskyt nemoci doprovázený úmrtími byl v posledních letech zaznamenán např. v Zambii, Kongu, Indii, Malawi a Alžírsku. Při včasné léčbě antibiotiky (do 24 hodin od prvních příznaků) ve vysokých dávkách (streptomycin, doxycyklin, chloramfenikol) je úmrtnost téměř nulová.

Na téma morových epidemií bylo již napsáno mnoho knižních a časopiseckých prací různé úrovně a provenience. Téměř ve všech těchto zdrojích informací se mimo jiné uvádí, že mor v Evropě se naposledy objevil ve dvacátých letech 18. století. Ve světle nových aktuálních poznatků (uvedených například v překladu aktualizované britské publikace "501 katastrof, které otřásl světem", Slovart, 2012) však poslední evropská epidemie, tzv. "Carageův mor", propukla ještě o sto let později v Bukurešti, hlavním městem podunajského Valašského knížectví (spolu s Moldavským knížectvím přímého předchůdce dnešního Rumunska), tehdy pod nadvládou Osmanské říše.

Počínaje rokem 1813 byl starostou Bukurešti jmenován Ioan Georges Caragea. Přijel však již dříve z Konstantinopole, kde zastával řadu významných postů v sultánově administrativě, aby se ujal úřadu. Po cestě jeden z jeho sluhů zemřel na onemocnění s příznaky moru; není však jisté, zda tento jediný případ způsobil zavlečení choroby do Bukurešti a okolí. Každopádně ale spolu s následnými zprávami o výskytu moru v Konstantinopoli a okolních provinciích, spojnicích mezi evropským a asijským kontinentem, Caragea varoval, že se má připravit na nehorší. Proto před 200 lety v lednu 1813 zřídil dvě karanténní nemocnice a pak již jen čekal.

První případ dýmějového moru byl zjištěn po půl roce v měsíci červnu. Caragea okamžitě zavedl přísná nouzová opatření, jimiž prakticky odřízнул Bukurešť od okolního světa. Dal střežit městské brány, aby lidé nemohli volně proudit dovnitř a ven, uzavřel tržnice, školy, lázně, hostince a krčmy, zapovězena byla veškerá shromáždění občanů (vyjma v církevních objektech), mince nechal pro dezinfekci máčet v octu. Bohužel

žádný z těchto kroků neúčinkoval na nakažené blechy a krysy a obě nemocnice byly záhy přeplněné a fungovaly spíše jako márnice. Život ve městě ustal, začaly docházet potraviny, docházelo k nedodržování zákonů a všeobecnému úpadku mravů. Epidemie si vybírala daň mezi šlechtou a bohatými měšťany stejně jako v lůně chudiny.

Nakonec měla epidemie takový záběr, že leckterá mrtvá, morem znetvořená těla, se povalovala v ulicích metropole. Městem se vznášel pach smrti, káry a povozy márnických zřízců objížděly ulice a sbíraly bez rozdílu nejen mrtvé, ale i umírající. Nemocné, kteří se vzpírali, prostě utloukli k smrti, i když se občas stávalo, že někdo z nakažených sebral síly a špitál-níkům utekl. Za tři letní měsíce bylo v září mrtvých tolik, že je hrobníci nestíhali pohřbívat, a tak se lidská těla prostě házela do velkých jam a nechávala hnit. Než se "Carageův mor" vyčerpal, zabil podle odhadů během dvou let 60 až 70 tisíc lidí, z toho 20 až 30 tisíc v Bukurešti samotné (polovinu obyvatel), zbytek na okolním venkově.

Závěrem snad ještě připomeňme, že mor nebyl v tisícileté historii lidstva jedinou obávanou nakažlivou nemocí. Hrůzu vzbuzovali i malomocní, kteří byli izolováni v leprosáriích a pokud odtud vycházeli ven, nosili u sebe klapačku, aby varovali náhodné kolemjdoucí. Epidemické podoby dosáhlo i rozšíření tzv. francouzské nemoci (syfilidy). Obyvatelstvo často sužovaly také různá horečnatá onemocnění, epidemie cholery, skvrnitého tyfu, tuberkulózy, záškrtu, neštovic, španělské chřipky, meningitidy a dalších chorob, se kterými si dnešní lékařská věda již většinou ví rady.

Bohumil Tesařík

Použitá literatura:

- Cantor, N. F. 2005. *Po stopách moru*. Praha: BB/art, 2005.
 - Kolektiv autorů. 2012. *501 katastrof, které otřásl světem*. Praha: Slovart, 2012. 544 s.
 - Svoboda, J. 1995. Historie morových epidemií. *Vesmír*, 74, 1995/9, s. 496–503.
 - Svobodný, P. – Hlaváčková, L. 2004. *Dějiny lékařství v českých zemích*. Praha: Triton, 2004. 248 s.
 - WikiSkripta 2008. Projekt sítě lékařských fakult METANET. Brno: Masarykova univerzita, 2008.
- Dostupné z: <www.wikiskripta.eu>.

Poznámka:

Údaje o počtu obětí morových epidemií se v různých pramenech rozcházejí. Z této skutečnosti je nutno vždy vycházet.

Zuzana Finková se dožívá sedmdesáti let

Významná slovenská demografka doc. ing. Zuzana Finková, CSc. se narodila 30. března 1943 v obci Krajné, okres Trenčín, v oblasti nazývané Kopanice, která je na hranicích Moravy a Slovenska.

Střední zemědělskou technickou školu v nedaleké Skalici dokončila maturitou v roce 1961 a poté pokračovala ve studiu na Fakultě odvětvových ekonomik Vysoké školy ekonomické v Bratislavě. Od 2. ročníku pracovala jako vědecká pomocná síla na katedře zemědělské ekonomiky. Po skončení vysoké školy začala učit na střední škole, kde předtím maturovala. Vyučovala statistiku, ekonomiku a organizaci zemědělské výroby a techniku hospodářské administrativy.

V roce 1972 se přihlásila do vědecké aspirantury na fakultu hospodářské informatiky VŠE v Bratislavě a od 1. kvěna 1973 nastoupila jako odborná asistentka na katedru statistiky této fakulty. Učila především matematickou statistiku, a to nejen v Bratislavě, ale též dojížděla do Banské Bystrice a Košic, kde měla fakulta dislokovaná pracoviště. Přes vysoký pedagogický úvazek řádně skládala aspirantské zkoušky. Zároveň se však začala zajímat o demografii a romskou problematiku, což jsou dva směry, které ji pak cele profilovaly, i když byla stále nucena vyučovat také statistiku, výběrová šetření i ekonomickou statistiku (kam ostatně demografie na fakultě patřila).

V roce 1977 uskutečnila relativně rozsáhlý terénní výzkum romské populace v okrese Michalovce. Výsledky terénního šetření využila jednak ve své disertační práci, jednak jimi na sebe upozornila pražské demografické pracoviště, které tehdy bylo součástí katedry sociální a ekonomické geografie Přírodovědecké fakulty UK. Od té doby dochází k intenzivní spolupráci Z. Finkové s pražskými demografy, která trvá dodnes. Je to účast na úkolech býv. Státního plánu základního výzkumu v oblasti demografie romské populace

i demografického vývoje Slovenska (několik semestrů měla Z. Finková přednášky na PřF UK) i při různých recenzních a výběrových řízeních. Je i dlouholetou aktivní členkou redakční rady revue Demografie.

Mezi celou řadou vědeckých a odborných prací je nutno jmenovat alespoň některé z nich, které je možno považovat za nedůležitější. Jsou to především Zvláštnosti tvorby zdrojov pracovních sil u cigánského obyvatelstva (kandidátská disertační práce, 1981), Šetrenie populačnej klímy rómskych žien (Demografie 19, 1977), Rozvodovosť v SSR a ČSR v rokoch 1950 až 1980 (Demografie 28, 1986), Štatistika národnosti a Rómovia (Geografický časopis 52, 2000). Značná je také publikační činnost Zuzany Finkové v oblasti statistiky, kde se podílela na více než 15 kolektiv-



ních učebních textech, zejména opět kapitolami z demografie a demografické statistiky, řadou příspěvků ve vědeckých sbornících nebo sbornících z různých konferencí. Spolupracovala též kapitolou o demografii na vydání Národnej správy o rozvoji ľudského činiteľa 1995. V roce 1996 a 1997 pracovala ve skupině expertů pro národnostní menšiny při Evropské radě ve Štrasburku, kde pro publikaci připravila zprávu o romské problematice v Česku, na Slovensku, v Maďarsku, Rumunsku, Slovinsku, Makedonii a Chorvatsku.

V roce 1990 se Z. Finková habilitovala z demografie a tím se stala první docentkou tohoto oboru na Slovensku. Svého životního jubilea se dožívá v plném pracovním nasazení; přejeme jí, aby se ještě mnoho let zúčastnila akademického života a dokončila plánovanou učebnici demografie, která na Slovensku dosud chybí. Je pravdou, že mnohé učební texty jubilentky ji mohou prozatím nahradit, ale k završení své profesionální dráhy, kde se svými schopnostmi a svojí pracovitostí a houževnatostí prosadila, by to byl jistě vhodný počín.

Zdeněk Pavlík

Demografie a Český statistický úřad se prezentovaly veřejnosti

Během podzimu 2012 proběhlo několik zajímavých a popularizujících akcí pro veřejnost, jejichž cílem bylo propagovat vědu i jednotlivé vědní obory. Demografie jako obor se těchto akcí již tradičně účastní, nicméně letos se podařilo využít úzké spolupráce s Českým statistickým úřadem a tím lze i účast demografů považovat za efektivnější a bohatší.

První ze zmíněných akcí byla Noc vědců, která se konala 28. září na mnoha místech Prahy i celé České republiky. Národním koordinátorem celé akce konané pod záštitou Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy ČR a Zastoupení Evropské komise v ČR je Techmania Science Center.

Přírodovědecká fakulta UK v Praze se letos poprvé oficiálně připojila k Noci vědců a svým programem se v nabídce rozhodně neztratila. To samé lze říci i o prezentaci demografie v rámci tohoto projektu. Návštěvníci, kterých na Přírodovědeckou fakultu zavítalo několik stovek, se mohli mj. těšit především na zajímavou a přitom zábavně pojatou přednášku mapující důležitost a vývoj Sčítání lidu, domů a bytů na území České republiky nebo na posterovou prezentaci ke stejnému tématu, kterou poskytl Český statistický úřad.

V rámci připravené prezentace se zájemci mohli dozvědět nejen to, jak Sčítání probíhá, ale i to, kde jsou využívány jeho výsledky nebo jak bylo v různých dobách propagováno. Mohli také porovnat výstupy, které poskytuje Sčítání lidu s historičtějšími prameny, jako byly např. církevní matriky. Posterová výstava pak byla příchozím k dispozici během celého večera a sklídila značný pozitivní ohlas. Kromě programu vztahujícímu se ke Sčítání lidu se ještě návštěvníci mohli seznámit s demografickými publikacemi jako je časopis Demografie, Historická demografie nebo Populační vývoj. Pro ty, kdo mají rádi více interaktivní program, byly připraveny jednoduché simulace umožňující sledovat, jak by vypadal populační vývoj vybrané země nebo regionu za zvolených předem stanovených podmínek, nebo malý kvíz k otestování znalostí z oblasti demografie a populačního vývoje.

Druhou z veřejně přístupných akcí letošního podzimu byl Studentský vysokoškolský jarmark konaný 12. října 2012. Akce se konala v prostorách na Al-

bertově přímo před budovou Přírodovědecké fakulty a byla tradičně spojena s Open air hudebním festivalem. Cílem pak bylo opět představit jednotlivé přírodovědecké obory široké veřejnosti. Ani v rámci této akce se demografie nedala přehlédnout, její prezentace probíhala v rámci stánku Geografické sekce Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze. V rámci programu si zájemci opět mohli otestovat znalosti v demografickém kvízu a mohli sledovat audio-vizuální prezentaci zajímavostí vztahujících se ke Sčítání lidu, domů a bytů. I na této akci bylo využito spolupráce Katedry demografie a geodemografie s Českým statistickým úřadem, kromě informací ke Sčítání lidu byly prezentovány časopisy jako Demografie nebo Statistika a my. Ačkoli celá akce byla předčasně ukončena kvůli nepřízní počasí, celkové stánek Geografické sekce navštívilo více než sto osob a v podstatě všichni se aktivně zapojili do nabízeného programu a ocenili i kvalitu informací, kterých se jim zde dostávalo.

Z množství zajímavých a přitom odborných akcí pro veřejnost, které se konaly během podzimu, je zřejmé, že vysoké školy stejně jako jednotlivá odborná pracoviště mají zájem se v co nejlepším světle prezentovat, ukázat to nejkrásnější ze svých oborů a otvírat se co nejvíce veřejnosti. V tomto ohledu patří velký dík ze strany katedry demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty UK v Praze za dosavadní spolupráci Českému statistickému úřadu stejně jako svým studentům, kteří se s nadšením pustili do všech úkolů spojených se skvělou prezentací demografie veřejnosti – u Noci vědců to byla Daniela Boďová, Linda Krejníková, Barbora Kuprová a Alena Daudová. Daniela Boďová pak hájila barvy demografie i v rámci Studentského jarmarku.

Doufáme, že na budoucí akce pro veřejnost najde cestu ještě více zájemců a že se demografií i nadále podaří prezentovat jako zajímavý, živý a potřebný vědní obor.

Klára Hulíková

INCIDENCE PERICENTRICKÉ INVERZE CHROMOSOMU 9 V ČESKÉ POPULACI¹⁾

Antonín Šípek jr.²⁾ – Aleš Panczak²⁾ – Romana Mihalová²⁾
– Vladimír Sobotka³⁾ – Petr Lonský³⁾ – Vladimír Gregor^{3),4)}

ÚVOD

Pericentrická inverze chromosomu 9 patří mezi relativně časté abnormality lidského karyotypu. Jedná se o takovou změnu, kdy je středová – pericentrická oblast chromosomu 9 otočena o 180°. Je tedy přítomna v tzv. invertované pozici. Chromosomové inverze obecně patří mezi strukturní chromosomové aberace (odchylky). Jejich klinický dopad pro jejich nositele a jejich potomky závisí na místech zlomů a velikosti invertovaného úseku (Gardner – Sutherland, 2004).

Konkrétně v případě inv(9) mezi klinickými genetiky i cytogenetiky panuje dlouhodobý konsenzus, podle kterého jde o klinicky nevýznamnou variantu karyotypu (Balíček, 2001). Inverze totiž zasahuje pouze do oblasti heterochromatinu chromosomu 9 – tedy do oblasti, ve které neprobíhá genová exprese. Přesto jsou různé varianty této inverze a další, tzv. heterochromatinové varianty lidského karyotypu (které obecně postihují nejen chromosom 9, ale i chromosomy 1, 16 a Y) dále zkoumány stran možných klinických souvislostí. Z poslední doby jsou známé studie, které ukazují na možnou spojitost těchto odchylek a různých poruch lidské reprodukce, ať již ve smyslu sterility či opakovaného potráčení (Sahin et al., 2008; Minocherhomji et al., 2009). Kauzálním mechanismem by mohl být například tzv. interchromosomální efekt – narušení meiotického buněčného dělení při přítomnosti takovéto chromosomové varianty, které

bylo některými autory i experimentálně prokázáno (Amiel et al., 2001).

Také naše dosavadní výsledky možnou asociaci heterochromatinových variant lidského karyotypu a reprodukčních poruch potvrzují. V naší předchozí studii jsme našli heterochromatinové varianty u 106 ze 761 osob (13,9 %) s poruchou reprodukce, a u 74 z 885 plodů z kontrolní skupiny zdravých plodů (8,7 %). Tento rozdíl byl statisticky významný ($p < 0,001$) (Šípek et al., 2012). Nejčastější zde byly právě heterochromatinové varianty chromosomu 9 (zahrnující různé varianty pericentrické inverze), které byly zachyceny celkem u 51 (6,7 %) osob s reprodukční poruchou ale jen u 32 plodů (3,7 %). I tento rozdíl incidencí mezi oběma skupinami byl statisticky významný ($p < 0,01$) (Šípek et al., 2012).

V České republice v současné době nemáme k dispozici takové údaje, na základě kterých by bylo možné podrobně zmapovat četnost inv(9) v naší populaci. Chromosomové aberace jsou sice povinně hlášeny do Ústavu zdravotnických informací a statistiky České republiky (ÚZIS ČR) v rámci Národního registru vrozených vad (NRVV) (Gregor et al., 2009), ovšem konkrétně v případě inv(9) nejsou tato data pro podrobnější analýzu výhodná. Důvody jsou následující:

1) Do NRVV jsou jednotlivé diagnózy hlášeny pod příslušným kódem dle 10. revize Mezinárodní klasifikace nemocí (MKN-10). Jelikož neexistuje konkrétní MKN-10 kód pro tuto inverzi, nelze ani přesně identifikovat všechny případy inv(9) do registru hlášené.

2) Do NRVV jsou hlášeny pouze případy vrozených vad a chromosomových aberací, zachycené do

1) Článek vznikl v rámci projektu "Molekulárně cytogenetická charakteristika variant heterochromatinové oblasti lidského chromozomu 9" (GAUK č. 565312).

2) Ústav biologie a lékařské genetiky 1. LF UK a VFN, Praha. Přednostka: doc. MUDr. Milada Kohoutová, CSc.

3) Thomayerova nemocnice, Praha, Oddělení lékařské genetiky. Primář: MUDr. Vladimír Gregor

4) Screeningové centrum Praha – Sanatorium PRONATAL. Odborný vedoucí: doc. MUDr. Tonko Mardešič, CSc.

15. roku života příslušné osoby včetně. Konkrétně v případě inv(9) je však značná část nositelů této varianty vyšetřována až na základě neúspěšné reprodukční anamnézy, tedy právě až po 15. roku věku.

3) Jelikož je inv(9) považována za klinicky nevýznamnou variantu, cytogenetické laboratoře izolovaný výskyt této abnormality zřejmě vůbec nehlásí.

Z výše uvedených důvodů bylo zapotřebí pro naši analýzu populační incidence této chromosomové varianty vycházet z vlastních dat.

METODIKA

Pro odhad populační incidence byly využity 3 speciální soubory ze tří různých pracovišť lékařské genetiky. V každém případě byla data získána ze záznamů o provedených cytogenetických vyšetřeních. Indikace k vyšetření karyotypu na pracovišti lékařské genetiky jsou různá, ve většině případů se však jedná o určitou chorobu (patologii) či alespoň podezření na chorobný stav (*Gardner – Sutherland, 2004; Gregor et al., 2009*). Cytogenetické vyšetření je následně prováděno za účelem potvrzení či vyloučení etiologie tohoto stavu. Za účelem analýzy populační četnosti inv(9) jsme vytvořili výběrové soubory tak, aby splňovaly následující kritéria:

- Jednotlivci nebyli vyšetřováni primárně z důvodu patologického fenotypu.
- Indikace k vyšetření karyotypu byla u všech jedinců z daného souboru stejná.
- Indikace k vyšetření byla natolik častá, aby bylo možné vytvořit dostatečně početný soubor.

Prvním takovýmto souborem – získaným z dat cytogenetické laboratoře Ústavu biologie a lékařské genetiky 1. lékařské fakulty Univerzity Karlovy a Všeobecné fakultní nemocnice v Praze (ÚBLG 1. LF UK a VFN) – byly plody, které byly cytogeneticky vyšetřovány z důvodu pokročilého věku matky (35 let a více v době porodu). Jednalo se o případy, kdy jedinou indikací k provedení amniocentézy (odběru plodové vody) byl právě pokročilý věk matky – veškeré případy, kdy byla přítomna další indikace (jako například abnormální ultrazvukový nálezh či pozitivní výsledek biochemických screeningových vyšetření) nebyly do této skupiny zařazeny.

Druhou skupinu – získanou z Cytogenetické laboratoře Oddělení lékařské genetiky Thomayerovy

nemocnice s poliklinikou v Praze (OLG TNsP) – představují děti, zařazované do programu Náhradní rodinné péče (NRP). V České republice jsou děti před zařazením do programu NRP komplexně vyšetřovány – a to včetně základního cytogenetického vyšetření – i při plném zdraví.

Třetí skupinou byli dárči a dárkyně pohlavních buněk ze Sanatoria Pronatal. V rámci metod asistované reprodukce je často nutné využít darovaných vajíček či spermií. Dárči těchto pohlavních buněk musí ze zákona splnit řadu podmínek, jednou z nich je i podrobné vyšetření – v rámci kterého je rutinně stanovován karyotyp.

V rámci každé z těchto tří skupin jsme identifikovali všechny případy, u kterých byl popsán cytogenetický nálezh inv(9). Četnost inv(9) jsme následně vyhodnotili pro každou skupinu zvlášť.

VÝSLEDKY

Ve skupině celkem 855 plodů, vyšetřovaných pomocí amniocentézy na ÚBLG 1. LF UK a VFN (období 2003–2009) jsme našli celkem 8 případů inv(9) což je 0,94 %. Mírně častější byl nálezh inv(9) u ženských plodů (1,14 % oproti 0,72 % u plodů mužského pohlaví). Podrobnosti ukazuje tabulka 1.

Mezi 484 dárči pohlavních buněk vyšetřovaných v Sanatoriu Pronatal (období 2002–2008), jsme našli celkem 7 případů této inverze, což dává celkovou incidenci 1,45 %. Incidence byla opět vyšší u žen – dárkyň (1,61 %) než u mužů – dárců (0,90 %). Souhrnně jsou tyto údaje uvedeny v tabulce 2.

Nejčastěji byla inv(9) zachycena ve skupině dětí, vyšetřovaných před zařazením do programu NRP v rámci OLG TNsP. Zde bylo mezi 411 dětmi (období 2000–2008) zachyceno celkem 10 případů inv(9), což představuje 2,43 %. I v tomto případě byla četnost vyšší u ženského pohlaví (2,84 % oproti 2,13 % u pohlaví mužského). Podrobnosti jsou shrnuty v tabulce 3.

DISKUZE

Od doby prvního přesného popisu inv(9) uplynulo již 40 let (*Wahrmann et al., 1972*). Od té doby se odhad celkové incidence této chromosomové varianty objevil v literatuře již mnohokrát. Jako jeden

z prvních se incidenci inv(9) podrobněji věnoval de la Chapelle (*de la Chapelle et al.*, 1974) který na laboratorním souboru (neselektovaný soubor pacientů, Finsko) stanovil její hodnotu na 0,95 %. Na druhé straně pak stojí studie řeckých autorů (*Metaxotou et al.*, 1978), která rovněž na laboratorním souboru spočetla incidenci inv(9) na 4 % (Řecko).

Japonští autoři (*Uehara et al.*, 1992), sledovali – podobně jako my v naší práci – incidenci inv(9) u plodů těhotných žen nad 35 let, kterým bylo invazivní vyšetření provedeno na základě věkové indikace. Výsledná incidence inv(9) v tomto souboru byla 1,3 %. Serra s kolegy (*Serra et al.*, 1990) hodnotil v rámci své metanalýzy výsledky 5 studií, provedených na novorozeneckých souborech a stanovil výslednou incidenci inv(9) na 0,85 %. V té samé práci je dále analyzováno dalších 6 studií, kde byla hodnocena četnost inv(9) mezi (neselektovanými) pacienty vyšetřovaných v cytogenetických laboratořích – přičemž celková incidence inv(9) je o něco málo vyšší: 1,01 % (*Serra et al.*, 1990).

Zcela recentně uvádějí Demirhan s kolegy ve svém laboratorním souboru (Turecko) incidenci inv(9) 1,01 % (*Demirhan et al.*, 2008). Do jisté míry však různé studie, tedy jejich autoři, mezi laboratorními incidencemi a odhady populační incidence inv(9) příliš nerozlišují a výsledky laboratorních studií (podle nás chybně) ztotožňují s incidencí v jednotlivých populacích (například právě *Metaxotou et al.*, 1978). Další skupina tureckých autorů (*Sahin et al.*, 2008) uvádí ve své práci incidenci inv(9) u prenatalně vyšetřovaných plodů (tentokrát ovšem v neselektovaném souboru) v hodnotě 0,71 %.

V našem případě tří různých souborů jsme našli nejnižší hodnotu incidence inv(9) u skupiny prenatalně vyšetřovaných plodů (0,94 %). Zahraniční studie s podobnými soubory plodů či novorozenců (přehledně znázorněno v tabulce 4) rovněž vykazují incidenci inv(9) okolo 1 %. Vyšší incidence (až okolo 4 %) pak ukazují studie, které pracují s neselektovaným souborem pacientů, vyšetřovaných například v rámci jedné cytogenetické laboratoře. Tento přístup osobně považujeme za méně přesný, neboť při relativně malých počtech identifikovaných případů inv(9) v souborech o několika stech subjektech, může například vyšetření členů celé jedné rodiny (běžný postup, například při ověřování nálezu netypické va-

rianty karyotypu) uměle zvýšit incidenci inv(9), neboť v rámci familiárního přenosu je výskyt inv(9) zároveň u rodiče a jednoho či více potomků poměrně typický. Nelze ovšem vyloučit, že vysoká incidence v některých studiích může být způsobena rozdílnou četností této varianty v různých populacích.

Podobným způsobem mohlo k umělému navýšení dojít i u jednoho našeho souboru – a to konkrétně u dětí zařazovaných do programu NRP. Tento soubor vykazuje významně vyšší incidenci inv(9), než zbylé dva soubory. Nelze vyloučit, že tento nárůst mohl být způsoben tím, že některá matka (sama nositelka inv(9)), nabídla ze sociálních důvodů své děti (opět nositele inv(9)) k adopci opakovaně, čímž by došlo při celkově spíše malých počtech případů inv(9) opět k umělému navýšení incidence. Vzhledem k charakteru souboru (anonymita matek) nelze tuto teorii ověřit.

V našem třetím souboru – ve skupině dárců pohlavních buněk – byla incidence inv(9) 1,45 %, což je plně v souladu jak s naším prvním souborem, tak i řadou zahraničních studií.

Celkově můžeme shrnout, že populační incidence inv(9) se v rámci České republiky bude nejspíše pohybovat v rozmezí 1 až 1,5 %. Kdybychom spočetli celkovou incidenci inv(9) ve všech našich souborech (což z metodického hlediska není zcela správný postup), dostaneme se na hodnotu 1,43 % – což do tohoto rozmezí rovněž spadá.

Ve všech třech analyzovaných souborech byla četnost inv(9) vyšší u ženského pohlaví. Vzhledem k relativně malému počtu případů inv(9) (a obtížnému srovnání s dostupnou zahraniční literaturou) nebyl poměr pohlaví podrobněji analyzován.

ZÁVĚR

Na základě naší studie na třech vybraných souborech z české populace bylo prokázáno, že inv(9) je i v našem prostředí relativně častou variantou. Na základě výsledků odhadujeme četnost inv(9) v nezatížené populaci na 1–1,5 %. Tato hodnota je v souladu s poměrně širokým rozmezím hodnot, uváděných v zahraničních studiích. Přestože nelze vyloučit určité extrémy v četnosti v některých (více či méně izolovaných) populacích, zdá se, že incidence inv(9) v české populaci ze zahraničního průměru nikterak nevybočuje.

Literatura

- Amiel, A. – Sardos-Albertini, F. – Fejgin, M. D. – Sharony, R. – Diukman, R. – Bartoov, B. 2001. Interchromosomal effect leading to an increase in aneuploidy in sperm nuclei in a man heterozygous for pericentric inversion (inv 9) and C-heterochromatin. *Journal of Human Genetics*, 46(5), s. 245–50.
- Baliček, P. 2001. Pericentrické inverze lidských chromozomů a jejich rizika. *Časopis lékařů českých*, 140(2), s. 38–42.
- Collodel, G. – Moretti, E. – Capitani, S. – Piomboni, P. – Anichini, C. – Estenoz, M. – Baccetti, B. 2006. TEM, FISH and molecular studies in infertile men with pericentric inversion of chromosome 9. *Andrologia*, 38(4), s. 122–127.
- de la Chapelle, A. – Schröder, J. – Stenstrand, K. – Fellman, J. – Herva, R. – Saarni, M. – Anttolainen, I. – Tallila, I. – Tervilä, L. – Husa, L. – Tallqvist, G. – Robson, E. B. – Cook, P. J. – Sanger, R. 1974. Pericentric inversions of human chromosomes 9 and 10. *The American Journal of Human Genetics*, 26(6), s. 746–766.
- Demirhan, O. – Pazarbasi, A. – Suleymanova-Karahan, D. – Tanriverdi, N. – Kilinc, Y. 2008. Correlation of clinical phenotype with a pericentric inversion of chromosome 9 and genetic counseling. *Saudi Medical Journal*, 29, s. 946–951.
- Gardner, R. J. M. – Sutherland, G. R. 2004. *Chromosome abnormalities and genetic counseling*. 3rd ed. Oxford: Oxford University Press, 577s.
- Gregor, V. – Šípek, A. – Šípek, A. jr. – Horáček, J. – Langhammer, P. – Petržilková, L. – Calda, P. 2009. Prenatální diagnostika chromozomálních aberací Česká republika: 1994 – 2007. *Česká gynekologie*, 74(1), s. 44–54.
- Metaxotou, C. – Kalpini-Mavrou, A. – Panagou, M. – Tsenghi, C. 1978. Polymorphism of chromosome 9 in 600 Greek subjects. *The American Journal of Human Genetics*, 30(1), s. 85–89.
- Minocherhomji, S. – Athalye, A. S. – Madon, P. F. – Kulkarni, D. – Uttamchandani, S. A. – Parikh, F. R. 2009. A case-control study identifying chromosomal polymorphic variations as forms of epigenetic alterations associated with the infertility phenotype. *Fertility and Sterility*, 92(1), s. 88–95.
- Sahin, F. I. – Yilmaz, Z. – Yuregir, O. O. – Bulakbasi, T. – Ozer, O. – Zeyneloglu, H. B. 2008. Chromosome heteromorphisms: an impact on infertility. *Journal of Assisted Reproduction and Genetics*, 25(5), s. 191–195.
- Serra, A. – Brahe, C. – Millington-Ward, A. – Neri, G. – Tedeschi, B. – Tassone, F. – Bova, R. 1990. Pericentric inversion of chromosome 9: prevalence in 300 Down syndrome families and molecular studies of nondisjunction. *American Journal of Medical Genetics Supplement*, 7, s. 162–168.
- Šípek, A. jr. – Panczak, A. – Mihalová, R. – Celbová, L. – Janashia, M. 2012. Zvýšené riziko reprodukčních poruch pro nositele heterochromatinových variant? *Časopis lékařů českých*, 151(7), s. 367.
- Uehara, S. – Akai, Y. – Takeyama, Y. 1992. Pericentric inversion of chromosome 9 in prenatal diagnosis and infertility. *Tohoku Journal of Experimental Medicine*, 166, s. 417–427.
- Wahrman, J. – Atidia, J. – Goitein, R. – Cohen, T. 1972. Pericentric inversions of chromosome 9 in two families. *Cytogenetics*, 11(2), s. 132–144.

Přílohy**Tab. 1: Incidence inv(9) ve skupině plodů starších matek vyšetřených v rámci ÚBLG 1. LF UK a VFN (2003–2009)**

Incidence of inv(9) in the fetuses of mothers of advanced age examined at the Institute of Biology and Department of Medical Genetics, 1st Faculty of Medicine, Charles University (2003–2009)

Vyšetřované plody z ÚBLG 1. LF UK a VFN

	Všechny případy	Případy inv(9)	Incidence (%)
Muži	417	3	0,72
Ženy	438	5	1,14
Celkem	855	8	0,94

Tab. 2: Incidence inv(9) ve skupině dárců pohlavních buněk vyšetřených v Sanatoriu Pronatal (2002–2008)

Incidence of inv(9) in among gamete donors examined at the Pronatal Sanatorium (2002–2008)

Dárci pohlavních buněk ze Sanatoria Pronatal

	Všechny případy	Případy inv(9)	Incidence (%)
Muži	111	1	0,90
Ženy	373	6	1,61
Celkem	484	7	1,45

Tab. 3: Incidence inv(9) ve skupině dětí určených k zařazení do programu náhradní rodinné péče vyšetřených v rámci OLG TNsP (2000–2008)

Incidence of inv(9) among children awaiting adoption examined at Department of Medical Genetics, Thomayer Hospital (2000–2008)

Děti k náhradní rodinné péči z OLG TNsP

	Všechny případy	Případy inv(9)	Incidence (%)
Chlapci	235	5	2,13
Dívky	176	5	2,84
Celkem	411	10	2,43

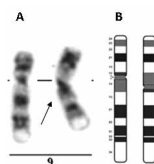
Tab. 4: Přehled zahraničních studií, zmiňujících četnost inv(9) v laboratorních či speciálních souborech

An overview of international studies on the incidence of inv(9) in laboratory or special study groups

Autor	Typ souboru	Země	Velikost souboru	Incidence inv(9)
de la Chapelle et al., 1974	Laboratorní	Finsko	631	0,95 %
Metaxotou et al., 1978	Laboratorní	Řecko	600	4,00 %
Serra et al., 1990	Novorozenecké populace, neselektované	USA	7 613	0,85 %
Serra et al., 1990	Laboratorní	USA	11 271	1,01 %
Uehara et al., 1992	Plody, vyšetřované pro vyšší věk matky	Japonsko	549	1,30 %
Collodel et al., 2006	Laboratorní, pouze muži s reprodukční poruchou	Itálie	520	3,80 %
Demirhan et al., 2008	Laboratorní	Turecko	15 528	1,01 %
Sahin et al., 2008	Plody po amniocentéze, neselektováno	Turecko	1 130	0,71 %

Obr. 1: Pericentrická inverze chromosomu 9 – inv(9)(p12q13)[†]

Pericentric inversion of chromosome 9 – inv(9)(p12q13)



Pozn.: [†] Jako zástupce heterochromatinových variant lidského karyotypu (chromosom s inverzí je označen šipkou). Mikrofotografie (A) a schéma (B).

EKONOMICKÁ AKTIVITA PODLE VÝSLEDKŮ SČÍTÁNÍ 2011

Paola Tuháčková

Sčítání lidu, domů a bytů (dále „SLDB“) je nejrozsáhlejším statistickým zjišťováním a údaje o ekonomické aktivitě osob jsou jeho pravidelnou součástí. Ekonomické aktivitě bylo v rámci Sčítacího listu osoby věnováno celkem 8 otázek, které bylo možno spojit s dalšími údaji o osobách. Definitivní výsledky jsou založeny na odvození místa obvyklého pobytu sčítané osoby. Zhodnocení prvních zveřejněných výsledků o ekonomické aktivitě je představeno na datech za celou Českou republiku.

METODICKÉ VYSVĚTLIVKY

Ekonomická aktivita charakterizuje ekonomický status osoby, její zařazení mezi osoby zaměstnané, nezaměstnané nebo ekonomicky neaktivní. Otázku o ekonomické aktivitě vyplňovaly všechny osoby.

Celkový počet ekonomicky aktivního obyvatelstva zahrnuje všechny osoby, které měly v rozhodný okamžik sčítání místo obvyklého pobytu na území České republiky, a které představovaly pracovní sílu (jedná se o osoby zaměstnané i nezaměstnané). Mezi zaměstnané patří všechny osoby starší 15 let, které byly v rozhodný okamžik sčítání v placeném zaměstnání v pozici zaměstnance, patřily mezi zaměstnavatele či osoby pracující na vlastní účet (tj. samostatně výdělečně činné), případně byly pomáhajícími členy rodiny. Do kategorie zaměstnaných se zařazují také pracující důchodci, pracující studenti a učni a ženy na mateřské dovolené (v délce 26 nebo 37 týdnů). Délka pracovního úvazku, charakter pracovní aktivity ani druh pracovního poměru není pro zařazení osob rozhodující.

Do kategorie nezaměstnaných jsou zahrnuty osoby ve věku 15 let a starší, které byly v rozhodný okamžik sčítání bez práce, práci aktivně hledaly a byly připraveny k okamžitému nástupu do práce. Obyvatelstvo ekonomicky neaktivní představují nepracující důchodci, ostatní nepracující osoby s vlastním zdrojem obživy,

nepracující žáci, studenti a učni, osoby v domácnosti, děti předškolního věku a ostatní závislé osoby.

Další otázky týkající se ekonomických charakteristik – zaměstnání, postavení v zaměstnání a odvětví ekonomické činnosti – vyplňovaly osoby zaměstnané podle současného a nezaměstnané podle posledního vykonávaného zaměstnání.

V otázce na zaměstnání se uváděla konkrétní vykonávaná činnost, zpravidla zahrnující pracovní zařazení, funkci i obor. Postavení v zaměstnání charakterizovalo osoby ekonomicky aktivní podle jejich vztahů k pracovním místům. Odvětví ekonomické činnosti se určovalo podle hlavního druhu ekonomické činnosti zaměstnavatele. Soubor následujících čtyř otázek zjišťoval informace o dojížděcí do zaměstnání a školy.

Údaje o postavení v zaměstnání jsou tříděny v souladu s Klasifikací postavení v zaměstnání CZ-ICSE. Kategorie „zaměstnanci v pracovním a služebním poměru“ a „ostatní zaměstnanci (na základě dohod aj.)“ zjišťované při sčítání v roce 2001 oddělené, jsou ve sčítání 2011 sloučeny do jediné skupiny. Údaje o zaměstnání a odvětví ekonomické činnosti na rozdíl od SLDB 2001 respektují ve svém členění standardně platné statistické klasifikace – Klasifikaci zaměstnání (CZ-ISCO) a Klasifikaci ekonomických činností (CZ-NACE).

Údaje o ekonomické aktivitě nejsou v delší časové řadě plně srovnatelné. Základní metodickou odlišností SLDB 2011, která se promítla do všech okruhů dat, je místo obvyklého pobytu osoby, které je určující pro zpracování územních charakteristik. Oproti roku 2001 došlo ke sloučení kategorií „osoby v domácnosti“ a „děti předškolního věku, ostatní závislé osoby“ do jedné skupiny.

EKONOMICKY AKTIVNÍ OBYVATELSTVO

Při sčítání lidu, domů a bytů v roce 2011 bylo celkem sečteno 5 080 573 ekonomicky aktivních osob, což představovalo 49 % obyvatel České republiky. Muži tvořili většinu, 54 % všech ekonomicky aktivních obyvatel.

Tab. 1: Základní ukazatele ekonomické aktivity, SLDB 2001 a 2011, ČR
 Basic indicators of economic activity, censuses 2001 and 2011, Czech Republic

		Celkem		Index 2011/2001
		2001	2011	
Počet obyvatel	celkem	10 230 060	10 436 560	102,0
	muži	4 982 071	5 109 766	102,6
	ženy	5 247 989	5 326 794	101,5
Počet ekonomicky aktivních	celkem	5 253 400	5 080 573	96,7
	muži	2 873 522	2 750 039	95,7
	ženy	2 379 878	2 330 534	97,9
Podíl ekonomicky aktivních na celkovém počtu obyvatel (v %)	celkem	51,4	48,7	x
	muži	57,7	53,8	x
	ženy	45,3	43,8	x
Míra ekonomické aktivity (v %)	celkem	61,3	56,9	x
	muži	69,5	63,5	x
	ženy	53,6	50,8	x
Index maskulinity – počet obyvatel		94,9	95,9	x
Index maskulinity – ekonomicky aktivní		120,7	118,0	x

Pramen: ČSÚ.

V období 2001–2011 poklesl absolutní počet ekonomicky aktivních o 3 %. Pokles počtu ekonomicky aktivních osob probíhal u obou pohlaví, u mužů byl pokles počtu výraznější než u žen.

Rozdílly ve vývoji počtu ekonomicky aktivních obyvatel v jednotlivých věkových skupinách souvisí především s vývojem věkové struktury obyvatelstva. K nejvyšším nárůstům absolutního počtu ekonomicky aktivních došlo ve věkové kategorii 30–39, kterou představují početní ročníky narození v 70. letech, a ve věkové skupině osob 55 let a starších, a to vlivem posunu početných válečných a poválečných ročníků do tohoto věku a zároveň vlivem zvýšené pracovní aktivity i po odchodu do důchodu. V ostatních věkových kategoriích nastal mezi roky 2001 a 2011 pokles počtu ekonomicky aktivních, přičemž největší pokles můžeme sledovat ve věkové kategorii 20–29 let, což je především důsledek prodloužení období studia a přípravy na zaměstnání.

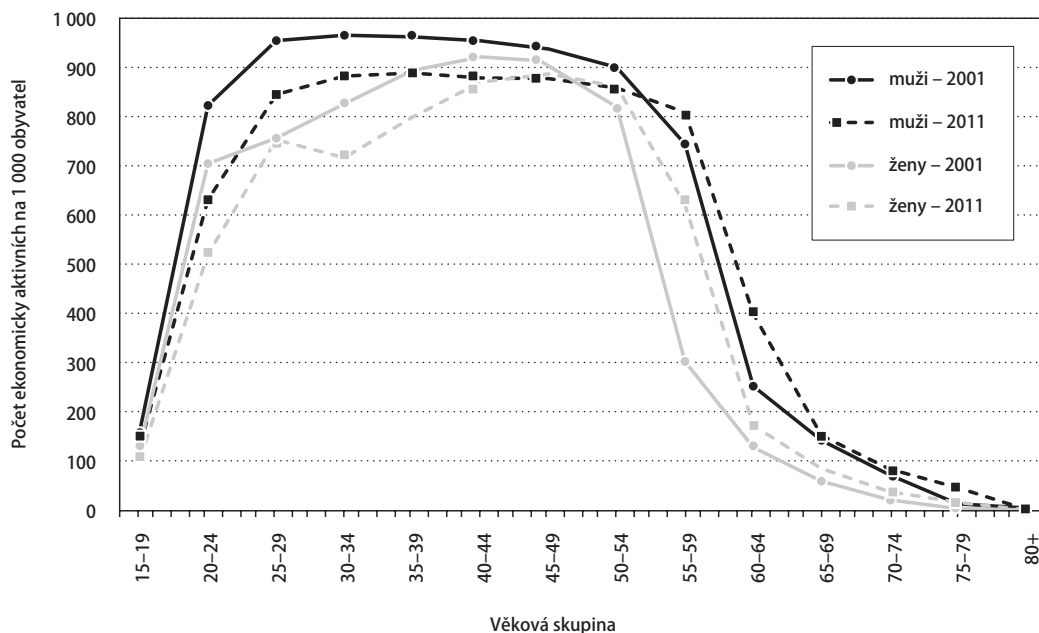
Míra ekonomické aktivity (podíl ekonomicky aktivních na počtu obyvatel starších 15 let) oproti roku 2001 mírně poklesla. V závislosti na změnách věkové struktury docházelo také ke změnám specifických měr ekonomické aktivity podle věku. U mužů došlo ke snížení specifických měr ekonomické aktivity ve věku 15–54, u žen nastalo snížení ve věkové kategorii 15–49 let. V ostatních věkových kategoriích

míry ekonomické aktivity během uplynulých 10 let vzrostly. Muži dosahovali vysokého stupně ekonomické aktivity již ve věku 25–29 let (84%). Vysokou míru ekonomické aktivity (nad 80%) si zachovávali až do věku 59 let. Mezi sčítáními 2001 a 2011 došlo k nárůstu měr ekonomické aktivity mužů ve věkové kategorii nad 55 let.

Míra ekonomické aktivity žen pro rok 2011 narůstala s věkem pozvolněji než míra ekonomické aktivity mužů. Plynulý nárůst byl narušen poklesem ve věkové kategorii 30–34 let. Svého maxima dosáhla míra ekonomické aktivity ve věkové skupině 40–54 let (nad 80 %). V období 2001–2011 stejně jako u mužů poklesl podíl ekonomicky aktivních žen v mladších věkových skupinách. V roce 2011 od 50 let věku žen dosahovaly míry ekonomické aktivity žen vyšších hodnot než v roce 2001 a to především vlivem pozdějšího odchodu do důchodu a zvýšené pracovní aktivity i během důchodového věku.

Téměř ve všech věkových skupinách můžeme sledovat vyšší ekonomickou aktivitu mužů než žen kromě věkové skupiny 50–54 let, kde byla mírná převaha ekonomicky aktivních žen. Index maskulinity dosáhl nejvyšších hodnot ve věkové skupině 60–64 (209 ekonomicky aktivních mužů na 100 žen), vlivem dřívějšího odchodu žen do důchodu.

Graf 1: Míra ekonomické aktivity podle věku, SLDB 2001 a 2011, ČR
Age-specific economic activity rate, censuses 2001 and 2011, Czech Republic



ZAMĚSTNANÍ

Většinu ekonomicky aktivních osob tvoří osoby zaměstnané. V roce 2011 bylo sečteno 4 580 714 zaměstnaných, tj. 90 % ekonomicky aktivních osob. Počet zaměstnaných se mezi sčítáními 2001 a 2011 mírně snížil. Během uplynulého desetiletého období došlo k výrazným změnám v jednotlivých kategoriích zaměstnaných osob. Narostl počet pracujících důchodců (o 27 %) a také počet žen na mateřské dovolené (o 17 %), naopak poklesl počet osob ve skupině zaměstnanců, zaměstnavatelů a OSVČ (o 7 %). Podruhé v historii sčítání byly zjišťovány údaje o počtu pracujících studentů a učňů. Z celkového počtu zaměstnaných osob tvořili pouze 1,7 %, jejich počet se však během 10 let zvýšil o 1,5 násobek počtu zjištěného při sčítání 2001. Tento velký nárůst je důsledkem prodloužení délky studia a zvýšenou nabídkou pracovních příležitostí při studiu vysokých škol.

Muži představují 54 % zaměstnaných a ve všech věkových skupinách mají početní převahu nad zaměstnanými ženami.

Vývoj struktury zaměstnaných podle odvětví potvrdil dlouhodobý trend posilování terciární sféry a snižování podílu zaměstnaných v zemědělství a průmyslu. Služby byly v roce 2011 opět nejvýznamnějším sektorem národního hospodářství, pracovalo v nich 54 % z celkového počtu zaměstnaných; jejich podíl během 10 let mírně vzrostl.

Z pohledu významu jednotlivých odvětví byl nejvíce zastoupeným odvětvím zpracovatelský průmysl, ve kterém pracovala čtvrtina zaměstnaných osob se zjištěným zaměstnáním. Dalším nejpočetnějším odvětvím je obchod, opravy a údržba motorových vozidel. Vysoký je také podíl zaměstnaných osob s nezjištěným odvětvím ekonomické činnosti. V roce 2011 bylo 11 % osob, které odvětví svého zaměstnání neuvedly. Při sčítání 2001 to byla 4 % osob. Tuto změnu je potřeba brát v úvahu při analýze časových řad.

Pro obě pohlaví platí, že největší počet osob pracuje v odvětví zpracovatelského průmyslu. Pokud srovnáme početní zastoupení mužů a žen v jednotlivých

Tab. 2: Ekonomicky aktivní podle pohlaví, SLDB 2001 a 2011, ČR

Economically active population by sex, censuses 2001 and 2011, Czech Republic

		Ekonomicky aktivní celkem	v tom					nezaměstnaní
			zaměstnaní celkem	v tom				
				zaměstnanci, zaměstnavatelé, samostatně činní, pomáhající	pracující studenti a učni	pracující důchodci	ženy na mateřské dovolené	
2001	celkem	5 253 400	4 766 463	4 472 946	31 705	180 146	81 666	486 937
	muži	2 873 522	2 619 885	2 513 889	17 288	88 708	x	253 637
	ženy	2 379 878	2 146 578	1 959 057	14 417	91 438	81 666	233 300
	celkem (v %)	100,0	90,7	93,8	0,7	3,8	1,7	9,3
2011	celkem	5 080 573	4 580 714	4 177 797	79 252	227 956	95 709	499 859
	muži	2 750 039	2 491 996	2 342 164	37 569	112 263	x	258 043
	ženy	2 330 534	2 088 718	1 835 633	41 683	115 693	95 709	241 816
	celkem (v %)	100,0	90,2	91,2	1,7	5,0	2,1	9,8
Index 2011/2001		96,7	96,1	93,4	250,0	126,5	117,2	102,7

Pramen: ČSÚ.

Tab. 3: Zaměstnaní podle odvětví ekonomické činnosti a pohlaví, SLDB 2011, ČR

Employed population by industry and sex, census 2011, Czech Republic

Odvětví ekonomické činnosti	Obyvatelstvo celkem		Muži		Ženy		Index maskulinity
	abs.	%	abs.	%	abs.	%	
Zaměstnaní celkem	4 580 714	100,0	2 491 996	100,0	2 088 718	100,0	119,3
Zemědělství, lesnictví, rybníkářství	124 284	2,7	87 639	3,5	36 645	1,8	239,2
Těžba a dobývání	33 977	0,7	29 256	1,2	4 721	0,2	619,7
Zpracovatelský průmysl	1 044 056	22,8	676 764	27,2	367 292	17,6	184,3
Výroba a rozvod el., plynu, tepla a klimat. vzduchu	45 508	1,0	36 607	1,5	8 901	0,4	411,3
Zásobování vodou; odpady a sanacemi	37 675	0,8	28 523	1,1	9 152	0,4	311,7
Stavebnictví	313 662	6,8	278 488	11,2	35 174	1,7	791,7
Obchod; opravy a údržba motor. vozidel	466 324	10,2	214 948	8,6	251 376	12,0	85,5
Doprava a skladování	257 645	5,6	187 747	7,5	69 898	3,3	268,6
Ubytování, stravování a pohostinství	144 136	3,1	61 916	2,5	82 220	3,9	75,3
Informační a komunikační činnosti	136 119	3,0	95 863	3,8	40 256	1,9	238,1
Peněžnictví a pojišťovnictví	112 816	2,5	42 708	1,7	70 108	3,4	60,9
Činnosti v oblasti nemovitostí	35 472	0,8	17 738	0,7	17 734	0,8	100,0
Profesní, vědecké a technické činnosti	187 694	4,1	91 705	3,7	95 989	4,6	95,5
Veřejná správa a obrana; povinné soc. zabezpečení	269 797	5,9	134 792	5,4	135 005	6,5	99,8
Vzdělávání	276 436	6,0	64 914	2,6	211 522	10,1	30,7
Zdravotní a sociální péče	296 681	6,5	55 374	2,2	241 307	11,6	22,9
Kulturní, zábavní a rekreační činnosti	70 044	1,5	34 059	1,4	35 985	1,7	94,6
Jiné činnosti	217 401	4,7	83 675	3,4	133 726	6,4	62,6
Nezjištěno	510 987	11,2	269 280	10,8	241 707	11,6	111,4

Pramen: ČSÚ.

Tab. 4: Zaměstnaní podle postavení v zaměstnání a pohlaví, SLDB 2001 a 2011, ČR
Employed population by status in employment and sex, censuses 2001 and 2011, Czech Republic

		Zaměstnaní celkem	z toho				
			zaměstnanci	zaměstnavatelé	osoby pracující na vlastní účet	členové produkčních družstev	pomáhající rodinní příslušníci
2001	celkem	4 766 463	3 890 620	171 781	572 200	14 457	16 826
	muži	2 619 885	2 042 344	122 919	401 204	8 400	4 123
	ženy	2 146 578	1 848 276	48 862	170 996	6 057	12 703
	index maskulinity	122,0	110,5	251,6	234,6	138,7	32,5
2011	celkem	4 580 714	3 568 223	164 921	589 168	4 492	20 335
	muži	2 491 996	1 841 495	120 477	408 896	3 016	6 063
	ženy	2 088 718	1 726 728	44 444	180 272	1 476	14 272
	index maskulinity	119,3	106,6	271,1	226,8	204,3	42,5
Index 2011/2001	celkem	96,1	91,7	96,0	103,0	31,1	120,9
	muži	95,1	90,2	98,0	101,9	35,9	147,1
	ženy	97,3	93,4	91,0	105,4	24,4	112,4

Pramen: ČSÚ.

Tab. 5: Zaměstnaní podle hlavních tříd zaměstnání a pohlaví, SLDB 2011, ČR
Employed population by major occupational groups and sex, census 2011, Czech Republic

Hlavní třída zaměstnání	Celkem		Muži		Ženy	
	abs.	%	abs.	%	abs.	%
Zaměstnaní celkem	4 580 714	100,0	2 491 996	100,0	2 088 718	100,0
Zákonodárci a řídicí pracovníci	275 011	6,0	181 515	7,3	93 496	4,5
Specialisté	736 293	16,1	302 632	12,1	433 661	20,8
Techničtí a odborní pracovníci	842 558	18,4	383 161	15,4	459 397	22,0
Úředníci	249 871	5,5	75 378	3,0	174 493	8,4
Pracovníci ve službách a prodeji	617 062	13,5	232 929	9,3	384 133	18,4
Kvalifikovaní pracovníci v zemědělství, lesnictví a rybářství	63 051	1,4	38 761	1,6	24 290	1,2
Řemeslníci a opraváři	663 712	14,5	572 129	23,0	91 583	4,4
Obsluha strojů a zařízení, montéři	571 594	12,5	422 614	17,0	148 980	7,1
Pomocní a nequalifikovaní pracovníci	161 468	3,5	54 061	2,2	107 407	5,1
Zaměstnanci v ozbrojených silách	16 805	0,4	14 738	0,6	2 067	0,1
Nezjištěno	383 289	8,4	214 078	8,6	169 211	8,1

Pramen: ČSÚ

odvětvích, mají muži výraznou početní převahu v odvětví stavebnictví, dále pak v odvětví těžba a dobývání. Téměř shodné zastoupení mužů a žen nalezneme v oblasti nemovitostí a ve veřejné správě. Ženy častěji než muži působí v odvětvích zdravotnictví a sociální péče, vzdělávání.

Většina zaměstnaných osob pracuje v postavení zaměstnanec (82 % zaměstnaných osob se zjištěným

postavením v zaměstnání). Druhou nejpočetnější skupinou z hlediska postavení v zaměstnání je skupina osob pracujících na vlastní účet (OSVČ); tyto osoby v rámci svého podnikání nezaměstnávají žádné další osoby (14 % zaměstnaných se zjištěným postavením). Podíl zaměstnavatelů mezi zaměstnanými muži byl téměř třikrát vyšší než mezi ženami. Stejně tak v postavení OSVČ jsou muži zastoupeni více než dvakrát častěji než ženy.

Z celkového počtu zaměstnaných pracuje nejpočetnější skupina osob v pozici technických a odborných pracovníků. Druhou nejpočetnější skupinu zaměstnanců představují specialisté (např. učitelé, lékaři, právníci, specialisté ve stavebnictví). Nejméně početnou kategorií jsou zaměstnanci v ozbrojených silách. Struktura zaměstnaných osob podle hlavních tříd zaměstnání je různá u mužů a žen. Zaměstnaní muži pracují nejčastěji v profesích řemeslníků a opravářů, dále jako obsluha strojů a zařízení, montéři. Ženy bychom nejčastěji našli v profesi technických a odborných pracovníků a specialistek.

PRACUJÍCÍ DŮCHODCI

Pracující důchodci tvoří samostatnou kategorii v rámci počtu ekonomicky aktivních/zaměstnaných osob. Oproti minulému sčítání v roce 2001 jejich počet narostl. V roce 2011 bylo sečteno 227 956 pracujících důchodců, což představuje 5 % všech zaměstnaných osob a 9 % z celkového počtu důchodců. V celkovém počtu pra-

cujících důchodců mají ženy mírnou početní převahu. Představují 51 % pracujících důchodců.

Převážná většina pracujících důchodců je ve věku 60–64 let (42 % pracujících důchodců). Druhou nejpočetnější věkovou skupinou je skupina 65–69 let (25 %). To ukazuje na velký zájem pokračovat aktivně v pracovním životě bezprostředně po odchodu do důchodu. K odvětvím, kde pracuje největší počet důchodců, patří zpracovatelský průmysl a vzdělávání.

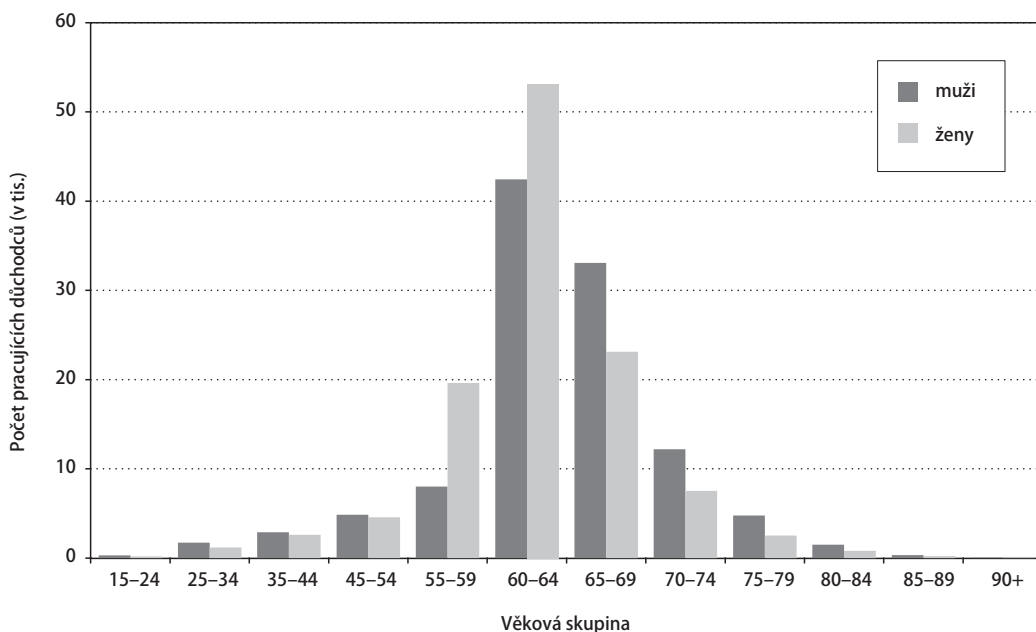
Z pohledu postavení v zaměstnání je nadpoloviční většina pracujících důchodců v pozici zaměstnance, čtvrtinu pracujících důchodců tvořily OSVČ. V postavení zaměstnance pracují častěji ženy, v pozici OSVČ působí častěji muži.

NEZAMĚSTNANÍ

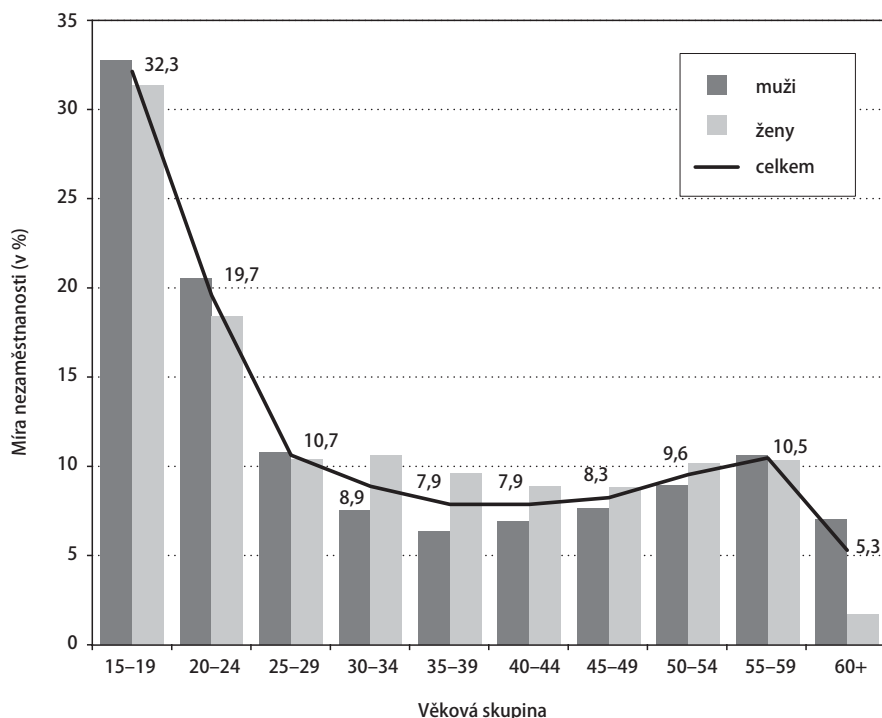
Oproti roku 2001 se mírně zvýšil absolutní počet nezaměstnaných a v roce 2011 se tak jejich počet přiblížil hranici půl milionu osob. Míra nezaměstnanosti (podíl nezaměstnaných na počet ekonomicky aktivních osob) činila v roce 2011 necelých 10 %. Podle pohlaví je více nezaměstnaných mezi muži (52 %).

Graf 2: Počet pracujících důchodců podle věku, SLDB 2011, ČR

Working pensioners by age, census 2011, Czech Republic



Graf 3: Míra nezaměstnanosti podle pohlaví a věku, SLDB 2011, ČR
Age-specific unemployment rate by sex, census 2011, Czech Republic



Vysoká nezaměstnanost byla patrná především u mladších věkových skupin. Ve věkové kategorii 15–19 let činila míra nezaměstnanosti 32 %. Přičemž tři čtvrtiny osob v této věkové kategorii hledaly své první zaměstnání. Ve věku 20–49 let míra nezaměstnanosti postupně klesala. Opětovné zvýšení tohoto ukazatele bylo zaznamenáno u věkových skupin nad 50 let. Projevuje se zde prodlužování věkové hranice odchodu do starobního důchodu a problematika zaměstnanosti starších osob.

Podíl osob hledajících první zaměstnání na celkovém počtu nezaměstnaných s přibývajícím věkem klesá ze 78 % ve věkové kategorii 15–19 let na hodnotu 45 % u osob ve věku 20–24 let. Při analýze nezaměstnanosti podle věku je opět potřeba brát v úvahu vysokou míru nezaměstnanosti ve věkové skupině „nezjištěno“.

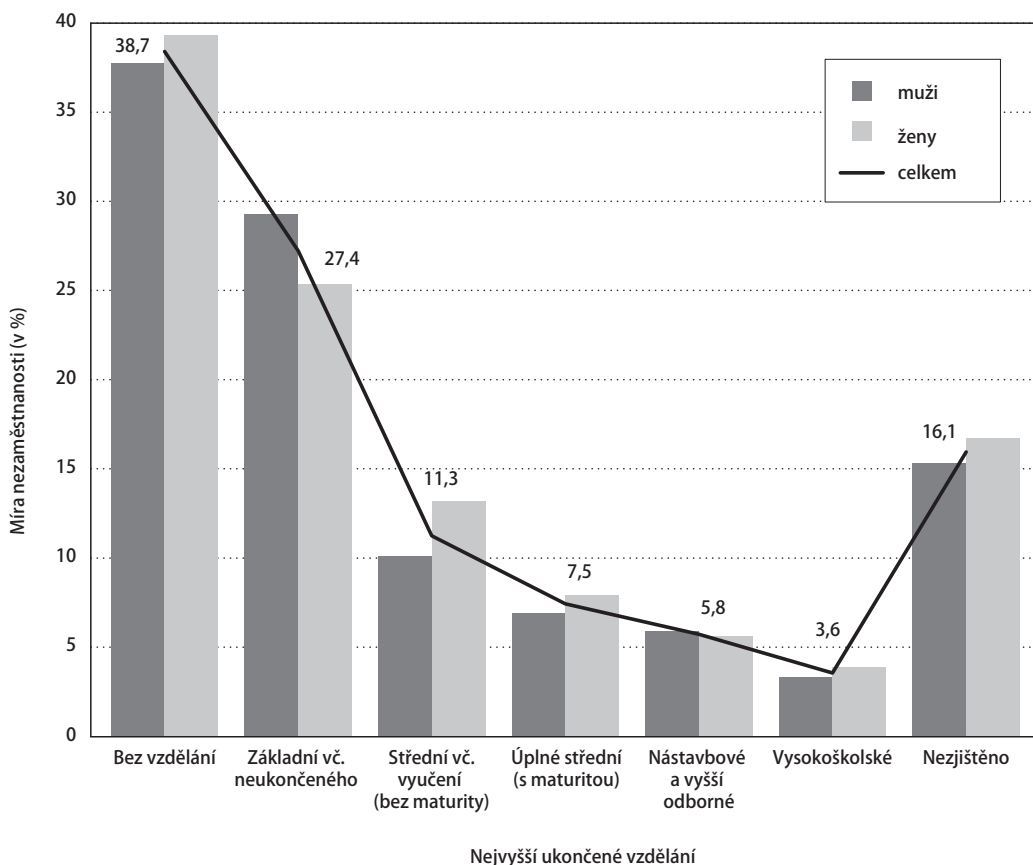
Velký vliv na míru nezaměstnanosti má vzdělání ekonomicky aktivního obyvatelstva. Nezaměstnaná byla více jak třetina ekonomicky aktivních osob, které neměly žádné vzdělání. Se vzrůstajícím stupněm vzdě-

lanosti míry nezaměstnanosti klesaly, u vysokoškoláků dosahovaly pouze necelých 4 %. Poměrně vysoká míra nezaměstnanosti byla zjištěna u osob, které neuvedly své nejvyšší dosažené vzdělání. Lze předpokládat, že tato část osob měla spíše nižší stupeň vzdělání. Zároveň u osob se základním, nástavbovým a vyšším odborným vzděláním byla vyšší míra nezaměstnanosti mužů, u ostatních typů vzdělání se s vyšší nezaměstnaností potýkaly ženy.

Velká část nezaměstnaných (38 %) neuvedla při sčítání, jaké bylo jejich poslední zaměstnání. Zčásti šlo o osoby hledající první zaměstnání, které otázku nevyplňovaly, zčásti o nezjištěný údaj. Z absolutních hodnot je zřejmé, že nejvíce nezaměstnaných mužů i žen pracovalo před ztrátou zaměstnání v průmyslu.

Nejvyšších hodnot měr nezaměstnanosti podle odvětví dosahovali muži i ženy v odvětví ubytování, stravování a pohostinství (10 %). Nejnižší nezaměstnanost mužů i žen podle tohoto ukazatele byla v odvětví vzdělávání (2 %).

Graf 4: Míra nezaměstnanosti podle nejvyššího ukončeného vzdělání a pohlaví, SLDB 2011, ČR
Age-specific unemployment rate by educational attainment and sex, census 2011, Czech Republic



Podle hlavních tříd zaměstnání bylo relativně nejvíce nezaměstnaných mezi pomocnými a nekvalifikovanými pracovníky, přičemž nezaměstnanost mužů byla v této kategorii vyšší než u žen. Ve všech ostatních kategoriích je nezaměstnanost mužů příznivější.

(30 %). Ženy tvoří nadpoloviční většinu všech ekonomicky neaktivních, tj. 58 %. Ve srovnání s rokem 2001 byl zaznamenán výrazný pokles počtu v kategorii žáci, studenti a učni, který byl v souladu s poklesem počtu osob v mladších věkových skupinách vůbec.

EKONOMICKY NEAKTIVNÍ

Ekonomicky neaktivní představují 46 % z celkového počtu obyvatelstva, tj. 4 784 923 osob. Oproti roku 2001 došlo k mírnému poklesu počtu ekonomicky neaktivního obyvatelstva. Nejpočetnější skupinou jsou nepracující důchodci, kteří tvoří 48 % z celkového počtu ekonomicky neaktivního obyvatelstva. Druhou nejpočetnější skupinu představují žáci, studenti a učni

SHRNUTÍ

Sčítání lidu, domů a bytů, které proběhlo na území České republiky k 26. 3. 2011, přineslo mimo jiné informace o ekonomické aktivitě obyvatelstva. Na základě získaných dat bylo možné zmapovat změny, ke kterým došlo v období od sčítání 2001.

- poklesl počet ekonomicky aktivních osob; u mužů byl pokles počtu intenzivnější než u žen

Tab. 6: Obyvatelstvo ekonomicky neaktivní podle pohlaví, SLDB 2001 a 2011, ČR
Population not economically active by sex, censuses 2001 and 2011, Czech Republic

				Obyvatelstvo ekonomicky neaktivní celkem	v tom			
					nepracující důchodci	ostatní s vlastním zdrojem obživy	osoby v domácnosti, děti předškolního věku, ostatní závislé osoby	žáci, studenti a učni
2001	celkem	abs.		4 894 465	2 244 482	175 938	703 983	1 770 062
		%		100,0	45,9	3,6	14,4	36,2
	muži	abs.		2 059 663	831 400	15 061	316 074	897 128
		%		100,0	40,4	0,7	15,3	43,6
	ženy	abs.		2 834 802	1 413 082	160 877	387 909	872 934
		%		100,0	49,8	5,7	13,7	30,8
2011	celkem	abs.		4 784 923	2 308 294	174 730	855 761	1 446 138
		%		100,0	48,2	3,7	17,9	30,2
	muži	abs.		2 024 815	882 539	22 607	398 938	720 731
		%		100,0	43,6	1,1	19,7	35,6
	ženy	abs.		2 760 108	1 425 755	152 123	456 823	725 407
		%		100,0	51,7	5,5	16,6	26,3
Index 2011/2001	celkem			97,8	102,8	99,3	121,6	81,7
	muži			98,3	106,2	150,1	126,2	80,3
	ženy			97,4	100,9	94,6	117,8	83,1

Pramen: ČSÚ.

- poklesl počet zaměstnaných osob; během uplynulého desetiletého období došlo ke změnám ve struktuře zaměstnaných osob; vzrostl počet pracujících důchodců
- pokračuje trend posilování počtu zaměstnaných v sektoru služeb a snižování počtu zaměstnaných v zemědělství a průmyslu
- zvýšil se počet pracujících důchodců; projevil se velký zájem pokračovat aktivně v pracovním životě bezprostředně po odchodu do důchodu
- zvýšil se počet nezaměstnaných; nezaměstnanost je především problémem mladších věkových skupin a osob nad 50 let věku; nezaměstnanost klesá se vzrůstající vzdělanostní úrovní
- v důsledku změn věkové struktury poklesl celkový počet ekonomicky neaktivních osob, především v kategorii žáci, studenti a učni
- 5 % z celkového počtu osob otázku o ekonomické aktivitě nevyplnilo

Zdroj dat

- ČSÚ. 2003. Sčítání lidu, domů a bytů k 1. 3. 2001 – obyvatelstvo – Česká republika. Praha. Dostupné z: <[http://www.czso.cz/sldb2011/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_cr/\\$File/e-4104-02.pdf](http://www.czso.cz/sldb2011/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_cr/$File/e-4104-02.pdf)>.
- ČSÚ. 2012. Obyvatelstvo podle Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – Česká republika. Praha. Dostupné z: <<http://www.scitani.cz/csu/2012edicniplan.nsf/p/04000-12>>.

Population

2012, ročník 37, číslo 1

Úvodní příspěvek s názvem **Krise zdravotnictví a vývoj úmrtnosti v případě Běloruska (1965–2008)** od *Pavla Grigorieva* (s. 7–39) se ve vazbě na situaci v dřívějším Sovětském svazu zabývá dlouhodobým vývojem úmrtnosti v Bělorusku. Autor nejdříve rekonstruuje potřebná data pro analýzu. Následně podrobně sleduje vývoj naděje na dožití a základní příčiny úmrtí. Nejčastější příčiny úmrtí (kardiovaskulární nemoci, rakovinu, respirační choroby, infekční onemocnění a vnější vlivy) analyzuje samostatně. Vývoj těchto úmrtí ukazuje vždy na srovnání Běloruska s Ruskem a Francií, což dokládá i ilustrativními grafy. Samostatně se zabývá i úmrtností mužů způsobenou vnějšími vlivy, které se většinou vážou na požití alkoholu (nehody motorových vozidel, sebevraždy, vraždy, náhodné otravy alkoholem, cirhóza jater). Podrobněji se věnuje i vývoji úmrtnosti na vybrané druhy rakoviny. Text uzavírá naznačením souvislosti vývoje úmrtnosti s fungováním zdravotnického systému v Bělorusku.

Další studie jsou věnovány tématům, která uvádí název **Kvalita života mužů a žen starších šedesáti let v Evropě**.

První z nich je **Žití jako jedinec nebo v páru: jaké vlivy působí na postavení starších mužů a žen v Evropě** (*Joëlle Gaymu, Sabine Springer*, s. 45–69). Text zkoumá vliv podmínek života na životní spokojenost mužů a žen starších šedesáti let v deseti evropských zemích. Šetření se konalo v roce 2004 na vzorku více než 13 tisíc respondentů. Multivarianní analýza provedená na zjištěných mj. konstatovala nerovnost v životních podmínkách mezi muži a ženami, difference z hlediska spokojenosti se životem, a podrobně specifikovala vlivy na spokojenost (bydlení, pohlaví, geografickou lokalizaci).

V příspěvku **Porovnání domů s pečovatelskou službou pro starší muže a ženy ve Finsku a Belgii** (*Elina K. Einiö, Christine Guilbault, Pekka Martikainen, Michel Poulain*, s. 75–101) autoři, po úvodním seznámení s organizací péče o příslušné obyvatel v obou zemích, uvádějí základní data registrovaná během čtyř let na přelomu století za obě země.

Následující článek s názvem **Normy ve vztazích k rodičům ze strany dcer v Nizozemsku** (*Pearl A. Dykstra, Tineke Fokkema*, s. 103–131) analyzuje, jak jsou normy tohoto chování determinovány sociálním kontextem a kulturní historií populace v Holandsku. Vzhledem k výraznému podílu migrantů v zemi nepomíjí ani jejich přístup ke svým rodičům. Postupně rozebírá jednotlivé charakteristiky tohoto vztahu jako např. pohlaví, věk, příbuzenské vztahy, náboženskou ideologii apod.

Dalším příspěvkem této sekce je **Rovnost mezi muži a ženami v realitě. Jaké jsou jejich role z hlediska rodinného a manželského práva** (*Carole Bonnet, Jean-Michel Hourriez*, s. 133–158). Autoři konstatují, že protiklad v rolích mužů a žen způsobuje velké difference v právní úpravě důchodů. Rozdíly ve výši důchodů budou pokračovat bez ohledu na zvyšující se zaměstnanost žen i přerozdělování prostřednictvím důchodového systému ženy. Důchod žen se na konci prvního desetiletí 21. století v průměru pohyboval kolem 48 % důchodu mužů.

V posledním článku **Posouzení systému ochrany páru v systému důchodového práva: reverse a sdílení práva** (*Carole Bonnet, Jean-Michel Hourriez*, s. 159–176) stejní autoři doplňují ještě poznámku z výzkumu, ve kterém se zabývají vlastnostmi dvou úprav manželského práva v případě důchodu: navržení práva a rozdělení.

LP

Population et Sociétés

2012, č. 490–495

Červen, č. 490

Předčasné mateřství ve světě na ústupu (*G. Pison*)

V roce 2010 se ze 135 milionů dětí narodilo matkám mladším dvaceti let 16 milionů potomků (11,9 %). Touto informací ze zdrojů Spojených národů otvírá autor svoji studii, ve které se podrobně zabývá tímto zajímavým námětem. Nejdříve i s pomocí grafu seznamuje se stavem ve světě, respektive v jednotlivých zemích. Nejnižší ukazatel porodnosti pro ženy ve věku mezi 15–19 lety byl v pětiletí 2005–2010 v Libyi (3 porodů na 1 000 žen v roce) a naopak nejvyšší v Demokratické republice Kongo (201 porodů na 1 000 žen). Jakým otázkám se dále věnuje, ukazují dostatečně názvy podkapitol. Předčasné manželství, první faktor předčasného mateřství, První narození: stále častěji mimo manželství, Frekvence předčasných mateřství v zemích „severu“ (evropských). Poslední podkapitolou je pak pohled na vývoj předčasných porodů ve Francii, kde se jejich počet za čtyřicet let čtyřikrát snížil (graf dokumentuje vývoj frekvence předčasných porodů ve Francii od roku 1901).

Červenec–srpen, č. 491

Afrika, mladý kontinent tváří tvář stárnutí (*V. Golaz, L. Nowik, M. Sajoux*)

Afrika, v současnosti z hlediska věkové skladby nejmladší světový kontinent (5,5 % osob starších 60 let), se podle projekcí nevyhne stárnutí své populace. S ohledem na podmínky vývoje projekce ukazují, že tento proces bude probíhat v Africe mnohem rychleji, než tomu bylo např. v Evropě v 19. nebo 20. století. Nejdůležitějšími činiteli tohoto vývoje bude rychlé snižování plodnosti a prodlužování délky života. Počet starších osob se z 56 milionů kolem roku 2010 zvýší zhruba čtyřnásobně, na 215 milionů v roce 2050. V další části textu se autoři věnují otázkám, jak se s tímto problémem bude muset Afrika vyrovnávat z hlediska důchodů, zdravotní péče a také nastavení nových vztahů mezi generacemi. Z grafů je k dispozici např. srovnání stromů života v Alžíru a Etiopii za roky 2010 a 2050.

Září, č. 492

Antikoncepce ve Francii: nové kontexty, nové praktiky? (*N. Bajos, A. Bohet, M. Le Guen, C. Moreau*)

Ve Francii v roce 2010 využívalo 50 % žen ve věku 15–49 let jako antikoncepční prostředek pilulku. Tento podíl se od roku 2000 mírně snižoval (–4,6 %), a to ve prospěch jiných nových hormonálních metod antikoncepce (implant, náplast, vaginální kroužek). Flexibilní model antikoncepce francouzských žen je charakterizován používáním prezervativu na počátku sexuálního života, využití pilulky v době sexuálního života a případnou sterilizací, kdy manželé již mají děti, které chtěli. Šetření „Fecond“, které na toto téma bylo realizováno v roce 2010 Institutem národního zdraví a Institutem demografických studií zjistilo, že používané metody antikoncepce jsou hlavně ovlivněny věkem ženy, jejím sociálním postavením a praxí zdravotnických pracovníků. Základní zjištěné poznatky jsou ilustrativně ukázány na dvou grafech a nechybí ani dva inforámečky vysvětlující nové hormonální metody antikoncepce a podrobná charakteristika ankety Fecond.

Říjen, č. 493

Němky aktivnější než Francouzky? (*A. Salles*)

Autorka se zabývá fungováním trhu práce v případech žen ve dvou předních zemích EU, ve Francii a Německu. V úvodu konstatuje, že v roce 2010 bylo v Německu, podle údajů Eurostatu, zaměstnaných 66 % žen ve věku 15–64 let, zatímco ve Francii pouze 60 % žen. Tento rozdíl se přitom v čase zvyšoval, neboť v roce 2000 byl poměr jen 59 % ku 56 %. Názvy jednotlivých kapitol ilustrovaných i grafickým zobrazením jsou následující. „Mladé ženy a seniorky jsou častěji zaměstnané v Německu“ (v kategorii 15–19 let je tento nepoměr nejvýraznější 24,3 % ku 7,8 %), „Ženy s dětmi jsou častěji v zaměstnání ve Francii“ (ženy s 2 dětmi ve věku 25–49 let jsou zaměstnané ve Francii v 78,5 % oproti 68,5 % v Německu), „Trh práce je nejzdravější mimo Rýn“, „Částečný úvazek je více rozšířený v Německu“ (v kategorii 15–64 let pracovalo v Německu v roce 2010 na částečný úvazek 45,0 % žen oproti 30,0 % žen ve Francii). Text je doplněn o vývoj těchto ukazatelů po znovusjednocení Německa.

Listopad, č. 494

Medicínská rozhodnutí o konci života ve Francii

(*S. Pennec, A. Monnier, S. Pontone, R. Aubry*)

Kolektiv autorů nás seznamuje s prvními výsledky ankety Konec života ve Francii, kterou realizoval Institut demografických studií v roce 2010 (jedná se o první

šetření těchto otázek provedené na reprezentativním vzorku 15 tisíc ze 47 872 úmrtí ve Francii v prosinci 2009). Přístup lékařů k této otázce charakterizuje skutečnost, že téměř polovině úmrtí předcházela lékařská rozhodnutí, která by uspíšila smrt pacienta. Medikamenty k ukončení života však dostali příslušní pacienti v necelém jednom procentu těchto případů. Připomeňme, že ve Francii platí již od roku 2005 zákon „Leonetti“, který specifikuje podmínky omezení či ukončení léčby, případně poskytování léků ke zmírnění utrpení pacienta, který může mít za následek urychlení příchodu smrti. Součástí textu jsou informace obsahující podrobný popis ankety, informace o zákonu Leonetti, otázky euthanasie i srovnání s jinými evropskými zeměmi.

Prosinec, č. 495

Ve Francii vzdělání, obdobně jako ve Velké Británii, zpožďuje mateřství (*M. N. Bhrolchain, E. Beaujouan*)

Ve většině vyspělých zemí světa mají ženy své první dítě ve stále pozdějším věku. Od roku 1970 se o čtyři roky zvýšil průměrný věk prvorodiček jak ve Francii, tak i ve Velké Británii. Autorky studie využívají národních šetření a srovnávají situaci v obou zemích ve vazbě na vývoj vzdělání. Obsah práce vystihují názvy jednotlivých kapitol. „Podobné zpoždění ukončení studia a narození prvního dítěte“, „Ukončení studia je mezníkem pro vstup do světa dospělých“ a „Získání diplomu je stále silnější pobídkou k odložení porodu“. Srovnání obou zemí doplňuje tabulka uvádějící data o vývoji věku ženy při narození prvního dítěte v letech 1980–1999, a několik grafů ukazujících počet prvních porodů ve Francii a Velké Británii v závislosti na věku ženy a počet prvních porodů ve jmenovaných zemích ve vazbě na dobu trvání od ukončení studia.

LP

Dlouhodobé trendy a nové výzvy: Poznatky z ruského sčítání lidu z roku 2010

V publikační řadě Leibniz Institutu für Länderkunde v Lipsku vyšla v roce 2012 práce (*Lange Trends und neue Herausforderungen: Ergebnisse aus russischen Volkszählung von 2010*) věnovaná poslednímu ruskému sčítání konanému v roce 2010. Jeho autoři ve třech základních kapitolách s názvy **Organizace sčítání 2010**, **Demografický vývoj mezi roky 1989–2010** a **Prostorové perspektivy** seznamují se základními výsledky sčítání, přičemž pozornost věnují složitým otázkám rozmístění obyvatelstva na území Ruska. Základním zjištěním tohoto sčítání je pokračování mírného poklesu obyvatel Ruska (1989 – 147 mil., 2002 – 145,17 mil., 2010 – 142,85 mil.). Současně s tím zaznamenalo sčítání i mírný nárůst městského obyvatelstva (73,7 %), trvajících pokles fertility (1989 – 2,02, 2002 – 1,51 a 2010 – 1,47)

a nárůst obyvatel v důchodovém věku (31,7 mil., z toho 8,9 mil. mužů a 22,8 mil. žen).

Práce se nejvíce zabývá problémem prostorového rozmístění ruského obyvatelstva, které podrobně dokumentuje statistickými tabulkami a několika mapami. Jedním z významných znaků je dlouhodobá koncentrace obyvatel do dvou federálních oblastí – Centrum (výběrově jsou uvedeny některé okrsky – Moskva, Vladimír, Kursk, Smolensk, Jaroslav, ...) a Volha (Republika Tatarstan, Perm, Kirov, Nižní Novgorod, Samara, Saratov, Uljanovsk, ...) Tyto dvě oblasti zahrnují 48 % všech obyvatel, přičemž jejich plocha nedosahuje ani 10 % území celé země.

LP

Studies in Family Planning

2010, 41, 1–4. New York:
Population Council

Anotace obsahuje vybrané články ze 41. ročníku vydaného v roce 2010, které seznamují čtenáře s kulturními a sociálně-demografickými odlišnostmi, které mají vliv na užívání antikoncepce, plodnost žen a soužití muže a ženy obecně.

Dvojice autorů ze Spojených států (*A. Bankole, S. Malarcher*) ve svém příspěvku **Removing Barriers to Adolescents' Access to Contraceptive Information and Services** (s. 117–124) shrnuje chování dospívajících v několika subsaharských státech. Literatura ukazuje, že většina dospívajících začíná svůj sexuální život ve věku 15–20 let. V důsledku nízkého věku a nevyzrálého sebevědomí nemají dospívající dostatečnou schopnost a znalost na to, aby se mohli bezpečně chránit. Výzkum byl proveden v afrických chudých zemích a soustředil se na povědomí o možných formách antikoncepce. Když už jsou kondomy používány, nemá to velký vliv na prevalenci AIDS, neboť chlapci neznají pravidla správného užívání, zejména fakt, že kondomy jsou pouze na jedno použití. Podle výsledků průzkumu si třetina těhotných dívek ve věku 15–24 let myslela, že není možné při prvním sexuálním styku otěhotnět. Mnoho mladých vdaných žen vyjádřilo svoje přání nebýt v příštích 2–3 letech těhotné, ale velmi často nepoužívají žádnou formu antikoncepce. Největšími překážkami pro užívání antikoncepce v širší míře jsou strach, nesmělost a finanční náklady s tím spojené. Nejen z těchto důvodů je potřebná sexuální výuka na školách i mimo ně. Jedním z hlavních argumentů proti sexuální výuce je strach z předčasného započítí sexuální aktivity a zvýšené promiskuity. Tento fakt však nebyl potvrzen.

V článku **Impact of an Advertising Campaign on Condom Use in Urban Pakistan** (s. 277–290) autoři *S. Agha a D. Meeke* blíže zkoumají vliv druhé fáze intenzivní sociální kampaně v médiích. Tato kampaň měla za cíl zlepšit přístup k užívání kondomů a snížit množství nechtěných těhotenství. Propagace antikoncepce v Pákistánu začala v roce 1986 pod heslem „Když

nechcete mít další dítě, spolehněte se na Sathi“ („Sathi“ znamená v urdštině něco jako „přítel“). V roce 1996 pak byla představena nová vlna s názvem „Touch“. V roce 2009 se započalo s masivní mediální kampaní s cílem oslovit spíše mladší movitější městské obyvatelstvo. Kondom byl představen jako způsob regulace manželské plodnosti a možnost časování jednotlivých porodů. Do panelového šetření byli zahrnuti ženatí muži s manželkou v reprodukčním věku 15–49 let. Jedním z hlavních cílů kampaně bylo zvýšení komunikace mezi partnery a zvýšení dostupnosti této formy antikoncepce. V obou ohledech bylo podle výsledků šetření cíle dosaženo. Postoj respondentů k užívání kondomů však závisel na dalších sociodemografických faktorech. Metoda panelového výzkumu byla pro tento účel velmi vhodnou, protože díky ní bylo možné zkoumat změny chování totožných respondentů po první a druhé vlně kampaně.

J. Brunson seznamuje čtenáře s kulturními specifiky porodnosti v příspěvku **Son Preferences in the Context of Fertility Decline: Limits to New Constructions of Gender and Kinship in Nepal** (s. 89–98). Zatímco v Asii klesá porodnost, v mnoha patriarchálních společnostech zůstává preference mužského potomka charakteristickým rysem. Výzkumy v Indii a Jižní Koreji potvrzují, že demografický přechod je touto skutečností zpomalován. Objevují se však i další problémy, například roste poměr mezi pohlavími v určitých generacích. Ze zdravotního šetření v Nepálu vyplývá, že u žen s ukončenou plodností je poměr pohlaví posledního potomka 146 chlapců na 100 dívek. Průzkumy v Číně a Jižní Koreji ukázaly, že s klesající porodností roste i úmrtnost dívek a zaznamenány jsou i pohlavně selektivní potraty. Pro výzkum byla vybrána vesnice semi-urbánního charakteru, která se nacházela v polovině fáze demografického přechodu. Metodou zúčastněného pozorování a rozhovorů byly dotazovány domácnosti bez ohledu na příslušnost ke kastě. Mnoho žen uvedlo za ideální dvoudětný rodinný model. Rozhovory byly prováděny rovněž s matkami mužů, které osvětlily zákulisi preference chlapců v rodině. Hlavním důvodem byla potřeba chlapce pro pohřební obřady. Syn také do rodiny přivede snachu, zatímco dcera po provdání rodinu opouští. Faktem zůstává, že i když manžel ani rodina na mužském potomkovi netrvali, přesto mají ženy pocit nutnosti syna porodit.

Široká skupina výzkumníků – *W. Sambisa, G. Angeles, P. M. Lance, R. T. Naved, S. L. Curtis* – studovala pře-

valenci psychického a sexuálního násilí mezi partnery. V článku **Physical and Sexual Abuse of Wives in Urban Bangladesh: Husbands' Reports** (s. 165–178) identifikuje rizikové faktory spojené s podobným druhem násilí. Nějakou formu psychického či sexuálního násilí na manželce v průběhu partnerství přiznala více než polovina dotazovaných mužů. Oběti mají často sklony ke zlovykům (kouření, alkoholismus, užívání drog) a rizikovému sexuálnímu chování. Snižuje se rovněž následné zapojení těchto žen na trhu práce. Mnoho předchozích výzkumů na obdobné téma bylo uskutečněno převážně ve venkovských oblastech, pouze hrstka z nich zkoumala oblasti urbánní. Autoři článku se zabývali celým spektrem socioekonomických znaků, které by mohly predikovat násilné chování mužů. Pro tento příspěvek byla použita data z Urban Health Survey konaného v roce 2006. Vlastní sběr dat byl proveden formou face-to-face rozhovorů s muži. Na násilí bylo pohlíženo jak z hlediska časového (v průběhu trvání manželství, v posledních 12 měsících), tak z hlediska formy. Ze závěrů vyplývá, že největší sklon k ubližování ženám mají pracující muži muslimského vyznání s psychickou poruchou a nejnižším stupněm vzděláním. Tito muži často žijí ve středních až chudých příjmových poměrech, konzumují ve větší míře alkohol či drogy a v posledních 6 měsících měli nějakou pohlavně přenosnou chorobu. Vzhledem k deklaratorní povaze rozhovorů a orientaci pouze na nynější manželství může být podíl mužů s násilným chováním vůči ženám ještě vyšší.

Nechtěná těhotenství a nechtěné porody mají vážné zdravotní, ekonomické a sociální důsledky na ženu i její rodinu. Blíže o tom píší v příspěvku **Unintended Pregnancy: Worldwide Levels, Trends, and Outcomes** (s. 241–250) autoři S. Singh, G. Sedgh a R. Hussain. Poprvé se tato problematika zkoumala globálně v roce 1995. Tehdy bylo 38 % početí neplánovaných a polovina z nich končila potratem. Od té doby jsou dostupná novější data, proto autoři na předchozí výzkum navázali. Srovnáním stavu v roce 1995 a 2008 seznamují čtenáře s trendy posledního desetiletí. Zdravotnická a demografická šetření byla provedena v 62 zemích v období let 2000–2007. V roce 2008 bylo z 208 mil. těhotenství 41 % nechtěných, přičemž zhruba polovina skončila potratem (v polovině případů nebyl potrat proveden bezpečně). Největší podíly nechtěných těhotenství byly zaznamenány ve východní a střední Africe a nejnižší v jižní a západní Evropě a východní Asii. Sever-

ní Amerika je jediný region, kde se ve sledovaném období hodnota tohoto ukazatele nezměnila, resp. nepoklesla. Kdyby byla v rozvojových zemích užívána kvalitní a spolehlivá antikoncepce, snížil by se počet nechtěných těhotenství ročně o 54 mil. V rozvojových zemích je každé 10. úmrtí matky zapříčiněno nesprávně provedeným potratem a ročně je z tohoto důvodu také hospitalizováno 5 mil. žen. Autoři připouštějí, že tyto odhady jsou založeny na odpovědích žen a nezohledňují preference partnera. Mnoho mužů ve státech Subsaharské Afriky chce velké rodiny a na rozdíl od žen nevnímají tato těhotenství jako nechtěná.

Dalším velmi zajímavým článkem je **Women and High Fertility in Islamic Northern Nigeria** (s. 193–204), který zpracovali afričtí pracovníci výzkumného centra v Keni C. O. Izugbara a A. C. Ezech. Na rozdíl od zbytku Nigérie je severní část charakteristická vysokou mírou plodnosti a rozvodovosti a nízkou mírou užívání antikoncepce. V roce 2008 dosahovala v Nigérii úhrnná míra plodnosti 5,7 dětí, v severozápadní části dokonce 7,3 dětí. Plodnost v nejnižším věku je na jihovýchodě 8 % a na severozápadě 45 %. Užívání antikoncepce mezi vdanými ženami je 21 % vs. 3 %. Severní Nigérie má rovněž jednu z nejvyšších měr raných sňatků na světě. Tento kvantitativní výzkum se primárně zaměřuje na sociodemografické a kulturní charakteristiky jako vysvětlující faktory vysoké míry plodnosti v severní Nigérii. Ženy zde žijí v ústraní a mají pouze minimální možnost vydělku, což je činí ekonomicky závislé na svých mužích. Za hlavní příčinu vysoké plodnosti je považován islám a jeho pravidla. V severní Nigérii stejně jako v celé Subsaharské Africe mají muži velký vliv na plodnost žen. Vstup do manželství je zde povinnost, výskyt svobodných v populaci je velmi vzácný. Dívky se vdávají průměrně ve věku 13 let. Muži rovněž vstupují do manželství brzy, přesto později než dívky, a mají větší svobodu ve výběru partnerky. Rozvody jsou v Nigérii povoleny a 30–50 % manželství zde končí rozvodem. Průměrný počet rozvodů na ženu je 2,19. Rozvod manželství vzniká jednostranným odmítnutím ženy manželem za přítomnosti tří svědků, žena takovou pravomoc nemá. Mnohoženství (polygamie) je zde rovněž schvalováno, s rostoucím počtem žen roste muži prestiž a uznání. V letech 2007–2008 byly uskutečněny rozhovory a skupinové diskuse se ženami ve věku 14–64 let.

Většina žen uvedla jako ideální počet dětí 5, avšak díky strachu o další sňatek manžela nebo v důsledku vzájemného soutěžení mezi manželkami je jejich plodnost vyšší. Pokud chtějí ženy začít užívat nějakou z forem moderní antikoncepce, je k tomu často nutný souhlas jejich muže. Ženy proto užívají antikoncepci tajně a nepravidelně. Pouhá třetina žen použila v minulosti nějaký druh moderní antikoncepce. Postoj proti užívání anti-

koncepce je podporován politickými i náboženskými elitami. Poskytované informace o antikoncepci jsou zkreslené, zejména důsledky jejího užívání. Článek přináší nové informace o vlivu muže a kulturních faktorů na plodnost žen. Pochopení těchto skutečností je nezbytné při hodnocení úrovně plodnosti v dané zemi.

Hana Bednářová



ČESKÁ DEMOGRAFICKÁ SPOLEČNOST

ve spolupráci s Katedrou demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy, Katedrou demografie Fakulty informatiky a statistiky Vysoké školy ekonomické v Praze a Českým statistickým úřadem pořádá svou

XLIII. konferenci která nese téma

ZDRAVÍ – VÝZVY A RIZIKA

Konference se uskuteční **ve dnech 22.–23. května 2013** v prostorách Vysoké školy ekonomické v Praze.

Příspěvky na konferenci mohou být dvojího typu – buď formou **ústní prezentace**, nebo formou **tištěného posteru**. Jednácím jazykem je čeština, slovenština a angličtina.

Ústní prezentace budou tematicky zařazeny do čtyř sekcí, z nichž u první tří bude jednácím jazykem čeština (slovenština) a u poslední angličtina:

- „**Demografie a zdraví**“ – příspěvky z oblastí dlouhověkost, analýza přežívání, kvalita života, rizika,...
- „**Zdraví vs. nemoc**“ – nemocnost, pracovní neschopnost, zdravotní stav obyvatelstva...
- „**Determinanty zdraví**“ – zdravotní péče (kvalita, problémy,...), psychosociální aspekty, životní prostředí,...
- „**Health – challenges and threats**“ – všechny výše uvedené sekce dohromady (Demography and Health, Health vs. Disease, Determinants of Health)

Posterová sekce je určena všem zájemcům (předpokládá se především zájem studentů a institucí). Postery mohou být v češtině i angličtině.

Výstupem z konference bude **Sborník příspěvků** na CD-ROMu, který bude dáván zaregistrovaným účastníkům při zahájení konference.

Zaslání abstraktu formou registračního formuláře na adrese <https://sites.google.com/site/cdskonference2013> **nejpozději do 3. března 2013**.

Na stejné adrese naleznete další informace ke konferenci (pokyny pro autory, konferenční poplatky, místo konání, programový a organizační výbor konference, kontakt na organizátory apod.).

PODKLADY

Redakce přijímá rukopisy v tištěné a elektronické podobě. V původním dopise uveďte úplnou kontaktní adresu, včetně e-mailu.

ROZSAH PŘÍSPĚVKU:

Textová část studie by neměla přesahovat 20 normostran (1 NS = 1800 znaků vč. mezer), tj. 36 000 znaků včetně mezer. Příspěvky do oddílů: Sčítání lidu, Diskuse a Přehledy by neměla přesahovat 8 NS, recenze 4 NS, zprávy 2 NS a anotace literatury 0,5 NS. Je třeba, aby zasláná studie obsahovala abstrakt do 5 řádků (Ř) v angličtině, resumé do 20 Ř v angličtině, abecední seznam citované literatury a stručnou informaci o autorovi – jeho odborném zaměření a názvy nejdůležitějších prací (do 5 Ř). Do anglického čísla zasílá autor články v angličtině ve stejném rozsahu jako do české verze.

Rukopis je třeba zaslat v textovém editoru Word, zdrojová data pro tabulky a grafy v programu Excel, obrázky a mapy ve formátu *.tif, *.jpg, *.eps. Tabulky, grafy a obrázky je třeba zařadit do textu, jednotlivé strany musí být očíslovány.

Recenzní řízení je oboustranné anonymní. Rozhodnutí o publikování rukopisu, resp. závěru redakční rady, je autorovi sděleno do 14 dnů po zasedání redakční rady.

Redakce provádí jazykovou úpravu textu.

ZÁSADY PRO OPTIMÁLNÍ PODOBU PODKLADŮ

A. TEXTY (v textovém editoru MS Word)

1. V nastavení odstavce používejte pouze zarovnání VLEVO (na levou zarážku).
2. Vyznačování v odstavci (kurzívou, tučně) a používání indexů bude do sazby korektně přeneseno.
3. Nepoužívejte (v nastavení vypněte) funkci, která nuceně přesune do další řádky jednohláskové předložky a spojky (a, s, z, v, k apod.), jež by jinak vyšly na konec řádky.

B. GRAFY, OBRAZOVÉ SOUBORY

1. Pro zpracování grafů je kromě požadovaného typu (sloupcový, spojnicový, bodový apod.) nutné připojit zdrojová data v programu Excel.
2. Všechny obrazové soubory – např. mapy, fotografie ukládejte mimo textový soubor samostatně ve formátech *.tif, *.jpg, *.eps s odkazem v textu (graf 1, schéma 1 apod.).
3. Pro další technologické zpracování je důležité, aby bitmapové soubory měly ve velikosti 1:1 rozlišení 300 dpi.

C. PRAVIDLA CITACÍ A POPISKY

Příklady základních druhů citací:

Monografie

- Roubíček, V. 1997. *Úvod do demografie*. Praha: Codex Bohemia. (U publikace s více než třemi autory se uvádí jen příjmení prvního autora, na něm následuje zkratka aj., u zahraničních publikací et al.)

- Hantrais, L. (ed.). 2000. *Gendered Policies in Europe. Reconciling Employment and Family Life*. London: Macmillan Press.
- *Potraty*. 2005. Praha: Ústav zdravotnických informací a statistiky.

Články v časopisech

- Bakalář, E. – Kovařík, J. 2000. Otcové, otcovství v České republice. *Demografie*, 42, s. 266–272.

Pokud je časopis stránkovaný průběžně v celém ročníku, není nutný údaj o čísle.

Články ve sbornících

- Daly, M. 2004. Rodinná politika v evropských zemích. In *Perspektivy rodinné politiky v ČR*, s. 62–71. Praha: MPSV ČR.

Elektronické dokumenty

Je třeba uvést:

1. specifikaci média (on-line, CD ROM, databáze, datový soubor, disketa)
2. datum stažení (cit. 29. 10. 2005)
3. webovou adresu (dostupné z: <<http://www.czso.cz>>)

Přednášky z konferencí

Maur, E. *Problémy studia migrací v českých zemích v raném novověku*. Příspěvek přednesený na konferenci Dějiny migrací v českých zemích v novověku. Praha, 14. 10. 2005.

Seznam literatury a odkazy

Jednotlivé položky jsou řazeny podle abecedy, více prací od téhož autora je řazeno sestupně od nejstarší k nejnovější. Pokud má autor v seznamu v jednom roce více plošek, rozlišují se přidáním písmen a, b, c... za rok vydání.

Příklad:

Syrovátka, A. 1962a. Úrazy v domácnosti. *Česká pediatrie*, 17, s. 750–753.

Syrovátka, A. 1962b. Úmrtnost dětí v českých zemích na dopravní úrazy. *Časopis lékařů českých*, 101, s. 1513–1517.

Odkazy v textu na seznam literatury

(Srb, 2004); (Srb, 2004: 36–37); (Syrovátka aj., 1984).

Popisky tabulek a grafů (dodat v češtině a angličtině)

Tab. 1: Pohyb obyvatelstva, 1990–2010; Population and vital statistics, 1990–2010

Graf 1: Relativní věková struktura cizinců a obyvatelstva ČR celkem, 31. 12. 2009; Relative age distribution of foreigners and total population of CR, 31 Dec 2009

Demografie

revue pro výzkum
populačního vývoje



Demografie, revue pro výzkum populačního vývoje
Demografie, Review for Population Research

Vydává Český statistický úřad
Published by the Czech Statistical Office

ČESKÝ
STATISTICKÝ
ÚŘAD

Redakční rada Editorial Board:

Pavel Čtrnáct (předseda redakční rady Chair of the Editorial Board),
Marie Průšová (výkonná redaktorka Managing Editor),
Markéta Arltová, Boris Burcin, Elwood D. Carlson, Tomáš Fiala, Ludmila Fialová,
Zuzana Finková, Natalia S. Gavrilova, Richard Gisser, Jan Holčík, Klára Hulíková,
Nico Keilman, Juris Kruminš, Věra Kuchařová, Jitka Langhamrová, Martina Miskolczi,
Zdeněk Pavlík, Michel Poulain, Mirjana Rašević, Jiřina Růžková, Jitka Rychtaříková,
Eduard Souček, Luděk Šídlo, Josef Škrabal, Terezie Štyglerová, Leo van Wissen

Adresa redakce: Na padesátém 81, 100 82 Praha 10 - Strašnice

Telefon: +420 274 052 834

E-mail: redakce@czso.cz

www: www.czso.cz

Časopis je v plném znění uveřejněn (od roku 2004) na internetu na adrese:
<http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/demografie>

Informace o předplatném podává a objednávky přijímá redakce.

Objednávky vyřizuje: Myris Trade, s.r.o., P.O.Box 2, 142 00 Praha 4

Podávání novinových zásilek povolila Česká pošta, s.p., Odštěpný závod Praha
č.j. nov 6364/98 ze dne 9. 2. 1998

Grafická úprava: Chráněná grafická dílna Slunečnice, David Hošek

Grafický návrh: Ondřej Pazdera

Tisk: Český statistický úřad

Cena jednoho výtisku: 58 Kč

Roční předplatné včetně poštovného: 327 Kč

Indexové číslo 46 465, ISSN 0011-8265 (Print), ISSN 1805-2991 (Online),

Reg. Zn. MK ČR E 4781

Nevyžádané rukopisy se nevracejí.

Číslo 1/2013, ročník 55

Toto číslo vyšlo v březnu 2013

© Český statistický úřad 2013