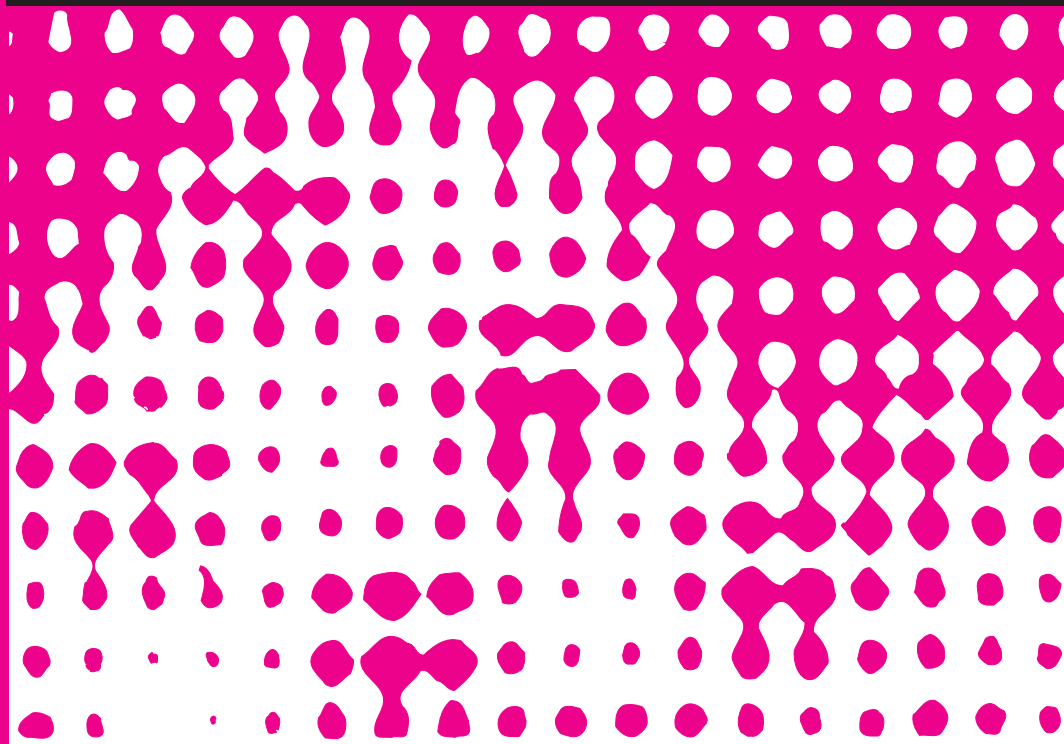


* DEMO 2010 GRAFIE 2

revue pro výzkum populačního vývoje



ČLÁNKY – Boris Burcin – Klára Tesárková – Luděk Šídl: Nejpoužívanější metody vyrovnávání a extrapolace křivky úmrtnosti a jejich aplikace na českou populaci ● Gabriela Myšáková – Klára Tesárková: Analýza sezónnosti v demografii se zaměřením na úmrtnost ● Branislav Šprocha – Pavol Tišliar: Plodnost žien na Slovensku v medzivojnovom období ● Patrik Galeta: Odhady ukazatelů porodnosti a přirozeného přírůstku v paleodemografii

SCÍTÁNÍ LIDU ● RECENZE ● ZPRÁVY ● PŘEHLEDY

obsah

ČLÁNKY

<i>Boris Burcin – Klára Tesárková – Luděk Šídlo: Nejpoužívanější metody vyrovnávání a extrapolace křivky úmrtnosti a jejich aplikace na českou populaci</i>	77
<i>Gabriela Myšáková – Klára Tesárková: Analýza sezónnosti v demografii se zaměřením na úmrtnost</i>	90
<i>Branislav Šprocha – Pavol Tišliar: Plodnost žien na Slovensku v mezivojnovom období</i>	103
<i>Patrik Galeta: Odhady ukazatelů porodnosti a přirozeného přírůstku v paleodemografii</i>	120

SČÍTÁNÍ LIDU

<i>Štěpán Moravec: Územní příprava SLDB 2011</i>	128
--	-----

RECENZE

<i>Demografie (nejen) pro demografy potřeť (Anna Štátná)</i>	131
<i>Český sociální systém: od solidarity k větší ekvivalenci (Štěpánka Pollnerová)</i>	132

ZPRÁVY

<i>Z České demografické společnosti – Významné životní jubileum Ing. Jiřiny Růžkové, CSc. – Families in Europe between the 19th and the 21st Centuries. From the Traditional Model to Contemporary PACS – Druhá konference Mladých demografů</i>	134
--	-----

PŘEHLEDY

<i>Vnější příčiny úmrtí v ČR v letech 1994 až 2009 (Vladimír Polášek)</i>	140
---	-----

Názory autorů se nemusí vždy shodovat se stanovisky redakční rady.

Demografie je recenzovaný odborný časopis.

POKYNY PRO AUTORY

Redakce přijímá rukopisy v tištěné a elektronické podobě. V průvodním dopise uveďte úplnou kontaktní adresu, včetně e-mailu, a číslo účtu pro zaslání honoráře.

Rozsah příspěvku:

Textová část studie nesmí přesahovat 15 normostran (1 NS = 1800 znaků vč. mezer), tj. 27 000 znaků včetně mezer. Příspěvky do oddílů: Sčítání lidu, Diskuse a Přehledy nesmí přesahovat 8 NS, recenze 4 NS, zprávy a anotace literatury 2 NS. Je třeba, aby zasláná studie obsahovala abstrakt do 5 řádků (Ř), resumé do 20 Ř, abecední seznam citované literatury a stručnou informaci o autorovi – jeho odborném zaměření a názvy nejdůležitějších prací (do 5 Ř). 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 (blíže **Zásady pro optimální podobu textu a citací**). Tabulky, grafy a obrázky je třeba zařadit do textu, jednotlivé strany musí být očíslovány.

Recenzní řízení je oboustranně 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 textu a citací

A. Texty

Při psaní v textovém editoru PC Word je třeba dodržovat tyto zásady:

1. V nastavení odstavce používejte pouze zarovnání VLEVO (na levou zarážku) bez odsazení první řádky (k odlišení odstavce vynechat řádek).
2. Před sazání řádky, automatické úroveň číslování a vyznačování (např. u poznámek), nastavení typů odstavců pro různé druhy textů (titulky, podtitulky) je v dalším zpracování nepoužitelné (např. text poznámky, na kterou je v odstavci číselný odkaz, vypíste za tento odstavec mezi dvě volné řádky).
3. Vyznačování v odstavci (kurzívu, tučně) a používání indexů a exponentů bude do sazby korektně přeneseno.
4. Nepoužívejte (v nastavení vypněte) funkci, která nuceně přesunuje do další řádky jednohláskové předložky a spojky (a, s, z, v, k apod.), jež by jinak vyšly na konec řádky. Textový editor vsune do textu programové informace o tomto tzv. nuceném dělení, které nelze jinak než pracně odstranit.
5. Nepoužívejte různé druhy podtitků a barev pro úpravu textů, titulků, podtitulků a tabulek (u tabulek nepoužívejte dvojité čáry) a grafů.

Text bude v konečné úpravě zalomen v jiné velikosti a typu písma, do více sloupců a na jinou šířku sloupce než na tu, která je nastavena v textovém editoru, proto jakákoliv „grafická úprava“ v textu je zbytečná. Úroveň stupňů důležitosti, např. u titulků, podtitulků vyznačte (kurzíva – vlnovkou, tučně – podtržením) ve vytištěném rukopise.

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 v požadované velikosti rozlišení 300 dpi (bodů na palec).
4. Podkladem pro tisk mohou být klasické černobílé fotografie na fotopapíru.

C. Pravidla citací a popisky

Příklady základních druhů citací:

Monografie

- Roubíček, Vladimír. 1997. *Úvod do demografie*. Praha: Codex Bohemia. (U publikace s více než třemi autory se uvádí jen příjmení prvního autora, za ním následuje zkratka aj., u zahraničních publikací et al.)
- Hantrais, Linda (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, Eduard – Kovařík, Jiří. 2000. Otcové, otcovství v České republice. *Demografie*, 42, s. 266–272.
- Pokud je časopis stránkovan průběžně v celém ročníku, není nutný údaj o čísle.

Články ve sbornících

- Daly, Mary. 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>)
- Hoem, Jan M. Why does Sweden have such high fertility? *Demographic Research* (on-line), 13, (cit. 4. 9. 2005), dostupné z: <http://demographic-research.org/Volumes/Vol13/22/>

Přednášky z konferencí

Maur, Eduard. *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 nejnovejší. Pokud má autor v seznamu v jednom roce více plůžek, rozlišují se přidáním písmen a, b, c... za rok vydání.

Příklad:

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

Tab. 1 Pohyb obyvatelstva, 1990–2005

Graf 1 Pravděpodobnost uzavření sňatku svobodných žen podle věku, 1991–2005

Adresa redakce: Český statistický úřad, redakce Demografie, Na padesátém 81, 100 82 Praha 10 – Strašnice, telefon: 274052834, e-mail: vera.hruskova@czso.cz, <http://czso.cz/csu/redakce.nsf/i/demografie>

CONTENS

ARTICLES

- Boris Burcin – Klára Tesárková – Luděk Šídlo: The Most Frequent Methods of Smoothing and Extrapolating Mortality Curves and Applying them to the Czech Population* 77
- Gabriela Myšáková – Klára Tesárková: Methods of Seasonal Analysis in Demography Focused on Mortality* 90
- Branislav Šprocha – Pavol Tišliar: Women's Fertility in Slovakia in the Interwar Period* 103
- Patrik Galeta: Estimates of Indicators of Fertility and Natural Increase in Paleodemography* 120

POPULATION CENSUS

- Štěpán Moravec: Regional Set up for the 2011 Population and Housing Census* 128

BOOK REVIEWS

- Demography (not just) for Demographers for the Third Time (Anna Štátná)* 131
- Czech Social System: from Solidarity to a Greater Equivalence (Štěpánka Pollnerová)* 132

REPORTS – SURVEYS

© Český statistický úřad 2010

Vydává ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD ve Studiu GSW, Západní 9, 160 00 Praha 6.

Řídí redakční rada: Ing. Jiřina Růžková, CSc. (předsedkyně redakční rady), Mgr. Věra Hrušková, CSc. (výkonná redaktorka), PhDr. Milan Aleš, Doc. RNDr. Ludmila Fialová, CSc., Doc. Ing. Zuzana Finková, CSc., Prof. MUDr. Jan Holčík, DrSc., Ing. Milan Kučera, PhDr. Věra Kuchařová, CSc., Doc. Ing. Jitka Langhamrová, CSc., Prof. Ing. Zdeněk Pavlík, DrSc., Prof. RNDr. Jitka Rychtaříková, CSc., Doc. Ing. Eduard Souček, CSc., Ing. Josef Škrabal.

Časopis vychází čtyřikrát ročně, jeho plné znění za roky 2004–2008 je uveřejněno na internetu na: <http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/demografie>

Rokem 2007 Český statistický úřad vydává v angličtině elektronickou verzi **Czech Demography**, 2007, Vol. 1 dostupnou z: http://www.czso.cz/eng/redakce.nsf/i/czech_demography_2007_vol_1; http://www.czso.cz/eng/redakce.nsf/i/czech_demography_2008_vol_2. Obsahem je výběr nejlepších článků, recenzí a přehledů z **Demografie, revue pro výzkum populačního vývoje** z předešlého roku.

Informace o předplatném podává a objednávky přijímá redakce.

Adresa redakce: Praha 10 – Strašnice, Na padesátém 81, PSČ 100 82, telefon: 274 052 834, e-mail: vera.hruskova@czso.cz

Informace o předplatném a objednávky vyřizuje firma MYRIS TRADE s. r. o., P. O. Box 2, 142 00 Praha 4.

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

Sazba, grafické zpracování a tisk – Studio GSW, Západní 9, Praha 6, tel./fax: 233 344 174, e-mail: gsw@gsw.cz

Cena jednoho výtisku 58 Kč, roční předplatné včetně poštovného je 310 Kč.

Indexové číslo 46 465 • ISSN 0011-8265 • Reg. zn. MK ČR E 4781.

Nevyžádané rukopisy se nevracejí.

Číslo 2/2010, ročník 52. Rukopis předán tiskárně 7. 5. 2010. Toto číslo vyšlo v červnu 2010.

NEJPOUŽÍVANĚJŠÍ METODY VYROVNÁVÁNÍ A EXTRAPOLACE KŘIVKY ÚMRTNOSTI A JEJICH APLIKACE NA ČESKOU POPULACI¹⁾

BORIS BURCIN – KLÁRA TESÁRKOVÁ – LUDĚK ŠÍDLA

The Most Frequent Methods of Smoothing and Extrapolating Mortality Curves and Applying them to the Czech Population

Demographers have constantly tried to find a way of modelling the relationship between mortality and age. So far the Gompertz-Makeham function was for a long time universally used and considered sufficient. As a result of improving oldest-old mortality and better statistical data many new models have emerged that try to illustrate better the development of mortality with age. In this article, some of those models are introduced and fitted to Czech mortality data. Based on the results it is possible to specify three groups of models. The Gompertz-Makeham function belongs to the most pessimistic one, leading to the underestimation of the probabilities of survival and life expectancy.

Keywords: force of mortality, smoothing, oldest-old mortality, life tables

Demografie, 2010, 52: 77–89

V důsledku dlouhodobého prodlužování naděje dožití se ve vyspělých zemích dožívá, a podle populačních prognóz bude dožít, nejvyšších věkových skupin stále větší podíl obyvatel. Tato skutečnost vyvolává zvýšenou poptávku ze strany vládních a státních orgánů po přesnějších a spolehlivějších odhadech současného a budoucího vývoje úmrtnosti, které jsou důležitou součástí parametrů např. penzijního a zdravotního systému. Obdobně tyto údaje představují zásadní informaci ovlivňující nabídku produktů komerčních subjektů (bank, životních pojišťoven, penzijních fondů, hypotečních ústavů apod.).

Odhady intenzity úmrtnosti, která se s rostoucím věkem podstatně snižuje, významně závisí na spolehlivosti empirických dat – obecně se za kritickou hranici jejich spolehlivosti u většiny vyspělých populací považuje věk kolem 85 let. V nejvyšších věkových skupinách navíc dochází k rychlému poklesu počtu úmrtí a velikosti exponované populace, což generuje významné

¹⁾ Výzkum, na jehož základě vznikl tento článek, probíhá v rámci Výzkumného záměru č. MSM 0021620831 „Geografické systémy a rizikové procesy v kontextu globálních změn a evropské integrace“ za finanční podpory Ministerstva školství, mládeže a tělovýchovy České republiky.

fluktuace v odhadu pozorované úmrtnosti v jednotlivých kalendářních letech. Řešením uvedeného problému je aplikace některého z mnoha dostupných modelů, které vyrovnávají vhodně zvolené pozorované hodnoty úmrtnosti a extrapolují je do nejvyššího zvoleného věku. Na základě studia literatury (např. *Boleslawski – Tabeau*, 2001; *Thatcher – Kannistö – Vaupel*, 1998; *Piaccò*, 2004) jsme vybrali třináct nejpoužívanějších modelů, které jsou obecně považovány za nejrelevantnější. Cílem našeho příspěvku je tyto modely nejen představit, ale současně ověřit jejich vhodnost na datech za českou populaci. Na tento článek naváže příspěvek věnující se možné změně konstrukce oficiálních úmrtnostních tabulek České republiky, která by měla lépe zohledňovat nejnovější poznatky o úrovni úmrtnosti v nejvyšších věcích.

Stručný nástin historie modelování úmrtnosti podle věku

Problematika odhadu intenzity úmrtnosti podle věku stála vždy v centru zájmu demografů, je v podstatě stejně stará jako samotná demografie jakožto vědní disciplína. Demografové však vždy v této oblasti zájmu naráželi na problémy z hlediska kvality a spolehlivosti dat, které přetrvávají do současnosti. Nesrovnalosti v těchto datech se týkají kromě údajů pro osoby v mladším věku především nejstarších skupin obyvatel. V minulosti se vysokých věků (obecně nad 80 let) dožíval jen velmi malý počet osob, proto nebyl dostatek informací o úrovni úmrtnosti v tomto věku. Tehdejší znalosti nebo představy o úmrtnosti v nejvyšších věcích tak byly často založeny na nespolehlivých datech nebo pouze teoretických modelech a předpokladech. Tato situace se v posledních desetiletích rychle mění a spolu se zlepšováním kvality vykazování statistických dat roste i snaha o vyvinutí nových metod odhadu úmrtnosti v závislosti na věku.

Dominantním modelem popisujícím tuto závislost se na dlouhé období stal Gompertzův model (zákon), který vychází ze základního předpokladu, že intenzita úmrtnosti se mění s věkem (kromě nejnižších a nejvyšších věkových jednotek) exponenciálně, tudíž s konstantním relativním přírůstkem. Benjamin Gompertz svůj zákon zformuloval již v roce 1825 na základě studia jemu dostupných úmrtnostních tabulek. Tento model může být formálně vyjádřen jako (*Thatcher – Kannistö – Vaupel*, 1998):

$$\mu_x = a * e^{b*x} \text{ nebo ve tvaru } \mu_x = B * C^x,$$

kde a a b (resp. B a C) jsou parametry modelu.

K vylepšení modelu došlo v roce 1860, kdy William Makeham do vzorce doplnil konstantu vyjadřující úmrtnost nezávisající na věku, tedy především úmrtí způsobena vnějšími příčinami (úrazy, nehody, atd.). V takové podobě lze rovnici vyjádřit jako (*tamtéž*):

$$\mu_x = c + a * e^{b*x} \text{ nebo také } \mu_x = A + B * C^x,$$

kde a , b a c (resp. A , B a C) jsou parametry modelu.

Empirická data potvrzují vhodnost aplikace Gompertz-Makehamovy funkce do věku přibližně 80 let, ve vyšších věcích nelze již relativní přírůstky úmrtnosti s věkem považovat za konstantní, jelikož data ze všech demograficky vyspělých zemí dokládají, že rychlost růstu úmrtnosti s věkem postupně klesá. Použití Gompertz-Makehamovy funkce tudíž výrazným způsobem nadhodnocuje skutečnou intenzitu úmrtnosti.

Dalším významným impulzem v hledání vhodné funkce bylo objevení logistické funkce Wilfredem Perksem, který v roce 1932 formuloval logistickou modifikaci Gompertz-Makehamova modelu (*Beard*, 1959):

$$\mu_x = A + \frac{(E - A) * D * e^{\lambda*x}}{1 + D * e^{\lambda*x}},$$

kde A , D , E a λ jsou parametry takto definovaného modelu.

Z dalších funkcí využitelných pro vyrovnání (extrapolaci) křivky úmrtnosti můžeme uvést exponenciálně-kvadratickou funkci, na jejíž užitečnost upozornil ve 30. letech minulého století Trachtenberg (*Boleslawski – Tabeau*, 2001). Tyto základní funkce jsou dodnes základem mnoha modernějších modelů (viz dále).

Lepší dostupnost empirických dat pro nejvyšší věky v posledních desetiletích dovoluje odhadovat vývoj měř úmrtnosti nejstarších osob (stoletých a víceletých), který do té doby nebylo možné daty doložit (*Coelho – Magalhães – Bravo*, 2007). Mnoho demografů nenechalo bez povšimnutí zajímavý jev, kterým se vyznačují ověřená empirická data, což je zpomalující růst intenzity úmrtnosti s věkem, který se projevuje pro míry úmrtnosti osob nad určitou věkovou hranicí (*Boleslawski – Tabeau*, 2001). Některé datové zdroje dokonce naznačují možný pokles hodnot měř úmrtnosti s věkem pro nejstarší osoby. Při grafickém vyjádření průběhu intenzity úmrtnosti je pak v nejvyšších věcích patrné tzv. „plateau“ (*Coelho – Magalhães – Bravo*, 2007). Právě takovému průběhu již klasicky používaný Gompertzův nebo Gompertz-Makehamův model svým průběhem neodpovídá (*tamtéž*). Proto byly hledány modely, které by nově předpokládaný vývoj dokázaly respektovat a odrážet lépe.

Přehled vybraných modelů

Modifikovaný Gompertz-Makeham

Jak již bylo uvedeno, klasický Gompertz-Makehamův zákon je založen na předpokladu, že rychlost nárůstu úmrtnosti s věkem je konstantní, přičemž je tento vztah modelován pomocí tří parametrů. Empirická data však ukazují, že tento předpoklad neplatí absolutně, protože v nejvyšších věcích se s vysokou pravděpodobností rychlost nárůstu úmrtnosti zpomaluje, tudíž není konstantní, ale lze ji spíše vyjádřit pomocí klesající funkce. Modifikovaný model, formulovaný na základě uvedeného předpokladu, obsahuje o jeden parametr více než Gompertz-Makehamův zákon, tedy parametry čtyři, kdy nový parametr γ zajišťuje zmíněný pokles rychlosti nárůstu úmrtnosti s věkem. V upravené podobě lze tento modifikovaný Gompertz-Makehamův zákon vyjádřit jako (*Koschin*, 1999):

$$\mu_x = a + b * c^{x_0 + \frac{1}{\gamma} * \ln[\gamma * (x - x_0) + 1]},$$

kde $x > x_0$; μ_x je intenzita úmrtnosti ve věku x ; x_0 je věk, od kterého je úmrtnost vyrovnávána pomocí modifikované Gompertz-Makehamovy funkce; a , b a c jsou parametry klasického Gompertz-Makehamova zákona; γ je parametr vyjadřující pokles rychlosti nárůstu úmrtnosti s věkem.

První věk, od kterého probíhá vyrovnávání, značen jako x_0 , by měl být ideálně volen okolo věku 85 let. Jedná se tedy o model specificky zaměřený jen na nejvyšší věky. Věky vstupující do výpočtu odhadu parametrů začínající u věku okolo 85 let končí tam, kde u empirických hodnot úmrtnosti dochází k významnějším fluktuacím, tedy lehce nad 90 lety (maximálně okolo věku 93 až 95 let). Vyrovnané hodnoty připomínají průběh klasické Gompertz-Makehamovy funkce (na kterou díky své konstrukci hladce navazují), v nejvyšších věcích však nerostou tak rychle, což odpovídá nejnovějším poznatkům o vývoji úmrtnosti nejstarších osob (*Koschin*, 1999).

Tento model má i poměrně značné slabé stránky – tou nejzásadnější je, že jeho konstrukce vychází ze stále ještě ne zcela spolehlivých dat o počtech zemřelých a středních stavech v nejvyšších věcích, případně jejich nedostatečného zastoupení v populaci. Důsledkem využití jen malého počtu vstupních dat je značná citlivost odhadu parametrů i na sebemenší odchylky některé z empirických hodnot. Vlivem kolísání měř úmrtnosti v nejvyšších věcích se tak odhadnutá křivka meziročně může poměrně značně měnit. Další nevýhodou je fakt, že se jedná o funkci nelineární v parametrech, a tudíž její výpočet nemusí být snadný; klasická metoda nejmenších čtverců by pro odhad parametrů měla být nahrazena metodou zobecněných nebo nelineárních nejmenších čtverců.

Himes-Preston-Condran

Model Himese, Prestona a Condрана je modelem relačním, konstruovaným speciálně pro vysoké věky. Tento přístup je postaven na dvou základních komponentách. První je tzv. Himes-Preston-Condranův úmrtnostní standard, který je zkonstruován na základě empirických dat z 16 demograficky vyspělých zemí z let 1948 až 1985. Druhou komponentou je rozšíření tohoto standardního úmrtnostního profilu i pro věky od 95 do 115 let za předpokladu lineárního růstu logitově transformovaných věkově specifických měr úmrtnosti (Boleslawski – Tabeau, 2001 nebo Buettner, 2002):

$$\text{logit}(m_x) = \alpha + \beta * x,$$

po úpravě dostáváme tvar:

$$m_x = \frac{b * e^{a*x}}{1 + b * e^{a*x}},$$

kde a a b jsou odhady parametrů; m_x je míra úmrtnosti ve věku x .

Heligman-Pollard

Jedním z nejrozšířenějších demografických modelů je model Heligmana a Pollarda. Jejich přístup se snažil eliminovat největší nedostatek ostatních funkcí, tedy skutečnost, že modelují úmrtnost podle věku pouze v její stoupající trajektorii a nehodí se tak pro mladší věky do přibližně 30–35 let (Caselli, 2006). Ve své původní podobě z roku 1980 se jednalo o osmiparametrický model, který se snažil popsat svým průběhem celé věkové rozpětí od narození až do nejvyšších věků. Pro naše potřeby, tedy zaměření na nejvyšší věky, je však možné využít jen jednu ze tří základních složek tohoto původního modelu, tedy tu jeho část, která byla navržena právě za účelem vyrovnání úmrtnosti v nejvyšších věcích. Tím se počet parametrů redukuje jen na dva, přičemž ty musí být odhadnuty z empirických dat. Obecně lze tento model vyjádřit jako (Boleslawski – Tabeau, 2001):

$$q_x = \frac{b * e^{a*x}}{1 + b * e^{a*x}},$$

kde q_x je pravděpodobnost úmrtí ve věku x ; a a b jsou parametry modelu. K jejich odhadu lze užít například metodu nejmenších čtverců. Patrná je podobnost vyjádření s modelem Himese, Prestona a Condрана, prakticky jediný rozdíl najdeme na levé straně rovnice, zatímco v modelu Himese, Prestona a Condрана se vyrovnávání uvedenou funkcí vztahuje na míry úmrtnosti, u Heligmana a Pollarda je na levé straně pravděpodobnost úmrtí.

Thatcher

Thatcher (1999) předpokládal logistický průběh křivky úmrtnosti. Původně vycházel z aplikace čtyřparametrického logistického modelu, kde se však na empirickém ověření na datech ze 13 vyspělých zemí jeden parametr opakovaně jevil jako nevýznamný. Na základě tohoto faktu navrhl jednodušší, avšak robustnější výpočet vyrovnané křivky, založený jen na třech parametrech. Ten lze vyjádřit ve tvaru (Thatcher, 1999):

$$\mu_x = \frac{z}{1 + z} + \gamma,$$

kde $z = \alpha * e^{\beta*x}$, v takto definovaném modelu jsou α , β a γ parametry modelu odhadu intenzity úmrtnosti μ_x . Model lze vyjádřit ještě v částečně odlišné podobě za pomoci také tří, avšak jinak definovaných parametrů, výsledek je však naprosto identický (Thatcher, 1999).

Kannistö

Väinö Kannistö navrhl svůj model vyrovnání úmrtnosti podle věku v roce 1992 (*Thatcher – Kannistö – Vaupel*, 1998). Jedná se o speciální případ logistické funkce, kde logitová transformace měr úmrtnosti je vyjádřitelná jako lineární funkce věku. Model bývá uváděn ve více podobách, jedním z příkladů může být jeho dvouparametrická verze (*Coelho – Magalhães – Bravo*, 2007):

$$\mu_x = \frac{e^{[\theta_0 + \theta_1 * (x - 80)]}}{1 + e^{[\theta_0 + \theta_1 * (x - 80)]}}, \text{ pro } x \geq 80,$$

kde parametry θ_0 a θ_1 mají nezáporné hodnoty a μ_x je opět intenzita úmrtnosti ve věku x . Intenzita úmrtnosti vyrovnaná modelem asymptoticky směřuje k hodnotě rovné jedné.

Kannistův model bývá uznáván jako jeden z nejvíce odpovídajících současnému poznání režimu úmrtnosti na konci lidského života (*Roli*, 2008). Je cíleně konstruován pro nejvyšší věky a v praxi se osvědčil v mnoha provedených studiích. Jeho konstrukce je navíc průhledná a výpočet není náročný, což potvrzují mj. i *Yi* a *Vaupel* (2003). Jedná se rovněž o metodu, která je k vyrovnávání a extrapolaci používána také při konstrukci úmrtnostních tabulek v rámci projektu Human Mortality Database²⁾.

Beard

Dalším z logistických modelů je varianta navržená Beardem (1959). Jedná se o tříparametrický model udávaný například ve tvaru (*Boleslawski – Tabeau*, 2001):

$$m_x = \frac{b * e^{a*x}}{1 + c * e^{a*x}},$$

kde a , b a c jsou parametry modelu, m_x je míra úmrtnosti ve věku x . Beardův model je v zásadě jen jednou variantou možného vyjádření, které vychází ze systému logistických křivek navrženého Perksem v roce 1932 (*Beard*, 1959).

Kubický model

Vhodnost aplikace kubického modelu na slovenská data analyzoval K. Pastor (2007). Jedná se o rozšíření Gompertzova zákona, přičemž pro odhad parametrů je pak výhodnější logaritmická transformace. Netransformované vyjádření tohoto modelu je ve tvaru:

$$\mu_x = B * C^x * D^{x^2} * E^{x^3},$$

kde B , C , D a E jsou parametry modelu. Výpočetně výhodnější je vyjádření vzorce ve tvaru lineárním v parametrech v podobě:

$$\ln \mu_x = \ln B + x * \ln C + x^2 * \ln D + x^3 * \ln E,$$

vyjádření parametrů je možné také upravit do tvaru:

$$\ln \mu_x = b + c * x + d * x^2 + e * x^3,$$

čímž se vyhneme zbytečnému užívání logaritmu – odhadujeme tedy čtyři parametry značené jako b , c , d a e ; x značí věk. K odhadu lze opět použít metodu nejmenších čtverců, přičemž vyrovnané hodnoty je třeba na závěr výpočtu odlogaritmovat.

²⁾<http://www.mortality.org>

Coale-Kisker (C-K)

Autoři Coale a Kisker postupovali při formulaci svého modelu (v roce 1990) poněkud odlišným způsobem. Pozornost zaměřili na změny měř úmrtnosti mezi dvěma po sobě jdoucími věky. Předpokládali, že rychlost růstu úmrtnosti s věkem není v nejvyšších věcích konstantní, jak to předpokládal klasický Gompertzův model, ale že s věkem lineárně klesá. Na základě změn hodnot měř úmrtnosti podle věku tak vymezili proměnnou k_x , kterou definovali jako logaritmus podílu dvou měř úmrtnosti pro dva po sobě jdoucí věky, tedy (Boleslawski – Tabeau, 2001 nebo Coelho – Magalhães – Bravo, 2007):

$$k_x = \ln \left(\frac{m_x}{m_{x-1}} \right),$$

kde m_x je míra úmrtnosti ve věku x . Průběh této veličiny od věku 85 let (Coelho – Magalhães – Bravo uvádí již věk 80 let) předpokládali jako lineární ve formě:

$$k_x = k_{85} - (x - 85) * s,$$

kde x je věk, k_{85} a s jsou parametry modelu.

Za platností tohoto modelu stojí dva předpoklady. Prvním z nich je, že míry úmrtnosti okolo věku 85 let musí být ještě spolehlivé, a tím parametr k_{85} může být určen přímo z empirických dat. Druhý předpoklad se váže k hodnotě míry úmrtnosti ve věku, který je předpokládán jako nejvyšší dosažitelný. Coale a Kisker ho stanovili na úrovni 110 let. Určení míry úmrtnosti pro tento věk pak umožní odhad parametru s . Hodnotu míry úmrtnosti ve věku 110 let pak striktně určili na 1,0 pro muže a 0,8 pro ženy. Obě hodnoty vychází z průběhu měř úmrtnosti ve Švédsku (Boleslawski – Tabeau, 2001) a rozdíl mezi mužskou a ženskou úmrtností byl uvažován také z toho důvodu, aby nedošlo ke křížení mužské a ženské intenzity úmrtnosti v nejvyšších věcích (Coelho – Magalhães – Bravo, 2007).

Vypočtený model pak v podstatě odpovídá exponenciálně-kvadratické funkci vyjádřitelné také jako (Boleslawski – Tabeau, 2001):

$$m_x = e^{a * x^2 + b * x + c},$$

kde parametry modelu jsou značeny a , b a c .

Denuit-Goderniaux (D-G)

Metoda autorů Denuita a Goderniaux je jedna z nejmladších, byla formulována teprve v roce 2005 (Coelho – Magalhães – Bravo, 2007). Je založena na vyrovnávání tabulkové funkce pravděpodobnosti úmrtí q_x . Pro využití tohoto postupu jsou uvažované hodnoty pravděpodobnosti úmrtí q_x vypočteny z empirických specifických měř úmrtnosti m_x pomocí vztahu $q_x = 1 - e^{-m_x}$. Obecně lze jejich model vyjádřit jako aplikaci logaritmicko-kvadratického regresního modelu ve tvaru (tamtéž):

$$\ln \hat{q}_x = a + b * x + c * x^2 + \varepsilon_x,$$

kde \hat{q}_x označuje odhadovanou hodnotu; a , b a c jsou parametry modelu a ε_x je náhodná složka. Pro náhodnou složku by měly být splněny klasické předpoklady kladené na náhodné složky ve stochastických modelech, jejich hodnoty by měly odpovídat normálnímu rozdělení s nulovou střední hodnotou a konstantním rozptylem. Model je doporučováno aplikovat na věky nad 75 let (Coelho – Magalhães – Bravo, 2007), vychází ze dvou předpokladů: pravděpodobnost v nejvyšším uvažovaném věku (x_{max}) je rovna jedné (tento předpoklad je logický,

neboť nikdo nemůže přežít nejvyšší dosažitelný věk) a zároveň derivace pravděpodobnosti úmrtí v tomto maximálně možném dosažitelném věku je nulová (což zaručí, že hodnoty 1 nebude funkce pro nejvyšší věk nabývat skokově, ale hodnoty pravděpodobnosti úmrtí se hodnotě 1 budou přibližovat postupně s narůstajícím věkem, zároveň však tento předpoklad vylučuje klesající průběh funkce). Po úpravě pak model může být jednoduše odhadnut opět např. pomocí metody nejmenších čtverců z tvaru (Coelho – Magalhães – Bravo, 2007):

$$\ln \hat{q}_x = (x_{max}^2 - 2 * x * x_{max} + x^2) * c + \varepsilon_x,$$

kde opět platí uvedené předpoklady pro náhodnou složku ε_x ; c je parametr modelu, který je nutné odhadnout; x_{max} značí předpokládaný nejvyšší dosažitelný věk. Právě hodnota tohoto parametru je důležitá pro výslednou kvalitu uvažovaného modelu, neboť různé hodnoty stanovené za maximální věk vedou posléze k rozdílnému průběhu odhadované křivky.

Alternativním přístupem k tomuto modelu, který byl využit i pro potřeby tohoto článku, může být naprosto stejný postup, který se však vyhýbá jednoznačnému (a tedy subjektivnímu) určení maximálního dosažitelného věku. V případě dostatku věrohodných dat (pravděpodobností úmrtí podle věku) je možné maximální věk uvažovat jako druhý parametr modelu a odhadovat jeho hodnotu spolu s parametrem c . Pro Českou republiku se jeho odhadnutá hodnota pohybuje v průměru na „rozumné“ výši okolo 110 a 120 lety.

Polynommické funkce

Samostatnou skupinou metod využitelných k odhadování vyrovnaných pravděpodobností úmrtí jsou polynommické funkce, tedy nikoli zákony formulované na základě nějakých vstupních předpokladů o možném vývoji úmrtnosti ve vyšších věcích, ale základní matematické funkce. Mezi jejich nejčastěji využívané podoby patří polynommické funkce druhého a třetího stupně, tedy

$$m_x = a + b * x + c * x^2$$
$$m_x = a + b * x + c * x^2 + d * x^3,$$

kde a, b, c a d jsou hodnoty parametrů, které je možné na základě empirických dat odhadnout, x je věk. Využití těchto funkcí je zmíněno například v Boleslawski – Tabeau (2001). Především však zmíněná polynommická funkce druhého stupně působí jako přílišné zjednodušení.

Weibull

Weibullovo rozdělení pravděpodobnosti je známé především z techniky, kdy slouží k odhadu životaschopnosti strojů a zařízení, kde může docházet k mechanickým poškozením nebo únavě materiálu. Toto rozdělení však bývalo používáno i pro modelování úmrtnosti, a to ve tvaru (Boleslawski – Tabeau, 2001):

$$m_x = b * x^a,$$

kde a a b jsou parametry modelu a x věk.

Aplikace modelu na česká data ve vybraných letech a možné důsledky volby různých modelů vyrovnání úmrtnosti

Výše představené modely byly aplikovány na data za Českou republiku (graf 1a, 1b). Pro vzájemné porovnání byl zvolen rok 2008, za který jsou k dispozici nejnovější údaje³⁾. Odhad

³⁾ Pro porovnání modelů s realitou by byla výhodnější volba roku krátce po sčítání lidu, kdy dochází korekcí počtu obyvatel podle věku ke zpřesnění empirických měř úmrtnosti. Pro ilustraci rozdílů mezi jednotlivými modely však tento fakt nehráje podstatnou roli.

Tab. 1 Přehled nepoužívanějších modelů vyhlazování a extrapolace křivky úmrtnosti (A summary of the most frequent models of smoothing and extrapolating mortality curves)

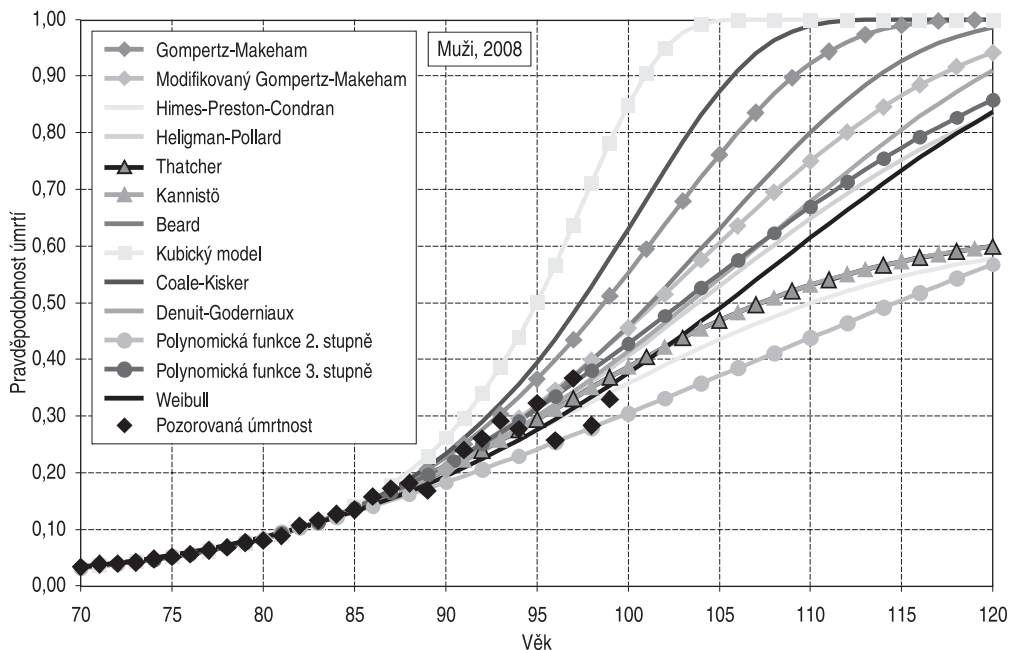
Název modelu	Rok navržení	Typ modelu	Počet parametrů	Vzorec
Gompertz-Makeham	1860	exponenciální	3	$\mu_x = a + b * c^x$
Modifikovaný Gompertz-Makeham	1980	exponenciální	4	$\mu_x = a + b * c^{x_0 + \frac{1}{\gamma} * \ln[\gamma * (x - x_0) + 1]}$
Himes-Preston-Condran	1994	logistický	2	$m_x = \frac{b * e^{a*x}}{1 + b * e^{a*x}}$
Heligman-Pollard	1980	logistický	2	$q_x = \frac{b * e^{a*x}}{1 + b * e^{a*x}}$
Thatcher	1999	logistický	3	$\mu_x = \frac{z}{1 + z} + \gamma$, kde $z = \alpha * e^{\beta*x}$
Kannistö	1992	logistický	2	$\mu_x = \frac{e^{(\theta_0 + \theta_1 * (x - 80))}}{1 + e^{(\theta_0 + \theta_1 * (x - 80))}}$
Beard	1959	logistický	3	$m_x = \frac{b * e^{a*x}}{1 + c * e^{a*x}}$
Kubický	2007	kubický	4	$\mu_x = B * C^x * D^{x^2} * E^{x^3}$
Coale-Kisker	1990	lineární	3	$m_x = e^{a*x^2 + b*x + c}$
Denuit-Goderniaux	2005	logistický	3	$\ln \hat{q}_x = a + b * x + c * x^2$
Polynomická funkce 2. stupně	...	matematický	3	$m_x = a + b * x + c * x^2$
Polynomická funkce 3. stupně	...	matematický	4	$m_x = a + b * x + c * x^2 + d * x^3$
Weibull	1951	mocninový	2	$m_x = b * x^a$

parametrů většiny modelů probíhal metodou nejmenších čtverců, výjimkou byla modifikovaná Gompertz-Makehamova funkce, kde byl nutný přístup k řešení pomocí nelineárních nejmenších čtverců ve statistickém programu SAS⁴⁾. Klíčový byl také výběr věků, které vstupovaly do výpočtu parametrů jednotlivých modelů. Ve většině případů se jednalo o věky 60 až 85 let, výjimky byly v tomto případě dvě a jednalo se o modely cíleně konstruované pro vyrovnávání úmrtnosti v nejvyšších věcích. Prvním z nich je model Denuit-Goderniaux aplikovaný na věky 75–85 let, druhým je opět modifikovaná Gompertz-Makehamova funkce, jejíž parametry byly odhadovány na základě měř úmrtnosti ve věcích 85 až 95 let.

Na základě dosažených výsledků je možné uvažované modely pomyslně rozdělit do tří skupin. První z nich představují takové modely, na základě kterých odhadované pravděpodobnosti úmrtí dosahují hodnoty velmi blízké jedné (obecně vyšší než 0,99) v relativně nízkých věcích (průměrně 105 až 115 let). Druhá skupina modelů svou konstrukcí také vede k hodnotám pravděpodobnosti úmrtí blízké jedné, tato hodnota je však dosahována spíše limitně (pravděpodobnost úmrtí není jednotková ani pro věky okolo 120 let). Uvedené skupiny modelů, které vychází z předpokladu neomezeného růstu vyhlazovaných a extrapolovaných hodnot měř úmrtnosti s věkem, se liší jen rychlostí tohoto nárůstu v nejvyšších věcích a hranice mezi nimi tedy není nijak jednoznačná. Limitní hodnota pravděpodobnosti úmrtí blížící se jedné je tedy důsledkem růstu hodnot měř úmrtnosti a aplikace vzorce uvedeného v popisu

⁴⁾ Pro využití modelů v praxi, tedy s cílem následného využití pro konstrukci úmrtnostních tabulek, by bylo statisticky korektnější použití metody vážených nejmenších čtverců, neboť není splněn předpoklad o konstantním rozptylu pozorování, u empirických měř úmrtnosti jakožto odhadů intenzit úmrtnosti je rozptyl nepřímo úměrný střednímu stavu obyvatel v daném věku.

Graf 1a Porovnání křivek pravděpodobnosti úmrtí v nejvyšších věcích podle prezentovaných modelů, Česká republika, 2008, muži (A comparison of the probability of death curve at the highest ages based on the presented models, Czech Republic, 2008, men)



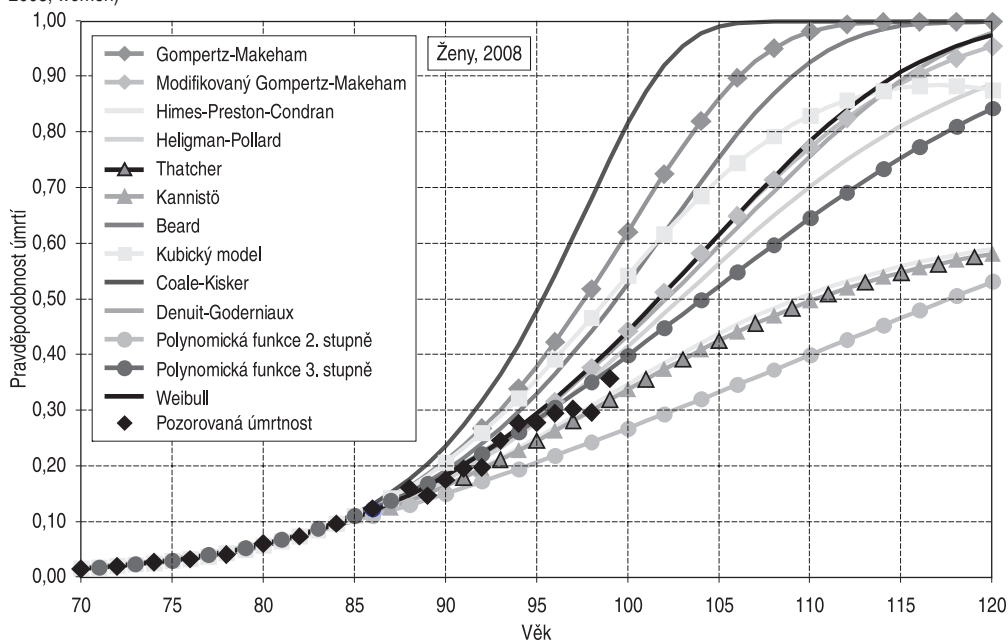
modelu Denuita a Goderniauxe. Konečně třetí skupinu tvoří modely vedoucí k hodnotám pravděpodobnosti úmrtí jen okolo 0,6 i pro věky nad 120 let, což je dáno předpokladem, že hodnoty měř úmrtnosti nerostou neomezeně, ale limitně se blíží k nějaké konečné hodnotě. Pokud je taková hodnota rovna jedné, jak předpokládá několik z uvedených modelů, pak se skutečně podle výše uvedeného vzorce pro výpočet pravděpodobnosti úmrtí z měř úmrtnosti (viz model Denuita a Goderniauxe) tyto hodnoty blíží k $0,632^5$). Toto zjištění v zásadě odpovídá třem základním teoriím o možné intenzitě úmrtnosti v nejvyšších věcích (Hustead, 2005), které lze stručně vyjádřit následovně:

- 1) Pravděpodobnost úmrtí dosahuje hodnoty blízké jedné v dosažitelném předem známém věku; takto konstruované modely tedy předpokládají existenci určitého přirozeného limitu dosažitelného věku.
- 2) Pravděpodobnost úmrtí roste s věkem, avšak zpomalujícím se tempem. Růst pokračuje k hodnotám blízkým jedné, kterých však může být dosahováno až v relativně vysokých věcích (obecně nad věkem 120 let).
- 3) Pravděpodobnost úmrtí asymptoticky směřuje k hodnotě, která se však liší od jedné. Taková hodnota je v literatuře obvykle uvažována přibližně na úrovni 0,5 (Hustead, 2005) až 0,6 (Beard, 1959).

Odhad průběhu některých představených funkcí se může mezi lety nebo mezi pohlavími částečně měnit, což je dáno citlivostí některých z nich na meziroční odchylky v průběhu měř úmrtnosti, navzdory tomuto faktu obecně k první zmíněné teorii lze přiřadit především Coale-Kiskerův, Beardův nebo klasický Gompertz-Makehamův model. Druhé teorii odpovídá především Weibullův model, přístup Denuit-Goderniauxe a také modifikovaný Gompertz-

⁵⁾ Protože $1 - e^{-1} = 0,632$.

Graf 1b Porovnání křivek pravděpodobnosti úmrtí v nejvyšších věcích podle prezentovaných modelů, Česká republika, 2008, ženy (A comparison of the probability of death curve at the highest ages based on the presented models, Czech Republic, 2008, women)



-Makehamův vzorec. Neoptimističtější (třetí) teorii nejlépe ilustrují modely Thatcher, Kannista (jejich hodnoty jsou téměř identické) nebo Himese, Prestona a Condрана.

Volba modelu vyrovnání a extrapolace pravděpodobnosti úmrtí (míry úmrtnosti) podle věku má klíčový význam především pro konstrukci úmrtnostní tabulky. Respektování jedné

Tab. 2a Hodnoty naděje dožití ve vybraných věcích po aplikaci prezentovaných modelů a jejich porovnání s hodnotami z úmrtnostních tabulek ČSÚ, ČR, 2008, muži (Life expectancy at selected ages after applying the presented models and a comparison of their values with the values from the mortality tables of the Czech Statistical Office, CR, 2008, men)

Model	Naděje dožití v přesném věku							
	0	60	65	80	85	90	95	100
Gompertz-Makeham	73,98	18,56	15,16	6,61	4,58	3,04	1,94	1,22
Modifikovaný Gompertz-Makeham	74,02	18,61	15,21	6,70	4,75	3,32	2,27	1,57
Himes-Preston-Condran	74,29	18,93	15,31	6,85	5,04	3,70	2,76	2,13
Heligman-Pollard	74,22	18,84	15,25	6,80	4,94	3,53	2,51	1,80
Thatcher	74,07	18,66	15,20	6,77	4,89	3,51	2,56	1,94
Kannistö	74,07	18,66	15,20	6,77	4,89	3,51	2,55	1,94
Beard	74,20	18,82	15,23	6,74	4,83	3,37	2,29	1,54
Kubický model	73,90	18,46	15,03	6,43	4,25	2,53	1,32	0,67
Coale-Kisker	73,96	18,54	15,11	6,58	4,51	2,91	1,76	1,03
Denuit-Goderniaux	74,01	18,60	15,22	6,76	4,86	3,46	2,46	1,76
Polynomická funkce 2. stupně	74,24	18,86	15,52	6,99	5,30	4,07	3,18	2,54
Polynomická funkce 3. stupně	73,99	18,58	15,18	6,70	4,75	3,34	2,36	1,70
Weibull	74,36	19,00	15,32	6,87	5,07	3,70	2,69	1,97
Pozorovaná úmrtnost	73,96	18,54	15,15	6,63	4,62	2,97	0,84	x
Úmrtnostní tabulka ČSÚ	73,96	18,54	15,13	6,62	4,59	3,04	1,94	1,19

Tab. 2b Hodnoty naděje dožití ve vybraných věcích po aplikaci prezentovaných modelů a jejich porovnání s hodnotami z úmrtnostních tabulek ČSÚ, ČR, 2008, ženy (Life expectancy at selected ages after applying the presented models and a comparison of their values with the values from the mortality tables of the Czech Statistical Office, CR, 2008, women)

Model	Naděje dožití v přesném věku							
	0	60	65	80	85	90	95	100
Gompertz-Makeham	80,14	22,57	18,39	7,60	5,03	3,11	1,82	1,04
Modifikovaný Gompertz-Makeham	80,33	22,76	18,60	7,90	5,47	3,77	2,46	1,59
Himes-Preston-Condran	80,15	22,58	18,37	8,14	5,84	4,12	2,93	2,16
Heligman-Pollard	80,17	22,60	18,38	8,01	5,62	3,83	2,56	1,73
Thatcher	80,52	22,97	18,59	8,15	5,87	4,18	3,00	2,23
Kannistö	80,52	22,97	18,59	8,15	5,87	4,18	3,00	2,23
Beard	80,30	22,74	18,46	7,76	5,28	3,42	2,12	1,28
Kubický model	80,17	22,60	18,43	7,63	5,08	3,21	1,98	1,26
Coale-Kisker	80,02	22,44	18,26	7,39	4,71	2,70	1,39	0,71
Denuit-Goderniaux	80,29	22,73	18,56	7,85	5,42	3,65	2,44	1,64
Polynomická funkce 2. stupně	80,78	23,25	19,17	8,36	6,25	4,73	3,65	2,87
Polynomická funkce 3. stupně	80,08	22,51	18,37	7,76	5,39	3,71	2,58	1,83
Weibull	80,63	23,09	18,70	7,86	5,45	3,67	2,42	1,59
Pozorovaná úmrtnost	80,23	22,67	18,50	7,72	5,24	3,31	0,86	x
Úmrtnostní tabulka ČSÚ	80,13	22,56	18,38	7,57	5,00	3,07	1,78	1,01

ze tří uvedených teorií možného vývoje úmrtnosti v nejvyšších věcích vede na různě konstruovaná zakončení úmrtnostní tabulky (Hustead, 2005). Pro samotné uživatele úmrtnostních tabulek však jejich konstrukce není natolik podstatná jako její výstupy, tedy především výsledné hodnoty naděje dožití při narození nebo v jiných vybraných věcích.

Z uvedené tabulky je patrná odlišnost výsledných hodnot naděje dožití v různých věcích, které je možné docílit různou volbou modelu vyrovnání křivky úmrtnosti. Patrný je také fakt, že se skutečně potvrdila nejnižší odhadovaná naděje dožití pro modely klasifikované jako odpovídající první uvedené teorii možného vývoje úmrtnosti v nejvyšších věcích – především u modelu Coale-Kiskerovy a Gompertz-Makehamovy funkce. Pokud tedy závisí odhadnutá hodnota naděje dožití ve vybraném věku na volbě modelu vyrovnání křivky úmrtnosti, nabízí se logicky otázka, jaká je skutečná naděje dožití, motivující ke snaze zhodnotit jednotlivé modely a vybrat z nich ten, který by bylo možné označit za nejlépe odpovídající skutečnému vývoji úmrtnosti.

Oficiální úmrtnostní tabulky za Českou republiku uveřejňované Českým statistickým úřadem vychází ze vzájemného srovnání jednotlivých přístupů k vyrovnání úmrtnosti spíše jako jedna z pesimističtějších variant. Českým statistickým úřadem odhadnutá naděje dožití ve všech vybraných věcích patří k nejnižším z uvedených. Je to dáno současnou praxí konstrukce úmrtnostních tabulek, konkrétně především metodou vyrovnání a extrapolace křivky úmrtnosti.

Český statistický úřad používá pro vyrovnání křivky úmrtnosti metodu vážených klouza-vých průměrů (konstrukce je popsána např. v článku Hartmanové a Fesenka, 1973 nebo aktuálně ČSÚ, 2009), na kterou navazuje vyrovnání a extrapolace pomocí Gompertz-Makehamovy metody. Výpočet parametrů Gompertz-Makehamovy metody probíhá na základě pozorovaných měr úmrtnosti ve věcích 60 až 83 let. Takto vyrovnané hodnoty jsou v tabulce použity od věku, kdy je jejich diference od empirických dat minimální.

Závěr

Prezentované modely pokrývají široké spektrum možných hodnot intenzity úmrtnosti v nejvyšších věcích. Z dosažených poznatků o vývoji úmrtnosti je pak možné některé z nich posoudit jako nepřiměřeně pesimistické, tedy nadhodnocující reálně vykazovaná data,

a v současné době klesající úmrtnosti tedy již pro další analýzu nevhodné. Pozitivní trend vývoje úmrtnostních poměrů v posledních desetiletích tak například odhalil slabiny dlouho obecně užívaného Gompertz-Makehamova zákona a přivedl řadu demografů k pokusům o formulování jeho upravených verzí nebo modelů založených na upraveném předpokladu.

Názory na volbu ideálního modelu vyrovnání úmrtnosti se pravděpodobně budou v budoucnu ještě měnit, a to především vlivem dalšího předpokládaného zlepšování úmrtnosti, a tím většího přežívání nejstarších osob do stále vyššího věku, ale i dalším zlepšováním kvality vykazovaných statistických dat. Prospěšné v tomto směru může být využívání dat ze zemí s tradičně vysokou kvalitou demografické statistiky, jako je např. Francie, Nizozemsko, Norsko a Švédsko (Boleslawski – Tabeau, 2001) nebo ze specializovaných databází, kterými jsou například International Database on Longevity⁶⁾ nebo Kannistö-Thatcher Database on Old Age Mortality⁷⁾.

Při posuzování vhodnosti jednotlivých modelů je užitečné zhodnotit také praxi z jiných zemí. Na základě empirických údajů demografové v současnosti stále častěji dávají přednost logistickým modelům pro vyrovnávání úmrtnosti vyspělých zemí. Z těchto modelů je pak nejčastěji užívaným model Kannista, který je využíván i pro úpravu měr úmrtnosti v rámci projektu Human Mortality Database. Logistické modely obecně patří spíše k optimističtějším, i proto hodnoty naděje dožití v různých věcích z oficiálních úmrtnostních tabulek ČSÚ uvedené v tabulce 2a a 2b naznačují určité nadhodnocení intenzity úmrtnosti v nejvyšších věkových skupinách (85 a více let) v porovnání s uvedenou skupinou logistických modelů.

Uvedená zjištění dokládající nadhodnocení intenzity úmrtnosti v nejvyšších věcích v českých oficiálních úmrtnostních tabulkách nemohou být jediným závěrem učiněným na základě provedených výpočtů. Proto na tento článek naváže další příspěvek zabývající se možnými úpravami současné praktické konstrukce úmrtnostní tabulky v Českém statistickém úřadu a představí návrh nové možné metodiky výpočtu úmrtnostních tabulek České republiky, který bude implementovat nejnovější poznatky týkající se režimu úmrtnosti v dotčených věcích ve vyspělých zemích.

Literatura

- Beard, R. E. 1959. Note on some mathematical mortality models. In Wolstenholme G. E. W. – O'Connor, M. (eds.). *The Lifespan of Animals*. Ciba Foundation Colloquium on Ageing. Boston: Little, Brown, pp. 302–311. Dostupné z: <<http://longevity-science.org/Beard-1959.pdf>>.
- Boleslawski, L. – Tabeau, E. 2001. Comparing Theoretical Age Patterns of Mortality Beyond the Age of 80. In Tabeau, E. – van den Berg Jeths, A. – Heathcote, Ch. (eds.). *Forecasting Mortality in Developed Countries: Insights from a Statistical, Demographic and Epidemiological Perspective*. Springer Netherlands. ISBN 978-0-7923-6833-5. Dostupné z: <<http://www.springerlink.com/content/vv65332142w06u2h/>>.
- Buettner, T. 2002. Approaches and experiences in projecting mortality patterns for the oldest-old. *North American Actuarial Journal*, Vol. 6, No. 3, pp. 14–25.
- Coelho, E. – Magalhães, M. G. – Bravo, J. M. 2007. *Mortality and Longevity Projections for the Oldest-Old in Portugal*. Proceedings of the Joint Eurostat/UNECE (United Nations Statistical Commission and Statistical Office of the Economic Commission for Europe). Work Session on Demographic Projections, Bucharest, Romania, pp. 117–132. Dostupné z: <<http://epc2008.princeton.edu/download.aspx?submissionId=80105>>.
- Caselli, G. 2006. Mortality Forecasts: Hypotheses and Methods. In G. Caselli, J. Vallin and G. Wunsch (eds.). *Demography: Analysis and Synthesis*, Vol. 3, pp. 177–188.
- ČSÚ, 2009. *Úmrtnostní tabulky za ČR, oblasti a kraje 2008: Metodické poznámky*. Dostupné z: [http://czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/t/BD00408CCA/\\$File/400209m.pdf](http://czso.cz/csu/2009edicniplan.nsf/t/BD00408CCA/$File/400209m.pdf)>
- Hartmanová, H. – Fesenko, P. 1973. Úmrtnostní tabulky 1970. *Demografie*, 15 (3), s. 235–241.
- Hustead, E. C. 2005. *Ending the Mortality Table*. Conference „Living to 100 and Beyond Symposium“, Society of Actuaries, January 12–14, 2005, Orlando. Dostupné z: <<http://www.soa.org/library/monographs/retirement-systems/living-to-100-and-beyond/2005/january/m-li05-1-ix.pdf>>.
- Koschin, F. 1999. Jak vysoká je intenzita úmrtnosti na konci lidského života? *Demografie*, 41 (2), s. 105–119.
- Pastor, K. 2007. A Cubic Model for Graduation of Life Tables. *Journal of the Applied Mathematics, Statistics and Informatics (JAMSI)*, 3 (2007), No. 2. Dostupné z: <http://fpv.ucm.sk/jamsi/docs/v03n02_12_2007/v03n02_08_PASTOR.pdf>.

⁶⁾ <http://www.supercentenarians.org/>

⁷⁾ <http://www.demogr.mpg.de/?http://www.demogr.mpg.de/databases/ktddb/>

- Pitacco E., 2004. Survival models in a dynamic context: a survey. *Insurance: Mathematics and Economics*, 35, pp. 279–298.
- Roli, G. 2008. *An adaptive procedure for estimating and comparing the old-age mortality in a long historical perspective: Emilia-Romagna, 1871–2001*. Working Paper. Bologna: Dipartimento di Scienze Statistiche „Paolo Fortunati“, Alma Mater Studiorum Università di Bologna.
- Thatcher, A. R. 1999. The long-term pattern of adult mortality and the highest attained age. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, Vol. 162, No. 1, 1999, pp. 5–43. Dostupné z: < <http://www.jstor.org/stable/2680465> >.
- Thatcher, A. R. – Kannistö, V. – Vaupel, J. W. 1998. *The Force of Mortality at Ages 80 to 120*. Odense Monographs on Population Aging 5. Odense University Press, 1998. ISBN 87-7838-381-1.
- Yi, Z. – Vaupel, J. W. 2003. Oldest-Old Mortality in China. *Demographic Research*, Vol. 8, Article 7. Dostupné z: <<http://www.demographic-research.org/volumes/vol8/7/8-7.pdf>>.

BORIS BURCIN je absolventem Univerzity Karlovy v Praze, oboru ekonomická a sociální geografie na její Přírodovědecké fakultě, kde také od roku 1990 působí jako odborný asistent na katedře demografie a geodemografie. Akademickou dráhu nastoupil po dvouleté praxi na poli demografické statistiky v tehdejší Federálním statistickém úřadu. Zabývá se především otázkami analýzy úmrtnosti a prognózování populačního vývoje. Je spoluautorem řady demografických studií analytického i prognostického zaměření pro řídicí a plánovací praxi.

KLÁRA TESÁRKOVÁ studuje doktorské studium demografie na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy v Praze, kde působí od roku 2008 jako asistentka na katedře demografie a geodemografie. Zabývá se především aplikovanou demografií (se zaměřením na oblast školství, pojištnictví a důchodových systémů) a možnostmi aplikace matematických a statistických metod v demografii.

LUDĚK ŠÍDLO je od roku 2007 asistentem na katedře demografie a geodemografie na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy v Praze, kde zároveň studuje doktorský program demografie. Ve své výzkumné činnosti se zabývá především problematikou regionální a aplikované demografie a dopady demografického stárnutí na vybrané oblasti veřejných systémů.

Summary

The article introduced some most frequent methods of smoothing and extrapolating the mortality curve. All those methods could be divided into three groups according to the shape of the fitted curve in highest ages. The first group (represented by the traditional Gompertz-Makeham curve, Coale-Kisker or Beard model) leads to the probabilities of death close to one in relative young ages. Also the models in the second group (for example Weibull, Denuit-Goderniaux or modified Gompertz-Makeham model) limitary lead to probabilities of death approaching one, but it occurs in higher ages than for the models in the first group. And the third group of models (Thatcher, Kannistö, Himes-Preston-Condran) is the most optimistic one, even in the highest ages the probabilities of death converge to values close to 0.6. It was shown that the selection of whichever of those models could influence the results obtained from the mortality table. The differences in life expectancy at birth are around almost one year according to the various models.

ANALÝZA SEZÓNNOСТИ V DEMOGRAFII SE ZAMĚŘENÍM NA ÚMRTNOST

GABRIELA MYŠÁKOVÁ – KLÁRA TESÁRKOVÁ

Methods of Seasonal Analysis in Demography Focused on Mortality

The theme of seasonality is not very common in the Czech demographic literature, but it could be very attractive for public as well as scientist readers. This article briefly introduces some methods of analysis of seasonality in demography. For analysis of seasonal mortality by causes of deaths were used time-series decomposition and method called X-12. Time-series decomposition is supported by main results obtained for three European countries. Three states have been chosen with respect to different geographic location and demographic development, namely the Czech Republic, Norway and Spain. The Czech Republic dataset has been also used for finding out relation between weather deviation and random component variation. Seasonal indexes of time-series have been applied for country comparison. Method X-12 was used on Czech data only. The possibility of usage the SAS software is presented in the final part.

Keywords: seasonal mortality, causes of deaths, time-series decomposition, X-12 method, seasonal indexes, SAS

Demografie, 2010, 52: 90–102

Téma sezónnosti demografických jevů není v české demografické literatuře příliš časté, ačkoli výsledky analýzy sezónnosti bývají čtenářsky velmi atraktivní a snadno pochopitelné i laickou veřejností. V odborném časopise Demografie za půl století její historie vyšlo pouze několik článků tomuto tématu věnovaných. Většinou byly používány základní a jednoduché metody analýzy. Přitom právě sezónnost demografických jevů a její poznání může značně napomoci k odhalení některých vnitřních zákonitostí vývoje daného jevu a přispět tak mimo jiné k hlubší demografické analýze nebo při přípravě populačních prognóz.

Studium sezónnosti se většinou zaměřuje na sňatečnost, která je pro analýzu zajímavá i proto, že je ovlivněna svátky a tradicemi sledované populace (Myšáková, 2009). Zatím posledním příspěvkem věnovaným sezónnosti sňatečnosti je článek Kláry Tesárkové a Evy Karousové **Vývoj sezónnosti sňatečnosti za 50 let časopisu Demografie**, který vyšel v příloze prvního čísla roku 2009. Tento příspěvek (Tesárková–Karousová, 2009) představuje předchozí publikované články tohoto tématu, porovnává výsledky a užitou metodologii, zároveň představuje alternativní postup analýzy, metodu dekompozice časové řady, a aplikuje ji na data za roky 1950 až 2006 v Česku a také na měsíční počty sňatků na úrovni krajů za roky 2000 až 2006 (Myšáková, 2009).

Články zabývající se sezónností úmrtnosti (mezi nejčastěji sledované příčiny úmrtí z hlediska rozložení zemřelých v roce patří nemoci oběhové soustavy a nemoci dýchací soustavy) nebo také souvislosti úmrtnosti a teplotními výkyvy vzduchu, nalezneme především v zahraniční literatuře (mezi nejdůležitější patří Rau, 2007 nebo Huynen, 2001). Příspěvky jsou publikovány nejen v periodikách s demografickou tematikou, ale často i v odborných lékařských časopisech.

Vstupní data, vybrané státy a příčiny úmrtí

Základem prezentované analýzy sezónnosti úmrtnosti se stala tradiční dekompozice časové řady. Tato metoda byla aplikována na data tří evropských států – Česka, Norska a Španělska.

Výběr států byl založený na několika kritériích. Prvním hlediskem je geografická poloha v rámci Evropy a s ní související příslušnost ke klimatickému pásu (mírný, boreální a subtropický). Další kritérium zohledňuje demografickou situaci, která je výsledkem dlouhodobého vývoje. Významnou událostí v tomto vývoji je zajisté demografická revoluce, která neprobíhala ve všech třech státech souběžně. Tím také došlo ke vzniku odlišností daných populací. Velmi zjednodušeně lze proces demografické revoluce charakterizovat jako přeměnu v podstatě extenzivních forem reprodukce lidí ve formy intenzivní (Pavlík a kol., 1986). Spolu s demografickým přechodem, který je součástí globální revoluce moderní doby, probíhal také tzv. epidemiologický přechod¹⁾, který spočívá ve změnách příčin úmrtnosti. V průběhu epidemiologického přechodu dochází k nahrazení primárních příčin úmrtnosti (infekčních onemocnění včetně tuberkulózy a průjmových onemocnění) degenerativními a civilizačními chorobami (novotvary, nemoci oběhové soustavy). Znakem je také přesun od přenosných chorob k nepřenositelným (Smetanová, 2006).

Analýza nebyla provedena za všechny kódované příčiny úmrtí, ale pouze u vybraných pěti skupin příčin²⁾:

- sk. I. Některé infekční a parazitární nemoci (A00–B99),
- sk. II. Novotvary (C00–D48),
- sk. IX. Nemoci oběhové soustavy (I00–I99),
- sk. X. Nemoci dýchací soustavy (J00–J99),
- sk. XX. Vnější příčiny nemocnosti a úmrtnosti (V01–Y98).

Tyto skupiny příčin úmrtí byly vybrány z několika důvodů. Prvním z nich je dostatečné zastoupení (počet případů), které je nezbytné k identifikaci jednotlivých složek časové řady, a tedy i sezónnosti. Z uvedených skupin příčin je relativně nejméně zastoupena skupina první, tedy infekční a parazitární nemoci, přesto byla do analýzy zahrnuta především s cílem porovnání jejího vývoje s teplotními odchylkami počasí. Dále se u analyzovaných skupin příčin úmrtí dá očekávat sezónnost, tedy návaznost na teplotu a roční období. Některými skupinami příčin se zabývali již vědci v minulosti (např. *Huynen*, 2001), mezi nejméně zastoupanější patří, jak již bylo uvedeno, studium nemocí oběhové a dýchací soustavy.

Z databází statistických úřadů jednotlivých států byly použity počty zemřelých podle příčin (klasifikované podle 10. revize Mezinárodní statistické klasifikace nemocí a přidružených zdravotních problémů, zkratkou 10. revize MKN) a měsíce úmrtí v letech 1999 až 2007. Za Česko byla data zveřejněna *Českým statistickým úřadem* (ČSÚ), data za Norsko úřadem *Statistics Norway* (SN) a údaje za Španělsko úřadem *Instituto Nacional de Estadística* (INE).

Kromě samotné sezónnosti úmrtnosti byla ještě analyzována souvislost mezi teplotními výkyvy a náhodnými odchylkami úrovně úmrtnosti na datech za Česko. K porovnávání výkyvů náhodné složky a odchylek v počasí byly použity výkyvy od dlouhodobého teplotního normálu, který udává průměrnou teplotu v jednotlivých měsících vypočtenou za roky 1961–1990³⁾. Informace o výkyvech od tohoto normálu, uváděné ve stupních Celsia, poskytuje Český hydrometeorologický ústav (ČHMÚ).

Použití alternativní metody nazvané X-12 je stručně ilustrováno na datech pouze za Česko v samotném závěru příspěvku. Do analýzy vstupovaly čtyři z vybraných skupin příčin úmrtí (novotvary, nemoci oběhové a dýchací soustavy a vnější příčiny).

¹⁾ Teorii epidemiologického přechodu formuloval v roce 1971 Abdel R. Omran. Ve své práci pojmenoval tři stadia přechodu (čtvrté bylo doplněno později), která charakterizoval průměrnou hodnotou střední délky života. Tyto fáze se v jednotlivých oblastech světa projeví s odlišnou intenzitou a s časovým posunem (Omran, 1971).

²⁾ Dvacáté Světové zdravotnické shromáždění v roce 1967 definovalo příčinu smrti pro účely zdravotnického osvědčení o příčině smrti jako „všechny choroby, chorobné stavy nebo úrazy, které buď vedly k smrti, nebo k ní přispěly, a okolnosti nehody nebo násilí, které takové úrazy přivodily“ (ÚZIS, 1996).

³⁾ Je třeba mít na paměti, že analýza je prováděna na základě hodnot průměrných měsíčních teplot. Je však možné také předpokládat, že např. ke zvýšení počtu srdečních kolapsů nemusí vést zvýšení průměrné teploty daného měsíce, ale stačí několik dní mimořádně vysokých teplot, které jsou vykompenzovány chladnými dny ve stejném měsíci. Tím nedochází z hlediska průměrné hodnoty celého měsíce k výraznému odchýlení od normálu.

Všechna použitá vstupní data jsou vykazována a dostupná v podobě měsíčních údajů. Ještě před samotnou analýzou sezónnosti byla všechna data standardizována na stejný počet dní v měsíci. Skutečné počty úmrtí byly vyděleny přepočtovým koeficientem (Kačerová, 2001; Tesárková-Karousová, 2009). Koeficient přepočtu je roven skutečnému počtu dní daného měsíce dělenému počtem dní průměrného měsíce, který lze vyjádřit jako 365/12 (resp. 366/12 v případě přestupného roku) (Myšáková, 2009). U měsíců kratších než průměrný měsíc získáme tedy vyšší počty standardizovaných úmrtí, než byly počty původní. Naopak u měsíců s nadprůměrným počtem dní standardizované hodnoty mírně poklesnou.

Druhým krokem je samotná analýza sezónnosti. V případě dekompozice dojde k rozložení časové řady na systematické složky a jednu nesystematickou (náhodnou), které danou časovou řadu tvoří.

Metody identifikace sezónnosti v časových řadách

Data získaná pozorováním za jednoleté časové období lze analyzovat pomocí různých indexů – W/S-Ratio (Winter/Summer Ratio, poměr zimních a letních hodnot), Index koncentrace a Relativní index entropie (Relative entropy index), všechny velmi podrobně představuje Rau (2007). Jejich výhodou je snadný výpočet a možnost analýzy i pouze jednoletého období, nevýhodou je však poměrně malá citlivost a tím jen málo vypovídající výsledné hodnoty. Pro přesnější analýzu je vhodné využití dat za více let, tedy časové řady. Pokud budeme demografické události pojímat jako časovou řadu, lze využít statistických metod určených právě k analýze časové řady – hodnoty sezónních indexů tak lze získat pomocí metody dekompozice časové řady nebo jiných pokročilejších metod většinou vyžadujících příslušné programové vybavení, jakými jsou např. grafická analýza, analýza časových řad Box-Jenkins (např. Arlt, 1999), spektrální analýza nebo lineárně dynamické modely (Kvasnička, 2001). Základním cílem analýzy časových řad je snaha porozumět principům, na základě kterých se generují hodnoty řady. Pokud se nám podaří tento mechanismus odhalit, získáváme šanci, že budeme schopni předpovědět budoucí vývoj systému a v některých případech tento systém také řídit a optimalizovat jeho vývoj (tamtéž).

Tradiční dekompozice časové řady

Vzhledem k tomu, že za studované roky máme k dispozici ucelené časové řady měsíčních údajů, můžeme k identifikaci sezónnosti využít metodu dekompozice časových řad. Postup dekompozice je vysvětlen např. v monografii T. Cipry (1986) a stručně shrnut a aplikován na demografická data například v pracích K. Tesárkové a E. Karousové (2009) nebo G. Myšákové (2009). Vstupními daty pro analýzu jsou počty událostí standardizované na stejnou délku měsíce. K odhalení sezónní složky lze dojít pomocí tradičních metod dekompozice časové řady (např. Cipra, 1986, Kvasnička, 2001). Při dekompozici se vychází ze tří různých modelů časové řady: aditivního⁴⁾, multiplikativního a smíšeného⁵⁾. Zde pro ilustraci použitý multiplikativní model vychází z předpokladu, že výsledná časová řada je součinem jednotlivých složek. Multiplikativní dekompozice vede k vyjádření měsíčních počtů úmrtí nebo sňatků (P) pomocí složek časové řady, kde T_r je trendová složka, S_z sezónní složka a E náhodná složka.

$$P = T_r * S_z * E \quad (1)$$

Při rozložení časové řady je nejprve snaha odhadnout trendovou složku. K její identifikaci se nejčastěji používá metoda proložení matematickou křivkou, vyrovnání metodou klouza-

⁴⁾ Aditivní model předpokládá, že výsledná časová řada je součtem jednotlivých složek, tedy že $P = T_r + S_z + E$. V tomto modelu je každá ze složek uváděna v absolutní hodnotě (Kvasnička, 2001).

⁵⁾ Smíšený model je kombinací aditivního a multiplikativního modelu. Některé složky mohou být v součtu, jiné v součinu. Příkladem může být takovýto model řady: $P = T_r + S_z * E$. Smíšené časové řady se identifikují nejobtížněji (Kvasnička, 2001).

vých průměrů nebo exponenciální vyrovnání (Kvasnička, 2001). Pro ukázkou tohoto postupu byla aplikována metoda klouzavých průměrů, přičemž byl použit průměr o délce 12 měsíců. Centrováním těchto klouzavých průměrů získáme odhad trendu. Tzv. sezónní náhodnou složku získáme vydělením původní časové řady získaným odhadem trendové složky.

$$S_z * E = P/T, \quad (2)$$

Sezónní náhodná složka, jak už z názvu vyplývá, obsahuje nejen sezónní složku, ale také složku náhodnou. Jestliže předpokládáme, že náhodná složka obsahuje pouze náhodné a nysystematické výkyvy, je možné ji eliminovat průměrováním sezónní náhodné složky za stejné měsíce v delším období. Tím lze dospět k odhadu samotných sezónních indexů pro jednotlivé měsíce sledovaného období. V případě průměrného měsíce by hodnota jeho sezónního indexu byla rovna jedné. Pokud by v takovém měsíci nebyl zaznamenán ani žádný náhodný výkyv, byla by i náhodná složka rovna jedné, a počet úmrtí v takovém měsíci by tedy odpovídal přímo samotné hodnotě trendu. Čím vyšší hodnoty sezónní složka pro daný měsíc dosahuje, tím se jedná o měsíc s vyšším počtem událostí a naopak (Tesárková–Karousová, 2009). Zbývající složka časové řady, náhodná složka, kolísá okolo hodnoty 1 a její významnější výkyvy upozorňují na specifické zvláštnosti.

Nejspornější složkou časové řady je tzv. cyklická složka, která může být také součástí modelu. Délka jednotlivých cyklů (tj. vzdálenost mezi dvěma sousedními horními nebo dolními body zvratu) je obvykle proměnlivá a stejně tak může být proměnlivá intenzita jednotlivých fází cyklického průběhu (Cipra, 1986). Modelování cyklické složky je proto poměrně obtížné. V krátkém období je možné její vliv zanedbat (Kvasnička, 2001). V tomto článku je cyklická složka zanedbána, tj. zahrnuta v trendu.

Alternativní postup dekompozice časové řady – metoda X-12

Nevýhodou tradiční dekompozice časové řady je fakt, že získané sezónní indexy jsou v podstatě průměrné za celé analyzované období. Rozložení studovaných událostí během jednotlivých let však nemusí být stejné, ale sezónnost se může v průběhu času měnit. Vzhledem k tomu se užívají kromě základní metody dekompozice složitější a sofistikovanější metody, které umožňují sledovat i vývoj sezónních indexů v čase. Příkladem takového postupu je i metoda nazvaná X-12 nebo její předchozí varianta X-11. Jedná se o metody vyvinuté v rámci *US Census Bureau* k sezónnímu očišťování časových řad (Rau, 2007).

Princip metody vychází z běžně používané dekompozice. Základní předpoklad je, že sezónní odchylky je možné na původní časové řadě nejen identifikovat, ale i je oddělit od trendu, cyklických odchylek a náhodných odchylek. Sezónní odchylky jsou definovány jako variabilita uvnitř roku, která se přibližně stále opakuje v každém roce pozorování. Opět je možné vymezit multiplikativní nebo aditivní model (*SAS Institute*, 2004). Starší varianta metody (X-11) měla nevýhodu mj. v tom, že byla velmi citlivá na odlehlá a extrémní pozorování. Tuto nevýhodu by měla odstraňovat její upravená verze X-12 (Rau, 2007).

Zmíněné metody jsou výpočetně poněkud složitější (stručný postup nastínil např. Rau, 2007: 54–55)⁶. Obecně se jedná o iterační přístup k tradiční dekompozici časové řady, kdy jsou jednotlivé kroky dekompozice opakovány a postupně jsou zpřesňovány dosažené výsledky. K výpočtu je ovšem opět možné využít některý ze statistických programů. Výpočet je

⁶ Výpočet probíhá v několika na sebe navazujících krocích. Nejprve je za pomoci klouzavého průměru odhadnuta sezónní a náhodná složka jako v případě klasické dekompozice a za pomoci dalšího průměrování jsou získány první odhady tzv. proměnlivých sezónních faktorů. Ty jsou následně ve třetím kroku výpočtu znovu upravovány klouzavým průměrem. Takto získané nové odhady sezónních faktorů jsou vyděleny sezónní náhodnou složkou (shodnou opět s postupem tradiční dekompozice popsané výše), čímž získáme odhady náhodné složky v jednotlivých měsících. Po provedení analýzy extrémních hodnot a domodelování vyrovnání i pro krajní hodnoty časové řady, jsou dalším průměrováním nahrazeny nalezené extrémní hodnoty. Výpočet je od třetího kroku stále opakován, dokud nejsou dosaženy výsledky, které by se další aplikací postupu již dále nezpřesňovaly (Rau, 2007).

tak rychlý a výhodný například v programu SAS, kde kromě identifikace sezónních indexů, je k dispozici i výpočet základních testů přítomnosti sezónnosti v časové řadě.

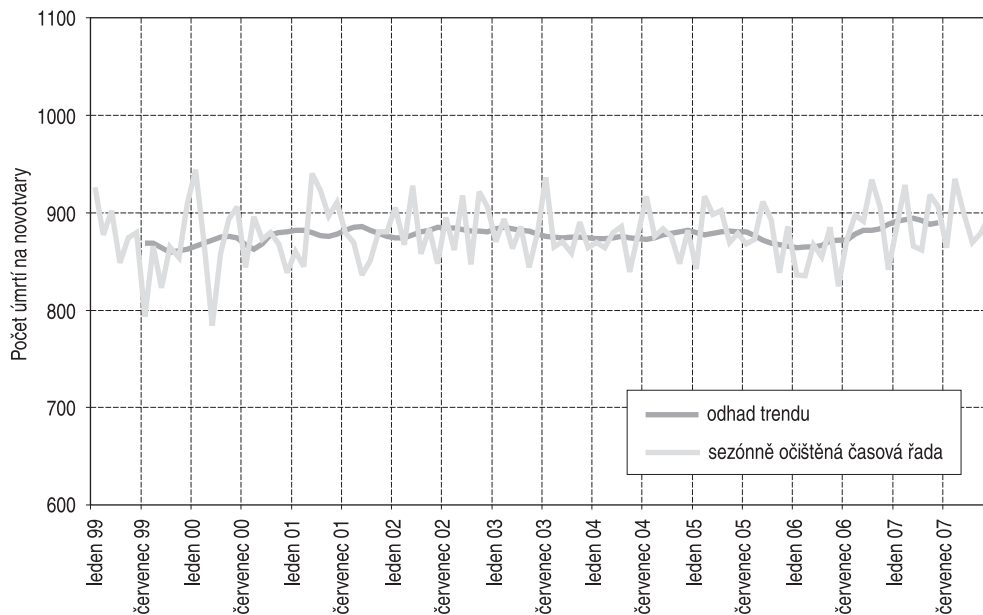
Sezónnost v časových řadách tedy díky dostupnému programovému vybavení můžeme nejprve ověřit a vhodným způsobem testovat. Jak bylo řečeno, statistický program SAS umožňuje sezónnost testovat zároveň s výpočtem sezónních indexů na základě metody X-12. K této analýze se používá modul SAS/ETS a procedura s názvem X12. Výsledky tohoto postupu budou ilustrovány v závěru článku na měsíčních počtech zemřelých v jednotlivých věkových skupinách nebo podle vybraných příčin smrti.

Výsledky a diskuse

Sezónnost v úmrtnosti podle příčin – tradiční dekompozice časové řady

Dosažené výsledky jsou nejlépe patrné z grafů. První z nich zobrazuje podrobně celé sledované období pomocí očištěné časové řady a odhadu trendu. Jedná se o data za zemřelé na skupinu novotvarů v Norsku. Patrná je časová řada bez výraznějších výkyvů a se stagnující trendovou složkou. Naopak na grafu 2 lze pozorovat čtyři výrazné výkyvy v počtu zemřelých na nemoci dýchací soustavy v Česku, které nastávají vždy na konci zimy, v únoru nebo březnu. Zobrazené ukazatele však nejsou vhodné k vzájemnému porovnávání jednotlivých států. Odhad trendu a očištěná časová řada se pro srovnávání nehodí z toho důvodu, že vyjadřují absolutní počty úmrtí. Tyto počty nejsou dále nijak upraveny, standardizovány, a jsou tedy ovlivněny věkovou strukturou jednotlivých populací. Vybrané státy mezi sebou lze porovnávat nejlépe pomocí sezónních indexů (grafy 3 až 6)⁷⁾.

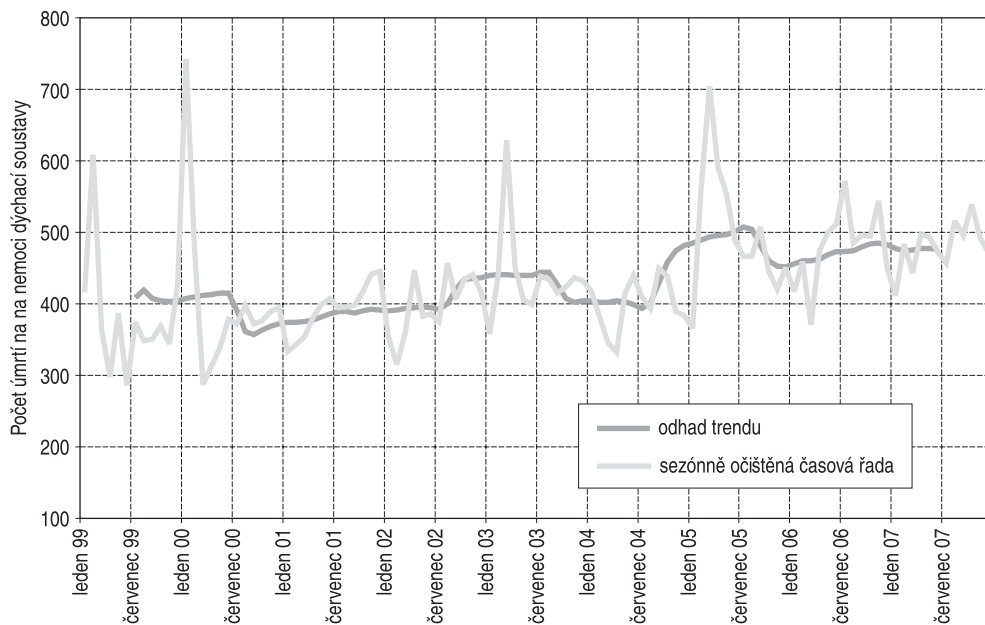
Graf 1 Trendová složka a sezónně očištěná časová řada, zemřelí na novotvary, Norsko, 1999–2007 (Trend Component and Time series cleaned from Seasonality, neoplasms, Norway, 1999–2007)



Pramen: SN; vlastní výpočty.

⁷⁾ Alternativou by bylo porovnání absolutních hodnot trendu nebo očištěné časové řady přepočtených např. na 100 tis. obyvatel. To však není předmětem zkoumání tohoto příspěvku.

Graf 2 Trendová složka a sezónně očištěná časová řada, zemřelí na nemoci dýchací soustavy, Česko, 1999–2007 (Trend Component and Time series cleaned from Seasonality, diseases of the respiratory system, Czech Republic, 1999–2007)



Pramen: ČSÚ; vlastní výpočty.

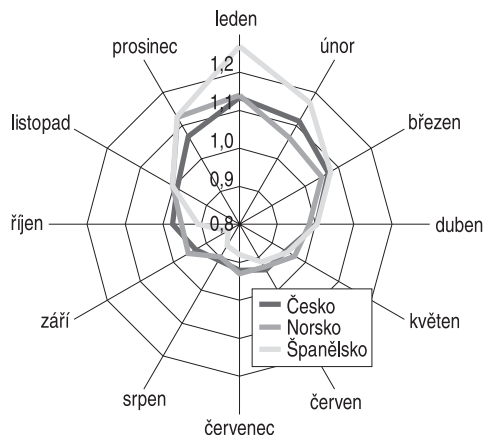
Očekávaná sezónnost se potvrdila u dvou skupin příčin úmrtí, u zemřelých na nemoci oběhové soustavy a na nemoci dýchací soustavy. Na grafu 3, znázorňujícím úmrtnost na nemoci oběhové soustavy, je patrná dominance zimních měsíců. U Španělska pozorujeme převahu měsíce ledna a naopak výrazně podprůměrnou hodnotu v září. V Norsku je úmrtnost koncentrována především do dvou nejchladnějších měsíců v roce, prosince a ledna. Přesto i v těchto nejrizikovějších měsících hodnota indexů nedosahuje ani hodnoty 1,2. V Česku jsou případy úmrtí na onemocnění oběhové soustavy rovnoměrněji rozloženy od prosince až do března.

Sezónní indexy spočítané pro nemoci dýchací soustavy, které jsou zobrazeny v grafu 4, vykazují oproti ostatním příčinám úmrtí největší rozpětí hodnot. U všech tří zemí zaznamenáváme indexy pod hodnotou 1 od dubna do listopadu. Úmrtnost na nemoci této skupiny příčin je tedy kumulována především do zbývajících zimních měsíců od prosince do března. Pro Norsko a Španělsko vidíme pomyslný vrchol křivky v lednu, který však nemá pro oba státy stejné hodnoty. V případě Norska dosahuje toto maximum hodnoty přibližně 1,4, v případě Španělska 1,6. V Česku jsou dvěma nejvýznamnějšími měsíci leden a únor, a to bez viditelné převahy jednoho z nich.

Graf 5, zobrazující sezónní indexy pro vnější příčiny úmrtí, je na první pohled odlišný od předchozího grafu se sezónními indexy. Křivky, které charakterizují Česko a Španělsko mají podobný tvar a směr. V obou případech pozorujeme převahu letních měsíců. Norsko vykazuje úmrtnost na příčiny zahrnuté v této skupině převažující v měsících zimních, konkrétně v prosinci a lednu. Příčinu odlišnosti těchto trendů v jednotlivých státech by pravděpodobně odhalila podrobná data za jednotlivé příčiny ze skupiny vnějších příčin úmrtí za všechny analyzované země.

Pouze odhadem může být názor, že v Česku a Španělsku je úmrtnost v letních měsících spojená např. s dopravními nehodami, utonutím nebo úrazy dětí a mladých osob během let-

Graf 3 Hodnoty sezónních indexů, zemřelí na nemoci oběhové soustavy, Česko, Norsko, Španělsko, 1999–2007 (Seasonal indexes, deaths from diseases of the circulatory system, Czech Republic, Norway, Spain, 1999–2007)



Pramen: ČSÚ; SN; INE; vlastní výpočty.

Graf 4 Hodnoty sezónních indexů, zemřelí na nemoci dýchací soustavy, Česko, Norsko, Španělsko, 1999–2007 (Seasonal indexes, deaths from diseases of the respiratory system, Czech Republic, Norway, Spain, 1999–2007)



Pramen: ČSÚ; SN; INE; vlastní výpočty.

ních prázdnin. Důvodem převažujících zimních měsíců v Norsku, především za polárním kruhem, by mohl podle některých teorií být zvýšený počet sebevražd jako důsledek depresí v době polární noci. O vlivu délky slunečního svitu na lidskou psychiku si můžeme přečíst již na začátku 20. století v knize **Sebevražda hromadným jevem společenským moderní osvěty** (Masaryk, 2002) a tato teorie je zmíněna i v článku **Sezónní aspekty sebevraždění** (Kasalová Daňková, 2005).

Domněnku o zvýšeném počtu sebevražd během polární noci v Norsku, alespoň pro období leden 1999 až prosinec 2007, vyvrací graf 6. Z něho vidíme vysoké hodnoty sezónních indexů sebevraždění v únoru a dubnu, zimní měsíce prosinec a leden vykazují podprůměrné.

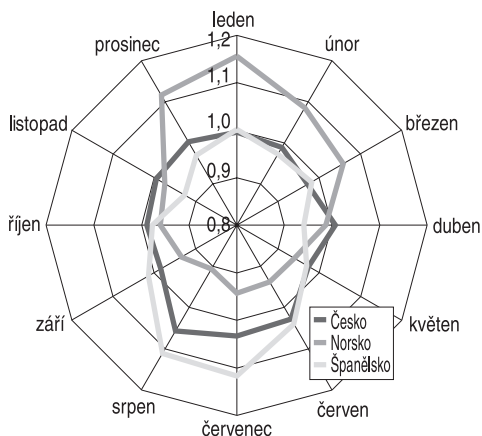
Souvislost odchylek počasí a výkyvů v úmrtnosti

Pro posouzení souvislosti odchylek počasí oproti dlouhodobému normálu 1961–1990 a výkyvů v úmrtnosti byla využita korelační analýza. Pro určení závislosti jednotlivých proměnných byl použit program SPSS, který počítá Pearsonův lineární korelační koeficient. Výsledek testu ukazuje sílu a směr vztahu. Síla vztahu je určena hodnotou, která se pohybuje v rozmezí $\langle -1, 1 \rangle$. Nulová hodnota ukazuje na lineární nezávislost sledovaných veličin, s rostoucí vzdáleností od nuly se zesiluje závislost (Centrum výuky SPSS, 2008). Výklad síly korelace se liší podle kontextu a účelu. V této práci je použito rozdělení síly korelace podle hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu na velmi slabou (0,00–0,09), slabou (0,09–0,29), střední (0,30–0,49) a silnou (0,50–1,00) (Cohen, 1988). Směr vztahu může být kladný nebo záporný. V případě kladné hodnoty koeficientu můžeme závislost označit jako přímou úměrnost, při záporném koeficientu jako úměrnost nepřímou (Centrum výuky SPSS, 2008).

Grafické znázornění odchylek náhodné složky a výkyvů v počasí vidíme na grafu 7. Z něj však nelze jednoznačně určit, zda je mezi proměnnými statisticky významná závislost, proto byla využita zmíněná korelační analýza.

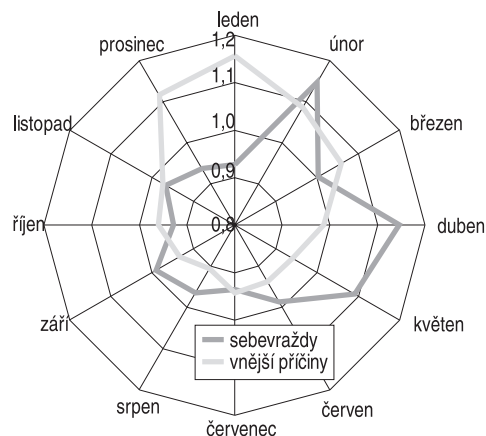
Výsledky korelační analýzy na datech o úmrtnosti na infekční a parazitární nemoci a nemoci dýchací soustavy se nejprve neukázaly statisticky významné. Po zohlednění skutečnosti, že úmrtí na tyto choroby nemusí následovat bezprostředně po nakažení, byla provedena analýza hodnot, které nevychází ze shodných kalendářních měsíců. Hodnoty náhodné složky

Graf 5 Hodnoty sezónních indexů, zemřelí na vnější příčiny, Česko, Norsko, Španělsko, 1999–2007 (Seasonal indexes, deaths from external causes, Czech Republic, Norway, Spain, 1999–2007)



Pramen: ČSÚ; SN; INE; vlastní výpočty.

Graf 6 Hodnoty sezónních indexů, zemřelí na vnější příčiny a sebevraždy, Norsko, 1999–2007 (Seasonal indexes, deaths from external causes and caused by intentional self-harm, Norway, 1999–2007)



Pramen: SN.

Pozn.: Skupina vnějších příčin zahrnuje i sebevraždy, při jejich vyloučení ze skupiny vnějších příčin by se vlivem nízkého počtu sebevražd hodnoty sezónních indexů prakticky nezměnily.

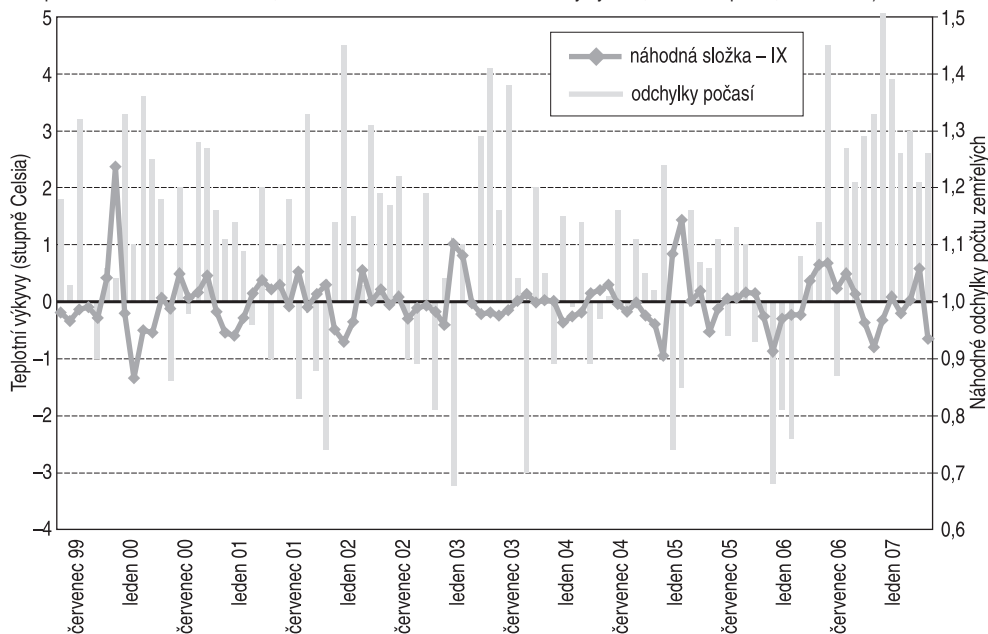
byly postupně zpožďovány, vždy o měsíc, oproti odchylkám počasí. Tento krok byl proveden dvanáctkrát. Tím získáváme časový odstup postupně o jeden, dva, až nakonec o dvanáct měsíců od teplotního výkyvu a možného onemocnění k úmrtí. Následná aplikace korelační analýzy na všechny tyto dvojice proměnných odhalila u obou sledovaných skupin jednu významnou závislost.

Statisticky významný výsledek se projevil pro náhodnou složku posunutou o 2 měsíce oproti výkyvu počasí u infekčních a parazitárních onemocnění a o 1 měsíc u skupiny nemoci dýchací soustavy. Jak je vidět dále v tabulce, u infekčních a parazitárních nemocí se prokázala slabá kladná závislost, která je signifikantní na 5% hladině významnosti. Lze tedy tvrdit, že dva měsíce po nadprůměrně teplém období dochází ke zvýšení náhodné složky úmrtnosti na tuto skupinu příčin smrti. U úmrtnosti na nemoci dýchací soustavy je tato statisticky významná závislost slabá a záporná. Nárůst počtu zemřelých tedy přichází po chladnějším období, než je dlouhodobý průměr. Prodlevu mezi výkyvy v počasí a změnách v úmrtnosti lze považovat za jakousi dobu inkubační doby.

Nejsilnější, přesto podle dělení slabá, záporná závislost na teplotním výkyvu se prokázala u úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy. Skutečnost, že se souvislost potvrdila ve stejných měsících jako teplotní výkyv, může mít spojitost s typy onemocnění v jednotlivých skupinách. Zatímco nemoci dýchací soustavy jsou častěji chronického charakteru, u oběhové soustavy nastává smrt někdy i okamžitě, např. po akutním infarktu myokardu. Tuto hypotézu by bylo možné potvrdit pouze po analýze podrobného seznamu nemocí v obou zmíněných skupinách.

Sezónnost demografických procesů – alternativní metoda X-12 a využití programu SAS

SAS nabízí výpočet neparametrického Kruskal-Wallisova Chí-kvadrát testu na přítomnost sezónnosti, a dále testu na přítomnost proměnlivé sezónnosti (Moving Seasonality test) a stabilní sezónnosti (Stable Seasonality test) a ještě kombinovaný test přítomnosti identifikovatelné sezónnosti. Výsledky testů jsou souhrnně zobrazeny v následující tabulce. Sezónnost byla

Graf 7 Hodnoty náhodné složky a odchylky v počasí, zemřelí na nemoci oběhové soustavy, Česko, 1999–2007 (Irregular Component and weather deviation, deaths from diseases of the circulatory system, Czech Republic, 1999–2007)

Vysvětlivky: sk. IX. Nemoci oběhové soustavy (I00–I99).
Pramen: ČSÚ; ČHMÚ.

potvrzena na nižší než 5% hladině významnosti u počtu zemřelých ve věkových skupinách 14–29, 30–49, 50–69 a 70 a více let a u zemřelých na příčiny ze skupiny novotvarů, oběhové a dýchací soustavy. Ve většině případů sezónnost potvrdil test stabilní sezónnosti, nejnižší hladina významnosti (p-value) u testu proměnlivé sezónnosti se objevuje u hodnot počtu zemřelých na nemoci dýchací soustavy a to 0,22.

Podle výsledků souhrnného testu na přítomnost identifikovatelné sezónnosti se prokázala tato sezónnost u počtů zemřelých ve věku 15–29 let, osob nad 50 let a zemřelých na příčiny smrti ze skupiny chorob oběhové a dýchací soustavy. U zemřelých na příčiny ze skupiny novotvarů není kombinovaný test identifikovatelné sezónnosti průkazný, ostatní provedené testy na přítomnost sezónnosti spíše poukazují.

Tab. 1 Vypočtené hodnoty Pearsonova korelačního koeficientu, ČR (Calculated Pearson Correlation Coefficients for selected causes of deaths, Czech Republic)

Korelační analýza	Zemřelí podle skupin příčin					
	I	I	IX	X	X	XX
		měsíc x+2			měsíc x+1	
Pearsonův k. k.	0,045	-0,21	-0,238	-0,114	-0,202	0,128
Statistická významnost	0,665	0,042*	0,02*	0,267	0,049*	0,212
Počet pozorování	96	94	96	96	95	96

Pozn.: * korelace je signifikantní na 5% hladině významnosti.

Vysvětlivky: sk. I. Některé infekční a parazitární nemoci (A00–B99); sk. IX. Nemoci oběhové soustavy (I00–I99); sk. X. Nemoci dýchací soustavy (J00–J99); sk. XX. Vnější příčiny nemocnosti a úmrtnosti (V01–Y98).

Pramen: ČSÚ; ČHMÚ; vlastní výpočty v programu SPSS 16.0.

Tab. 2 Testy na potvrzení sezónnosti v časových řadách – hladiny významnosti, ČR (Statistical tests of seasonality in time-series – p-values, Czech Republic)

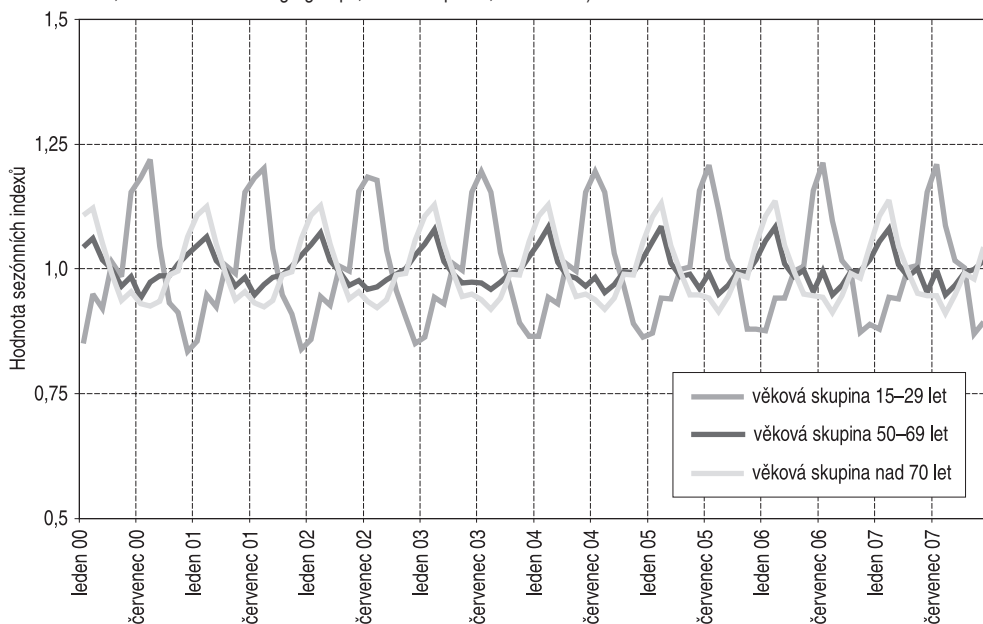
Použitý test	Zemřelí podle věku					Zemřelí podle skupin příčin			
	0–14	15–29	30–49	50–69	70+	II	IX	X	XX
Kruskal-Wallisův test	0,752	0	0,049	0	0	0	0	0	0,079
Moving Seasonality test	0,781	0,544	0,91	0,324	0,284	0,295	0,26	0,222	0,723
Stable Seasonality test	0,621	0	0,036	0	0	0	0	0	0,077
Identifikovatelná sezónnost (ano/ne)	ne	ano	ne	ano	ano	*	ano	ano	ne

Pozn.: Výsledky statistického programu SAS 9.2, * = nejednoznačný výsledek testu.

Vysvětlivky: sk. II. Novotvary (C00–D48); sk. IX. Nemoci oběhové soustavy (I00–I99); sk. X. Nemoci dýchací soustavy (J00–J99); sk. XX. Vnější příčiny nemocnosti a úmrtnosti (V01–Y98).

Pramen: ČSÚ; vlastní výpočty.

Graf 8 Hodnoty proměnlivých sezónních indexů, zemřelí ve vybraných skupinách věku, Česko, 2000–2007 (Variable seasonal indexes, deaths in selected age-groups, Czech Republic, 2000–2007)

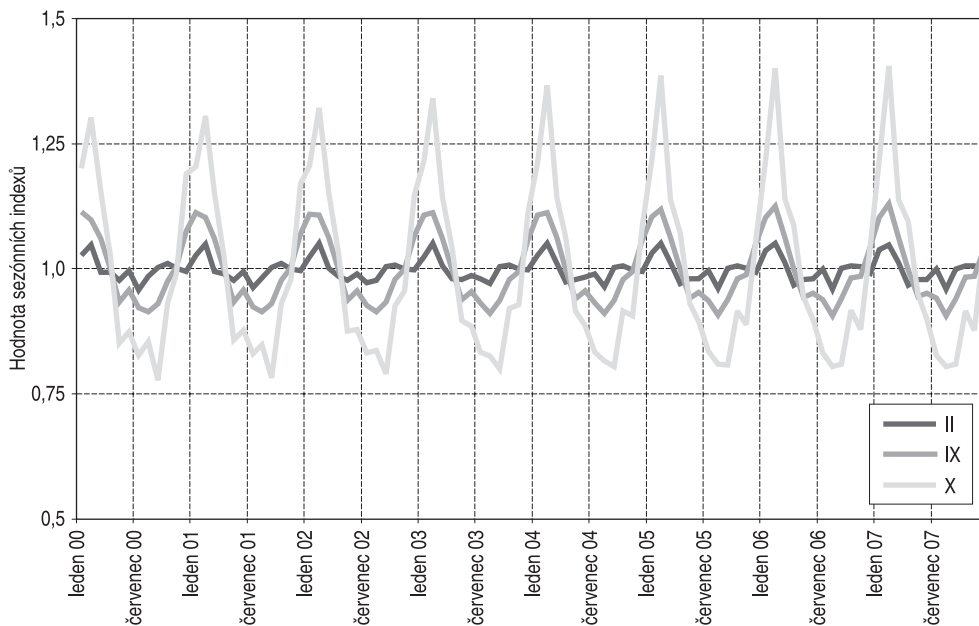


Pramen: ČSÚ; vlastní výpočty v programu SAS 9.2.

V programu SAS vypočtené proměnlivé sezónní indexy je možné opět přehledněji zobrazit v grafech. U zemřelých osob se sezónnost potvrdila u věkové skupiny 15–29 let a u osob starších 50 let (věkové skupiny 50–69 a 70 a více let). Jak je patrné z grafu 8, sezónnost počtu zemřelých mladých osob se od starších výrazně odlišuje. Zatímco mladí lidé zaznamenávají smutné maximum v letních měsících, u starších osob jsou to pak měsíce zimní, spíše na počátku roku. Nejstarší osoby, nad 70 let věku, pak zaznamenávají větší sezónní výkyvy než osoby v mladší věkové skupině.

U úmrtnosti se sezónnost potvrdila dále i podle některých příčin smrti (z vybraných analyzovaných skupin) – skupiny oběhové soustavy a dýchací soustavy, u skupiny novotvarů se výsledky jednotlivých testů rozcházel. Proto byly počty zemřelých na nemoci této skupiny

Graf 9 Hodnoty proměnlivých sezónních indexů, zemřelí podle vybraných skupin příčin, Česko, 2000–2007 (Variable seasonal indexes, deaths according to selected causes of death, Czech Republic, 2000–2007)



Vysvětlivky: sk. II. Novotvary (C00–D48); sk. IX. Nemoci oběhové soustavy (I00–I99); sk. X. Nemoci dýchací soustavy (J00–J99).
Pramen: ČSÚ; vlastní výpočty v programu SAS 9.2.

do analýzy zařazeny. Opět se však potvrdilo, že sezónnost úmrtnosti na tuto skupinu příčin není příliš výrazná. Pravidelné mírné zvýšení je spíše počátkem roku, mírné snížení okolo poloviny roku. Podobnou sezónnost, avšak již mnohem výraznější, spatřujeme i u úmrtí na příčiny skupiny oběhových chorob a ještě výrazněji pak na nemoci dýchací soustavy s jednoznačným maximem především začátkem roku (nejvíce v měsíci únoru).

Závěr

Autorky představily základní výsledky analýzy sezónnosti úmrtnosti podle příčin ve třech vybraných evropských státech – Česku, Norsku a Španělsku. Analýzy byly provedeny metodou dekompozice časové řady. Dekompozice časové řady již v české demografické literatuře představena byla (např. *Myšáková, 2009* nebo *Tesárková–Karousová, 2009*), ovšem tato metoda počítá průměrné sezónní indexy za období několika let. Vzhledem k možné variabilitě sezónnosti v čase se tato vlastnost jeví spíše jako omezení. To se daří eliminovat pomocí modernějších variant tradiční dekompozice, které jsou navíc snadno zvládnutelné za pomoci vhodného programového vybavení. Pomocí statistického programu SAS byla ilustrována jednak možnost testování sezónnosti a jednak i použití metody X-12 pro výpočet v čase proměnlivých sezónních indexů.

V článku byla dále použita korelační analýza, s využitím Pearsonova korelačního koeficientu, k odhalení souvislosti mezi odchylkami v počasí a výkyvy v úmrtnosti v Česku, které byly vyjádřeny náhodnou složkou. Jednoznačně se sezónní charakter úmrtnosti potvrdil u dvou skupin příčin úmrtí, nemoci oběhové a dýchací soustavy. Absenci sezónnosti naopak vykazuje úmrtnost na novotvary, která tedy není ovlivněna ročním obdobím nebo výkyvy v počasí. Mezi proměnnými u nemocí infekčních a parazitárních, kdy byla náhodná složka

o dva měsíce zpžděná oproti odchýlkám v počasí, byla prokázána slabá kladná závislost na 5% hladině významnosti. U nemocí dýchací soustavy pak slabá záporná závislost u posunu o jeden měsíc na stejné hladině významnosti.

Postup metodou X-12 byl dokládán výpočty na datech za Česko v letech 2000–2007. Potvrdila se významná sezónní variabilita úmrtnosti mezi mladými lidmi a mezi osobami nad 50 let, stejně jako podle některých vybraných příčin smrti. Doložena je tak převaha úmrtí osob ve věku 15–29 let spíše v letních měsících, starších osob pak především v zimě. Z hlediska skupin příčin úmrtí, kde se sezónnost potvrdila některým z uvedených statistických testů, převládají úmrtí spíše v zimě a na začátku kalendářního roku. Nejvýznamnější sezónnost se prokázala u skupiny úmrtí následkem onemocnění dýchací soustavy, o něco nižší variabilitu vykazují úmrtí následkem nemocí soustavy oběhové.

Literatura

- Arlt, J. 1999. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. Praha: GRADA Publishing. ISBN 80-7169-539-4.
- Centrum výuky SPSS. 2008. SPSS Base 16.0: Statistické procedury. [CD-ROM] Praha: SPSS ČR.
- Cipra, T. 1986. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. Praha: SNTL – Nakladatelství technické literatury.
- Cohen, J. 1988. *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale: L. Erlbaum Associates. ISBN 0-8058-0283-5.
- Huynen, M. M. T. E. – Martens, P. – Schram, D. – Weijnenberg, M. P. – Kunst, A. E. 2001. The Impact of Heat Waves and Cold Spells on Mortality Rates in the Dutch Population. *Environmental Health Perspectives*. 2001, vol. 109, no. 5, pp. 463–470. [cit. 2009-4-22] Dostupný z: <<http://www.ehponline.org/members/2001/109p463-470huynen/huynen.pdf>>.
- Kačerová, E. 2001. *Sezónnost sňatečnosti*. Bakalářská práce. Praha: Katedra demografie a geodemografie PFF UK.
- Kasalová Daňková, Š. 2005. Sezónní aspekty sebevraždění. *Demografický informační portál*. [cit. 2009-5-4] Dostupný z: <http://www.demografie.info/?cz_detail_clanku&artclID=133>.
- Kvasnička, M. – Vašíček, O. 2001. *Úvod do analýzy časových řad*. [cit. 2008-12-14] Dostupné z: <<http://www.econ.muni.cz/~qasar/vyuka/emm2/skriptaemmii.pdf>>.
- Masaryk, T. G. 2002. *Sebevražda hromadným jevem společenským moderní osvěty*. 5. vydání. Praha: MÚA AV ČR. ISBN 80-86495-13-2.
- Myšáková, G. 2009. *Vývoj sezónnosti úmrtnosti podle příčin v Česku, Norsku a Španělsku*. Bakalářská práce. Praha: Katedra demografie a geodemografie PFF UK.
- Omran, A. R. 1971. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. *The Milbank Quarterly*. 2005, vol. 83, no. 4, pp. 731–757. [cit. 2008-12-9] Dostupný z: <<http://www.milbank.org/quarterly/830418omran.pdf>>.
- Pavlík, Z. – Rychtaříková, J. – Šubrtová, A. 1986. *Základy demografie*. Praha: Academia.
- Rau, R. 2007. *Seasonality in Human Mortality: A demographic Approach*. Rostock: Springer. [cit. 2009-2-2] Dostupný z: <<http://www.demogr.mpg.de/books/drm/003/index.htm>>. ISBN 978-3-540-44900-3.
- SAS Institute Inc. 2004. *SAS OnlineDoc® 9.1.3*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Smetanová, T. 2006. *Epidemiologický přechod ve Francii, v České republice a na Ukrajině v průběhu dvacátého století*. Diplomová práce. Praha: Univerzita Karlova v Praze. Přírodovědecká fakulta.
- Tesárková, K. – Karousová, E. 2009. Vývoj sezónnosti sňatečnosti za 50 let časopisu Demografie. *Demografie*, sborník příspěvků z XXXVIII. konference České demografické společnosti „Padesát let časopisu Demografie“. 2009, 51 (1), s. 103–114. CD-ROM.
- ÚZIS 1996. *Mezinárodní klasifikace nemocí, instrukční příručka*. Praha: ÚZIS. [cit. 2008-11-28] Dostupný z: <http://www.uzis.cz/article.php?article=878&mnu_id=8000>.

GABRIELA MYŠÁKOVÁ studuje navazující magisterské studium demografie na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy v Praze, kde v roce 2009 úspěšně zakončila bakalářské studium demografie – sociální geografie obhajobou bakalářské práce na téma **Vývoj sezónnosti úmrtnosti podle příčin v Česku, Norsku a Španělsku**.

KLÁRA TESÁRKOVÁ studuje doktorské studium demografie na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy v Praze, kde působí od roku 2008 jako asistentka na katedře demografie a geodemografie. Zabývá se především aplikovanou demografií (se zaměřením na oblast školství, pojištnictví a důchodových systémů) a možnostmi aplikace matematických a statistických metod v demografii.

Summary

This paper shows application of two methods for seasonality analysis in demography. The traditional method of time-series decomposition is highly useful in the analysis, however as a result we obtain average seasonal indexes for all the examined years. Three states have been analysed, namely the Czech Republic, Norway and Spain and selected causes of death or deaths in selected age-groups. Presented seasonal indexes show concentration of deaths to certain months – it was proved that older people die more during the winter months, younger people and children during summer (except of Norway, where winter-sports probably cause more accidents). Correlation analyses of the Czech Republic weather data exhibits a relationship between the number of deaths in selected groups of causes of death and the average air-temperature in analyzed months. This correlation was validated for three groups of causes. For two of them the correlation was significant when the numbers of deaths were shifted 1 or 2 months forward in comparison to weather variation. The X-12 method was introduced for further improvement of analysis of variable (moving) seasonality. SAS software could handle well with that method.

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

19. ročník, 1–2/2009

I. VEDECKÉ ČLÁNKY

1. Jana JURIOVÁ 3
Využívanie modelových prístupov ARIMA a ECM pri odhade priemyselnej produkcie
2. Tomáš ŽELINSKÝ 30
Pravdepodobnostný prístup k odhadu hraníc subjektívnej chudoby
3. Branislav ŠPROCHA, Pavol TIŠLIAR 42
Pôrodnosť a plodnosť na Slovensku podľa legitimacy v medzivojnovom období
4. Branislav ŠPROCHA, Pavol TIŠLIAR 57
Základné charakteristiky plodnosti žien na Slovensku v medzivojnovom období
5. Branislav ŠPROCHA 75
Analýza úmrtnostných pomerov na Slovensku v medzivojnovom období
6. Milan TEREK, Eva UHRINČÁTOVÁ 103
Hĺbková analýza údajov a jej aplikácia na poľnohospodárske farmy v Slovenskej republike

II. INFORMATÍVNE ČLÁNKY, DISKUSIA, NÁZORY

III. REGISTER ČLÁNKOV, ročníky 1991–2008

Vydáva Štatistický úrad Slovenskej republiky (vychádza 4x do roka), rozširuje a objednávky prijíma ŠÚ SR, informačný servis, Miletičova 3, 824 67 Bratislava 26, Slovenská republika, cena výtisku 1,66 (50 Sk).

PLODNOSŤ ŽIEN NA SLOVENSKU V MEDZIVOJNOVOM OBDOBÍ¹⁾

BRANISLAV ŠPROCHA – PAVOL TIŠLIAR

Women's Fertility in Slovakia in the Interwar Period

Population development of Slovakia in the first half of the 20th century was influenced by several major factors. On the one hand, there was the direct and indirect impact of the war years 1914–1918 and the economic crisis in the early 1930s, and on the other hand, an important role was played by the irreversible changes of the demographic revolution that deepened and continued to spread. From this perspective, the interwar period represents an important period for understanding the overall transformation of the reproductive behaviour of the population of Slovakia.

Keywords: fertility, interwar period, Slovakia, total fertility rate, cohort fertility

Demografie, 2010, 52: 103–119

Populačný vývoj Slovenska v prvej polovici 20. storočia bol ovplyvnený viacerými významnými okolnosťami. Na jednej strane to bol priamy i nepriamy dopad vojnového konfliktu z rokov 1914–1918, hospodárska kríza na začiatku 30. rokov a na strane druhej významnú úlohu zohrávalo prehlbovanie a ďalšie šírenie nezvratných zmien v rámci procesu demografickej revolúcie (Vereš, 1983 a 1986; Fialová, 1987; Fialová a kol., 1990). Práve z tohto pohľadu predstavuje medzivojnové obdobie významný časový úsek pre pochopenie celkovej premeny reprodukčného správania obyvateľstva Slovenska. Samotná demografická revolúcia sa dotýkala najmä dvoch hlavných demografických procesov, úmrtnosti a plodnosti. Prvý menovaný proces sme charakterizovali už v predchádzajúcich príspevkoch, preto svoju pozornosť v nasledujúcich riadkoch upriamime na analýzu plodnosti.

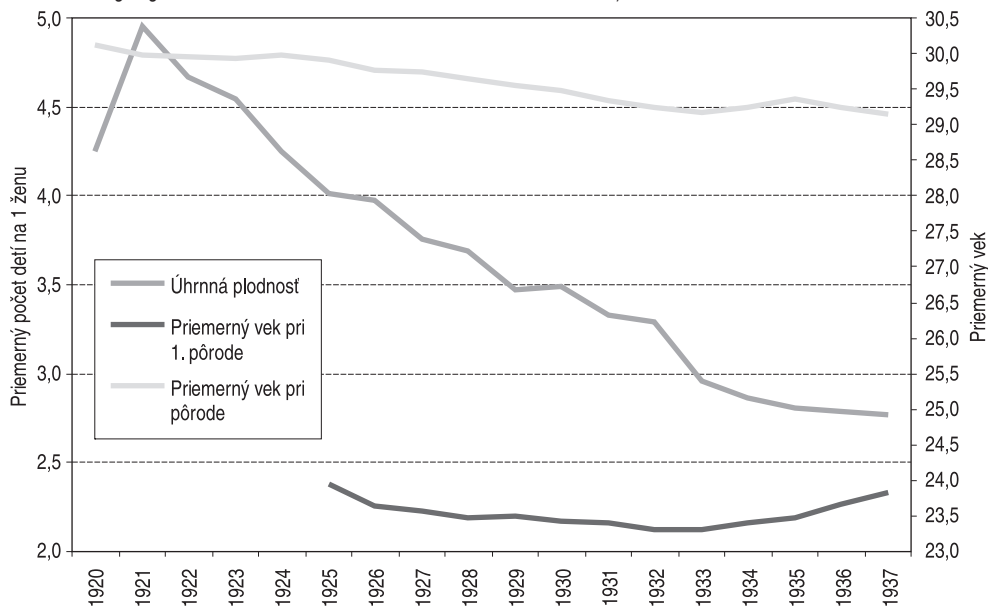
Základné charakteristiky pôrodnosti a plodnosti v rokoch 1920–1937

Najdôležitejším vplyvom prvej svetovej vojny okrem priamych vojnových strát bolo vytvorenie nepriaznivých podmienok pre populačný vývoj. Odchod veľkej časti sobášaschopných mladých mužov na front prispel k významnému zníženiu intenzity sobášnosti slobodných (Srb, 2002; Šprocha – Tišliar, 2008a). Spolu s neprítomnosťou už ženatých mužov došlo následne k prepadu intenzity plodnosti a počtu narodených detí. Celkovo môžeme odhadovať, že v dôsledku spolupôsobenia uvedených špecifických podmienok sa v priebehu rokov 1914–1918 narodilo o približne 200 tisíc detí menej, ako by sme mohli očakávať z trendov v predvojnovom období (Srb, 2002). Na tomto mieste musíme ešte spomenúť ďalší dôležitý fakt. Účinky prvej svetovej vojny sa neprejavili len priamym poklesom počtu narodených a sobášov, ale vďaka vzniku hlbokého zárezu vo vekovej pyramíde ovplyvňovali charakter reprodukcie aj v nasledujúcom období.

Po skončení vojnového konfliktu došlo v populácii Slovenska ku krátkej kompenzačnej fáze. Tá sa v prvých povojnových rokoch vyznačovala najmä nárastom počtu a intenzity sobášnosti a následne približne s ročným odstupom aj zvýšením pôrodnosti a plodnosti. Najviac

¹⁾ Príspevok bol pripravený s podporou Ministerstva školstva SR v rámci dotačného projektu na rozvoj vedy a techniky (výzva CD-2008 16910/36981) s názvom „Vytvorenie a prevádzkovanie informačných zdrojov demografických a štatistických údajov pre účely podpory výskumu a vývoja v rámci univerzity a ďalších výskumných inštitúcií“.

Graf 1 Vývoj úhrnnej plodnosti a priemerného veku ženy pri pôrode a prvom pôrode v rokoch 1920–1937 (Total fertility and the average age of women at childbirth and at first childbirth in 1920–1937)



Prameň: [1–7, 12]; vlastné výpočty.

detí sa na Slovensku narodilo v rokoch 1921–1923, kedy každý rok prišlo na svet viac ako 110 tisíc detí. Nad úroveň 100 tisíc detí sa pôrodnosť udržala až do roku 1928. V nasledujúcich rokoch sme svedkami poklesu pôrodnosti, ktorý vyvrcholil v čase hospodárskej krízy. Medzi rokmi 1932 a 1933 medziročne klesol počet narodených o viac ako 8 tisíc. Počty narodených detí však klesali aj v ďalších rokoch. Na konci sledovaného obdobia v roku 1937 sa na Slovensku narodilo už „len“ približne 82 tisíc detí (Šprocha – Tišliar, 2008b).

Celkový počet narodených detí je vo všeobecnosti výsledkom počtu žien vystavených riziku tehotenstva a pôrodu (zjednodušenie ženy v reprodukčnom veku) a ich intenzity plodnosti. Vyššie popísaný pokles počtu narodených detí bol podmienený predovšetkým znížením intenzity plodnosti. Nepriamo to naznačuje aj vývoj počtu žien v reprodukčnom veku. Kým na začiatku 20. rokov sa pohyboval na úrovni 770 až 800 tisíc žien, do konca sledovaného obdobia došlo k nárastu až na viac ako 900 tisíc osôb. Okrem toho sme nezaznamenali ani zmeny v početnosti vo vekovej skupine 20–29 ročných, teda u žien, ktoré sa v tomto období vyznačovali najvyššou intenzitou plodnosti.

Na druhej strane z pohľadu vývoja úhrnnej plodnosti môžeme konštatovať, že medzi rokmi 1920–1937 došlo k významnému prepadu. Priemerný počet detí na jednu ženu bol na začiatku sledovaného obdobia vysoko nad úrovňou štyroch detí a v rokoch 1921–1923 sa približoval až k hladine piatich detí na jednu ženu. V nasledujúcich rokoch po skončení kompenzačnej fázy však hodnoty úhrnnej plodnosti prudko klesali. K tomuto vývoju určitou mierou prispela aj hospodárska kríza, kedy medzi rokom 1932 a 1933 sa úhrnná plodnosť znížila o viac ako 0,3 dieťaťa na ženu. V priebehu 18 rokov sa intenzita plodnosti v populácii Slovenska znížila z hladiny takmer piatich detí na ženu pod úroveň 2,8 dieťaťa na ženu.

Charakteristiky časovania plodnosti

Časovanie vstupu žien do rodičovstva v medzivojnovom období môžeme sledovať na grafe 1. Priemerný vek ženy pri pôrode mierne klesal. Tento vývoj bol predovšetkým dôsledkom obmedzovania rodenia detí vyššieho poradia vo vyššom veku matky. Priemerný vek pri prvom pôrode sa pohyboval na intervale 23 až 24 rokov. Ak sa pozrieme na vývoj časovania prvých pôrodov detailnejšie, zistíme, že približne do začiatku 30. rokov priemerný vek mierne klesal. Pre presnejšie posúdenie tejto situácie nám chýba vývoj pred rokom 1925. Na základe logického úsudku však môžeme predpokladať, že tento stav bol súčasťou kontinuálneho procesu. Počas vojnového konfliktu boli nové manželstvá uzatvárané vo výrazne nižšej intenzite a v mnohých prípadoch slobodné ženy museli čakať, až sa potenciálni manželia vrátia z frontu. Okrem toho odchod mužov na front tiež prerušil životné dráhy viacerým novým rodinám, čím sa odložilo aj narodenie prvého potomka. Po skončení prvej svetovej vojny sa tieto odložené udalosti vo zvýšenej miere v rámci kompenzačnej fázy naplňali. Časový posun zapríčinený nepriaznivými okolnosťami však spôsobil, že do manželstva i rodičovstva pravdepodobne vstupovali partneri o niečo starší, ako tomu bolo zvykom v predvojnovom období.

Približne od roku 1933 dochádza k opačnému vývoju a priemerný vek pri prvom pôrode postupne rastie. Vysvetlenie spočíva predovšetkým v postupnom zvyšovaní priemerného veku pri prvom sobáši, čím sa vstup do rodičovskej dráhy posúval.

Zaujímavú informáciu o rozložení plodnosti podľa veku prináša tabuľka 1. Ako z nej môžeme vidieť, 50 % realizovanej plodnosti v roku 1925 spadalo do 30. roku života ženy. Na konci sledovaného obdobia sa tento interval skrátil, keďže polovicu pôrodov absolvovali ženy do veku 28,6 roku. Čiastočne sa skrátil aj interval, kedy sa realizovalo 90 % plodnosti. Aj napriek tomu rozdiel v časovaní medzi 10 % a 90 % realizovanej plodnosti zostal viac ako 17 rokov. Plodnosť tak bola stále rozprestretá do širokého vekového intervalu.

Dôležitým analytickým ukazovateľom časovania pôrodov jednotlivých poradí sú medzi-pôrodné intervaly. Úzko súvisia s intenzitou plodnosti podľa poradia. Ich hodnota uvádza priemerný počet rokov (alebo mesiacov), ktoré uplynú od pôrodu predchádzajúceho dieťaťa po narodenie nasledujúceho.

Hlavným poznatkom z analýzy medzipôrodných intervalov je fakt, že u všetkých poradí došlo v medzivojnovom období k postupnému predlžovaniu medzipôrodných intervalov (Šprocha – Tišliar, 2008b). Najviac sa tento vývoj prejavil pri časovom úseku medzi narodením druhého a tretieho dieťaťa, keďže vzrástol o viac ako jeden rok. Pri pomerne stabilnom

Tab. 1 Vybrané charakteristiky časovania plodnosti (Selected characteristics of fertility timing)

Rok	% realizovanej plodnosti (v rokoch)					Rozdiel (v rokoch)	
	50 %	25 %	10 %	75 %	90 %	90 % – 10 %	75 % – 25 %
1925	29,57	25,02	22,00	34,96	39,41	17,41	9,94
1926	29,41	24,88	21,86	34,85	39,27	17,41	9,97
1927	29,44	24,79	21,75	34,88	39,34	17,59	10,09
1928	29,30	24,64	21,67	34,80	39,25	17,58	10,16
1929	29,24	24,56	21,65	34,72	39,15	17,50	10,16
1930	29,14	24,53	21,60	34,73	39,17	17,57	10,20
1931	29,09	24,42	21,58	34,80	39,30	17,72	10,38
1932	29,03	24,40	21,52	34,77	39,37	17,85	10,37
1933	28,86	24,35	21,51	34,58	39,27	17,76	10,23
1934	28,80	24,37	21,52	34,55	39,27	17,75	10,18
1935	28,76	24,31	21,47	34,46	39,23	17,76	10,15
1936	28,69	24,33	21,52	34,29	39,09	17,57	9,96
1937	28,60	24,25	21,37	34,08	38,92	17,55	9,83

Prameň: [1, 5–7, 12]; vlastné výpočty.

priemernom veku pri prvom pôrode, malých zmenách priemerných vekov u ďalších poradi (až na kategóriu 5+) a súčasne pri predlžovaní medzipôrodných intervalov, vznikla situácia, kedy pôrody druhého a ďalšieho poradia boli postupne odsúvané do vyššieho veku matky. Tento jav jednoznačne poukazuje na vedomé obmedzovanie rodenia detí vyššieho poradia (predovšetkým 3+).

Postavenie Slovenska z hľadiska plodnosti v medzivojnovj Európe

Aj napriek výraznému poklesu intenzity plodnosti patrilo Slovensko v Európe na začiatku 30. rokov stále k populáciám s najvyššou úrovňou plodnosti. Tento fakt môžeme vidieť v tabuľke 2. Najnižšiu úhrnnú plodnosť mali v tomto období predovšetkým Rakúsko, Anglicko a Wales, Švédsko, Nórsko a Česko, v ktorých do konca medzivojnového obdobia plodnosť výrazne klesla pod úroveň jednoduchej reprodukcie. Nízkú úroveň mali tiež Nemecko, Dánsko a Estónsko. Na druhej strane vysokú plodnosť dosahovalo Bulharsko, Taliansko, Portugalsko, a tiež štáty strednej Európy, kde spolu s Maďarskom a Poľskom spadalo aj Slovensko.

Tab. 2 Úhrnná plodnosť vo vybraných štátoch Európy na začiatku 30. rokov 20. storočia (Total fertility in selected European countries at the start of the 1930s)

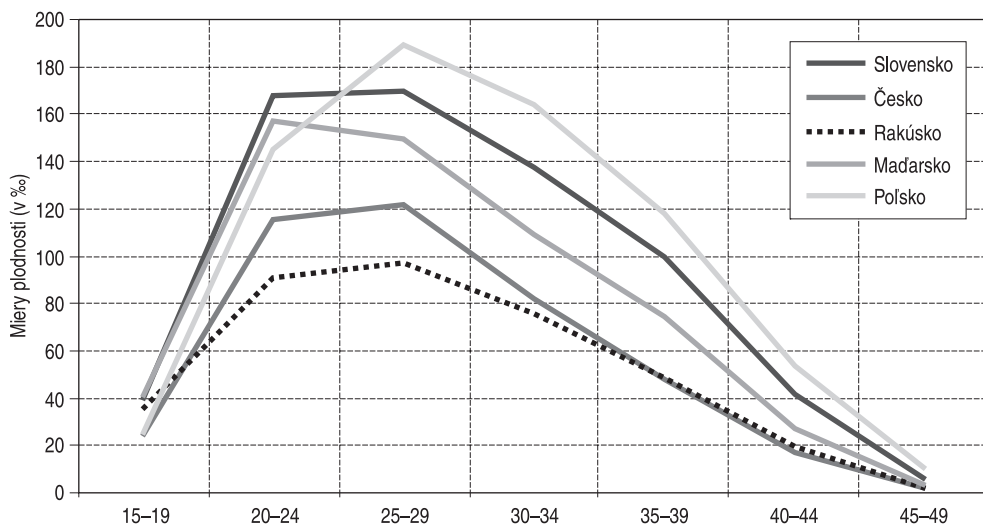
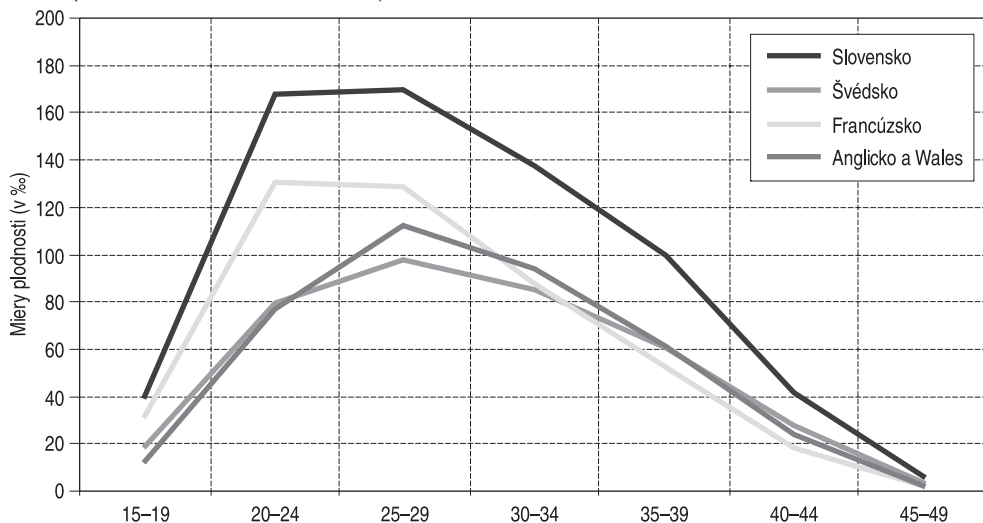
Štát, územie	Obdobie	Úhrnná plodnosť	Štát, územie	Obdobie	Úhrnná plodnosť
Slovensko	1930–1933	3,27	Dánsko	1931–1935	2,14
Česko	1930–1933	1,99	Fínsko	1930–1932	2,48
Maďarsko	1930–1932	2,80	Nórsko	1930–1931	1,94
Rakúsko	1931–1932	1,85	Švédsko	1930–1932	1,86
Nemecko	1934	2,03	Taliansko	1930–1932	3,25
Poľsko	1931–1932	3,53	Portugalsko	1931–1932	3,91
Francúzsko	1930–1932	2,25	Bulharsko	1934–1935	3,50
Holandsko	1930–1931	2,95	Estónsko	1931–1934	1,97
Anglicko a Wales	1931	1,92	Lotyšsko	1929–1931	2,26

Prameň: [13].

Lepší pohľad na rozdiely v úrovni úhrnnej plodnosti medzi uvedenými štátmi nám ponúka graf 2 a 3. V ňom porovnávame intenzitu plodnosti podľa veku medzi populáciami strednej Európy (Poľsko, Maďarsko, Rakúsko, Česko, Slovensko) a medzi Slovenskom a vybranými štátmi západnej a severnej Európy (Švédsko, Anglicko, Francúzsko).

V prvej skupine stredoeurópskych štátov patrilo Slovensko spolu s Poľskom k populáciám s najvyššou plodnosťou, a to vo všetkých vekových skupinách. Tento rozdiel je ešte výraznejší, ak porovnáme Slovensko s niektorými štátmi západnej, respektíve severnej Európy. Okrem výrazných diferencií v intenzite plodnosti v jednotlivých vekových skupinách je zreteľný rozdiel aj v štruktúre plodnosti podľa veku. Kým vo Švédsku, Anglicku, Česku, Rakúsku maximum plodnosti spadalo do vekovej skupiny 25–29 ročných, na Slovensku sa najväčšia intenzita plodnosti sústreďovala vo veku 20–24 a 25–29 rokov. Z pohľadu porovnania mier plodnosti podľa veku môžeme povedať, že najväčšie rozdiely vo všeobecnosti boli sústredené v mladších vekových skupinách. Tento fakt platil najmä v prípade porovnania Slovenska so severoeurópskymi a západoeurópskymi krajinami a tiež vo veku nad 30 rokov. V prvom prípade hlavnú úlohu zohrávalo rozdielne časovanie vstupu do manželstva a rodenie prvých detí, ktoré bolo na Slovensku posunuté do mladších vekových skupín. Druhý spomínaný rozdiel bol predovšetkým výsledkom odlišného časovania a šírenia vedomého obmedzovania veľkosti rodiny v procese demografickej revolúcie. Tá na území Slovenska s najväčšou pravdepodobnosťou začala až v 70. – 80. rokoch 19. storočia, čiže s výrazným oneskorením v porovnaní s ostatnými západoeurópskymi a severoeurópskymi (i niektorými stredoeurópskymi) krajinami. Výsledkom potom bola výrazne vyššia intenzita plodnosti žien vo vyššom

Graf 2 a 3 Miere plodnosti žien vo vybraných štátoch Európy na začiatku 30. rokov 20. storočia (Women's fertility in selected European countries at the start of the 1930s)



Prameň: [13].

veku. Práve oneskorenie nástupu a šírenia demografickej revolúcie malo za následok odlišnú úroveň plodnosti Slovenska v mezivojnovom období v európskom priestore.

Pre zistenie pozície Slovenska v rámci demografickej revolúcie v 30. rokoch použijeme Coalove indexy. Tie sú založené na nepriamej štandardizácii, kde za štandard sú vybrané miery plodnosti takej populácie, u ktorej sa nepredpokladá vedomé obmedzovanie plodnosti (Pavlík a kol., 1986). Za štandard sme zvolili intenzitu plodnosti vydatých žien hutteritov. Vo väčšine prípadov je za štandard zvolená intenzita plodnosti hutteritov, náboženskej komunity zo Severnej Ameriky, ktorá ostro vystupovala proti akémukoľvek obmedzovaniu plodnosti. Pre vymedzenie druhej fázy

Tab. 3 Coalove indexy vo vybraných rokoch na Slovensku, v Česku a na Podkarpatskej Rusi (Coal indices in selected years in Slovakia, the Czech lands, and Subcarpathian Ruthenia)

Obdobie	Slovensko		Česká republika		Podkarpatská Rus	
	if	ig	if	ig	if	ig
1919–1923	0,34	0,58	0,24	0,46	0,42	0,65
1928–1932	0,26	0,43	0,17	0,29	0,39	0,57

Vysvetlivky:

if – index plodnosti, vyjadruje do akej miery sa intenzita plodnosti žien Slovenska líši od intenzity plodnosti žien hutteritov.

ig – index manželskej plodnosti, vyjadruje do akej miery sa líši intenzita plodnosti žien Slovenska žijúcich v manželstve oproti intenzite plodnosti žien hutteritov.

Prameň: [2,3,6,7,8,9]; vlastné výpočty.

Tab. 4 Miery plodnosti žien podľa veku vo vybraných rokoch a zmena intenzity plodnosti na Slovensku medzi jednotlivými rokmi²⁾ (Women's fertility by age in selected years and the change in fertility intensity in Slovakia between years)

Vek	Miery plodnosti na 1000 žien					
	1920	1921	1925	1930	1933	1937
15–19	28,7	31,0	29,6	34,9	36,5	22,7
20–24	206,1	237,1	185,6	174,2	152,3	150,6
25–29	220,9	273,4	218,7	182,3	155	154,7
30–34	170,8	204,3	179,5	149	120,2	112,7
35–39	145,2	163,1	123,9	108,4	85,7	76,3
40+	77,9	82,5	65,2	50,0	42,1	36,3
Úhrnná plodnosť	4,25	4,96	4,01	3,49	2,96	2,77
Vek	Zmena intenzity plodnosti (v %)					
	1937/1920	1921/1920	1925/1921	1930/1925	1933/1932	1937/1933
15–19	-20,8	8,2	-4,5	17,9	-10,8	-37,8
20–24	-26,9	15,0	-21,7	-6,2	-8,4	-1,1
25–29	-30,0	23,8	-20,0	-16,6	-8,5	-0,2
30–34	-34,0	19,6	-12,1	-17,0	-11,5	-6,2
35–39	-47,5	12,3	-24,0	-12,5	-12,7	-11,0
40+	-53,4	5,8	-21,0	-23,3	-10,4	-13,8
Spolu	-34,9	16,7	-19,1	-12,9	-15,3	-6,5

Prameň: [1–7, 12]; vlastné výpočty.

Tab. 5 Intenzita plodnosti žien podľa poradia narodených detí na Slovensku vo vybraných rokoch medzivojnového obdobia³⁾ (Women's fertility intensity by birth order in Slovakia in selected years in the interwar period)

Poradie	1925	1927	1930	1933	1934	1937	Zmena 1937/1925 (v %)
Prvé	0,87	0,88	0,87	0,79	0,78	0,84	-3,2
Druhé	0,76	0,69	0,68	0,60	0,60	0,61	-19,7
Tretie	0,71	0,60	0,52	0,43	0,43	0,41	-43,0
Štvrté	0,52	0,53	0,43	0,33	0,32	0,30	-42,9
Piate a ďalšie	1,30	1,29	1,19	0,93	0,89	0,77	-40,6

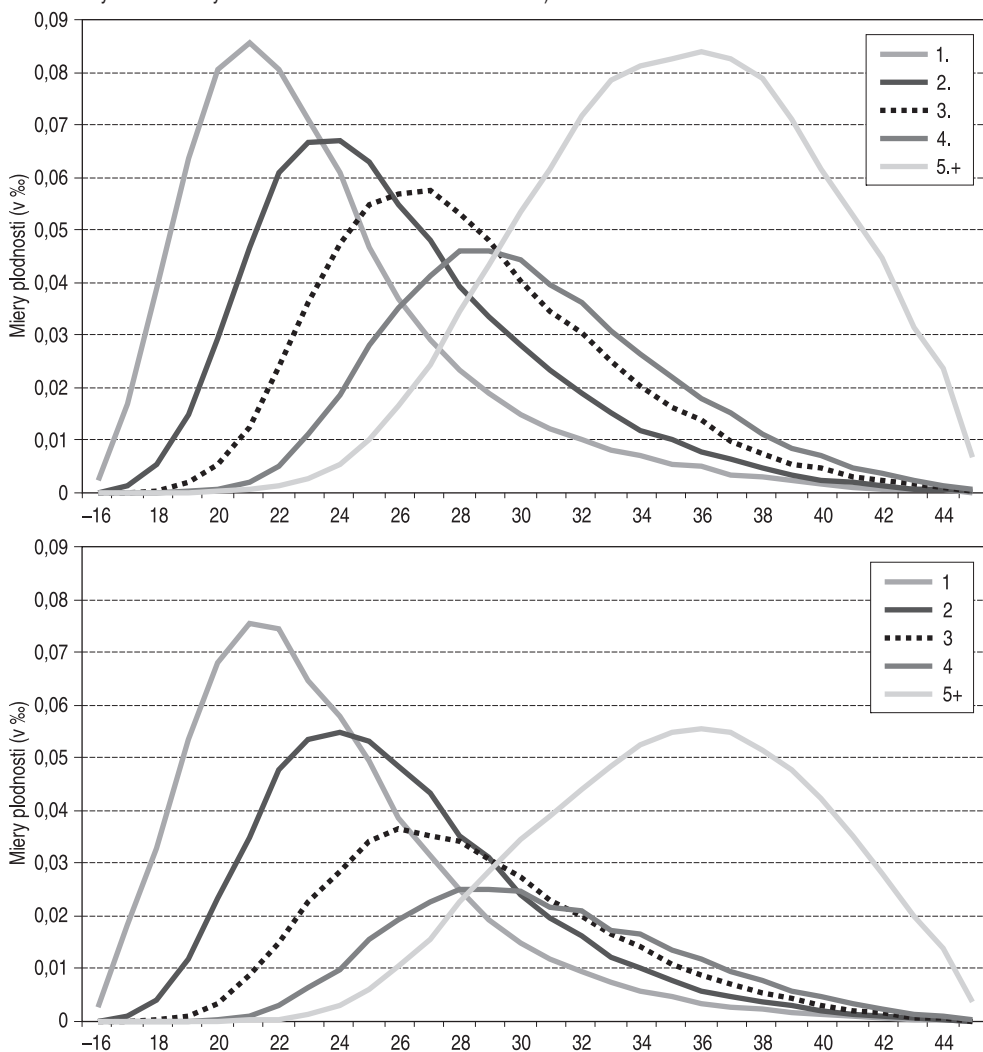
Prameň: [1, 5–7, 12]; vlastné výpočty.

demografickej revolúcie sa potom uvažuje interval 70–35 % z intenzity manželskej plodnosti hutteritov (Pavlik a kol., 1986). Vzhľadom na metodiku výpočtu bolo možné tieto údaje získať len pre roky sčítania (1921 a 1930), respektíve pre obdobie okolo nich. Ako ukazuje tabuľka 3 populácie

²⁾ Počítané z počtu živonarodených detí podľa veku matky.

³⁾ Počítané z počtu všetkých narodených detí podľa veku matky. Údaje o počte živonarodených detí podľa poradia neboli v medzivojnovom období publikované v pohyboch obyvateľstva.

Graf 4 a 5 Miere plodnosti žien na Slovensku podľa poradia narodeného dieťaťa v rokoch 1925–1928 a 1934–1937 (Women's fertility in Slovakia by birth order in 1925–1928 and 1934–1937)



Prameň: [1, 5–7, 12]; vlastné výpočty.

Slovenska a Podkarpatskej Rusi spadali v medzivojnovom období ešte len do druhej fázy demografickej revolúcie, pričom Česko v 30. rokoch už demografickú revolúciu ukončilo.

Miere plodnosti podľa veku

Odlíšne reprodukčné správanie slovenských žien v porovnaní s niektorými štátmi Európy sa odrazilo v úrovni ich plodnosti. Ako sme ukázali vyššie, v pozadí týchto rozdielov stáli predovšetkým rozdiely v jednotlivých vekových skupinách. V prípade, že chceme získať informáciu o tom, ktoré vekové skupiny a v akom rozsahu sa podieľali na zmene intenzity plodnosti na Slovensku v medzivojnovom období, musíme sledovať plodnosť žien v jednotlivých vekových skupinách.

Ako ukazuje tabuľka 3, na poklese úhrnnej plodnosti sa v rokoch 1920–1937 podieľali v podstate všetky vekové skupiny. Rozdiel však bol v úrovni tohto poklesu. Najvýraznejšie zníženie intenzity plodnosti nastalo u žien vo veku nad 30 rokov. Najmä nad 35. rokom života sme svedkami zníženia, ktorý dosahoval hranicu 50 %.

Okrem toho je zrejmé, že došlo tiež k zmene štruktúry plodnosti podľa veku. Kým v 20. rokoch maximum plodnosti spadalo do vekovej skupiny 25–29 ročných žien. Od 30. rokov sme svedkami vyrovnania zastúpenia 20–24 ročných a 25–29 ročných žien, pri súčasnom poklese váhy vekovej skupiny nad 35 rokov.

Z rozloženia mier plodnosti podľa veku je vidieť, že plodnosť bola realizovaná v pomerne širokom vekovom rozpätí pri stále vysokej participácii žien vo vyššom reprodukčnom veku.

Plodnosť podľa poradia narodeného dieťaťa

Hlavným prejavom vedomého obmedzovania plodnosti bolo na Slovensku predovšetkým znižovanie plodnosti vo vyššom veku a tým aj rodenia detí vyššieho poradia. Tento proces potvrdzujú hodnoty úhrnnej plodnosti podľa poradia a tiež vývoj mier plodnosti podľa poradia, ktoré zobrazujú grafy 4 a 5.

Obmedzovanie plodnosti sa výrazne nedotýkalo rodenia detí prvých poradií. Medzi rokmi 1925 až 1937 sa úhrnná plodnosť prvého poradia takmer nemenila. Určité zníženie už však pozorujeme pri detoch druhého poradia, kde sa plodnosť znížila približne o 20 %. Najvýraznejšie zmeny však nastali v intenzite plodnosti u detí tretieho a vyššieho poradia, kde sa úroveň poklesu pohybovala cez 40 %.

Aj z tohto jednoduchého popisu je evidentné, že pokles úhrnnej plodnosti v medzivojnovom období bol predovšetkým výsledkom zníženia intenzity plodnosti vo vyšších poradiach v dôsledku vedomého obmedzovania počtu detí v rodine. Na druhej strane však treba podotknúť, že aj napriek výraznému poklesu plodnosti tretích a vyšších poradií, tieto predstavovali aj na konci sledovaného obdobia v roku 1937 stále viac ako 50 % z celkovej úrovne úhrnnej plodnosti.

Plodnosť podľa legitimacy narodeného dieťaťa

Postavenie a pohľad tradičnej spoločnosti na Slovensku na slobodnú matku s dieťaťom v dôsledku pôsobenia silnej kresťanskej morálky nebol pozitívny (*Botíková a kol.*, 1997). Aj napriek tomu však údaje o počte a podiele detí narodených mimo manželstva v rokoch 1919–1937 dokazujú, že približne 6–9 % z celkového počtu narodených detí prišlo na svet nevydatej žene.

O tom, že pohlavný styk a počatie dieťaťa mimo manželský zväzok nebolo v slovenskej spoločnosti ničो až tak neobvyklé, svedčí odhad zastúpenia predmanželských koncepcií z celkového počtu prvých pôrodov žien žijúcich v manželstve. Tie predstavovali približne jednu pätinu z celkového počtu prvých pôrodov detí narodených manželským párom. V prípade, že sčítame podiel detí narodených mimo manželstva a podiel predmanželských koncepcií, získame pohľad na celkovú úlohu nemanželských koncepcií v procese plodnosti. Pre obdobie rokov 1925–1937 sa tento údaj pohyboval na úrovni približne 27–29 % zo všetkých narodených detí. Z toho potom vyplýva, že takmer každé štvrté až tretie dieťa bolo počaté mimo manželský zväzok.

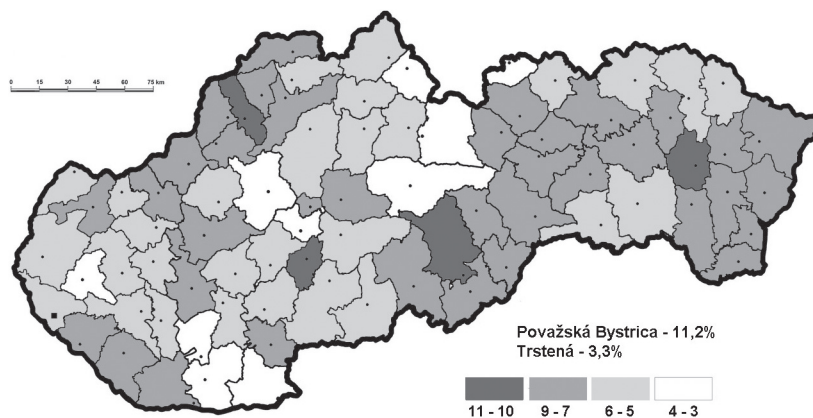
Zdá sa, že pohľad na nemanželské dieťa a plodnosť mimo manželstva nebol na Slovensku v medzivojnovom období jednotný. Tento fakt čiastočne dokazuje podiel detí narodených mimo manželstva v niektorých skupinách vyčlenených podľa národností (materinského jazyka). Najväčšie rozdiely môžeme vidieť u obyvateľstva cigánskej národnosti, kde sa podiel nemanželských detí pohyboval na úrovni 45–55 %. Okrem toho bolo vyššie zastúpenie detí narodených nevydatým matkám tiež v kategórii iná národnosť. Z nej hlavnú úlohu hrali pravdepodobne ženy poľskej národnosti, keďže podiel nemanželských detí sa u nich pohyboval na úrovni 18–24 %.

Vyšší podiel detí narodených nevydatým ženám tiež mali mestské sídla. V najväčších slovenských mestách Bratislave a v Košiciach tieto pôrody predstavovali 17–20 %. Obdobná situácia bola tiež v niektorých menších mestách ako Komárno, Trenčín, Prešov, Žilina a Lučenec.

Z hľadiska priestorového rozloženia môžeme v medzivojnovom období určiť niekoľko oblastí s vyšším podielom nemanželských detí. Sem spadali predovšetkým oblasti Považského Podolia, okresy Považská Bystrica, Púchov, Veľká Bytča, ale aj Ilava, stredná a južná časť východného Slovenska, najmä okresy Humenné a Vranov nad Topľou a oblasť Gemera a Novohradu. Na druhej strane boli na Slovensku tiež oblasti s nízkym a veľmi nízkym podielom nemanželských detí. Išlo predovšetkým o oblasti hornej Oravy. Okresy Trstená a Námestovo mali dlhodobo len 3–5 % detí narodených nevydatej žene.

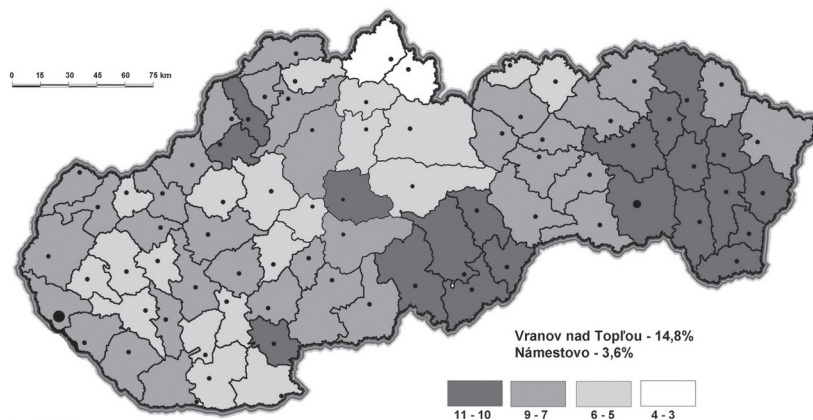
Samotná intenzita plodnosti žien mimo manželstva však bola v celom medzivojnovom období pomerne nízka a navyše mala klesajúcu tendenciu. Úhrnná plodnosť nevydatých žien sa

Kartogram 1 Podiel detí narodených mimo manželstva na Slovensku v rokoch 1921–1923 (Percentage of extra-marital births in Slovakia 1921–1923)



Prameň: [3,4]; vlastné výpočty.

Kartogram 2 Podiel detí narodených mimo manželstva na Slovensku v rokoch 1934–1937 (Percentage of extra-marital births in Slovakia in 1934–1937)



Prameň: [1]; vlastné výpočty.

Tab. 6 Miery manželskej plodnosti žien podľa veku vo vybraných rokoch medzivojnového obdobia (Women's marital fertility by age in selected years in the interwar period)

Vek	Miery manželskej plodnosti na 1000 žien						Zmena 1937/1920 (v %)
	1920	1921	1925	1930	1934	1937	
15–19	23,5	24,9	22,5	25,7	15,3	16,5	-29,80
20–24	185,7	216,4	165,8	153,7	131,5	135,1	-27,20
25–29	206,5	259,1	207,3	170,8	143,4	145,5	-29,50
30–34	163,1	195,9	171,6	143,1	108,5	107,0	-34,40
35–39	139,9	157,2	118,7	103,6	77,6	72,5	-48,20
40+	75,8	80,1	62,7	47,8	38,5	34,6	-54,40
Úhrnná plodnosť	3,97	4,67	3,74	3,22	2,57	2,56	-35,66

Prameň: [1–7, 12]; vlastné výpočty.

pohybovala v roku 1937 na úrovni 0,21 dieťaťa na ženu, kým v roku 1923 to bolo 0,29 dieťaťa. Z celkovej plodnosti predstavovala približne 6–9 %.

Vývoj mier manželskej plodnosti v populácii Slovenska vo svojej podstate kopíroval v dôsledku absolútnej prevahy vývoj celkovej plodnosti. Tento sme podrobnejšie popísali už v predchádzajúcej časti, a preto sa obmedzíme len na základné zistenia, ktoré sú zobrazené v tabuľke 6 a na grafoch 6 a 7.

Ako je vidieť z tabuľky 6 medzi rokmi 1920 a 1937 došlo vo všetkých vekových skupinách k poklesu intenzity plodnosti meranej redukovanou mierou, a to najmä vo veku nad 35 rokov. Tento fakt sa prejavil tiež v zastúpení jednotlivých vekových skupín žien na celkovej manželskej plodnosti. Najvýraznejšie sa pokles manželskej plodnosti dotkol rodenia detí vyšších poradií, najmä tretieho a vyššieho poradia. Tento jav je tak neklamným znakom obmedzovania veľkosti rodiny.

Celkový pokles intenzity plodnosti vydatých žien zreteľne ukazuje vývoj čistých mier plodnosti vydatých žien v rokoch 1921 a 1930. Najväčší pokles zaznamenali vekové skupiny 25–29 ročných žien, kde sa intenzita plodnosti znížila o približne 36 % a vo veku nad 35 rokov, kde pokles predstavoval v priemere viac ako 40 %. Na druhej strane je vidieť, že v najmladšej vekovej skupine sa intenzita plodnosti mierne zvýšila.

V snahe pre exaktné vyjadrenie príčin poklesu úhrnnej plodnosti, aj keď z vyššie použitých analýz je to explicitne zrejmé, sme dodatočne vytvorili dekompozíciu úhrnnej plodnosti. Táto metóda rozkladá zmeny vo vývoji intenzity plodnosti na parciálne efekty – efekt štruktúry, efekt manželskej plodnosti a efekt mimomanželskej plodnosti. Z hľadiska dostupných dát bolo možné túto metódu použiť pre roky sčítania 1921 a 1930, kedy máme k dispozícii vekovú štruktúru žien podľa rodinného stavu. Na základe získaných výsledkov môžeme konštatovať, že pokles intenzity plodnosti medzi týmito rokmi a aj v celom sledovanom období bol výsledkom zmeny (poklesu) v intenzite manželskej plodnosti.

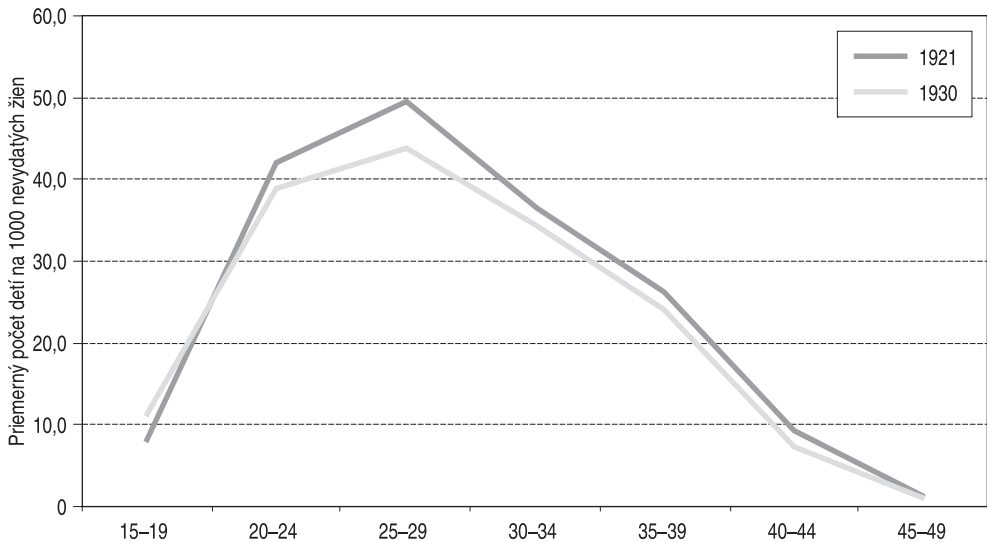
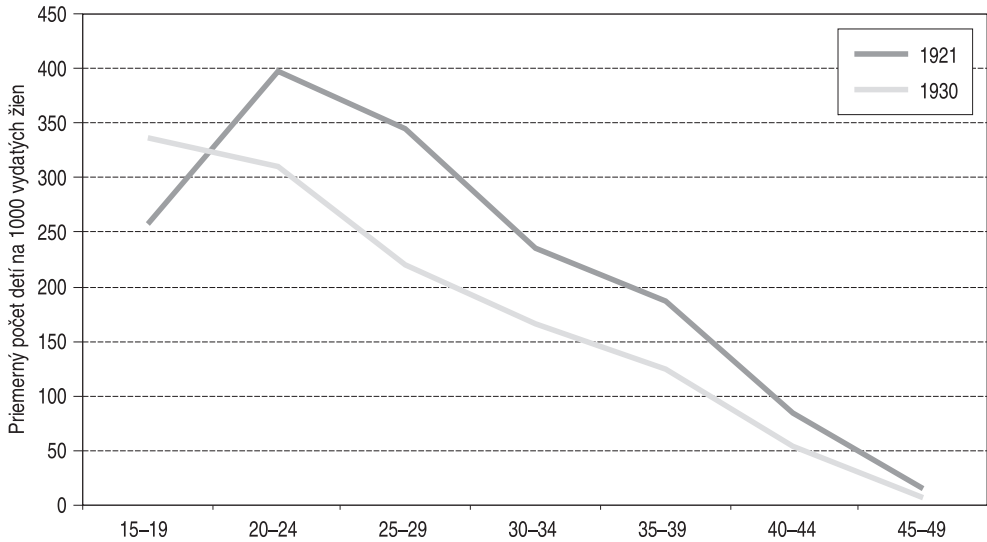
Diferenčná analýza plodnosti

Premena demografickej reprodukcie neprebíha v celej populácii naraz, ale sa diferencuje z hľadiska času, rýchlosti šírenia, priestoru i jednotlivých skupín v danej populácii.

Na to aby mohli nastúpiť zmeny v plodnosti, je potrebné nielen nastavenie nutných podmienok, ale musí tiež existovať ochota danej populácie prijať a podstúpiť túto premenu. Na jednej strane musia existovať informácie a možnosti o tom ako a prečo zmeniť reprodukčné správanie a na druhej strane musí byť nejaká pridaná hodnota tejto zmeny v podobe výhod plynúcich z premeny reprodukcie.

Vo všeobecnosti sa usudzuje, že ako prvá reagovala populácia žijúca v hospodárskych a kultúrnych centrách jednotlivých štátov, vo vyššie postavených vrstvách tejto spoločnosti (Vereš, 1983 a 1986). V nich sa sústreďovali nielen socioekonomické podmienky, ale tieto

Graf 6 a 7 Miery plodnosti vydatých a nevydatých žien v rokoch 1921 a 1930 na Slovensku (Fertility rates of married and unmarried women in 1921 and 1930 in Slovakia)



Prameň: [2,3,6,7,8,9]; vlastné výpočty.

skupiny boli tiež najviac vystavené novým myšlienkovým prúdom. Z týchto prvotných centier sa následne znaky demografickej revolúcie šírili do ďalších oblastí a ďalších spoločenských vrstiev.

Určitú predstavu o charaktere plodnosti v rámci jednotlivých skupín obyvateľstva ponúka výpočet diferencnej plodnosti. Ten je však vzhľadom na charakter údajov možné pre populáciu Slovenska uskutočniť len pre roky sčítaní a pre mužskú zložku.

Tab. 7 Miery mužskej diferenciálnej plodnosti a úhrnná plodnosť podľa tried povolania v roku 1930 (Men's differential fertility and total fertility by occupational category in 1930)

Vek	Trieda povolania			
	Poľnohospodárstvo, lesníctvo a rybnárstvo	Baníctvo, hutníctvo, ostatný priemysel a živnosti	Obchod, peňažníctvo a doprava	Verejná služba, slobodné povolania a vojsko
	Miery plodnosti na 1000 mužov			
15–24	42,3	30,0	18,3	4,1
25–39	197,2	150,9	120,9	92,4
40–49	87,1	65,3	64,3	38,0
50+	11,4	10,5	10,9	7,2
	Úhrnná plodnosť (na 1 muža)			
Spolu	4,08	3,12	2,59	1,77

Prameň: [6, 8]; vlastné výpočty.

Ako je zrejme z tabuľky 7 v 30. rokoch existovali na Slovensku medzi jednotlivými triedami povolania⁴⁾ pomerne významné rozdiely v intenzite plodnosti. Najvyšší priemerný počet detí pripadal na mužov zamestnaných v poľnohospodárstve, lesníctve a rybnárstve, kde sa úhrnná plodnosť pohybovala nad hranicou štyroch detí na jedného muža. Približne o jedno dieťa nižšiu plodnosť mali muži, ktorí pri sčítaní 1930 uviedli, že pracujú v baníctve, hutníctve, ostatnom priemysle a živnostiach. Najnižšiu hladinu plodnosti mali v 30. rokoch muži pracujúci v obchode, peňažníctve a službách, kde na jedného muža priemerne pripadalo 2,6 dieťaťa. V poslednej triede u osôb zamestnaných vo verejnej službe, slobodných povolaniach a vojsku bola plodnosť nižšia, ako je úroveň prirodzenej reprodukcie (2,1 dieťaťa), keďže na jedného muža pripadalo ani nie 1,8 dieťaťa.

Kohortná analýza plodnosti

V doterajšej analýze sme sa opierali o transverzálny pohľad na časové vymedzenie sledovaných indikátorov. V zmysle konštrukcie týchto charakteristík (predovšetkým úhrnná plodnosť) sme v podstate v určitom časovom okamihu (napríklad jeden rok) vytvárali fiktívnu kohortu žien zloženú z viacerých generácií. Takéto vyjadrenie intenzity plodnosti je vo svojej podstate len teoretickým konceptom, pretože hovorí, ako by sa mohla úroveň plodnosti vyvíjať, ak by sa nemienili intenzity v jednotlivých generačných sekvenciách v čase a tiež ich rozloženie podľa veku po určitú dobu. V čase, kedy nedochádza k výrazným zmenám v reprodukčnom správaní, potom tieto ukazovatele môžu do určitej miery odzrkadľovať skutočnú intenzitu procesu. Na druhej strane je treba povedať, že práve jednotlivé generácie, alebo aspoň ich určité časti, sú nositeľmi zmien v reprodukcii. Preto spomínaný predpoklad o nemennosti intenzity a jej rozloženia úplne neplatí. Transverzálne ukazovatele sú ovplyvniteľné zmenami v podmienkach reprodukčného správania. Napríklad, ak dochádza k odkladaniu rodenia prvých detí do vyššieho veku, môže dôjsť k situácii, že hodnota úhrnnej plodnosti je veľmi nízka, čo nemusí plne zodpovedať so skutočnou intenzitou plodnosti⁵⁾. Naopak, ak sú podmienky nastavené tak, že ženy urýchľujú vstup do materstva a rodičovstva, vzniká priestor na zvýšenie hladiny úhrnnej plodnosti⁶⁾.

⁴⁾ Označenie používané v oficiálnej štatistike. V podstate môžeme hovoriť vzhľadom na dnešné ponímanie o odvetviach národného hospodárstva.

⁵⁾ Príkladom takejto situácie môže byť vývoj plodnosti na Slovensku po roku 1989, kedy došlo k výraznému nárastu priemerného veku pri prvom pôrode a súčasne poklesu hodnôt úhrnnej plodnosti pod hladinu 1,3 dieťaťa na ženu.

⁶⁾ Takáto situácia môže nastať, ak sa ženy snažia napríklad využiť nejaké formy nastavenej propopulačnej politiky, kedy svoje reprodukčné plány, ktoré by skôr či neskôr pravdepodobne aj tak realizovali, naplnia v „predstihu“. Ďalším príkladom môže byť tiež realizácia odložených, respektíve neuskutočnených zámerov v predchádzajúcom období v dôsledku nejakej nepriaznivej situácie, kedy po jej skončení dochádza ku kompenzačnému procesu.

V tomto pohľade sa potom kohortné longitudinálne ukazovatele vyznačujú väčšou stálosťou. K ich zmene dochádza len v situácii výraznej premeny demografickej reprodukcie.

Prvým zo špecifických spôsobov, ktorý sme sa pokúsili aplikovať na dostupné údaje pre obdobie 1919–1937, bol výpočet a následná úprava redukovaných mier manželskej plodnosti podľa dĺžky trvania manželstva. Hlavnou myšlienkou tohto výpočtu je vyjadriť pravdepodobnosť s akou sa po určitej dobe (x rokoch) strávenej v manželstve narodí manželskému páru dieťa. V podstate to znamená, že do pomeru dávame narodené deti podľa dĺžky trvania manželstva a prislúchajúce existujúce manželstvá. V skutočnosti však takto triedené údaje o existujúcich manželstvách po x rokoch nemáme k dispozícii, preto bolo potrebné použiť redukované miery manželskej plodnosti. V praxi to znamenalo vzťahnúť počty narodených detí po x rokoch trvania manželstva k východiskovému počtu sobášov, ktoré boli uzavreté pred x rokmi. Výsledkom takéhoto ponímania je potom abstrakcia od nepriaznivých okolností, ako sú úmrtia rozvody či emigrácie, ktorými sú každoročne sobášne kohorty znižované. V podstate predpokladáme, že všetky uzavreté manželstvá existujú aj po x rokoch od sobáša. V menovateľi sú potom v skutočnosti aj už neexistujúce manželstvá. Redukované miery skutočnú intenzitu mierne podhodnocujú. Úhrn týchto mier predstavuje ukazovateľ úhrnej manželskej plodnosti. Ak sa však pozrieme na logiku výpočtu, zistíme, že takáto koncepcia stále predstavuje transverzálny pohľad na intenzitu manželskej plodnosti, keďže v jednotlivých rokoch sú jednotlivé pôrody podľa dĺžky trvania manželstva vzťahované k rôznym sobášnym kohortám s rozdielnymi dĺžkami trvania manželstva⁷⁾. Z tohto dôvodu sme vstupné údaje pre roky 1925 až 1937 transformovali do generačnej podoby využitím predpokladu rovnomerného rozloženia udalostí v kalendárnom roku. Touto úpravou získavame charakteristiku vývoja a prípadných zmien v intenzite manželskej plodnosti podľa dĺžky trvania manželstva v jednotlivých sobášnych kohortách. Žiaľ obdobie rokov 1925–1937 je príliš krátke na to, aby sme boli schopní analyzovať vývoj v dlhšom časovom horizonte vo všetkých sobášnych kohortách. Kvôli tejto príčine preto graf 8 zobrazuje len určité sekvencie vybraných sobášnych kohort.

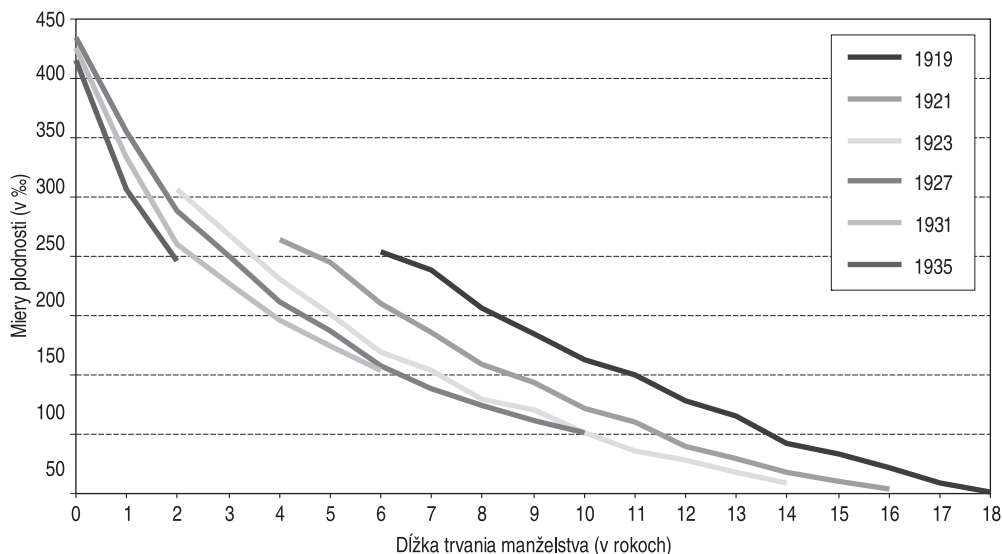
Aj napriek uvedenému nedostatku môžeme z polohy kriviek vidieť, že medzi sobášnymi kohortami dochádzalo k poklesu intenzity manželskej plodnosti. Intenzita manželskej plodnosti sa tak pravdepodobne znižovala aj z longitudinálneho pohľadu. Otázkou v tomto prípade zostáva, ako sa vyvíjali tie úseky kriviek, ktoré nedokážeme rekonštruovať. V prípade, že sa výrazne nemenili reprodukčné pomery, ktoré by mohli ovplyvniť logický vývoj intenzity manželskej plodnosti, potom by aj u nich mal približne platiť scenár, ktorý hovorí, že intenzita manželskej plodnosti podľa dĺžky trvania manželstva je najväčšia v prvých rokoch po sobáši a následne postupne klesá. Na jeho základe by sme potom mohli povedať, že staršie kohorty mali pravdepodobne vo všeobecnosti vyššiu celkovú úhrnnú manželskú plodnosť. Tá sa potom smerom k mladším sobášnym kohortám postupne znižovala.

Medzi rokmi 1919–1937 realizovali časť svojej plodnosti generácie 1869 až 1922. Nie všetky z nich však budú predmetom našej analýzy. Dôvodom je fakt, že tieto generácie sa od seba významne odlišovali dĺžkou svojho reprodukčného obdobia stráveného v takto vymedzenom období. Najdlhšie realizovali svoju plodnosť generácie z rokov 1888 až 1906, ktoré tu strávili celkovo 19 rokov zo svojho reprodukčného veku (15–49 rokov). Ani tieto generácie však úplne nezodpovedajú nášmu zámeru sledovať generačné zmeny v intenzite plodnosti žien Slovenska v medzivojnovom období.

Problém sa skrýva v realizácii plodnosti z celkovej (konečnej) plodnosti v daných rokoch. Žiaľ tú je možné sledovať len pre obdobie 1925–1937 v dôsledku charakteru publikovaných údajov.

⁷⁾ V takomto rozložení ide v podstate o analogický prípad ako u úhrnej plodnosti, kde namiesto rozdielných generácií je fiktívna kohorta tvorená viacerými sobášnymi kohortami a časovou premennou nie je vek ženy, ale dĺžka trvania manželstva.

Graf 8 Vybrané sekvencie intenzity manželskej plodnosti podľa dĺžky trvania manželstva v niektorých sobášnych kohortách (Selected sequences of marital fertility intensity by duration of the marriage in selected marriage cohorts)



Prameň: [1–7]; vlastné výpočty.

Ako je možné vidieť v tabuľke 8, najväčšiu časť zo svojej celkovej plodnosti realizovali v danom období generácie, ktoré tvorili ženy žijúce vo veku s najväčšou intenzitou plodnosti. Kým napríklad ženy z generácie 1888 realizovali len tú časť reprodukcie, ktorá spadala nad 36 rokov (približne 15 % z celkovej plodnosti), ženy z rokov 1901 až 1908 realizovali plodnosť patriacu do vekovej skupiny 17–36 rokov a uskutočnili v skúmanom období tak približne viac ako 60 % z celkovej svojej plodnosti.

Výsledky sčítaní 1950 a 1961 umožňujú výpočet konečnej plodnosti žien pre generácie, ktoré ukončili svoju reprodukciu. Okrem toho je možné z nich vyčísliť tiež celkovú bezdetnosť, teda podiel žien, ktoré trvalo zostali bez vlastného živonarodeného dieťaťa.

Ako vidíme z tabuľky 8 a grafu 9 medzi generáciami 1888 až 1911 dochádza k poklesu priemerného počtu detí na jednu ženu po skončení ich reprodukčného obdobia z hodnoty takmer 4,2 dieťaťa na približne 2,9 dieťaťa. Tento vývoj je neklamným dôkazom premeny reprodukčného správania. Obmedzovanie počtu detí tak vyústilo nielen v pokles hodnôt transverzálnych ukazovateľov (napr. úhrnná plodnosť), ale tiež generačných, akým je konečná plodnosť žien. Z tohto pohľadu nešlo o krátkodobú zmenu, výkyv, ale o trvalý postupný prerod charakteru plodnosti.

Pohľad na úroveň bezdetnosti vybraných generácií žien naznačuje, že bezdetnosť sa pohybovala nad hranicou 12 %. Určité zvýšenie vykazujú tie generácie, ktorých zastihli nepriaznivé okolnosti ako prvá svetová vojna alebo veľká hospodárska kríza v čase, kedy mali mať najvyššiu intenzitu plodnosti (graf 9). Tento deficit sa im v nasledujúcom období nepodarilo dohnať.

Záver

Medzivojnové obdobie na Slovensku predstavovalo dôležitý časový úsek vo vývoji demografickej reprodukcie. Nastupujúce zmeny sa dotkli v prevažnej miere intenzity plodnosti a úmrtnosti. Po skončení kompenzačnej fázy po prvej svetovej vojne, ktorá sa vyznačovala výrazným zvýšením sobášnosti a následne plodnosti, sme svedkami ďalšieho nezvratného

Tab. 8 Základné charakteristiky kohortnej plodnosti (Basic characteristics of cohort fertility)

Generácia	Konečná plodnosť (1950, 1961)*	Bezdetnosť (v %) (1950 a 1961)*	Realizovaná plodnosť (1925–1937)**	Podiel realizovanej plodnosti z konečnej plodnosti (v %)
1911	2,91	13,95	1,22	41,8
1910	2,92	13,97	1,41	48,3
1909	2,94	14,27	1,62	55,0
1908	2,96	14,81	1,78	60,3
1907	2,96	14,57	1,92	64,8
1906	3,09	14,10	2,02	65,5
1905	3,14	13,58	2,09	66,4
1904	3,20	13,71	2,13	66,5
1903	3,25	13,82	2,11	64,9
1902	3,32	13,76	2,08	62,8
1901	3,38	13,87	2,05	60,7
1900	3,42	13,99	2,03	59,3
1899	3,46	14,06	1,96	56,6
1898	3,51	14,11	1,83	52,0
1897	3,56	14,13	1,75	49,1
1896	3,59	14,29	1,65	46,0
1895	3,65	14,18	1,54	42,0
1894	3,75	13,60	1,43	38,2
1893	3,81	13,30	1,30	34,2
1892	3,84	13,71	1,15	30,0
1891	3,93	13,38	1,02	25,9
1890	4,02	12,70	0,88	21,9
1889	4,09	12,59	0,76	18,5
1888	4,16	12,14	0,63	15,1

Pozn.: *Generácie 1888–1906 zo sčítania 1950; generácie 1907–1911 zo sčítania 1961; **Transformácia generácií z mier plodnosti za roky 1925–1937.

Prameň: [10, 11]; vlastné výpočty.

klesania intenzity plodnosti ako dôsledku postupného šírenia a prehľbovania zmien v reprodukčnom správaní v rámci demografickej revolúcie. K hlavným znakom tak vo vývoji plodnosti na Slovensku patril jej výrazný pokles z hodnôt blížiacej sa k úrovni piatich detí na ženu v 20. rokoch na hladinu pod 2,8 dieťaťa. Z európskeho pohľadu však Slovensko aj naďalej patrilo ku krajinám s najvyššou intenzitou plodnosti. Dynamický pokles plodnosti bol podmienený predovšetkým vedomým obmedzovaním rodenia detí vyššieho poradia (tretích a ďalších detí). Tento jav jasne dokazuje vývoj intenzít plodnosti u tretích a ďalších detí, predlžovanie medzipôrodných intervalov a z longitudinálneho pohľadu tiež vývoj konečnej plodnosti a mier manželskej plodnosti podľa dĺžky trvania manželstva. Aj napriek významnému zníženiu plodnosti u detí vyšších poradií, tieto stále predstavovali viac ako 50 % z celkovej intenzity plodnosti. Okrem toho rozdiel medzi 10 % a 90 % realizovanej plodnosti sa počas celého sledovaného obdobia takmer nezmenil a dosahoval viac ako 17 rokov. Plodnosť sa tak stále koncentrovala do pomerne širokého vekového intervalu.

Literatúra

- Botíková, M. – Švecová, S. – Jakubíková, K. 1997. *Tradicie slovenskej rodiny*. Bratislava: Veda.
- Fialová, L. – Pavlík, Z. – Vereš, P. 1990. Fertility Decline in Czechoslovakia During the Last Two Centuries. *Population Studies*.
- Fialová, L. 1987. Druhá fáza demografickej revolúcie ČSR a SSR. *Demografie*, 29 (1), s. 3–7.
- Pavlík, Z. – Rychtaříková, J. – Šubrtová, A. 1986. *Základy demografie*. Praha: Academic.
- Srb, V. 2002. *Obyvateľstvo Slovenska 1918–1938*. Bratislava: Infostat.
- Šprocha, B. – Tišliar, P. 2008a. *Náčrt vývoja sobášnosti na Slovensku v rokoch 1919–1937*. Bratislava: Stimul, 159 s.

Graf 9 Konečná plodnosť a bezdetnosť vybraných generácií žien podľa výsledkov sčítania 1950 a 1961 (Completed fertility and childlessness of selected generations of women by the results of the 1950 and 1961 censuses)



Prameň: [10, 11]; vlastné výpočty.

Šprocha, B. – Tišliar, P. 2008b. *Plodnosť a celková reprodukcia obyvateľstva Slovenska v rokoch 1919–1937*. Bratislava: Stimul, 164 s.

Vereš, P. 1983. Vývoj plodnosti na Slovensku v letech 1880–1910. *Demografie*, 25 (3), s. 203–208.

Vereš, P. 1986. Regionální vývoj plodnosti na Slovensku v letech 1910–1980. *Demografie*, 28 (2), s. 110–117.

Pramene dát

- [1] Pohyb obyvateľstva v bývalém Československu v letech 1934–1937. Československá statistika sv. 163, řada XIV., sešit 7. Praha: Státní úřad statistický, 1941.
- [2] Pohyb obyvateľstva v Československé republice v letech 1919–1920. Československá statistika sv. 53, řada XIV., sešit 1. Praha: Státní úřad statistický, 1929.
- [3] Pohyb obyvateľstva v Československé republice v letech 1921–1922. Československá statistika sv. 59, řada XIV., sešit 2. Praha: Státní úřad statistický, 1929.
- [4] Pohyb obyvateľstva v Československé republice v letech 1923–1924. Československá statistika sv. 63, řada XIV., sešit 3. Praha: Státní úřad statistický, 1930.
- [5] Pohyb obyvateľstva v Československé republice v letech 1925–1927. Československá statistika sv. 77, řada XIV., sešit 4. Praha: Státní úřad statistický, 1932.
- [6] Pohyb obyvateľstva v Československé republice v letech 1928–1930. Československá statistika sv. 121, řada XIV., sešit 5. Praha: Státní úřad statistický, 1936.
- [7] Pohyb obyvateľstva v Československé republice v letech 1931–1933. Československá statistika sv. 145, řada XIV., sešit 6. Praha: Státní úřad statistický, 1938.
- [8] Sčítání lidu v republice Československé ze dne 1. prosince 1930. Díl I. In Československá statistika sv. 98, řada VI., sešit 7. Praha: SÚS, 1934.
- [9] Sčítání lidu v republice Československé ze dne 15. února 1921. I. díl. In Československá statistika zv. 9, řada VI., sešit 1. Praha: SÚS, 1924.
- [10] Sčítání lidu, domů a bytů v Československé socialistické republice k 1. březnu 1961 Díl I. Základní charakteristiky obyvateľstva. Praha, 1965.
- [11] Sčítání lidu v republice Československé ke dni 1. března 1950. Díl III., Plodnost žen. In Československá statistika sv. 6. Praha: SÚS, 1957.
- [12] Věkové složení obyvateľstva v letech 1920–1937 a 1945–1979 (ČSSR, ČSR, SSR). Česká statistika sv. 27. Praha: Český statistický úřad, 1981.
- [13] Statistical Yearbook of the League of Nations – pre jednotlivé štáty dostupné na: <http://www.library.northwestern.edu/govinfo/collections/league/stat.html> [stiahnuté 20. 10. 2008]

BRANISLAV ŠPROCHA v roku 2006 ukončil štúdium demografie na Katedre demografie a geodemografie Karlovej Univerzity v Prahe. V súčasnosti pokračuje v doktorandskom štúdiu demografie na PFF UK a pracuje vo Výskumnom demografickom centre v Bratislave. Dlhodobo sa zaoberá problematikou populačných štruktúr s dôrazom na rómske obyvateľstvo. Okrem toho predmetom jeho výskumu je populačný vývoj obyvateľstva Slovenska v dlhodobom horizonte a tiež analýza procesov sobášnosti a rozvodovosti slovenskej populácie.

PAVOL TIŠLIAR pôsobí ako docent na Katedre archívnictva a pomocných vied historických na Filozofickej fakulte Univerzity Komenského v Bratislave, kde prednáša kurzy historickej demografie a geografie. Zaoberá sa dejinami slovenských regiónov v 18.–20. storočí a vývojom regionálnych populácií Slovenska.

Summary

The interwar period in Slovakia was an important period in the development of demographic reproduction. After the completion of the compensatory phase that followed the First World War, which featured a significant increase in marriage and fertility, there was an irreversible decline in fertility intensity as changes in reproductive behaviour occurring as part of the demographic revolution gradually spread and deepened. The main feature of the development of fertility in Slovakia is the significant decrease in fertility from almost five children per woman in the 1920s to levels below 2.8 children. This development was mainly conditioned by a deliberate restriction of higher-order births (three or more children).

As for legitimacy, available data clearly show that reproduction has moved decidedly into stable families. Only 6-9% of children were born out of wedlock in the period in question, which shows that the total decrease in fertility rates was directly related to a decline in matrimonial fertility.

The decrease in the number of children born in families that occurred with the total transformation of reproductive behaviour is also reflected in the values of completed fertility, which fell from the 4.2 children born to the generations born in 1888 and 1911 to 2.9 children per woman.

From this perspective, the change in fertility has not been short term and fluctuating but rather constant and gradual.

ODHADY UKAZATELŮ PORODNOSTI A PŘIROZENÉHO PŘÍRŮSTKU V PALEODEMOGRAFII

PATRIK GALETA

Estimates of Indicators of Fertility and Natural Increase in Paleodemography

In the study the authors proposed a regression equation to estimate the intrinsic rates of fertility and natural increase from ratio of deceased in two age groups (D_{1+}/D_{20+} , D_{3+}/D_{20+} or D_{5+}/D_{20+}). Even despite the strong correlation ($R = 0,90-0,93$) the prediction intervals of the estimate are wide. Therefore, they see the use of this method as lying not in estimating the intrinsic rates for individual burial ground, but rather in the relative comparison of fertility rates or population growth between geographic units and/or between individual periods in prehistory and the middle ages.

Keywords: fertility, natural increase, estimates, paleodemography

Demografie, 2009, 51: 120–127

Titul jedné ze základních příruček paleodemografie **History of human life span and mortality** (Acsádi – Nemeskéri, 1970) naznačuje, že se obor zabývá především studiem procesu úmrtnosti, což potvrzuje i řada souhrnných textů (srov. Hoppa – Vaupel, 2002; Brůžek, 2008). Zaměření na studium úmrtnosti je na první pohled logické, protože paleodemografická data se získávají antropologickou analýzou kosterních pozůstatků, tj. pozůstatků po zemřelých. Alespoň pro nedemografy je proto překvapující, že proces úmrtnosti nelze z kosterních souborů ve skutečnosti hodnotit. Výjimkou je případ uzavřené stacionární populace, o které ale můžeme u pravěkých a středověkých populací uvažovat pouze zřídka (Séguy et al., 2008). Počet zemřelých závisí nejen na intenzitě úmrtnosti, ale i porodnosti, která významně ovlivňuje věkovou strukturu populace. Například u populací s vysokou úrovní porodnosti je dětská složka mezi zemřelými relativně nadhodnocena, a proto je pro ně charakteristický nízký průměrný věk zemřelých. Změny úrovně porodnosti přitom ovlivňují průměrný věk zemřelých výrazněji než změny úrovně úmrtnosti (Johansson – Horowitz, 1986). Někteří autoři (Sattenspiel – Harpending, 1983) jsou dokonce názoru, že výsledkem paleodemografické analýzy kosterních souborů může být pouze odhad ukazatelů porodnosti a plodnosti, zatímco na odhad ukazatelů úmrtnosti zcela rezignují.

Ačkoliv se většina paleodemografických studií doposud zaměřovala na odhad intenzity úmrtnosti, několik autorů se pokusilo vytvořit metody i pro odhad ukazatele porodnosti, nejčastěji hrubé míry porodnosti. Po metodické stránce vycházeli z regresních rovnic, ve kterých za nezávislou proměnnou zvolili ukazatel věkové struktury zemřelých, konkrétně podíl počtu zemřelých ve dvou věkových skupinách. Bocquet-Appel a Masset (Bocquet-Appel – Masset, 1982) uvažovali o podílu D_{5-14}/D_{20+} , tj. o podílu počtu zemřelých ve věku pět až čtrnáct let a počtu zemřelých starších dvaceti let. Podobně Buikstra, Konigsberg a Bullington (Buikstra et al., 1986) navrhli podíl D_{30+}/D_{5+} a Milner, Humpf a Harpending (Milner et al., 1989) podíl D_{0-44}/D_{45+} .

Výhoda použití podílů spočívá v tom, že oproti jiným paleodemografickým analýzám se u nich nevyžaduje zařazení zemřelých do úzkých, například pětiletých věkových kategorií. Především u dospělých jedinců je odhad věku z kostry značně nepřesný, protože proces stárnutí se na kostech projevuje s velkou variabilitou. Například mezi jedinci se stejným biolo-

gickým stavem jednoho z nejlepších indikátorů věku na kostře dospělého jedince, kloubní plochy křížokyčelního kloubu na pánevní kosti, můžeme najít jedince s chronologickým věkem v rozmezí 30 let (rozsah mezi 90 a 10 kvantilem) nebo 50 let (rozsah mezi maximem a minimem). I nejpřesnější a zároveň spolehlivé odhady věku z kostry se proto pohybují v intervalu širokém několik desetiletí. Při výpočtu podílu je ale vliv nepřesnosti odhadu věku minimalizován, protože například u podílu D_{30+}/D_{5+} stačí pouze rozhodnout, zda jedinec zemřel po třicátém, resp. pátém roce věku.

Na druhou stranu má praktické využití stávajících podílů úskalí, které odhalil test jejich spolehlivosti (*Paine – Harpending*, 1996). Podíl D_{5-14}/D_{20+} je znehodnocen nízkou intenzitou úmrtnosti ve věku pět až čtrnáct let, která je charakteristická pro většinu lidských populací. Počet zemřelých v tomto věku, potažmo hodnota podílu, proto mohou být výrazně ovlivněny náhodou. Problém podílů D_{30+}/D_{5+} a D_{0-44}/D_{45+} spočívá v nevhodně zvolených hranicích věkových kategorií. U obou podílů sice stačí zemřelého zařadit do široké věkové skupiny, nicméně velmi nespolehlivě lze na lidské kostře rozlišit hranici třiceti, resp. čtyřiceti pěti let. Podíl D_{0-44}/D_{45+} je navíc znevýhodněn tím, že věková skupina 0–44 let zahrnuje i zemřelé kojenice, jejichž kostry se na pohřebištích obvykle špatně zachovávají (*Guy et al.*, 1997).

Testované podíly

Naším cílem bylo navrhnout nové podíly počtu zemřelých ve dvou věkových skupinách, které by odstranily praktická omezení stávajících podílů. K analýze jsme vybrali celkem tři podíly: D_{17}/D_{20+} , D_{3+}/D_{20+} a D_{5+}/D_{20+} . Oproti používaným podílům lze u nových podílů jedince spolehlivě rozřadit do věkových kategorií, protože hranice jednoho roku, tří, pěti a dvaceti let je na lidské kostře dobře rozpoznatelná. Během prvních pěti let prochází kostra rychlými vývojovými a růstovými změnami, které lze spolehlivě i přesně sledovat především prostřednictvím stavu mineralizace a erupce dočasných a trvalých zubů a s postupem osifikace kostí (*Scheuer – Black*, 2000). Okolo dvaceti let věku pak osifikují růstové chrupavky dlouhých kostí končetin a longitudinální růst je postupně ukončován. Ukončení růstu do délky se na kostře projevuje kostním spojením epifýzy s diafýzou a je dobře sledovatelné i makroskopicky. Je zřejmé, že i zařazení do kategorie 20+ je zatíženo chybou, protože ukončení růstu je variabilní, zhruba v rozmezí 3 let. Nicméně předpokládáme, že chyby v odhadu hranice dvaceti let se v souboru jedinců vzájemně kompenzují a hodnotu podílu tak výrazně neovlivní.

Jak jsme již uvedli, nedostatkem používaného podílu D_{5-14}/D_{20+} je náhodné ovlivnění počtu jedinců v kategorii 5–14 let. Na rozdíl od toho, nově navržené podíly mají všechny věkové kategorie dostatečně rozsáhlé. Poslední předností navržených podílů je, že při jejich výpočtu není potřeba znát počet zemřelých dětí do jednoho roku, tří, resp. pěti let, protože kostry dětí jsou na pohřebištích obvykle početně podhodnoceny. Z modelových úmrtnostních tabulek a písemných záznamů můžeme předpokládat, že např. počet zemřelých kojenců by se měl pohybovat okolo 30 %. Četnost koster do jednoho roku ale kolísá na pohřebištích nejčastěji okolo 5–6 % (*Guy et al.*, 1997). Nedostatek dětí v kosterních souborech má pravděpodobně více příčin. Ke kojencům je během pohřbu přístupováno jinak než k ostatním členům společnosti a často jsou pohřbíváni mimo pohřebiště nebo do mělkých hrobů. Kostí dětí se rovněž rychleji rozkládají, protože jsou nedostatečně osifikovány a mají vzhledem k objemu velký povrch. Navíc mají malé rozměry, a proto i nízkou pravděpodobnost, že budou při terénním výzkumu pohřebiště nalezeny a vyzvednuty.

Zdrojová data

Podobně jako ostatní autoři jsme pro odhad demografických ukazatelů z věkové struktury zemřelých (podílů) použili regresní analýzu. Za proměnné, které budeme v regresních modelech odhadovat, jsme vybrali vnitřní míru porodnosti (n) a vnitřní míru přirozeného přírůstku

(r). Předpokládáme, že metoda bude použitelná v paleodemografických analýzách, to znamená pro odhad porodnosti a početního růstu u pravěkých a středověkých populací.

Hodnoty demografických ukazatelů jsme odvodili z referenčního souboru úmrtnostních tabulek. Referenční soubor přitom neobsahoval empirické úmrtnostní tabulky skutečných populací. Tabulky odvozené z pravěkých a středověkých kosterních souborů jsme nemohli použít z teoretických důvodů, protože u populací, které reprezentují, neznáme vnitřní míru přirozeného přírůstku. Do referenčního souboru jsme z praktických důvodů nemohli začlenit ani úmrtnostní tabulky předindustriálních populací, které často slouží jako demografický model pravěkých a středověkých populací (Bocquet-Appel, 2002; Ségy et al., 2008), protože jsme je neměli k dispozici v dostačujícím počtu. Místo toho jsme do referenčního souboru zařadili, obdobně jako jiní autoři (Paine – Harpending, 1996), modelové úmrtnostní tabulky, které jsme vytvořili pomocí Brassova dvouparametrického systému (Brass, 1971). Tento způsob získání souboru tabulek nám umožnil obsáhnout rozsáhlou škálu typů lidské úmrtnosti. Nové úmrtnostní tabulky jsme vytvářeli tak, že jsme náhodně vybírali koeficienty Brassova systému (alfa v rozmezí od -1,5 do 0,8 a beta od 0,6 do 1,4) a podle regresní rovnice ($\text{logit}(l_x) = \alpha + \beta \cdot \text{logit}(l_x^{\text{st}})$), ve které je $\text{logit}(x) = 0,5 \cdot \ln(1-x/x)$ rovnice logitové transformace) jsme tabulkový počet dožívajících standardní populace (l_x^{st}) transformovali do tabulkového počtu dožívajících nové populace (l_x). V analýze jsme předpokládali uzavřenost vůči migracím. Opakovaným výběrem koeficientů Brassova systému jsme získali základní soubor 5000 úmrtnostních tabulek. Do dalších analýz jsme z tohoto souboru vybrali pouze tabulky se střední délkou života při narození mezi 18 a 30 lety, která se předpokládá u pravěkých populací (Hammel, 1996). Kritérium splnilo celkem 1354 úmrtnostních tabulek. V dalším kroku jsme pro každou z 1354 tabulek náhodně vybrali vnitřní míru přirozeného přírůstku r z intervalu od -0,02 do 0,02. Z věkové struktury odpovídající stabilní populace jsme vypočítali vnitřní míru porodnosti (n). Nakonec jsme z tabulkového počtu zemřelých stabilní populace odvodili hodnoty testovaných podílů: D_{1+}/D_{20+} , D_{3+}/D_{20+} a D_{5+}/D_{20+} .

V tab. 1 jsou uvedeny minimální a maximální hodnoty demografických ukazatelů souboru 1354 úmrtnostních tabulek, které jsme použili pro odhad vnitřní míry porodnosti a přirozeného přírůstku. Na konci tabulky jsou uvedeny i minima a maxima přirozených logaritmů podílů, protože je používáme v regresních modelech (viz dále). Do tabulky jsme přidali i hranice intervalů hodnot dvou parametrů Brassova systému modelových úmrtnostních tabulek, které vedly k souboru 1354 tabulek se střední délkou života při narození do 30 let. Z tohoto důvodu je v tabulce minimální hodnota koeficientu alfa (0,34) vyšší než dříve uvedená hodnota -1,5.

Regresní model a přesnost odhadu

Jak jsme již uvedli, v regresních modelech jsme odhadovali vnitřní míru porodnosti nebo vnitřní míru přirozeného přírůstku. Nezávislou proměnnou byl jeden ze tří navržených podílů počtu zemřelých. Nejprve jsme daty proložili jednoduchý lineární model. Analýzou reziduí jsme ale odhalili narušení dvou předpokladů regresního modelu, předpoklad linearit a shody rozptylů. S rostoucí hodnotou nezávislé proměnné (podílu) se zvyšoval rozptyl vnitřní míry. Z tohoto důvodu jsme podíly transformovali na logaritmickou škálu. Závislou proměnnou, vnitřní míru porodnosti, resp. přirozeného

Tab. 1 Minimální a maximální hodnoty demografických ukazatelů v souboru 1354 úmrtnostních tabulek použitých v regresní analýze (Minimum and maximum values of demographic indicators in the set of 1354 mortality tables used in the regression analysis)

Ukazatel	Min	Max
alfa	0,34	0,80
beta	0,60	1,40
e_0	18	30
r	-0,02	0,02
n [%]	16,1	60,0
D_{1+}/D_{20+}	1,086	2,057
D_{3+}/D_{20+}	1,046	1,510
D_{5+}/D_{20+}	1,035	1,361
$\ln(D_{1+}/D_{20+})$	0,083	0,721
$\ln(D_{3+}/D_{20+})$	0,045	0,412
$\ln(D_{5+}/D_{20+})$	0,035	0,308

Tab. 2 Koeficienty polynomiálních regresních modelů $ax^2 + bx + c$ a jejich směrodatné chyby (Coefficients of the polynomial regression models $ax^2 + bx + c$ and their standard errors)

Podíl		n		r	
		koeficient	SE	koeficient	SE
$\ln(D_{1+}/D_{20+})$	a	-65,1	5,0	-0,0238	0,0047
	b	121,1	3,8	0,0851	0,0036
	c	5,8	0,7	-0,0289	0,0006
$\ln(D_{3+}/D_{20+})$	a	-239,5	18,2	-0,1036	0,0161
	b	226,0	7,8	0,1623	0,0069
	c	5,9	0,7	-0,0291	0,0007
$\ln(D_{5+}/D_{20+})$	a	-427,1	34,6	-0,1817	0,0306
	b	302,8	11,1	0,2168	0,0098
	c	5,6	0,8	-0,0294	0,0007

Tab. 3 Mnohonásobný korelační koeficient (R) a směrodatná odchylka reziduí (s) polynomiálního regresního modelu (Multiple correlation coefficient (R) and standard deviation of residuals (s) in the polynomial regression model)

Podíl	n		r	
	R	s	R	s
$\ln(D_{1+}/D_{20+})$	0,93	4,18	0,93	0,0039
$\ln(D_{3+}/D_{20+})$	0,91	4,91	0,92	0,0043
$\ln(D_{5+}/D_{20+})$	0,90	5,15	0,91	0,0046
$\ln(D_{5-14}/D_{20+})$	0,90	4,94	0,92	0,0043
$\ln(D_{30+}/D_{5+})$	0,86	5,83	0,88	0,0052
$\ln(D_{0-44}/D_{45+})$	0,99	1,66	0,93	0,0038

díly, které již dříve navrhli jiní autoři, ve většině případů je dokonce korelace našich podílů silnější. Pro úplnost jsme obdobné regresní modely vytvořili i pro odhad vnitřní míry úmrtnosti, podrobné výsledky v tab. 3 již nejsou uvedeny. Podle předpokladů se potvrdila slabá závislost proměnných, podíly vysvětlují pouze 5 % variability vnitřní míry úmrtnosti. Je tedy zřejmé, že ukazatele úmrtnosti nelze z věkové struktury zemřelých stabilní populace spolehlivě odhadnout.

Z tab. 3 je patrné, že z třech nově navržených podílů umožňuje nejpřesnější odhad vnitřní míry porodnosti i přirozeného přírůstku podíl D_{1+}/D_{20+} , nejméně přesný je pak podíl D_{5+}/D_{20+} . Logicky se ukazuje, že korelační koeficient podílu a vnitřní míry se zvyšuje tím více, čím více nejmladších věkových kategorií do výpočtu zařadíme. Rozhodnutí, který z podílů pro odhad použít, pak závisí na stavu zachovalosti kosterního souboru. Při dobré zachovalosti koster a reprezentativnosti souboru je nejlepší volbou podíl D_{1+}/D_{20+} . Naopak, podíl D_{5+}/D_{20+} je, i přes nižší korelaci, výhodně použít v případě, kdy předpokládáme, že by počet dětských koster nemusel odpovídat skutečnému počtu zemřelých.

V grafu 1 je nakreslena křivka regresní závislosti logaritmu podílu D_{5+}/D_{20+} a vnitřní míry přirozeného přírůstku vyjádřeného v procentech. Šedou čarou jsou vyznačeny predikční intervaly, ve kterých můžeme očekávat 95 % odhadů vnitřní míry. Jak je vidět, regresní rovnice neumožňuje odhadnout vnitřní míru přirozeného přírůstku s uspokojivou přesností. Šířka 95 % predikčního intervalu je v celém rozsahu nezávisle proměnně přibližně stejná, okolo 1,8 %. U lepšího regresního modelu s nezávislou proměnnou $\ln(D_{1+}/D_{20+})$ je predikční interval široký přibližně 1,6 %. K podobně širokým predikčním intervalům dospěli i další autoři, kteří použili

přírůstku, jsme ponechali v původní nelogarithmované podobě. Kvalita regresního modelu se nezměnila a praktická aplikace rovnic je jednodušší, protože odhadujeme přímo vnitřní míru bez potřeby zpětné transformace. I po logaritmické transformaci zůstala závislost vnitřní míry na přirozeném logaritmu podílu nelineární. Proto jsme daty proložili polynomiální regresní křivku. Postačoval již kvadratický model, členy vyššího řádu se statisticky významně nelišily od nuly. Regresní koeficienty modelu $ax^2 + bx + c$ jsou společně s příslušnými směrodatnými chybami shrnuty v tab. 2. Například pro odhad vnitřní míry porodnosti z podílu D_{5+}/D_{20+} platí rovnice $n = -427,1 \ln^2(D_{5+}/D_{20+}) + 302,8 \ln(D_{5+}/D_{20+}) + 5,6$.

Kvalita jednotlivých modelů je zhodnocena v tab. 3. U každého modelu je uveden mnohonásobný korelační koeficient (R) a směrodatná odchylka reziduí (s). Pro srovnání jsme do tabulky zařadili i vlastnosti regresních modelů podílů, které dříve navrhli jiní autoři. Z hodnot koeficientů je zřejmé, že podíly (resp. jejich přirozené logaritmy) vysoce korelují jak s vnitřní mírou porodnosti, tak s vnitřní mírou přirozeného přírůstku. Podle koeficientů determinace (R^2) vyčerpávají námi navržené podíly 80 % až 87 % variability vnitřních měř. Síla korelace našich podílů je přitom srovnatelná s podíly, které již dříve navrhli jiní autoři.

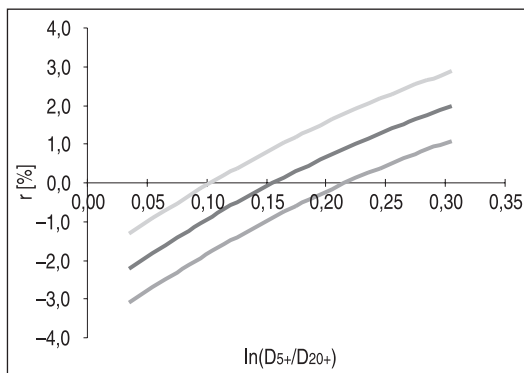
stejnou metodu odhadu. Například Bocquet-Appel (Bocquet-Appel, 2002) dospěl u odhadu vnitřní míry přirozeného přírůstku k 95% predikčním intervalům širokým 2,1 %. Regresní závislost logaritmu podílu D_{5+}/D_{20+} a vnitřní míry porodnosti je zobrazena v grafu 2. Metoda opět umožňuje predikci pouze v širokém intervalu 20 narozených na 1000 obyvatel.

Vliv velikosti souboru zemřelých

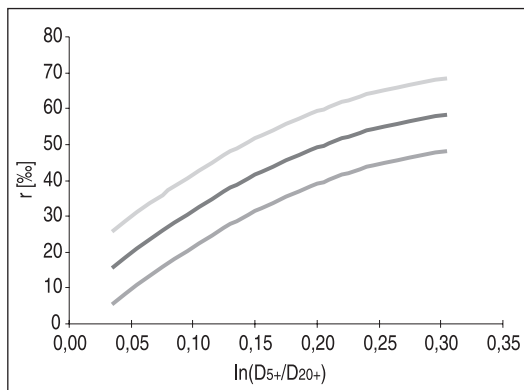
Vedle širokých predikčních intervalů má odhad vnitřní míry porodnosti a přirozeného přírůstku z věkové struktury zemřelých další omezení. Pomineme-li kulturní faktory, které nenáhodně ovlivňují věkové složení pohřbených i výsledného kosterního souboru, zůstává důležitým parametrem velikost zkoumaného souboru jedinců. Především pravěká pohřebiště byla místa, na která pohřbívaly zemělelé malé skupiny řádově desítek nebo stovek obyvatel přilehlých sídlišť. I přesto, že pohřebiště byla využívána řádově stovky let, jsou soubory vyzvednutých koster malé. Počty koster se na pravěkých pohřebištích pohybují nejčastěji okolo 50. Soubory s více než 100 kostrami jsou již považovány za výjimečně velké. U takto malých souborů může být věková struktura zemřelých a v souvislosti s tím i hodnota podílu ovlivněna prostou náhodou. Odlišné hodnoty podílu proto nemusí být u malých souborů zemřelých nutně výsledkem rozdílné úrovně porodnosti nebo míry přírůstku.

Ke zhodnocení vlivu náhody na hodnoty podílů jsme provedli další analýzu, ve které jsme simulovali vznik souborů zemřelých o velikosti 50, resp. 100 jedinců (viz Paine – Harpending, 1998). Soubory zemřelých jsme získávali ze třech populací, které měly stejnou střední délku života při narození (25 let) a odlišovaly se pouze hodnotou vnitřní míry přirozeného přírůstku. U první populace jsme r stanovili na hodnotu $-0,01$, u druhé na 0 a u třetí na 0,01. Tabulkový počet zemřelých odpovídajících stabilních populací jsme převedli na kumulativní funkci. Soubory zemřelých jsme vytvářeli srovnáním kumulativní funkce zemřelých s 50, resp. 100 náhodně vybranými čísly mezi 0 a 1. Pokud měla například kumulativní funkce v dokončeném věku 20 let hodnotu 0,763 a v dokončeném věku 21 let hodnotu 0,770, pak každé náhodně vybrané číslo z tohoto intervalu přispělo do souboru zemřelých jedním jedincem v dokončeném věku 21 let. Popsaným způsobem jsme vytvořili celkem 250 souborů zemřelých pro každou ze tří úrovní přírůstku, a to jak pro velikost souboru 50, tak pro velikost 100 zemřelých. U každého souboru jsme nakonec vypočítali podíly

Graf 1 Regresní křivka a 95% predikční intervaly závislosti $\ln(D_{5+}/D_{20+})$ a vnitřní míry přirozeného přírůstku (Regression curve and the 95% prediction interval of dependence $\ln(D_{5+}/D_{20+})$ and the intrinsic rates of natural increase)



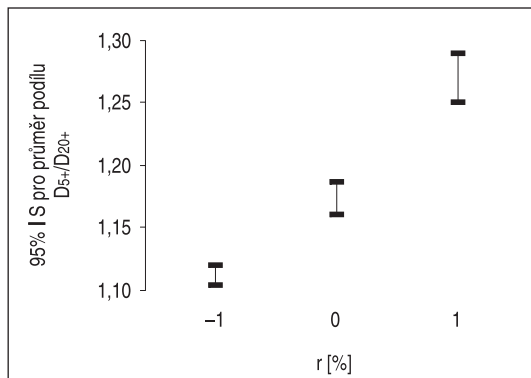
Graf 2 Regresní křivka a 95% predikční intervaly závislosti $\ln(D_{5+}/D_{20+})$ a vnitřní míry porodnosti (Regression curve and the 95% prediction interval of dependence $\ln(D_{5+}/D_{20+})$ and the intrinsic rates of fertility)



D_{1+}/D_{20+} , D_{3+}/D_{20+} a D_{5+}/D_{20+} . Simulací jsme získali model chování podílů v malých souborech zemřelých, které jsou pro období pravěku a středověku typické.

Výsledky simulace pro podíl D_{5+}/D_{20+} jsou v grafu 3. Zobrazeny jsou 95% intervaly spolehlivosti průměru podílu na třech úrovních míry přírůstku v souborech o 50 zemřelých. Můžeme vidět, že s vyšší mírou přírůstku se intervaly spolehlivosti rozšiřují. U rostoucích populací tedy náhoda ovlivňuje hodnotu podílu, a následně odhad ukazatele porodnosti nebo růstu, více než u populací stacionárních nebo početně klesajících. Přestože se intervaly spolehlivosti v grafu 3 nepřekrývají, domníváme se, že velikost souboru zemřelých má na hodnotu podílu podstatný vliv. V simulaci jsme pracovali pouze s hrubým rozlišením míry přírůstku s krokem po 1 %. Při jemnějším rozdělení míry by se sousední intervaly překrývaly. U souborů se 100 zemřelými jsme dosáhli mírně užších intervalů spolehlivosti. Platí tedy, že s čím větším souborem zemřelých pracujeme, tím méně jsou podíly ovlivněny náhodou. Odhadovat vnitřní míru porodnosti a přirozeného přírůstku z podílů zemřelých má proto smysl pouze u větších souborů koster, minimální hranici můžeme arbitrárně nastavit na 100 koster.

Graf 3 95% intervaly spolehlivosti průměru podílu D_{5+}/D_{20+} pro tři úrovně míry přírůstku u souborů o 50 zemřelých (95% confidence interval of the average of D_{5+}/D_{20+} for three rates of increase on a sample of 50 deceased)



Využití metody odhadu demografických ukazatelů z věkové struktury zemřelých

Odhad demografických ukazatelů z podílů počtu zemřelých ve dvou věkových skupinách se v paleodemografii prosazuje jako alternativa k tradičním metodám. Ty byly často přebírány z metod moderní demografické analýzy bez toho, aniž by se pečlivě zvažila specifická datová základna paleodemografie, kterou představují nereprezentativní soubory zemřelých s nepřesným odhadem věku dožití.

Nejčastěji se pomocí podílů odhadují ukazatele porodnosti a míry přírůstku, méně ukazatele úmrtnosti. Séguy, Buchet a Bringé (Séguy *et al.*, 2008) napří-

klad vytvořili sadu regresních rovnic pro odhad pravděpodobnosti úmrtí z podílu D_{5-19}/D_{5+} , podílu D_{5-14}/D_{20+} a z průměrného věku zemřelých starších 20 let. Za jeden ze vstupních údajů do regresních modelů ale použili nezávislý odhad míry přírůstku, tj. odhad z jiných než antropologických dat. Bez nezávislého posouzení míry přírůstku by byl odhad ukazatelů úmrtnosti z věkové struktury zemřelých nespolehlivý.

Oproti tomu, při odhadu ukazatelů porodnosti a míry přírůstku postačuje pouze informace o věkové struktuře zemřelých, omezením je ale nízká přesnost odhadu. Široké predikční intervaly (grafy 1 a 2) naznačují, že metoda není vhodná pro odhad absolutní hodnoty ukazatele u jednotlivých pohřebišť. Spolehlivější je rozdělit kosterní soubory do dvou kategorií podle toho, zda reprezentují populaci se záporným nebo kladným přirozeným přírůstkem. Například z grafu 1 lze odvodit, že pohřebiště s hodnotou přirozeného logaritmu podílu D_{5+}/D_{20+} menším než 0,10 ukazují na populaci se záporným přírůstkem, zatímco kosterní soubory s logaritmem podílu větším než 0,21 zastupují rostoucí populaci.

Možnou aplikací metody je relativní srovnání ukazatele porodnosti nebo přírůstku mezi několika pohřebišti. Již Buikstra, Konigsberg a Bullington (Buikstra *et al.*, 1986) srovnávali ukazatele porodnosti u populací žijících na území dnešního státu Illinois, USA v období mezi lety 150 př. n. l. a 1300 n. l. K odhadu hrubé míry porodnosti použili podíl D_{30+}/D_{5+} . Ukázali,

že při přechodu od lovu a sběru k zemědělství, které se na úrovni subsistence projevilo zvyšujícím se podílem kukuřice ve stravě, se zvyšovala i hrubá míra porodnosti. Zajímavější než absolutní hodnoty míry u jednotlivých populací byl v této studii spíše trend růstu ukazatele porodnosti v diachronní perspektivě. Podobnou analýzu provedl i Bocquet-Appel (*Bocquet-Appel*, 2002) pro období neolitické tranzice v Evropě. Pro odhad přirozeného přírůstku použil regresní rovnice, ve kterých zvolil za nezávislou proměnnou podíl počtu zemřelých D_{5-19}/D_{5+} . Analýzou podílu u 3 mezolitických a 33 neolitických kosterních souborů odhadl, že z demografického hlediska byla neolitická tranzice v Evropě charakteristická obdobím s nulovým přírůstkem během mezolitu, po kterém následovalo období zhruba 800 let neolitu s vysokým přírůstkem a po něm období zhruba 1000 let s menším přírůstkem blízko nuly.

Závěr

Výsledky analýzy nasvědčují, že všechny tři námi navržené podíly (D_{1+}/D_{20+} , D_{3+}/D_{20+} a D_{5+}/D_{20+}) jsou pro odhad vnitřní míry porodnosti a přirozeného přírůstku vhodnější než podíly, které dříve navrhli jiní autoři. Při výpočtu podílů jsme minimalizovali vliv nepřesností odhadu věku zemřelých z lidské kostry a problému tzv. chybějících koster dětí na pohřebištích. Největší sílu korelace s vnitřní mírou a nejpřesnější odhad jsme našli u podílu D_{1+}/D_{20+} , který ale může být znevýhodněn nízkou zachovalostí kosterních pozůstatků jedinců od jednoho do čtyř let věku. Oproti tomu, síla korelace a přesnost odhadu je u podílu D_{5+}/D_{20+} mírně nižší, ale podíl je méně závislý na zachovalosti koster dětí. Omezením jak stávajících tak nových podílů je nízká přesnost odhadu vnitřní míry. V simulacích jsme také ukázali, že věková struktura, resp. hodnoty podílů mohou být ovlivňovány náhodou, především u malých souborů zemřelých ($n = 50$) typických pro pravěké a středověké pohřebiště. Doporučujeme proto, aby se podíly nepoužívaly při odhadu vnitřní míry porodnosti a přirozeného přírůstku u jednotlivých pohřebišt. Spolehlivější je relativní srovnání intenzity porodnosti nebo míry přírůstku mezi soubory pohřebišt z větších geografických celků a/nebo mezi časovými obdobími pravěku a středověku.

Poděkování

Děkuji *Prof. RNDr. Jitce Rychtařkové, CSc.* za detailní a cenné poznámky k první verzi manuskriptu. Za důležité připomínky děkuji rovněž dvěma anonymním recenzentům. Příspěvek vznikl za podpory grantu KJB708060701 Grantové agentury Akademie věd České republiky.

Literatura

- Acsádi, G. – Nemeskéri, J. 1970. *History of human life span and mortality*. Budapest: Akadémiai Kiadó.
- Bocquet-Appel, J.-P. 2002. Paleanthropological traces of a neolithic demographic transition. *Current Anthropology*, 43, p. 637–650.
- Bocquet-Appel, J.-P. – Masset, C. 1982. Farewell to paleodemography. *Journal of Human Evolution*, 11, pp. 321–333.
- Brass, W. 1971. On the scale of mortality. In *Biological aspects of demography*, pp. 69–110. London: Taylor and Francis.
- Brůžek, J. 2008. Současná česká paleodemografie: falešné naděje přílišného optimismu a nový reálný cíl. *Archeologické rozhledy*, 60, s. 329–344.
- Buikstra, J. E. – Konigsberg, L. W. – Bullington, J. 1986. Fertility and the development of agriculture in the prehistoric Midwest. *American Antiquity*, 51, pp. 528–546.
- Guy, H. – Masset, C. – Baud, C.-A. 1997. Infant taphonomy. *International Journal of Osteoarchaeology*, 7, pp. 221–229.
- Hammel, E. A. 1996. Demographic constraints on population growth of early humans with emphasis on the probable role of females in overcoming such constraints. *Human Nature*, 7, pp. 217–255.
- Hoppa, R. D. – Vaupel, J. W. (eds). 2002. *Paleodemography: Age distribution from skeletal samples*. Cambridge, New York: Cambridge University Press.
- Johansson, S. R. – Horowitz, S. 1986. Estimating mortality in skeletal populations: Influence of the growth rate on the interpretation of levels and trends during transition to agriculture. *American Journal of Physical Anthropology*, 71, pp. 233–250.
- Milner, G. R. – Humpf, D. A. – Harpending, H. C. 1989. Pattern matching of age-at-death distributions in paleodemographic analysis. *American Journal of Physical Anthropology*, 80, pp. 49–58.

- Paine, R. R. – Harpending, H. C. 1996. Assessing the reliability of paleodemographic fertility estimators using simulated skeletal distributions. *American Journal of Physical Anthropology*, 101, pp. 151–159.
- Paine, R. R. – Harpending, H. C. 1998. Effect of sample bias on paleodemographic fertility estimates. *American Journal of Physical Anthropology*, 105, pp. 231–240.
- Sattenspiel, L. – Harpending, H. 1983. Stable population and skeletal age. *American Antiquity*, 48, pp. 489–498.
- Séguy, I. – Buchet, L. – Bringé, A. 2008. Model life tables for pre-industrial populations and their application in paleodemography. In *Recent advances in palaeodemography: Data, techniques, patterns*, pp. 83–117. Dordrecht: Springer.
- Scheuer, L. – Black, S. M. 2000. *Developmental juvenile osteology*. San Diego, CA: Academic Press.

PATRIK GALETA je asistentem na katedře antropologických a historických věd Fakulty filozofické Západočeské univerzity v Plzni. Zabývá se aplikací statistických metod v antropologii, paleodemografickými a bioarcheologickými výzkumy.

Summary

In recent years it has been found that the study of the process of mortality based on the age structure of the deceased in a given burial ground is not possible without an independent and accurate estimate of the natural increase. In paleodemography attention has turned towards studying fertility intensity, which has a greater effect on the age structure of the deceased in a given burial ground than the mortality rate does. One of the new methodological approaches to paleodemography is to estimate the indicators of fertility and natural increase on the basis of the ratios of deceased in two age groups. In this study the authors proposed using three ratios: D_{1+}/D_{20+} , D_{3+}/D_{20+} and D_{5+}/D_{20+} . They attempted in projecting the ratio to avoid the effect of inaccuracy from estimating the age of the deceased on the basis of human bones and the problem of the poorer state of preservation of infant skeletons. To estimate the intrinsic rates of fertility and natural increase the authors formulated a set of polynomial regression models (Tab. 2). The strength of the correlation between intrinsic rates and ratios ranges between 0.90 and 0.93 (Tab. 3). A limitation to the method is the low accuracy of the estimate, the width of the prediction intervals for estimating intrinsic rates of fertility is around 20 births per 1000 inhabitants, and for estimating the intrinsic rates of natural increase it is around 1.8% (Figure 2 and Figure 1). Another disadvantage is the fact that even when all the demographic indicators are at the same level the ratios can be randomly influenced, especially in the case of small samples of deceased. Therefore, this method can be used with sufficient reliability only for a comparison of the fertility rate and the population increase between large samples of deceased, which we obtain by combining several burial grounds. This way it is possible to compare the fertility rate and the natural increase between populations in several geographical areas at a single point in time or within one area at several different points in time.

ÚZEMNÍ PŘÍPRAVA SLDB 2011



Jedním z hlavních cílů a zároveň i určitým měřítkem úspěšnosti každého sčítání je dosažení co nejvyšší úplnosti sečtení. Prvním základním předpokladem pro splnění tohoto cíle je zajištění správnosti a úplnosti informací o území, v němž se census koná. Tuto úlohu řeší při přípravě sčítání lidu, domů a bytů 2011 územní příprava. Předmět územní přípravy je velice široký a komplexní a zahrnuje celou řadu činností, které se vztahují jak k samotné přípravě, tak i k vlastní realizaci a zpracování výsledků SLDB. Ke stěžejním úko-

lům územní přípravy patří zejména příprava aktualizovaných podkladů pro terénní činnost sčítacích komisařů a příprava řídicího souboru územních jednotek pro zpracování a sumarizaci výsledků sčítání. Z těchto důvodů je proto nezbytné provést zacílenou aktualizaci informací o území, budovách a adresách, které jsou obsaženy a evidovány ve statistickém územním registru – **Registru sčítacích obvodů a budov (RSO)**¹⁾.

Revize základních sídelních jednotek a statistických obvodů

Klíčovou aktivitu při ověřování území představuje revize základních sídelních jednotek (ZSJ)²⁾ a statistických obvodů (SO)³⁾. Ta je řešena jako geografická úloha ve spolupráci s orgány místní správy a samosprávy (kraje, hl. město Praha, obce) a navazuje na průběžně prováděnou údržbu a běžnou aktualizaci ZSJ a SO v rámci RSO, která probíhá v intercenzálním období a je založena na evidování administrativních a dalších změn v územním, správním, sídelním a statistickém členění státu.

Při revizi ZSJ jde jednak o verifikaci zaevidované územní, správní, sídelní a statistické struktury obce, ve které budou výsledky sčítání prezentovány, a jednak o aktualizaci této struktury s ohledem na změny ve funkčním využití a o případnou úpravu vymezení a prověření vhodnosti současných názvů základních sídelních jednotek (ve vybraných městech se nazývají urbanistické obvody). Revize SO je zaměřena na vybrané lokality, přípravu zavedení názvosloví statistických obvodů a lokalizaci ulic.

Zjednodušeně řečeno, obce při revizi ZSJ a SO ověří existenci částí obcí, základních sídelních jednotek a statistických obvodů, zkontrolují jejich vymezení a zařazení do nadřazených územních jednotek a aktualizují charakteristiky a názvy základních sídelních jednotek. Výstupem revize tedy budou nově vzniklé jednotky, aktualizace stávajících, změny v jejich názvech či úpravy ve vedení jejich hranic, přičemž všechny uvedené změny budou promítnuty do soustavy statistických registrů (vedle RSO to bude i ÚIR-ZSJ⁴⁾). Celá revize je navíc řešena jako geografická úloha, což znamená, že jakékoli změny v popisech územních prvků a územně evidenčních jednotek budou zobrazeny v mapách prostřednictvím geografického informačního systému (GIS).

Pro lepší představu o náročnosti této etapy územní přípravy je možno uvést, že revize se týká téměř 23 tisíc základních sídelních jednotek a jejich dílů a více než 52 tisíc statistických obvodů (tab. 1). Řešení úkolů vyplývajících z revize ZSJ a SO v obcích probíhá v období od března do června 2010.

¹⁾ **Registr sčítacích obvodů a budov** je veřejným registrem soustavy územních prvků a budov s adresami. Eviduje jednak soustavu územních prvků a územně evidenčních jednotek, která podchycuje územní, správní, sídelní a statistické struktury, jednak budovy nebo jejich části (vchody) s přidělenými popisnými nebo evidenčními čísly. Soustavu územních prvků tvoří: oblast, kraj, okres, obec, městský obvod, resp. městská část, základní územní jednotka, katastrální území, územně technická jednotka, základní sídelní jednotka, statistický obvod a parcela. Soustavu územně evidenčních jednotek pak představují část obce, ulice a ostatní veřejná prostranství.

²⁾ **Základní sídelní jednotkou** se rozumí jednotka představující částí území obce s jednoznačnými územně technickými a urbanistickými podmínkami nebo spádová území seskupení objektů obytného nebo rekreačního charakteru. Základní sídelní jednotka je skladebnou součástí sídelní struktury a je určena pro prostorovou identifikaci a sledování sociálně ekonomických a územně technických jevů přímo vázaných na osídlení, zejména výsledků SLDB. ZSJ představuje základní prezentační jednotku výsledků SLDB 2011.

³⁾ **Statistickými obvody** se rozumí nejmenší územní jednotky, z nichž se skládají katastrální území a základní sídelní jednotky, jejichž síť vykřívá celé území České republiky, a slouží k podrobnému popisu území a vytváření statistických zón. Statistické obvody jsou v zásadě totožné se sčítacími obvody k datu posledního sčítání a dále se rozvíjejí na územním principu. Reprezentují základní jednotku zpracování výsledků SLDB 2011.

⁴⁾ Územně identifikační registr základních sídelních jednotek.

Tab. 1 Statistika registru sčítacích obvodů a budov k 1. 3. 2010 (Statistics from the register of census districts and buildings as of 1 March 2010)

Prvek	Počet platných jednotek
Statistické obvody	52 509
Základní sídelní jednotky díly	22 637
Základní sídelní jednotky	21 703
Části obce díly	15 105
Části obce	15 050
Územně technické jednotky	13 109
Katastrální území	13 027
Městské obvody, městské části	142
Základní územní jednotky	6 383
Obce a vojenské újezdy	6 250
Statutární města, hlavní město Praha	24
Správní obvody hlavního města Prahy	22
Územní obvody hlavního města Prahy	10
Obce s pověřeným obecním úřadem	393
Obce s rozšířenou působností	205
Okresy podle statistické klasifikace LAU 1	77
Kraje	14
Oblasti	8
Území	1
Stát	1
Ulice a ostatní veřejná prostranství	77 649
Lokalizované ulice a ostatní veřejná prostranství	74 252
Poštovní směrovací čísla	8 704
Adresní místa	2 724 090
Adresní místa s lokalizací	2 635 959
Budovy a vchody k bytům / z toho budovy s číslem domovním	2 700 374 / 2 688 316
Budovy s lokalizací	2 617 816
Byty	4 644 082
Finanční úřady	199
Matriční úřady	1 273
Stavební úřady	739

Vzhledem ke značnému objemu prací, jejich časové náročnosti a vysoké odbornosti, je pro kvalitní aktualizaci ověřované soustavy prvků využívána součinnost s odborným dodavatelem, firmou ÚRS PRAHA, a.s. Významnými partnery ČSÚ při realizaci tohoto úkolu jsou také ústřední správní úřady (Ministerstvo vnitra České republiky – MV ČR a Český úřad zeměměřický a katastrální – ČÚZK). Jejich zapojení do této fáze územní přípravy SLDB 2011 deklaruje § 9 zákona o sčítání lidu, domů a bytů v roce 2011. Spolupráce s MV ČR se odehrává zejména v oblasti územně správní agendy a poskytování dat o adresách a osobách pro statistické účely. Role ČÚZK při revizi ZSJ a SO spočívá v zajišťování potřebných mapových podkladů, datových sad (např. údajů o vektorových hranicích územních jednotek) a internetových mapových služeb.

Revize budov a adresních míst

Spolu s revizí ZSJ a SO tvoří jádro územní přípravy SLDB 2011 také revize budov a adresních míst, které podléhá zhruba 2,7 miliónu budov a přibližně stejný počet adresních míst (tab. 1). Revize budov a adresních míst spočívá jednak v ověření úplnosti evidence budov s číslem domovním v podkladech vycházejících ze statistického územního registru na fyzický stav v území včetně provedení přibližné lokalizace nelokalizovaných budov v mapě, jednak v kontrole úplnosti a správnosti vybraných atributů budov (počet bytů v budově, převážující využití budovy) a jejich adres.

Vykonavatelem výše uvedených úkolů jsou v souladu se **zákonem č. 296/2009 Sb., o sčítání lidu, domů a bytů v roce 2011** obecní úřady. Podle § 11 tohoto zákona se obecní úřady vyjadřují nejen k vy-

mezení základních sídelních jednotek a statistických obvodů, ale i k seznamu budov včetně staveb pro rodinnou rekreaci. Organizaci a zpracování revize budov a adresních míst zabezpečuje ČSÚ. Metodické a organizační řízení celé akce je v kompetenci oddělení koordinace přípravy a zpracování sčítání v Praze, zatímco komunikaci s obcemi a zpracování výsledků revize zajišťují krajská oddělení sčítání a jejich detašovaná okresní pracoviště. Úkoly spojené s revizí budov a adresních míst by měly být na obcích řešeny v období od března do června 2010.

Vedle kontroly adresních míst v obcích paralelně probíhá také konsolidace adres evidovaných v RSO s různými administrativními zdroji (např. Informačním systémem evidence obyvatelstva Ministerstva vnitra ČR). Z důvodu zajištění distribuce sčítacích formulářů do domácností sčítacími komisáři České pošty bylo zahájeno také sjednocení adres RSO s adresami databáze doručovacích míst České pošty.

Ověření dat o budovách a adresách v obcích a jejich následná aktualizace ve statistickém územním registru představují důležité východisko pro přípravu úplných a přesných podkladů pro činnost sčítacích komisářů, ale poskytnou i klíčovou datovou platformu pro *zjišťování o objektech individuální rekreace* (OIR). To by mělo oproti poslednímu konanému soupisu OIR z roku 1991, který prováděly obce, vycházet z velké části právě z registru sčítacích obvodů a budov⁵⁾. Jeho cílem bude zjistit nejen aktuální počty těchto objektů v členění na rekreační chalupy a rekreační chaty, ale i jejich územní rozložení.

Příprava sčítacích obvodů

Dalším významným úkolem územní přípravy je metodická a datová příprava sčítacích obvodů. Sčítací obvod představuje územní jednotku, v níž provede sčítání jednotlivý sčítací komisař. Jedná se tedy o základní organizační a distribuční jednotku SLDB 2011. Sčítací obvod je koncipován v zásadě jako neskladebná jednotka ve vztahu na administrativní či statistické členění státu. Je sestaven z adresních míst budov, které jsou nositelem jednoznačné územní identifikace a přes tyto identifikace je zabezpečena jednoznačná vazba na statistický obvod a nadřazené jednotky územního a územně evidenčního charakteru.

Vymezení sčítacích obvodů provede dodavatel terénních prací, který bude vůbec poprvé v historii SLDB na našem území zajišťovat sběr a distribuci sčítacích formulářů. Generálním dodavatelem terénních prací pro SLDB 2011 se na základě výběrového řízení stala Česká pošta, s.p. Sčítací komisáři České pošty tedy provedou sčítání ve většině z předpokládaného počtu 12–15 tisíc sčítacích obvodů. Výjimku budou představovat tzv. *samostatné sčítací obvody*, které budou tvořeny hromadnými ubytovacími zařízeními s větší lůžkovou kapacitou, v nichž budou zabezpečovat sčítání i nadále sčítací komisáři v gesci ČSÚ.

Ke každému sčítacímu obvodu poté ČSÚ pro sčítací komisáře připraví příslušné databázové a mapové podklady (tzv. *popisy a mapy sčítacích obvodů*), které budou určeny jak pro organizaci distribuce a sběru sčítacích formulářů, tak pro kontrolu a zajištění úplnosti a správnosti evidence budov podléhajících sčítání na základě reálného stavu zjištěného v terénu krátce před zahájením doručování sčítacích formulářů.

Mezi nové prvky SLDB 2011 bude patřit i využití výstupů územní přípravy jako podpory pro předvyplnění sčítacích formulářů. Záměrem ČSÚ je totiž předvyplnit sčítací formuláře základními identifikačními údaji a vybranými daty evidovanými v RSO (např. adresou a technickými parametry budov a bytů). Výstupy územní přípravy budou zároveň využity ke sledování procesů realizace sčítání prostřednictvím aplikace Evidenční databáze SLDB, např. k monitoringu rychlosti a úplnosti doručování a sběru sčítacích formulářů.

Územní příprava by měla na základě ověření a následné aktualizace a zkvalitnění soustavy registrů vytvořit optimální podmínky a nástroje pro úspěšnou realizaci SLDB 2011, jeho zpracování i prezentaci jeho výsledků.

Štěpán Moravec

⁵⁾ Zbýlá část OIR (neobydlené rodinné domy sloužící k rekreaci) bude identifikována a kvantifikována na základě vyplněných domovních listů v rámci vlastního SLDB.

DEMOGRAFIE (NEJEN) PRO DEMOGRAFY POTŘETÍ

Sociologické nakladatelství vydalo již potřetí v rámci ediční řady Sociologické pojmosloví publikaci **Demografie (nejen) pro demografy**¹⁾. Kniha je určena primárně studentům demografie i ostatních společenských oborů, neboť přináší výklad základních pojmů, se kterými demografie, ale například také sociologie, běžně pracuje. Užitečným průvodcem však bude také pro ostatní zájemce o tento obor i pro odborníky pracující ve společenských vědách, neboť poskytuje velmi kvalitně zpracovaný pojmový základ, ve kterém není zapomínáno na mezioborový přístup a styčné body, které má demografie společné s řadou dalších oborů. Prozatím poslední vydání doznalo navíc přepracování a obsahové rozšíření, a to nejen ve slovníkové části, ale také v podobě začlenění nových kapitol věnovaných populačnímu vývoji a rodinné politice, tedy témat, která jsou v české společnosti, a nejen v ní, v posledních letech hojně diskutována i mimo vědecké kruhy.

Kniha je rozdělena do tří částí. V první představuje *Zdeněk Pavlík* samotný obor, pojednává tedy o tom, čím se demografie zabývá, prezentuje její historii a současnost i návaznost a propojenost s jinými vědními obory. *Alena Vodáková* pak v navazující stati věnuje pozornost vztahu demografie a sociologie, neboť tyto dva obory mají k sobě v mnoha aspektech velmi blízko a v některých oblastech zkoumání se vzájemně výrazně prolínají. Autorka tedy čtenáře seznamuje i s tzv. sociologickou demografií či sociální demografií, jak bývají někdy tyto vzájemné přesahy nazývány.

Druhá, slovníková část vysvětluje vybrané pojmy, východiskem zde jsou především pojmy demografické. Nechybí ovšem ani sociologické pojmosloví či sociologické (i jiné sociálně-vědní, např. psychologické, antropologické) interpretace tradičně demografických hesel, a to především tam, kde se jedná o pojmy hraniční a tedy frekventované v jiných společenských disciplínách, kde mohou mít svoji specifickou podobu. Hesla ve slovníkové části jsou řazena abecedně a jsou opatřena nejen vzájemnými odkazy, ale také ekvivalenty ve třech jazykových mutacích (anglicky, francouzsky a německy).

Třetí část knihy je věnována přehlednému seznámení jak s populačním vývojem od nejstarších dob do současnosti, tak se dvěma podstatnými společenskými fenomény současné doby – demografickým stárnutím a rodinnou politikou v kontextu zaznamenané velmi nízké úrovně porodnosti. *Zdeněk Pavlík* ve svém textu zachycuje vývoj populací od nejstarších období vývoje Země až do současnosti. Nechybí konkrétní informace o historických populacích a odhadech jejich počtu, o demografické revoluci ani o výhledech budoucího vývoje světa. V tématu populačního vývoje se *Květa Kalibová* ve své stati zaměřuje časově i regionálně specifitěji, neboť se věnuje pouze Evropě a vývoji evropských populací v průběhu posledního století. Evropa představuje v porovnání se světem demograficky výrazně homogennější celek, ve kterém lze vysledovat určité společné vývojové trendy. Při bližším pohledu na popisované procesy porodnosti, úmrtnosti, potratovosti či formování a rozpadu rodin však čtenáři odhalí i zde řadu národních či regionálních specifik, odlišné trendy nebo odlišný výskyt jednotlivých jevů z hlediska historického času v jednotlivých částech Evropy. *Miroslava Mašková* seznamuje s procesem demografického stárnutí, jeho vývojem ve světě i v České republice a shrnuje hlavní sociálně ekonomické dopady tohoto procesu včetně jeho implikací pro oblast politického rozhodování. V poslední stati pak *Jiřina Kocourková* charakterizuje populační a rodinnou politiku, její cíle i nástroje. V kontextu měnících se reprodukčních vzorců a nízké úrovně porodnosti ve vyspělých zemích diskutuje i otázky efektivnosti pronatalitních opatření.

Tyto nově zařazené kapitoly seznamují čtenáře (i neoborníky) se zajímavými tématy, která se nás jako členů společnosti přímo dotýkají. Jejich autoři a autorky tak činí přehledným a názorným způsobem, předkládají nejen učebnicové seznámení s tématem, ale také zajímavá fakta a náměty na přemýšlení případně inspiraci k dalšímu studiu. Za tímto účelem je v závěru knihy uveden stručný seznam doporučené literatury, který by sice mohl obsahovat více autorů a důležitých odborných textů, nicméně i v této podobě může poskytnout zainteresovanému čtenáři dobré vodítko, k jakým autorům a zdrojům dále obrátit svoji pozornost. K témuž poslouží i přehled základních časopisů s demografickou tematikou a vybraných internetových stránek.

Anna Štátná

¹⁾ *Demografie (nejen) pro demografy*. Třetí, přepracované vydání. Praha: Sociologické nakladatelství, 2009. K vydání připravili Květa Kalibová, Zdeněk Pavlík a Alena Vodáková.

ČESKÝ SOCIÁLNÍ SYSTÉM: OD SOLIDARITY K VĚTŠÍ EKVIVALENCI

Publikace *Solidarita a ekvivalence v sociálních systémech* Výzkumného ústavu práce a sociálních věcí¹⁾ je výstupem grantového projektu, jehož cílem bylo analyzovat vzájemné vazby solidarity a ekvivalence v sociálních systémech u nás i v zahraničí a na tomto základě navrhnout možné úpravy sociálních systémů ČR. Solidarita se v sociálních systémech uplatňuje, pokud zohledňují konkrétní situaci občana bez ohledu na jeho pracovní příjmy, naopak při aplikaci ekvivalence – obvykle v pojistných systémech – existuje přímá závislost plnění na individuálních příjmech. Jak je zřejmé z úvodní teoretické části textu, mají oba principy svá pozitiva i negativa, vzájemně se doplňují a hlavním problémem z hlediska sociální politiky je nalezení jejich optimální vyváženosti. Z nadměrného uplatňování solidarity v českých sociálních systémech i ze současných ekonomických (neudržitelný růst veřejných výdajů) a společenských (posilování role individualismu) trendů vyplývá potřeba reformem těchto systémů, a to směrem k většímu důrazu na princip ekvivalence.

Po teoretickém úvodu je do textu zařazena empirická analýza: druhá kapitola hodnotí pozici ČR mezi evropskými zeměmi z hlediska výdajů na sociální ochranu v letech 2000-2005 na základě dat ESSPROS²⁾, obsahem třetí kapitoly je rozbor příjmové nerovnosti v ČR. Mezinárodní komparace úrovně sociálních výdajů, jejich struktury a způsobů financování je, jak autoři sami uvádějí, běžným způsobem hodnocení rozsahu a vyspělosti systémů sociální ochrany v jednotlivých zemích, o míře uplatňování principů solidarity a ekvivalence v těchto systémech však vypovídá jen omezeně. Uvedené ukazatele zahrnují pouze systémy sociálního zabezpečení a systém zdravotní péče, nad jejich rámec proto autoři zmiňují také význam u nás nedocenených výdajů na vzdělání. Příjmová nerovnost je v ČR relativně nízká a je dána především vysokým příjmem nejbohatších 5 % domácností. Analýza solidarity a ekvivalence v sociálních systémech ukazuje na nízkou míru ekvivalence a převahu solidarity bohatých s chudými. Ta se projevuje i při členění nejčastějších plátců do sociálního systému a příjemců dávek podle specifických znaků domácnosti.

Další čtyři kapitoly jsou zaměřeny na uplatňování principů solidarity a ekvivalence v jednotlivých sociálních systémech – důchodovém a nemocenském pojištění, systému státních dávek a systému zdravotnictví. Osahují vždy přehled systému v ČR, porovnání se zahraničními, především evropskými systémy, a návrhy možných úprav zejména s ohledem na posílení principu ekvivalence. V oblasti důchodů jsou nejprve popsány parametry základního důchodového pojištění, které do značné míry vycházejí z principu solidarity, potlačují zásluhovost a vedou k nízké diferenciaci nově příznávaných i vyplácených důchodů. Autoři navrhují posílit ekvivalenci schématu omezením významu základní výměry důchodu a postupným zrušením hranic redukcí dosažené výdělků uplatňovaných při výpočtu důchodu. Bohužel chybí diskuse dopadu takových opatření na výdaje na důchody a na nejnižší příjmové skupiny pojištěnců. Po stručném přehledu důchodových systémů v Německu, Velké Británii, Švédsku, Francii a Slovensku pokračují autoři v návrzích reformních opatření v ČR a věnují se především otázce, zda v ČR zavést fondový pilíř, který by částečně nahradil současné státní základní důchodové pojištění. Na podkladě kvalitní analýzy tohoto problému navrhují fondový pilíř nezavádět. Základní důchodové pojištění nicméně bude muset nadále procházet parametrickými úpravami a postupně bude nutné na významu získávat soukromé zajištění na stáří.

Systém nemocenského pojištění doznal významných změn přijetím nového zákona o nemocenském pojištění č. 186/2006, ve znění pozdějších předpisů, s účinností od 1. ledna 2009. Ke změnám, které nový zákon a související předpisy přinesly, patří mimo jiné poskytování nemocenského až od 15. dne pracovní neschopnosti, poskytování náhrady mzdy zaměstnavatelem a zavedení třetí redukční hranice příjmu v konstrukci dávky. Na základě analýzy parametrů nemocenského pojištění a podrobného srovnání se systémy nemocenského pojištění v členských zemích EU navrhují autoři v českém systému oslabit nadměrnou solidaritu, zvážit možnost zrovnoprávnění zaměstnanců a OSVČ a dále posílit kontrolní mechanismy proti zneužívání dávek.

Rozbor solidarity a ekvivalence v systému státních dávek zahrnuje systém státní sociální podpory, systém dávek pomoci v hmotné nouzi a dávek sociální péče a rovněž systém pasivní politiky zaměstnanosti. V těchto systémech se výrazně uplatňuje princip solidarity, a to včetně posledně uvedeného, který je založen na principu pojištění („pojistným“ hrazeným ze mzdy je v tomto případě příspěvek na státní politiku zaměstnanosti). Na základě komparace se zeměmi EU doporučují autoři v oblasti přídatku na

¹⁾ Krebs, Vojtěch a kol. *Solidarita a ekvivalence v sociálních systémech*. Praha: VÚPSV, v.v.i., 2009.

²⁾ Evropský systém jednotných statistik sociální ochrany.

dítě zvýšit hranici příjmu, při které rodina ztrácí nárok na tuto dávku, což by mohlo vést ke zlepšení finanční situace rodin s dětmi. U podpory v nezaměstnanosti navrhuji zvážit zvýšení procentní sazby výše podpory, pro takové opatření však při současné situaci veřejných rozpočtů zřejmě není mnoho prostoru. Ze srovnání úpravy příspěvku na péči s úpravou v Německu a Rakousku pak vyplývá, že principy konstrukce této dávky a podmínek jejího přiznání jsou u nás stanoveny příliš benevolentně, což vede k neefektivnímu financování a poskytování sociálních služeb.

Asi nejpropracovanější z celé publikace je kapitola věnovaná uplatňování principů solidarity a ekvivalence v systému zdravotnictví. Existence veřejných programů zdravotního pojištění založených na sociální solidaritě vyplývá z charakteru zdravotnických služeb. Ten také omezuje prostor pro uplatňování soukromého zdravotního pojištění a principu ekvivalence. Je zajímavé, že ve vyspělých zemích dochází od počátku 90. let ke konvergenci podílu veřejných výdajů na zdravotnictví, který se nyní nejčastěji pohybuje kolem 75–80 %. Posílení principu ekvivalence v českém systému by bylo možné dosáhnout jasným definováním standardu zdravotního pojištění dostupného každému občanovi s možností dokoupit nadstandardní péči za regulované ceny nebo se na tento nadstandard pojistit. K regulaci růstu nákladů ve zdravotnictví by pak podle autorů mělo docházet spíše na straně nabídky než na straně poptávky, tj. na straně pacientů.

Poslední kapitola, jejíž název slibuje přinést informace o budoucím vývoji solidarity a ekvivalence v ČR, zahrnuje projekci parametrů ovlivňujících příjmy a výdaje sociálních systémů (do roku 2020) a bilance důchodového a nemocenského pojištění a systému dávek v nezaměstnanosti (do roku 2015). Zejména uvedené projekce parametrů potvrzují rostoucí tlak na sociální systémy a potřebu jejich reformy, nejsou však uvedeny žádné varianty vývoje ani diskuse o dalším směřování míry solidarity a ekvivalence v těchto systémech.

Pro reformy sociálních systémů má míra uplatňování solidarity a ekvivalence zásadní význam. Předložená publikace představuje ucelený přehled váhy obou principů v jednotlivých sociálních systémech ČR, poukazuje na problémy současného nastavení těchto systémů a navrhuje možná řešení. V tomto směru se jistě stane vhodným podkladovým materiálem zejména pro studenty sociální politiky na různých typech vysokých škol, případně i zdrojem informací pro decizní orgány.

Štěpánka Pollnerová



Sociologický časopis Czech Sociological Review

2010, ROČNÍK 46, ČÍSLO 1

ZE SOCIOLOGICKÝCH VÝZKUMŮ

<i>Petr Sunega, Martin Lux: Segmentace českých domácností a orientační prognóza počtu domácností ve vybraných právních formách bydlení a typech zástavby do roku 2020</i>	3
<i>Tomáš Konečný, Josef Basl, Jan Mysliveček: Přejít mezi střední a vysokou školou a role různých modelů přijímacích řízení</i>	43
<i>Jana Havlíková: Přejít do dospělosti dlouhodobě nezaměstnaných absolventů učebních oborů z Brna a okolí</i>	73
<i>František Bartoš: Škála měřící intenzitu neklinického narcismu: konstrukce a zjištění</i>	101

ESEJE, RECENZE, ZPRÁVY

Informace o předplatném a objednávky vyřizuje:

Sociologický časopis/Czech Sociological Review – redakce, Jilská 1, 110 00 Praha 1,
tel. +420 222 221 761, fax +420 222 220 143, e-mail: sreview@soc.cas.cz

Z České demografické společnosti

Diskusní večer (424.) konaný 20. ledna 2010 byl věnován **Nezaměstnanosti, jejímu vývoji a možnostem statistické analýzy**. Přednášející - *Martina Miskolczi* (Katedra demografie VŠE Praha), se zaměřila na typy nezaměstnanosti, různé trendy u nás a na statistické metody zkoumání. Uvedla, že při zkoumání nezaměstnanosti obvykle chceme vědět, kolik osob nebo jaký podíl populace je bez práce. Myslí se tím nedobrovolně bez práce, tedy sledují se osoby, které pracovat chtějí, ale nemohou práci najít. Rozlišuje se typ nezaměstnanosti **frikční**, je daná pohybem osob jako důsledek přechodu z jednoho zaměstnání do druhého nebo stěhování, **strukturální**, daná rozdílnými požadavky na strukturu vzdělání, kvalifikaci a zkušenosti ve srovnání s nabídkou, a **cyklická**, která odráží ekonomické cyklické fluktuační (krize vs. boom).

V České republice je pro zkoumání nezaměstnanosti k dispozici zdroj MPSV ČR, který sumarizuje údaje vycházející z evidencí úřadů práce (registrovaná míra nezaměstnanosti) a výsledky výběrového šetření pracovních sil (VŠPS) prováděné ČSÚ (obecná míra nezaměstnanosti).

V jednotlivých etapách vývoje nezaměstnanosti lze sledovat různé trendy:

- 1992–1996: téměř konstantní vývoj na úrovni 4 % se sezónními výkyvy, odkládaná transformace ekonomiky, zaměstnanci státních podniků přecházeli do nově vznikajících soukromých subjektů, byli tak absorbováni a nedošlo k výraznému zvyšování nezaměstnanosti.
- 1997–1999: restrukturalizace hospodářství již nutná (neefektivní podniky rušily výroby, neprosazovaly se v konkurenci ostatních českých a zahraničních firem, ztrácely odbytiště, propad růstu HDP, zpomalení investic, pokles agregátní poptávky; ekonomické reformy (tzv. balíčky), příchod populačně silných ročníků narozených v 70. letech na trh práce, to vyvolalo mimo jiné silnou vlnu odchodů do předčasného důchodu (specifikum ČR).
- 2000–2004: maximum nastalo v únoru 2004: 10,9 %, doznívají restrukturalizační procesy, na síle nabírají procesy související s globalizací a přeléváním problémů lokálního charakteru v globálním měřítku (recese na trhu, měnové problémy, nezaměstnanost).
- 2004–2008: pokles nezaměstnanosti v létě 2004: změna metodiky výpočtu, celkový ekonomický růst ekonomik EU včetně České republiky.
- 2008–2009: vliv ekonomické krize, v ČR zpož-

děno oproti vyspělým státům (USA, západní Evropa).

- predikce dalšího vývoje: shoda většiny odborníků ohledně úrovně: růst nezaměstnanosti k hranici 10 %.

Poté přednášející seznámila přítomné s možnostmi využití různých metod při statistickém zkoumání nezaměstnanosti:

- Rozdíly mezi muži a ženami, věkovými skupinami, vzdělanostními skupinami, zdravotní situací – lze zhodnotit popisnými statistickými metodami.
 - Prostorové (geografické) rozdíly mají dlouhodobý charakter a jsou zčásti způsobeny útlumem těžby, těžkého průmyslu a zemědělství a lze je zkoumat pomocí shlukové nebo diskriminační analýzy.
 - Sezónní charakter nezaměstnanosti daný sezónními pracovními místy, administrativním nastavením pracovních smluv (do 31. 12.) nebo koncem školního roku vybízí k využití metod časových řad. Problémem je zjevná nestacionarita ve vývoji nezaměstnanosti, takže postupovat lze buď analýzou úseků řady nebo úpravou vstupních hodnot (linearizace pomocí relativních přírůstků nebo logaritmických přírůstků). Použitelnost postupů analýzy časových řad k predikci je diskutabilní.
 - Autorka připravuje navrhnout a využít postup z demografické analýzy: vícestavovou analýzu pro stavy ‚ve vzdělávacím procesu‘, ‚pracuje‘, ‚nezaměstnaný‘, ‚ekonomicky neaktivní‘. Kvalita zpracování závisí na dostupnosti dat v potřebném členění.
 - Dalšími možnostmi je regresní analýza se správně vybranými vysvětlujícími proměnnými, hledání bodů změny (change-point).
 - Výběrová šetření jsou nástrojem jak zkoumat kariéru na trhu práce pro jednotlivce, opakovaně zařazení do evidence úřadů práce nebo odhadnout velikost skupin osob, které práci nemají a nechtějí, případně práci nemají, chtějí, ale neevidují se na úřadech práce.
- V únoru se místo diskusní střeďy konala **2. demografická konference Mladých demografů** (více zpráva na s. 138–139). Březnové setkání demografů pokračovalo v tradici střeďečních podvečerů 424. schůzkou (17. března), na které *Kateřina Ivanová* a *Lucie Směkalová* (Ústav sociálního lékařství a zdravotní politiky LF UP, Olomouc) přednesly referát **Změny demografické struktury**

obyvatelstva a její rodinné, geografické, zdravotnické a prognostické konsekvence: závěry z projektu ADEL. Navázaly tak na svou prosincovou (1. 12. 2009) přednášku v Olomouci [Demografie, 2010, 52 (1), s. 65]. Smyslem projektu ADEL – Advocacies for frail and incompetent elderly in Europe (Ochrana křehkých a nekompetentních seniorů v Evropě) je vytvořit pro nekompetentní seniory takový systém ochrany, který by jim umožnil prožít důstojný život. Běžným znakem této skupiny seniorů 65+, resp. 80+ je polymorbidita (nejrozšířenějšími nemocemi jsou Alzheimerova choroba, demence), proto jsou často zbavováni nebo omezováni ve způsobilosti k právním úkonům, jsou zbavováni základních lidských práv apod., tyto kroky pak vedou k jejich sociálnímu vyloučení. Mezinárodní projekt si klade dva cíle: 1) na základě srovnávacích analýz pěti zemí z různých částí Evropy¹⁾: Německa, Rakouska (konzervativní, tzv. korporativní typ), Dánska (sociálně-demokratický, skandinávský typ), České republiky (tranzitní typ), Španělska (zástupce jihoevropských zemí) zjistit jak v těchto státech funguje systém opatrovnictví a 2) navrhnout scénář jeho dalšího vývoje. Projekt koordinují rakouský *Institut für Rechts und Kriminalsoziologie* a německý *Institut für Sozialforschung und Gesellschaftspolitik* ve spolupráci s národními instituty pro sociální výzkum a právním expertem na opatrovnictví. U vybraných zemí byly srovnávány některá data demografická (věk 65+, 80+, podíl těchto osob žijících ve městech, rodinný stav, struktura domácnosti, rodiny, rozvodovost) a epidemiologická, tj. počty lidí, kterým je poskytována opatrovníká péče (lidé s demencí, mentálním a fyzickým postižením, osoby závislé na drogách), jejich podíl v populaci, náklady na péči. Situaci v jednotlivých zemích přednášející prezentovaly mnoha tabulkami a grafy, pro které data dodaly zúčastněné země. Srovnatelnost dat jednotlivých zemí, resp. jejich nesrovnatelnost se pak staly předmětem diskuse. Kateřina Ivanová vysvětlila, že nebylo cílem ani právem zasahovat do materiálů, které ke srovnání dodaly jiné země a nebylo to ani hlavním posláním projektu ADEL. Uvedla také, že v demografických datech naše republika nezaostávala – dodala jich více, ale v oblasti dat ohledně péče o starší a potřebné osoby nejsou k dispozici žádná data, na rozdíl od ostatních zúčastněných států.

V dubnu (21. 4.) byla 425. demografická středa věnována Podkarpatské Rusi (**Demografický vývoj Podkarpatské Rusi v letech 1919–1937**). Přednášejícími byli *Vladimír Polášek* a *Andrej Pavlov* – oba ČSÚ (V. Polášek a A. Pavlov jsou autory publikace **Historická demografická ro-**

čenka Podkarpatské Rusi – rozšířené vydání, která je od začátku dubna 2010 na webu ČSÚ <http://czso.cz/csu/2010edicniplan.nsf/p/4038-10>, a A. Pavlov ji navíc přeložil do ruštiny). Práce je dedikována *Vladimíru Srbovi* (1917–2005) – významnému českému demografovi a velkému obdivovateli Podkarpatské Rusi. V. Srb V. Poláška jako mladého statistika k zájmu o demografický vývoj obyvatelstva této oblasti, resp. data, jež jsou k dispozici, přivedl.

Shodou okolností v době, kdy autoři publikaci o Podkarpatské Rusi připravovali, vydali slovenští kolegové – *Branislav Šprocha* a *Pavol Tišliar* **Populačný vývoj Podkarpatskej Rusi I. (Demografická reprodukcia) a Populačný vývoj Podkarpatskej Rusi II. (Štruktúry obyvateľstva)**, Bratislava: Infostat, 2009.

Základním zdrojem dat Poláškovy a Pavlovovy práce bylo tzv. pramenné dílo: **Pohyb obyvatelstva v Československé republice, Pohyb obyvatelstva v republice Československé a Pohyb obyvatelstva v bývalém Československu** (data ze sčítání autoři nevyužívali), které statistický úřad vydával po vzniku Československé republiky každý rok. V. Polášek pro přítomné připravil řadu grafů, kde srovnával ukazatele (počet obyvatel, sňatky, rozluky/rozvody, narození, zemřelí, přirozený přírůstek) za jednotlivá území – české země (někdy Čechy, Moravu a Slezsko), Slovensko a Podkarpatskou Rus a významné rozdílly komentoval. Podkarpatská Rus se na celkovém počtu obyvatel Československa v roce 1920 podílela 4,4 %, a demografický vývoj této oblasti se v řady ukazatelů od populace ostatních zemí zejména Čech značně lišil. Např. průměrný věk ženichů a nevěst v Čechách, Moravě a Slezsku byl po celé sledované období o 2–3 roky vyšší než v Podkarpatské Rusi (podobnou hodnotu – nižší sňatkový věk mělo také Slovensko), podíl nevěst do 18 let tady dosahoval v roce 1937 téměř 30 %. Obyvatelstvo Podkarpatské Rusi se lišilo počtem narozených v průběhu celého období – zatímco v českých zemích klesl k roku 1937 o třetinu ve srovnání s rokem 1919, v Podkarpatské Rusi se počet narozených v roce 1937 udržel na úrovni roku 1921. Děti se rodily ženám po celé reprodukční období. V části věnované úmrtí vzbudil pozornost např. graf o tom, kdo zjistil příčinu úmrtí, zda lékař nebo nelékař, a mimochodem tak ilustroval zlepšující se státní zdravotní péči o obyvatelstvo (jestliže v roce 1919 asistoval lékař přibližně u 16 % úmrtí, v roce 1937 to bylo asi u 66 % zemřelých). Zajímavé údaje o reprodukčním chování populace Podkarpatské Rusi doplnil Andrej Pavlov o historii připojení Podkarpatské Rusi k Československu v roce 1919 (hovořil např. o hlasování amerických Rusínů, kterých bylo ve Spojených státech přibližně 400 tis.), jejím hospodářským rozvoji v le-

¹⁾ Vybrány byly podle Espig-Andersonovy klasifikace režimů sociálních států.

tech 1919-1938, politice státní správy ohledně obzavování úředních míst z řad tamějšího obyvatelstva, školství (v době připojení k ČSR tam bylo 70 % negramotných, zatímco v roce v 1939 „jen“ 20 %), problematice autonomie (nebyla vytvořena, ačkoli se k ní ČSR zavázalo), ale i budování komunikací, škol, obytné čtvrti v Užhorodě, ne-

mocnic. Dnes je toto území – „Zakarpatská oblast“, jednou z 24 oblastí Ukrajiny. V závěru A. Pavlov promítl snímky několika správních budov v Užhorodě (např. Zemský úřad od arch. Františka Krupky), pouličních hydrantů apod., jež do dnes krátké období společného státu připomínají.

MM, VP, hru

Významné životní jubileum Ing. Jiřiny Růžkové, CSc.

Všichni, kdo se s Ing. Jiřinou Růžkovou, CSc. setkávají, ví, že se životního jubilea dožívá v plné pracovní aktivitě – léta jakoby jí neutíkala. Od poloviny roku 2005, kdy odešla z funkce ředitelky Odboru statistiky vývoje obyvatelstva, a působí jako poradkyně předsedy ČSÚ pro demografickou statistiku, sociální věci a sčítání (podílí se na nelehké přípravě sčítání lidu 2011), se může naplno věnovat odborné práci, a to jí naplňuje.



Jiřina Růžková se narodila 21. dubna 1940 v Pojbukách (o. Tábor). V letech 1954–1958 absolvovala *Střední ekonomickou školu*, poté *Vysokou školu ekonomickou* se zaměřením na ekonomiku vnitřního obchodu (1958–1963) a v roce 1989 obhájila kandidátskou disertaci. V orgánech státní statistické služby začala pracovat v roce 1965 – nejprve v Krajské správě ČSÚ v Ústí nad Labem ve funkci vedoucího analytika, a potom od září 1970 ve statistickém úřadu v Praze (tehdy Federální statistický úřad, kde zastávala řadu funkcí (vedoucí odborný referent, vedoucí odborný referent-specialista, vedoucí oddělení, ředitel odboru, náměstek předsedy FSÚ¹⁾).

Odborně, tj. zhruba od 2. poloviny 60. let, se Jiřina Růžková zaměřila na problematiku životních podmínek různých sociálních skupin obyvatelstva a domácností. Šlo např. o výběrová zjišťování životní úrovně starodůchodců, životních podmínek mladých rodin. Jubilanтка tato zjišťování iniciovala a obsahově, organizačně i analyticky zajišťovala. Některé z jejích prací se staly hlavními součástmi důvodových zpráv a vedly ke změně příslušných zákonů. Podílela se také na tzv. mikrocenzech (výběrová šetření u domácností zaměřena především na příjmovou diferenciaci rodin), různých

šetřeních o populačním klimatu v Československu, včetně mezinárodních projektů v této oblasti.

Přibližně od 2. poloviny 80. let se začala intenzivněji zabývat otázkami demografického vývoje a problematikou, která s tím souvisí – sčítáním. Jako ředitelka Odboru statistiky obyvatelstva v celém rozsahu řídila a odpovídala za „československé“ sčítání v roce 1991 a po deseti letech za „české“ sčítání 2001. Na téma sčítání a populační vývoj v České republice v té době publikovala řadu článků. Současně však usilovala o zpřístupnění dostupných historických dat o obyvatelstvu (od roku 1785), rodinách, bydlení apod., a tak po delší odmlce začaly být znovu vydávány **Demografické příručky** (jsou k dispozici na internetových stránkách ČSÚ a jsou průběžně aktualizovány). Ovlivnila i dosavadní publikační systém některých děl, např. **Statistické lexikony** jsou nyní vydávány a aktualizovány vždy po sčítání (tj. jednou za 10 let). Zcela mimořádný je její podíl na vydání **Historického lexikonu obcí České republiky 2005**. Toto ojedinělé statisticko-historické dílo vzniklo z její iniciativy a díky jejímu velkému úsilí o prosazení tohoto záměru a vytvoření základních podmínek pro jeho realizaci. Práce na lexikonu trvala několik let a Jiřina Růžková se na jeho tvorbě také sama podílela. Výčet jejich aktivit by byl neúplný, kdyby nebyla zmíněna její odpovědnost za zpracování výsledků voleb v letech 1993–2000 a průběžné vedení časopisu *Demografie*, který řídí od roku 1985 (od roku 2007 odpovídá za vydávání elektronického časopisu *Czech Demography*).

Přejme jí do dalších let hodně zdraví a sil, a nám – jejím kolegům a spolupracovníkům, aby si stále zachovávala svůj přísloušný nadhled a lidský přístup při řešení každodenních problémů.

Jan Srb

Výběr z literatury

- Růžková, J. Některé pohledy do historie a současnosti sčítání lidu. *Statistika*, 1989 (7), s. 289–294.
Růžková, J. Sčítání lidu v historii čs. státní statistiky. *Statistika*, 1989 (8–9), s. 339–343.
Růžková, J. Přípravuje se sčítání lidu, domů a bytů 1990. *Statistika*, 1989 (10), s. 425–429.

¹⁾ Podrobněji o jejím působení v ČSÚ také Milan Aleš, *Životní jubileum Ing. Jiřiny Růžkové, CSc.* Demografie, 2005, 47 (2), s. 132–133.

- Srb, V. – Růžková, J. Národnost a mateřský jazyk obyvatelstva podle sčítání lidu 1991. *Demografie*, 1993, 35 (3), s. 162–171.
- Růžková, J. – Aleš, M. Populační vývoj v České republice v roce 1993. *Demografie*, 1994, 36 (4), s. 225–237.
- Růžková, J. – Aleš, M. Populační vývoj v České republice v roce 1994. *Demografie*, 1995, 37 (4), s. 237–253.
- Růžková, J. – Aleš, M. Odpověď na Štyri poznámky o potratovosti. *Demografie*, 1995, 37 (4), s. 291–292.
- Růžková, J. Příprava budoucího sčítání lidu, domů a bytů. *Demografie*, 1998, 40 (3), s. 194–195.
- Růžková, J. V roce 2001 se v České republice uskutečnil sčítání lidu, domů a bytů. *Demografie*, 1999, 41 (4), s. 253–254.
- Růžková, J. Sčítáme se v novém tisíciletí. *Demografie*, 2001, 43 (1), s. 47–54.
- Růžková, J. – Škrabal, J. – Pištora, L. Bytový fond v České republice. *Demografie*, 2002, 44 (3), s. 204–211.
- Růžková, J. Časopis Demografie a Český statistický úřad. *Demografie*, 2009, 51 (1), s. 38 (plně znění příspěvku je na CD-ROMu vlepěném v časopise).

Families in Europe between the 19th and the 21st Centuries. From the Traditional Model to Contemporary PACS

V centru rumunské Transylvánie, měště Kluži (Cluj-Napoca, Rumunsko), se ve dnech 8. – 11. 10. 2009 konala mezinárodní konference s názvem **Rodina v Evropě mezi 19. a 21. stoletím. Od tradičního modelu k současnému PACS**. Hlavními koordinátory této velké akce byli prof. *Ioan Bolovan*, zástupce Babeş-Bolyai University v Kluži-Napoce, a v české demografii dobře známá francouzská historická demografka *Antoinette Fauve-Chamoux*, generální tajemnice *Mezinárodní komise pro historickou demografii* (International Commission of Historical Demography).

Rumunští demografové uspořádali již v roce 2008 zajímavou konferenci na téma populačních trendů, ale týkala se pouze situace v habsburské monarchii. Tentokrát navázali akci s rozměry celoevropskými, protože na konferenci o problematice rodiny v době demografického přechodu (či demografických přechodů?) pozvali nejen Antoinette Fauve-Chamoux, ale i představitele v současnosti špičkové nizozemské a belgické demografie *Keese Mandemakere*, *Jana Koka* a *Franse van Poppela*, známé vědce *Institutu Maxe Plancka pro demografii v Rostocku* *Mikolaje Szoltyssa* a *Siegfrieda Grubera* či zástupce rakouské demografické obce *Wilko Schrötera* a *Petera Teibenbachera*. *Kees Mandemakers* jako jediný nakonec nedorazil pro nemoc.

Hlavním tématem konference se staly změny v uspořádání a funkci rodiny v souvislosti s tzv. demografickými přechody. Tento problém nastínil v úvodním referátu *Jan Kok* (**Family systems as frameworks for understanding variation in extra-marital births, Europe 1900–2000** – Rodinné systémy jako rámce pro porozumění změně v mimomanželských porodech, Evropa 1900–2000). *Jan Kok* se s nizozemskými a belgickými kolegy dlouhodobě zabývá otázkou vzestupu nemanželské plodnosti jako součástí demografického přechodu a nového typu populačního chování. *Cambridgeskou skupinu pro populační dějiny a sociální strukturu* (Cambridge Group for the

History of Population and Social Structure) zastupovala *Catherine Sumnall*. Cambridgeská skupina provádí velice zajímavé výzkumy v otázce sezónnosti určitých demografických ukazatelů. *Catherine Sumnall* se věnuje nelegitimní porodnosti v Korutanech a především sezónním rozdílům v nemanželských porodech (**Good air and good times: micro-geographies and the seasonality of illegitimate births in the villages of the Gurk valley, Carinthia, at the Jahrhundertwende**).

Otázkami nejnovějšího demografického vývoje se zabývali zejména rumunští zástupci a informovali tak o podobných či odlišných tendencích vývoje oproti jiným evropským zemím. Problému partnerského soužití jako alternativy sňatku věnovala pozornost *Cornelia Mureşan* v příspěvku **Cohabitation, an alternative for marriage in contemporary Romania**. Názorově se střetla v otázce nezbytnosti či volby tohoto životního stylu se svou vědeckou kolegyní *Mihaelou Hărăguş*, která ve svém příspěvku porovnávala rodinné vzorce na rumunském venkově a ve městech (**Different reproductive patterns in Romania: an urban-rural comparison**). Zajímavého tématu žhavě současnosti se bezpochyby dotkla také *Dana Maria Rus* v příspěvku **PACS – A Valid Alternative for traditional marriage?** *Pacte civil de solidarité* (PACS) patří mezi dosti diskutovanou francouzskou instituci partnerského soužití odlišného i stejného pohlaví, která je veřejně deklarována, tzn. partneri se k této formě soužití přihlásí, přičemž musí splňovat určité podmínky. PACS znamená tedy civilní alternativu ke sňatku a bývá podporována veřejnými institucemi, např. mohou osoby v takovém svazku platit nižší daně. *Dana Maria Rus* se zajímala o výhody této instituce, která dala ve Francii podklad k legalizaci partnerského soužití homosexuálů.

Velice zajímavé srovnávací studie nabídli dva badatelé nezávisle na sobě na téma vývoje rodiny v nám dosud téměř neznámé Albánii. Přímou z Albánie dorazila *Rozeta Bici* s případovou studií komparující situaci v Albánii a Velké Británii

(Case Study: Establishment of Albanian Families during the 19th and the 21st Centuries in the Frame of British Case Study) a *Siegfried Gruber* porovnal rodinné domácnosti v Albánii a Srbsku (Household formation and marriage: different patterns in Serbia and Albania).

Na konferenci dostala ještě místo tři velká témata historické demografie. První patřilo neustále živému tématu Hajnalovy linie. Svě příspěvky k tomuto problému pronesl např. *Mikolaj Szotysek* (Families east and west in the Eastern European context: from case studies to wider comparative framework), *Peter Öri* (Marriage customs and household structure in Hungary at the end of the 18th Century. The case of county Pest-Pilis-Solt 1774–1785) nebo také jediní zástupci z Česka *Lumír Dokoupil*, *Ludmila Nesládková* a *Radek Lipovski* (The Family and Household in the Nascent Industrial Centre of the Ostrava Region Relevant to the Current Situation (at the Turn of the 19th and the 20th Century)). Důležitá část konference byla dále věnována vlivům státu a církve na utváření rodiny, přičemž témata se dotýkala období 19. století i žhavé současnosti. Rumunští badatelé se této problematice věnují velice pečlivě, protože na území tohoto státu se střetává několik církví (pra-

voslavná, řecko- i římskokatolická, protestantské) a každá z nich měla jiný dopad na formování rodin. Navíc pár desítek let komunistického režimu dokázalo převrátit naruby život poměrně hodně národnostně diferencovaného státu. Komunistické populační reformy (excesy) v Rumunsku nastínil ve svém příspěvku *Corneliu Pădurean* (Family in Romania during the communist regime). Zaměřil se na regulační výnos č. 770 z 1. 10. 1966 nazvaný „Ve věci regulace těhotenských interrupcí“ a jeho dopady na rumunskou společnost a rodinu. Zajímavé byly také informace o „motivačních“ řádech a medailích, které komunistický režim uděloval tzv. zasloužilým matkám, tedy ženám s určitým počtem dětí, přičemž nejvyšší ocenění se dalo získat za deset a více potomků.

Rumunská konference v Kluži přinesla pod patronátem významných západoevropských demografů a historických demografů především poznatky z výzkumů prováděných ve východních státech Evropy a umožnila navázat zajímavé kontakty mezi badateli z těchto zemí. Z konference byl vydán sborník pod stejným názvem čítající úctyhodných 45 příspěvků. A to bohužel schází ještě příspěvky *Cornelie Mureșan* a *Mikolaje Szotytska*.

Radek Lipovski

Druhá konference mladých demografů

Na stránkách Demografie jsme již informovali o založení neformálního sdružení studentů demografie a dalších příznivců tohoto oboru *Mladí demografové*. Dne 17. února 2010 byla tímto sdružením uspořádána již druhá konference, tentokrát pod názvem **Actual Demographic Research of Young Demographers (not only) in Europe**. Pracovním jazykem konference se stala angličtina, což umožnilo aktivní účast kolegů ze zahraničí.

Mezi mladými demografy vzbudila akce zájem, a tak bylo možné přivítat na Albertově mladé kolegy z např. z Německa, Srbska, Španělska a Kazachstánu.

Vzhledem k počtu přihlášených účastníků i pestrosti prezentovaných témat probíhala konference paralelně ve dvou sekcích. Celkem tak během dne zaznělo 18 příspěvků a účastníci si prohlédli a prodiskutovali 9 tištěných posterů. Konferenci zahájila *prof. Jitka Rychtaříková*. Následovaly dva úvodní příspěvky řešící problematiku sňatkového chování v oblasti Vojvodina (*M. Cvetanović*, *B. Đerčan*, *M. Solarević*, Srbsko) a budoucnost obyvatelstva ve venkovských oblastech České republiky (*J. Vobecká*, ČR). Dvě dopolední paralelní sekce byly zaměřeny na problematiku plodnosti

a porodnosti a dopady demografického vývoje na veřejné systémy. V rámci první z nich zazněly tři příspěvky zaměřené na situaci v centrální Asii (*U. Kalzhanova*, *S. Dyussupova*, *A. Baigarayeva*, Kazachstán), jeden pak na děti narozené ve druhém pořadí v České republice (*A. Štastná*, ČR). Ve druhé sekci se *M. Vojtková* zaměřila na cizince v českém sociálním systému, podobné téma s problematikou tureckých imigrantů do Německa přednesla *A. Wengler* (Německo), o nezaměstnanosti v severním Banátu hovořili *M. Pasic*, *A. Ivkov-Džigurski*, *L. Ivanovia* a *A. Dragin* (Srbsko) a jeden příspěvek byl opět věnován centrální Asii, konkrétně geopolitickému statutu Kazachstánu (*V. Rodionov*, Kazachstán). Dopolední část byla opět rozdělena do dvou současně probíhajících bloků. První se věnoval problematice úmrtnosti a nemocnosti, kde byly příspěvky zaměřeny na mateřskou úmrtnost v Jižní Africe (*Š. Šustová*, ČR), situaci v Kazachstánu (*S. Tuleshova*, Kazachstán) a zařízení dlouhodobé péče v České republice (*R. Malečková*, ČR). Druhý blok se vyznačoval obecnějším pohledem na populační vývoj, dva z přednesených příspěvků se věnovaly situaci v centrální Asii (*M. Narkulov* a *K. Nurpeisova*, Kazachstán), další provincii Vojvodina (*B. S.*

Djurđjević, D. Arsenović, A. Dragin, Srbsko). Dva závěrečné příspěvky (*S. Kučerová a M. Hupková, ČR*) byly prezentovány v rámci diskusního večera České demografické společnosti.

Příspěvky i postery jsou dostupné na webové stránce Mladých demografů (http://www.demografove.estrancky.cz/clanky/konference/konference_02) a během nejbližších týdnů bude publikován sborník.

Můžeme konstatovat, že konference splnila svůj cíl: umožnila vzájemné poznání mladých demografů z různých zemí a seznámení s novými pohledy na diskutovaná témata. Podařilo se tak položit základy budoucí spolupráce. Záměrem sdružení je tyto vazby udržovat a prostřednictvím dalších plánovaných akcí, kam budou zváni i spolupracovníci z příbuzných oborů, rozšiřovat.

Klára Tesárková – Luděk Šidlo

SLOVENSKÁ ŠTATISTIKA A DEMOGRAFIA

19. ročník, 3/2009

I. VEDECKÉ ČLÁNKY

1. Branislav ŠPROCHA, Pavol TIŠLIAR 3
Národnostné zloženie obyvateľstva Slovenska v medzivojnovom období podľa výsledkov sčítania ľudu z rokov 1919, 1921 a 1930
2. Tomáš ŽELINSKÝ 37
Vývoj vybraných ukazateľov chudoby v krajoch Slovenskej republiky
3. Branislav ŠPROCHA 52
Základné charakteristiky úmrtnostných pomerov vo vybraných rómskych lokalitách na Slovensku

II. INFORMATÍVNE ČLÁNKY, DISKUSIA, NÁZORY

1. Libor BERNÁT 70
Sobášnosť vo farnostiach mestečiek ilavského dekanátu v 1. polovici 19. storočia

III. OZNAMY

1. Boris VAŇO 110
Za Felixom Koschinom
2. Branislav BLEHA 111
12. slovenská demografická konferencia
3. Gabriela HAASOVÁ, Alena VACHOVÁ 112
Regióny Slovenska – produkt v súlade s novými tendenciami v šírení štatistických informácií

Vydává Štatistický úrad Slovenskej republiky (vychází 4x do roka), rozšiřuje a objednávky přijímá ŠÚ SR, informační servis, Miletičova 3, 824 67 Bratislava 26, Slovenská republika, cena výtisku 1,66 (50 Sk).

VNĚJŠÍ PŘÍČINY ÚMRTÍ V ČR V LETECH 1994 AŽ 2009

Úmrtí na vnější příčiny, tedy ta, která nejsou následkem nemoci či tělesné vady, ale následkem úrazu, otravy, sebepoškození apod., nejsou svou četností zanedbatelná. Dlouhodobá časová řada poukazuje na změny, kterými společnost prochází i v této oblasti. Některé dříve hojně příčiny úmrtí se stávají méně významnými, jiné, dříve i neznámé, nabývají na váze¹⁾. Uvedené údaje vycházejí ze zpracování statistického výkazu „Hlášení o úmrtí“ Obyv 3-12. Údaje za jednotlivé měsíce roků jsou přepočteny tak, aby rozdělení úmrtí do měsíců nebylo jejich různou délkou ovlivněno.

Vnější příčiny úmrtí celkem (kódy V01–Y89)

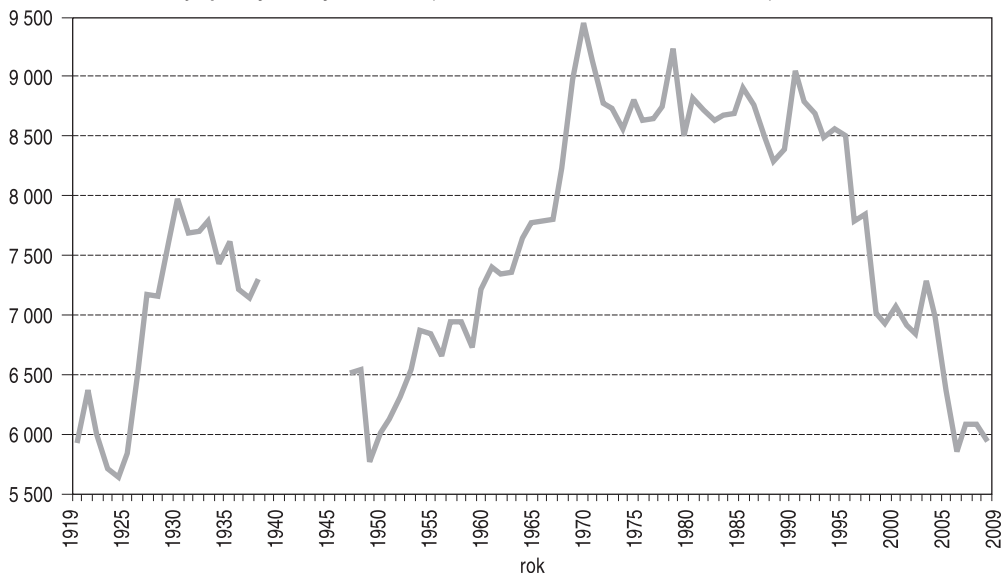
Počet zemřelých na vnější příčiny úmrtí byl ve sledovaném období největší v prvním roce (8556 případů) a nejmenší v roce 2006 (5855 případů). V dalších dvou letech byl sice zaznamenán nárůst, ale rok 2009 přinesl opět výraznější pokles, i když ne na zcela nejmenší hodnotu (5946 případů). Pokles mezi prvním a posledním rokem sledované časové řady činil více jak 30 % (tab. 1).

Z hlediska dlouhodobého srovnání jsou počty zemřelých v posledních letech již velmi nízké (graf 1). Pokud vyloučíme nesrovnatelné roky 2. světové války, pak nižší počet než v roce 2006 byl v období od

Tab. 1 Zemřelí na vnější příčiny za roky 1994–2009 (Deaths from external causes in 1994–2009)

Ukazatel	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Počet	8 556	8 502	7 793	7 847	7 013	6 925	7 070	6 910	6 838	7 295	6 991	6 376	5 855	6 080	6 087	5 946
v tom: muži	5 124	5 132	4 838	5 053	4 569	4 559	4 694	4 555	4 593	4 848	4 578	4 333	4 082	4 193	4 198	4 176
ženy	3 432	3 370	2 955	2 794	2 444	2 366	2 376	2 355	2 245	2 447	2 413	2 043	1 773	1 887	1 889	1 770
Podíl mužů (v %)	59,9	60,4	62,1	64,4	65,2	65,8	66,4	65,9	67,2	66,5	65,5	68,0	69,7	69,0	69,0	70,2

Graf 1 Zemřelí na vnější příčiny za roky 1919–2009 (Deaths from external causes in 1919–2009)



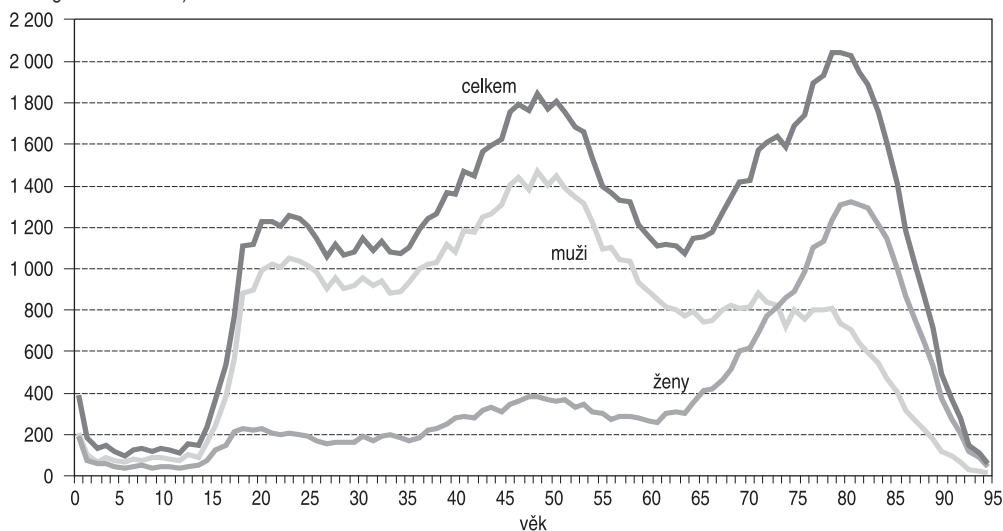
¹⁾ Názvy některých příčin úmrtí a jejich skupin se zde liší od označení v 10. revizi MKN. Záměrem uvedených úprav bylo jednak zkrácení dlouhých názvů, jednak použití běžně zažitých termínů.

roku 1919 jen čtyřikrát (v letech 1922–1924 a 1948). Údaj roku 2006 je tedy nejnižší za posledních 58 roků. Oproti historickému maximu z roku 1969 došlo k poklesu o 3593 zemřelých, to je o 38 %.

Výrazný pokles počtu zemřelých se v období od roku 1994 týkal mužů i žen. Rok 2006 byl rokem minima u mužů, u žen byl počet nejnižší na konci zde sledované časové řady. Ženy měly pokles za celé období zřetelně výraznější – činil 48 %, kdežto u mužů byl jen 18 %. V úhrnu za sledovaných šestnáct roků tvořili muži téměř dvě třetiny celkového počtu zemřelých.

V rozdělení zemřelých podle věku je patrných několik intervalů vzestupu a poklesu (graf 2). V nejmladší skupině (0 roků) je zvýšený počet (v souhrnu za šestnáct roků 394 zemřelých), po následném poklesu se počet udržuje od 2 let do 13 let věku zhruba na stejné úrovni (v rozmezí přibližně 100–150 případů). Pak dochází k prvnímu prudkému vzestupu, a to k lokálnímu maximu ve věku 18–25 roků s vrcholem přes 1,2 tis. osob. Následný mírný pokles a stagnace trvá do věku 36 roků (většinou okolo 1,1 tis. zemřelých). Vzestup v dalších věkových skupinách, který již ale nebyl tak strmý, vrcholil ve věku 50 roků s úhrnným počtem 1,8 tis. zemřelých osob. Z tohoto druhého vrcholu počty klesají až do věku 66 roků, znovu k počtu okolo 1,1 tis. osob. Pak vývoj opět přechází do nárůstu, a to až k absolutnímu maximu, které bylo ve věku 82 a 83 roků (2040, resp. 2045 zemřelých). Dále se již počty s narůstajícím věkem prudce snižují, a to proto, že celkový počet žijících osob tohoto věku výrazně klesá.

Graf 2 Zemřelí na vnější příčiny podle pohlaví a věku v úhrnu za roky 1994–2009 (Total deaths from external causes by sex and age in 1994–2009)



Křivky závislosti počtu zemřelých na věku se za muže i ženy podobají v tom, že obě mají čtyři vrcholy. Ženy mají vrcholy s postupujícím věkem stále větší, zatímco u mužů je čtvrtý vrchol menší než dva předchozí. Také konkrétní věk je odlišný; druhý vrchol je u žen dříve než u mužů, čtvrtý je výrazně později. Počty úmrtí mužů jsou větší než žen až do věku 76 roků, pak se poměr obrací. Nejvýraznější převaha na straně mužů je ve věku 26–28 roků, ve kterém připadalo na 1 úmrtí ženy 6 úmrtí mužů.

Rozdíly v počtech zemřelých podle věku i pohlaví jsou ovlivněny počtem osob v těchto skupinách, a proto pro vyjádření intenzity úmrtnosti je třeba porovnat počty zemřelých s početními stavy osob.

I v relativním vyjádření má skupina do 1 roku zvýšené hodnoty úmrtnosti na vnější příčiny (v průměru ročně 25 úmrtí na 100 tis. osob), teprve ve věku 15–17 roků je úmrtnost vyšší než u 0letých. Vzestup úmrtnosti začíná od 14 roků a je značný. Za vrcholem mezi 18–25 roky věku (s průměrnými relativními hodnotami okolo 50 úmrtí) následuje pokles a od 29 roků opětovný vzestup. Ve věku 36 roků je předchozí maximum překonáno a až do dalšího vrcholu (v 50 letech – 75 zemřelých) úmrtnost vzrůstá (graf 3).

Dalších 17 let věku (do 67 roků) se úmrtnost udržuje na nižší hodnotě, v následujícím věku již vzrůstá trvale, a to až k hodnotám okolo 1500 úmrtí ročně na 100 tis. osob ve věku od 95 roků. V průběhu křivek věkového rozložení úmrtnosti jsou mezi pohlavími menší rozdíly než v absolutních hodnotách

Graf 3 Zemřelí na vnější příčiny na 100 tis. osob ve věku 0–64 roků v úhrnu za roky 1994–2009 (Total deaths from external causes per 100 000 inhabitants aged 0–64 in 1994–2009)

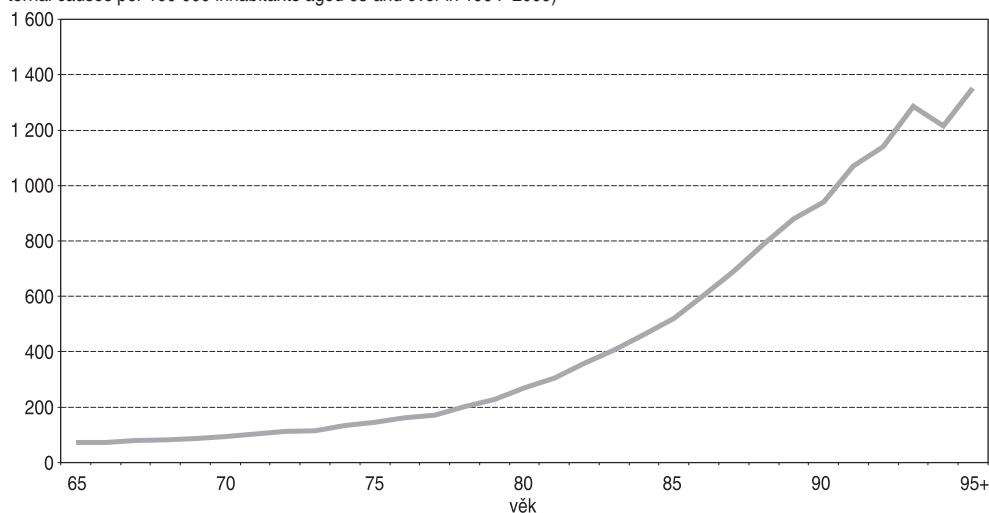


zemřelých. V žádném věku není úmrtnost žen větší než mužů, největší měrou je hodnota ukazatele za muže větší než za ženy od 25 do 32 let, a to více jak pětinasobně (graf 4).

Velké rozdíly v **počtu zemřelých na 100 tis. obyvatel** jsou mezi pohlavími patrné již v úhrnných údajích (to je bez rozlišení věku). Tyto rozdíly jsou jak ve výši ukazatele (u mužů byla až 2,4x větší než u žen), tak ve vývoji ve sledovaném období. U mužů byla nejnižší hodnota v roce 2006, u žen došlo k poklesu proti tomuto roku i v roce 2009. Pokles proti roku 1994 činil u žen o 48 %, zatímco u mužů jen 20 % (tab. 2).

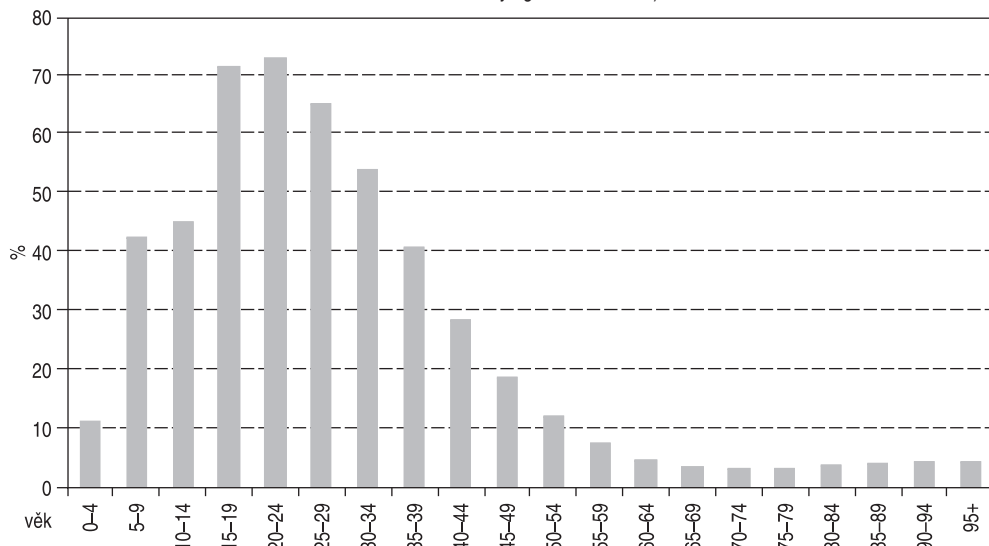
Uvedený velký pokles počtu zemřelých na vnější příčiny vedl k tomu, že i **podíl zemřelých na vnější příčiny z celkového počtu zemřelých** prošel ve sledovaném období podstatnými změnami. Zatímco v roce 1994 byla hodnota ve výši 7,3 % oproti celému poválečnému období nadprůměrná, údaj z roku

Graf 4 Zemřelí na vnější příčiny na 100 tis. osob ve věku 65 a více roků v úhrnu za roky 1994–2009 (Total deaths from external causes per 100 000 inhabitants aged 65 and over in 1994–2009)



Tab. 2 Zemřelí na vnější příčiny na 100 tis. obyvatel za roky 1994–2009 (Deaths from external causes per 100 000 inhabitants in 1994–2009)

Ukazatel	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Celkem	82,8	82,3	75,5	76,2	68,1	67,3	68,8	67,6	67,0	71,5	68,5	62,3	57,0	58,9	58,4	56,7
Muži	102,0	102,2	96,5	100,8	91,2	91,1	93,9	91,5	92,5	97,6	92,1	86,8	81,4	83,1	82,1	81,1
Ženy	64,6	63,5	55,7	52,8	46,2	44,8	45,1	44,9	42,9	46,8	46,1	39,0	33,7	35,8	35,5	33,1
Muži / ženy	1,6	1,6	1,7	1,9	2,0	2,0	2,1	2,0	2,2	2,1	2,0	2,2	2,4	2,3	2,3	2,4

Graf 5 Podíl zemřelých na vnější příčiny z celkového počtu zemřelých podle věku v úhrnu za roky 1994–2009 (Share of deaths from external causes out of the total number of deaths by age in 1994–2009)

2009 činící 5,5 %, je nejen výrazně podprůměrný, a po roce 1946 je to druhá nejnižší hodnota. Muži mají oproti ženám uvedený podíl vyšší, v posledních osmi letech více jak dvojnásobně (graf 5).

Největších hodnot (až k 75 %) dosahuje podíl zemřelých na vnější příčiny z celkového počtu zemřelých ve věku mezi 17–25 let. V dalším věku, tak jak se zvyšuje počet úmrtí na „přirozené“ příčiny úmrtí, se uvedený podíl snižuje. Za sledované období byla zcela nejvyšší hodnota podílu u mužů, a to ve věku 18–23 roků, ve kterém činil podíl 79 %. Až do věku 76 roků mají muži podíly větší, od uvedeného věku jsou hodnoty za obě pohlaví zhruba shodné.

V následující tabulce 3 je vypočten hypotetický počet zemřelých na vnější příčiny za předpokladu, že by zůstala v jednotlivých věkových skupinách u mužů a žen trvale stejná intenzita této úmrtnosti jako v roce 1994 a projevoval by se tedy jen vliv měnicího se počtu a věkové struktury obyvatelstva (údaje v řádce „počet vypočtený“). Rozdíl mezi skutečným a tímto vypočteným (standardizovaným) údajem vyjadřuje, kolik osob díky snižující se míře úmrtnosti na vnější příčinu nezemřelo, tedy kolik bylo „ušetřeno“ životů. V souhrnu za období let 1995–2009 činí tento počet přes 6,5 tis. osob.

Tab. 3 Zemřelí na vnější příčiny – skutečné a standardizované počty za roky 1994–2009 (Deaths from external causes – real and standardised figures for the years 1994–2009)

Ukazatel	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Počet skutečný	8 556	8 502	7 793	7 847	7 013	6 925	7 070	6 910	6 838	7 295	6 991	6 376	5 855	6 080	6 087	5 946
Počet vypočtený	8 556	8 408	7 660	7 610	6 752	6 608	6 728	6 547	6 478	6 784	6 449	5 820	5 310	5 425	5 307	5 082
Rozdíl	–	–94	–133	–237	–261	–317	–342	–363	–360	–511	–542	–556	–545	–655	–780	–864
v tom: muži	–	–56	–86	–131	–166	–193	–203	–216	–248	–341	–342	–383	–381	–438	–530	–606
ženy	–	–38	–47	–106	–95	–124	–139	–147	–112	–170	–200	–173	–164	–217	–250	–258

Tab. 4 Zemřelí na vybrané skupiny vnějších příčin za roky 1994–2009 (Deaths from selected categories of external causes in 1994–2009)

Ukazatel	Kódy	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Vnější příčiny celkem	V01 – Y89	8 556	8 502	7 793	7 847	7 013	6 925	7 070	6 910
z toho:									
pády	W00 – W19	2 581	2 796	2 423	2 168	1 999	1 892	1 957	1 892
sebevraždy	X60 – X84	1 872	1 733	1 568	1 666	1 613	1 610	1 649	1 623
dopravní nehody	V01 – V99	1 827	1 667	1 528	1 584	1 428	1 568	1 572	1 484
otravy	X40 – X49	344	320	309	331	303	294	303	328
zadušení	W75 – W84	302	250	253	286	279	262	304	291
utonutí	W65 – W74	352	289	231	265	223	233	219	215
napadení (útok)	X85 – Y09	235	185	175	168	168	151	154	135
přírodní síly	X30 – X39	70	62	97	103	65	73	89	83
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Celkem
Vnější příčiny celkem	6 838	7 295	6 991	6 376	5 855	6 080	6 087	5 946	105 174
z toho:									
pády	1 817	2 060	2 032	1 474	1 218	1 005	1 035	1 489	27 946
sebevraždy	1 534	1 719	1 583	1 564	1 400	1 375	1 379	1 464	23 729
dopravní nehody	1 490	1 459	1 316	1 261	1 087	1 248	1 167	1 026	21 228
otravy	300	296	293	314	258	256	274	338	4 533
zadušení	249	330	307	299	266	314	296	306	4 303
utonutí	235	209	166	202	211	182	170	199	3 386
napadení (útok)	134	139	124	96	106	109	79	91	2 114
přírodní síly	94	103	131	105	136	103	128	186	1 545

Tab. 5 Podíl vybraných skupin vnějších příčin na zemřelých na vnější příčiny celkem podle věkových skupin v úhrnu za roky 1994–2009 (v %) [Share of selected categories of external causes out of total deaths from external causes by age groups in 1994–2009 (%)]

Ukazatel	0	1–14	15–39	40–64	65+
Pády	3,0	5,0	4,3	10,0	55,2
Sebevraždy	–	5,5	27,7	31,0	13,4
Dopravní nehody	7,4	40,9	37,6	20,0	9,2
Otravy	0,3	3,9	5,4	6,7	1,8
Zadušení	63,5	6,3	3,1	5,4	3,0
Utonutí	2,0	16,3	3,6	3,9	1,8
Napadení (útok)	9,6	4,1	3,3	2,5	0,6
Přírodní síly	0,3	0,3	0,7	2,5	1,1

Rozložení úmrtí na vnější příčiny je v průběhu roku vcelku rovnoměrné (rozdíl mezi měsícem největšího a nejmenšího podílu je jen 7,0 procentního bodu) a zároveň není patrná příliš výrazná souvislost s ročním obdobím. Pokud však pohlédneme na měsíční podíly samostatně za pohlaví, je situace zcela odlišná. Muži mají největší podíl úmrtí v letních měsících, ženy v zimních.

Při rozdělení vnějších příčin úmrtí do podkapitol, popřípadě skupin (dále jen skupin) v souladu s 10. revizí MKN, bylo v úhrnu za sledovaný šestnáctiletý interval nejvíce úmrtí po pádech (tab. 4). Pak následují sebevraždy a dopravní nehody. Jmenované tři položky tvoří 70 % všech úmrtí na vnější příčiny. Dalšími skupinami příčin, ale již s podstatně menšími počty zemřelých, byly otravy, zadušení a utonutí.

Uvedené pořadí a zastoupení skupin za celé období však nebylo v uvedeném časovém intervalu neměnné. Změna nastala v roce 2005, ve kterém po prudkém poklesu počtu úmrtí po pádech, se nejpočetnější skupinou staly sebevraždy. V roce 2007 a 2008 bylo úmrtí na pády méně také ve srovnání s dopravními nehodami. V roce 2009 se však pořadí vrátilo do předchozího stavu, tzn. pády, sebevraždy, dopravní nehody.

Mezi pohlavími jsou u tří nejčetněji zastoupených skupin příčin rozdíly, a to jednak v pořadí, jednak v koncentraci do určité skupiny. Muži mají za celé období pořadí: sebevraždy, dopravní nehody a pády

(s podíly na celkovém počtu úmrtí na vnější příčiny 27 %, 23 % a 17 %), u žen to jsou: pády, dopravní nehody a sebevraždy (s podíly 46 %, 15 % a 14 %).

Proměnlivá, a to značně, je struktura úmrtí podle skupin vnějších příčin také s měnícím se věkem. V nejmladším věku připadají téměř dvě třetiny úmrtí na zadušení, ve zbývající dětské složce populace (od 1 do 15 roků) jsou ve více jak 40 % úmrtí po dopravních nehodách, pak následují utonutí. Ve věku 15–39 roků připadá většina úmrtí na dopravní nehody a sebevraždy. Mezi 40–64letými jsou to stejné skupiny, ale v opačném pořadí. U osob nad 65 roků tvoří více jak polovinu případů na pády; sebevraždy a dopravní nehody následují již s podstatně menším podílem (tab. 5).

Částečným narušením možnosti analýzy zemřelých podle jednotlivých skupin vnějších příčin je velký počet případů uvedený v kódech s **příčinou** určitou měrou **nespecifikovanou**. Jednak jsou to úmrtí zařazená pod kód X59 – „vystavení neurčeným faktorům“ a jednak úmrtí zařazená do skupiny „případy (události) nezjištěného úmyslu“ kódy Y10–Y34. Pod kódem X59 jsou zařazena úmrtí, u nichž bylo sice stanoveno, že se jednalo o náhodné poranění, ale nebyla konkretizována příčina úmrtí. Do skupiny případů (události) nezjištěného úmyslu mají být podle upřesnění v 10. revizi MKN zařazena úmrtí, u nichž dostupné informace nebyly dostatečné k tomu, aby bylo možno stanovit, zda se jedná o náhodu, sebepoškození či napadení. Velmi početné jsou v této skupině zejména případy, u nichž nebyl zjištěn ani úmysl, ani způsob provedení – kód Y34 (tab. 6).

Početný výskyt úmrtí s nedostatečně specifikovanou příčinou úmrtí má několik příčin. Jsou takto zařazena úmrtí, ke kterým došlo v cizině a u nichž jsou velmi často informace o příčině úmrtí nedostatečné nebo žádné. Další příčinou je nepřesné nebo neúplné uvedení příčiny úmrtí, ke kterému došlo v ČR na podkladovém dokladu, kterým je „List o prohlídce mrtvého“. Jedná se o případy uvedené pouze diagnózy z kapitoly XIX. charakterizující a lokalizující zranění, ale neuvedení diagnózy z kapitoly XX. uvádějící okolnosti, které byly prvotní příčinou úmrtí. Někdy je uveden jen zcela nekonkrétní pojem, např.

Tab. 6 Zemřelí po nespecifikovaných vnějších příčinách za roky 1994–2009 (Deaths from unspecified external causes in 1994–2009)

Ukazatel	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Celkem	614	865	885	924	616	506	493	541	675	666	671	702	758	1068	1151	419
v tom:																
vystavení neurčeným faktorům – kód X59	99	581	611	596	435	342	288	335	444	424	326	444	477	777	887	199
neurčený případ, nezjištěného úmyslu – kód Y34	515	284	274	328	181	164	205	206	231	242	345	258	281	291	264	220
Podíl z celkového počtu zemřelých na vnější příčiny úmrtí (v %)	7,2	10,2	11,4	11,8	8,8	7,3	7,0	7,8	9,9	9,1	9,6	11,0	12,9	17,6	18,9	7,0

Tab. 7 Zemřelí na vnější příčiny podle krajů za roky 1994–2009 (Deaths from external causes by region in 1994–2009)

Kraj	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Index 2009/1994 (v %)	Podíl mužů v úhrnu roků 1994–2009 (v %)
Hlavní město Praha	1130	1195	1021	989	885	882	862	790	787	833	768	659	705	661	672	643	56,9	58,3
Středočeský	975	970	851	828	787	765	806	741	812	886	823	750	612	748	690	653	67,0	64,4
Jihočeský	420	517	439	450	388	359	434	427	434	424	448	435	367	343	394	376	89,5	65,0
Plzeňský	482	456	415	479	347	354	353	383	332	349	384	310	259	267	339	316	65,6	64,1
Karlovarský	299	268	229	243	205	182	208	231	208	252	183	185	188	169	188	205	68,6	69,4
Ústecký	741	723	601	627	643	526	562	549	585	616	618	597	528	552	537	519	70,0	67,5
Liberecký	352	361	332	373	306	300	319	305	309	306	311	294	248	273	235	269	76,4	64,6
Královéhradecký	466	416	432	393	366	381	380	392	372	391	377	305	315	301	308	331	71,0	64,0
Pardubický	466	428	387	403	382	339	305	340	336	333	359	297	295	329	315	283	60,7	63,2
Vysočina	357	351	354	325	276	276	312	303	306	336	304	249	212	285	293	235	65,8	66,9
Jihomoravský	844	867	862	808	708	769	760	765	691	777	768	708	659	632	597	610	72,3	65,7
Olomoucký	504	518	498	523	466	491	418	447	430	467	433	437	405	410	422	410	81,3	68,2
Zlínský	466	495	435	438	432	438	457	433	420	507	427	432	352	393	371	367	78,8	69,8
Moravskoslezský	1054	937	937	968	822	863	894	804	816	818	788	718	710	717	726	729	69,2	70,7

„úraz“, bez dalších doplnění, vysvětlujících jakým způsobem k úrazu došlo. Příčina významné změny četnosti případů úmrtí u kódů X59 a Y34 mezi roky 1994 a 1995 nebyla ani v ČSÚ ani v ÚZIS zjištěna.

Podíl úmrtí, spadajících do uvedených nespecifikovaných případů, na celkovém počtu zemřelých z vnější příčiny úmrtí dlouhodobě vzrůstal. V průměru za celé období připadlo na nespecifikovaná úmrtí 11 %, v roce 2008 to bylo dokonce 18,9 %, ale v roce následujícím již jen 7,0 %.

Ve všech **krajích** se počet zemřelých na vnější příčiny úmrtí snížil, intenzita poklesu vyjádřena poměrem údaje za rok 2009 a 1994 se pohybovala od 19 % v Olomouckém kraji po 43 % v Hl. m. Praze. Ve všech krajích bylo více zemřelých mužů, nejmenší byla jejich převaha v Praze, největší v Moravskoslezském kraji. V podílu zemřelých na vnější příčiny z celkového počtu zemřelých se většina krajů pohybuje v nevelkém rozmezí okolo průměrné hodnoty 6,4 %. Nejvíce se od průměru odchyluje „nahoru“ Karlovarský kraj s podílem 7,2 % a v opačném směru kraj Vysočina s 5,7 % (tab. 7).

V přepočtu ke stavu obyvatel byla za hodnocené období největší úmrtnost na vnější příčiny v Ústeckém kraji a nejmenší na Vysočině. Po vyloučení vlivu odlišné struktury podle věku a pohlaví se pořadí v některých případech mění i výrazně. Zcela nejmenší úmrtnost zůstává v kraji Vysočina, pak je v pořadí Jihomoravský kraj. Další následující kraje, mezi nimi i Hl. m. Praha, mají hodnotu ukazatele velmi podobnou. Největší úmrtnost je na západě až severozápadě republiky, a to v Karlovarském a Ústeckém kraji (tab. 8).

Tab. 8 Zemřelí na vnější příčiny na 100 tis. obyvatel podle krajů v průměru za roky 1994–2009 (Deaths from external causes per 100 000 by region on average in 1994–2009)

Kraj	Standardizované hodnoty	Pořadí	Nestandardizované hodnoty	Pořadí
Vysočina	57,6	1.	58,1	1.
Jihomoravský	63,1	2.	64,8	2.
Hlavní město Praha	64,1	3.	70,6	11.
Plzeňský	64,9	4.	65,6	3.
Královéhradecký	65,2	5.	67,2	6.
Jihočeský	66,2	6.	66,2	5.
Moravskoslezský	68,0	7.	65,7	4.
Pardubický	68,4	8.	68,7	7.
Středočeský	68,5	9.	69,5	8.
Olomoucký	70,7	10.	70,6	10.
Zlínský	72,6	11.	72,1	13.
Liberecký	72,7	12.	71,1	12.
Karlovarský	74,8	13.	70,5	9.
Ústecký	76,1	14.	72,1	14.

Pády (kódy W00–W19)

Pády byly po většinu let a také v souhrnu za celé 16leté období jsou nejčastější vnější příčinou úmrtí. Na následky pádu zemřelo celkem téměř 30 tis. osob, což je více jak čtvrtina (26,6 %) z celkového počtu zemřelých z vnější příčiny. V letech 2005–2008 došlo k enormnímu poklesu (údaj roku 2007 je méně než poloviční oproti roku 2004) a pády se staly až třetí nejčetnější skupinou (po sebevraždách a dopravních nehodách). V roce 2009 však počet opět výrazně vzrostl a pády byly v tomto roce opět skupinou nejpočetnější.

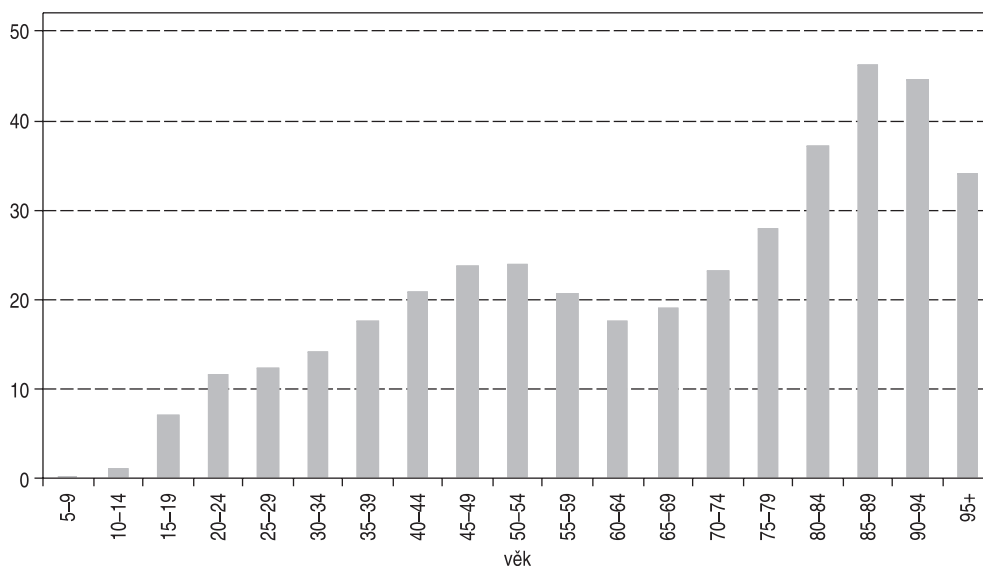
Pády jsou jedinou z početněji zastoupených skupin, ve které mají mezi zemřelými převahu ženy, což je dáno hlavně jejich větším počtem mezi staršími osobami, neboť úmrtí po pádu se v hlavní míře týkají osob vyššího věku. Rozdíl mezi pohlavími se však ve sledovaném období snižoval a v posledních dvou letech bylo zemřelých mužů po pádech již více než žen.

Úvaha, že úmrtí jako následek pádu budou výrazně soustředěny do zimních měsíců, se potvrzuje jen částečně. Tyto měsíce nadprůměrně sice jsou (prosinec o 5 %, leden o 13 % a únor o 8 %), převaha však příliš velká není. Nejmenší byl počet úmrtí po pádech v dubnu až červnu a listopadu (4 % pod průměrem). Uvedené konstatování vyplývá ze situace v rozložení úmrtí u starších osob. Zcela odlišné je například za osoby do 60 roků – v zimních měsících je počet dokonce podprůměrný, maximální je v srpnu a v září (23 %, resp. 9 % nad průměr).

Sebevraždy (kódy X60–X84)

Sebevraždy, v terminologii 10. revize MKN označené jako úmyslná sebepoškození, tvoří v úhrnu druhou nejpočetněji zastoupenou skupinu příčin úmrtí (graf 6).

Graf 6 Zemřelí sebevraždou podle věku na 100 tis. obyvatel průměrné roční údaje za roky 1994–2009 (Deaths by suicide by age per 100 000 inhabitants – average yearly data for the years 1994–2009)



Počty sebevražd mají sestupný trend, a to nejen v období platnosti současné revize MKN, to je od roku 1994, ale i z dlouhodobého hlediska, což je zde od počátku 70. let. Předchozímu trendu se sice vymyká rok 2009, který přinesl nárůst počtu sebevražd až nad úroveň tří předcházejících roků, ale i tak zůstává počet sebevražd nízký. Údaje všech roků zde sledovaného období jsou menší než ve všech letech dřívějších. Počet zemřelých sebevraždou v roce 2007 představuje méně než polovinu poválečného maxima z roku 1970 a přibližně třetinu z historicky největšího počtu, který byl v roce 1934.

Úbytek sebevražd žen byl větší než mužů a tak se zvyšovalo zastoupení mužů na úhrnu. V posledních šesti letech podíl mužů již převýšil 80 %, v roce 2009 vzrostl dokonce až na 84 %.

Rozložení počtu sebevražd do věku necharakterizuje přesně intenzitu sebevraždění, neboť věkové skupiny jsou různě početné. V přepočtu ke stavu obyvatel vzrůstá sebevraždění k prvnímu vrcholu ve věku 45–49 roků, pak do 60–64 roků klesá. Dále se se zvyšujícím se věkem vývoj opět obrací k trvalému nárůstu a od věku 75 roků je předchozí vrchol převyšěn. Sebevraždění mužů je v jednotlivých pětiletých skupinách 3–6,5násobně větší než u žen, největší je rozdíl u 20–29letých.

I když v rozdělení sebevražd do měsíců nejsou tak velké rozdíly mezi největšími a nejmenšími hodnotami jako u některých jiných příčin, jsou u této skupiny změny v průběhu roku plynulé a zároveň poměrně stabilní. Měsícem největšího počtu sebevražd byl duben, pak počet klesal až k minimu v prosinci a od ledna opět vzrůstal.

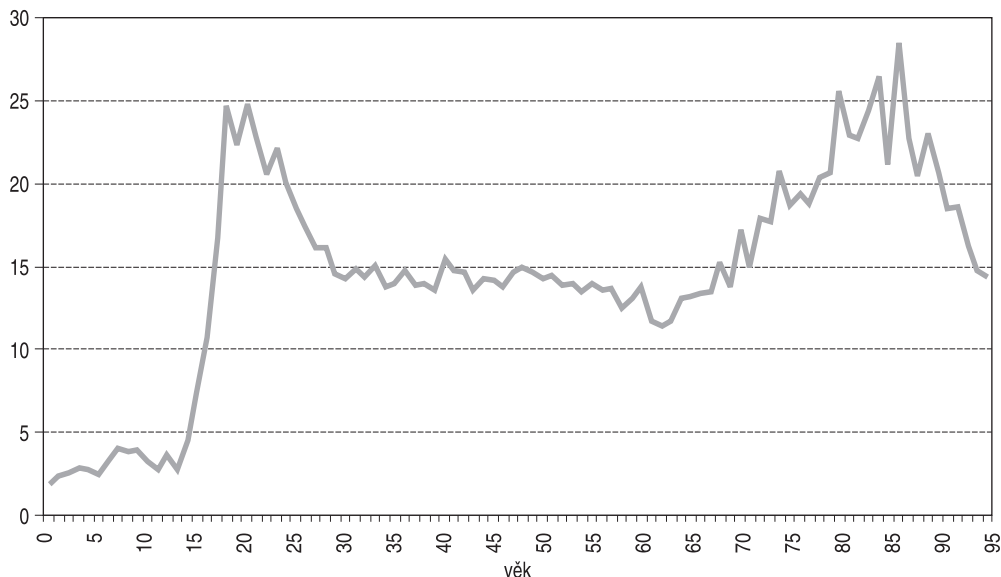
Jednoznačně nejrozšířenějším způsobem provedení sebevraždy je oběšení (uškrcení, zadušení). V úhrnu připadalo na tuto formu odchodu ze života 61 % případů. S velkým odstupem za výše uvedeným způsobem následují sebevraždy otravou (11 %), zastřelením (10 %) a skokem s výše (8 %). Mezi muži a ženami jsou ve způsobu provedení sebevraždy patrné výrazné rozdíly. U obou pohlaví je sice na prvním místě oběšení, ale zatímco u mužů tvoří téměř dvě třetiny všech sebevražd, u žen méně než polovinu (45 %). Na dalších pořadích podle četnosti je pak u mužů zastřelení, otrava a skok s výše, u žen je to otrava, skok s výše (oba způsoby s výrazně větším podílem než u mužů) a pak již s podstatně menším podílem než u předešlých způsobů, utopení.

Dopravní nehody (kódy V01–V99)

Dopravní nehody jsou skupinou vnějších příčin, na které umírá třetí největší počet osob a toto tvrzení neplatilo jen ve dvou letech z celého zde hodnoceného období. Výrazně větší byl, zejména na počátku období, počet zemřelých na následky pádů a také počet zemřelých sebevraždou tuto skupinu ve všech letech převyšoval (graf 7).

V období let 1994 až 2009 se počet obětí nehod většinou snižoval, údaj roku 2009 představuje jen 56 %

Graf 7 Zemřelí při dopravních nehodách podle věku na 100 tis. obyvatel průměrné roční údaje za roky 1994–2009 (Deaths in motor vehicle accidents by age per 100 000 inhabitants – average yearly data for the years 1994–2009)



z hodnoty výchozího roku. Poměr pohlaví mezi zemřelými zůstává stabilní, na muže připadaly za sledované období tři čtvrtiny celkového počtu zemřelých.

V závislosti na věku se počty zemřelých začínají prudce zvyšovat od věku 15 roků, což souvisí s možností získat řidičský průkaz. Obzvláště velký je počet zemřelých ve věku 18–24 roků s absolutním vrcholem ve věku 20 let. Při vztažení počtu zemřelých ke stavu obyvatel v jednotlivých věkových skupinách je na počátku věkové škály vývoj obdobný jako v předchozích absolutních údajích. Znamená to výrazný vzestup od 15 roků k vrcholu ve věku 18–23 roků. Pak jsou však v srovnání určité odlišnosti od vývoje absolutních hodnot.

Rozložení úmrtí do měsíců má, s jedinou odchylkou, plynulý průběh. Od nejmenšího podílu v únoru a březnu hodnoty až do října vzrůstají. Uvedenou odchylkou je nižší podíl v září než ve dvou předešlých měsících, říjen však znamená vzestup až k nejvyšší hodnotě ze všech měsíců. Listopad, prosinec a leden již proti předcházejícímu měsíci přinášejí pokles.

Problémem pro podrobnější analýzu dopravních nehod podle druhu nehody je velký počet případů uvedených v blíže nespecifikovaných položkách „nehoda motorového nebo nemotorového vozidla, typ vozidla neurčen“ (kód V89) a „neurčená dopravní nehoda“ (kód V99). Situace se však lepší, od roku 2000 každoročně případů zařazených do těchto položek ubývá. V roce 1994 jich bylo téměř 800, v roce 2000 celkem 645 a v roce 2009 již „jen“ 238.

Otravy (kódy X40–X49)

Na následky náhodných otrav umíralo ve sledovaném období ročně okolo 300 osob, v letech 2007 a 2008 počet sice jen mírně převyšil hranici 250 osob, v roce 2009 však výrazně vzrostl, a to až na druhou největší hodnotu v hodnoceném období (338 osob). Celkem zemřelo otravou přes 4,5 tis. osob.

Z hlediska dlouhodobějšího srovnání patří sice počty zemřelých otravou v některých letech k nižším, např. v 70. letech minulého století byl roční průměr 600 osob, ale zároveň to nejsou hodnoty historicky nejnižší. Před rokem 1960 byly roční počty většinou menší než 300 a před 2. světovou válkou menší než 200 osob.

Také v této skupině příčin úmrtí mají zřetelnou převahu muži, v úhrnu je to 72 %. Počty zemřelých otravou poprvé výrazněji vzrůstají od věku 15 roků a vzestup trvá do 21 roků. Další ještě výraznější vzestup je od 35 roků až k maximálním hodnotám mezi 42. a 53. rokem. V relativním vyjádření (ve vztahu k počtu obyvatel) je úmrtnost velmi vysoká od 40 do 55 roků, tyto hodnoty jsou pak převyšeny až u osob nad 80 roků.

Z deseti položek, ze kterých se skupina „náhodné otravy“ skládá, mají hlavní podíl na celkovém po-

čtu zemřelých dvě, a to otrava alkoholem a otrava jinými plyny a parami (bližší vysvětlení skupiny „jiné“ otravy viz dále). V prvních třech letech měla početní převahu druhá z těchto položek, od roku 1997 je však již více zemřelých otravou alkoholem. Za sledovaných šestnáct roků se otravy alkoholem podílí na všech úmrtích náhodnou otravou 43 %, otravy jinými plyny a parami 39 %.

Otravy alkoholem (kód X45)

Počet zemřelých na otravu alkoholem má jednoznačně vzestupný trend, a to jak při dlouhodobějším srovnání, tak ve zde sledovaném časovém úseku. Na počátku období sledování této příčiny, to je v padesátých letech, byly roční údaje většinou pod hodnotou 30 případů. Počty trvale narůstají, přičemž v roce 1995 poprvé překročily hranici 100 osob. Kromě roku 1999 již pod tuto úroveň neklesly a v roce 2009 bylo zaznamenáno dosavadní maximum – 190 zemřelých otravou alkoholem, což znamenalo velký nárůst (o 46 případů) proti roku předešlému. I když se tato příčina smrti ve výrazně větším podílu týká mužů (za sledované roky 77 %), přesto je zřetelný vzestup patrný i u žen. Zatímco až do 90. let minulého století byly evidované případy u žen téměř výhradně v řádu jednotek, v posledních letech je to několik desítek. U žen bylo nejvíce těchto úmrtí v roce 2005, a to 47, v roce 2009 jich bylo 43.

„Jiné“ otravy (kód X47)

Slovo „jiné“ zde vyjadřuje, že se nejedná o organická rozpouštědla a halogenované uhlovodíky, které tvoří samostatnou položku. Podle klasifikace sem patří otravy oxidem uhelnatým, slzotvorným plynem, výfukovým motorovým plynem, oxidy dusíku, oxidem siřičitým a svítivým plynem. Ve většině případů jde o úmrtí otravou oxidem uhelnatým (CO) při nedokonalém spalování popřípadě při vadách kouřovodů, komínů apod. Vzhledem k postupné náhradě topidel za bezpečnější, případů úmrtí otravou CO ubývá. Zatímco v letech 1984–1994 byl počet úmrtí většinou přes 200 osob, nyní je již výrazně pod 100. Také tato příčina se týká hlavně mužů, v úhrnu za sledované období tvoří 72 % celkového počtu případů.

Počty zemřelých jsou největší ve věku 45–54 roků, v relativním vyjádření ve vztahu k počtům obyvatel však úmrtnost z této příčiny s rostoucím věkem vzrůstá až k nejvyšším hodnotám u osob nad 80 roků. Rozložení úmrtí do měsíců zcela věrně kopíruje průběh teplot v roce, tedy potřebu více či méně topit. Největší podíly jsou v zimních měsících, nejmenší v létě.

Zadušení (kódy W75–W84)

Zadušení patří mezi skupiny příčin úmrtí s velkou frekvencí výskytu. Jedná se o náhodná zadušení, oběšení či uškrcení, vdechnutí potravy, žaludečního obsahu nebo jiných předmětů, ohrožení dýchání po zavalení a jiná ohrožení dýchání.

I když počty zemřelých zadušením v jednotlivých letech kolísají oběma směry, má celá časová řada trend vzestupný. V posledních deseti letech hodnoty oscilovaly okolo průměrného počtu 300 osob, ve druhé polovině 90. let byl průměr přibližně o 30 osob nižší. Muži se podílejí na celkovém počtu úmrtí za sledované období dvěma třetinami.

Od jiných skupin příčin úmrtí se tato výrazně odlišuje rozložením četnosti výskytu podle věku. Jedná se o velký počet úmrtí dětí do 1 roku. Úhrnný počet za celé období je ovlivněn hlavně počátečními roky a zejména rokem 1994. Údaj tohoto roku (54 zemřelých) je vysoký při srovnání s roky následujícími (počty úmrtí byly v rozmezí 8–22). Při srovnání s analogickými kódy v letech 1992 a 1993 je však počet úmrtí roku 1994 úměrný. Proč po roce 1994 došlo k výraznému poklesu těchto úmrtí, zda se jednalo např. o změnu praxe v kódování, se ani na ÚZIS již zjistit nepodařilo. I po roce 1994 je však intenzita úmrtnosti proti dalším věkovým skupinám výrazně zvýšená. V relativním vyjádření k počtu osob je za celé období u dětí do 1 roku úmrtnost větší než u všech dalších věkových skupin. Při samostatném posouzení období od roku 2000 to sice již není hodnota zcela největší, ale stále patří k velkým (jen skupiny nad 85 roků ji mají větší).

Úmrtí dětí do 1 roku jsou ve větší míře soustředěny do věku 6 měsíců a jedná se hlavně o vdechnutí žaludečního obsahu (kód W78).

Utonutí (kódy W65–W74)

Také úmrtí utopením patří mezi skupiny příčin úmrtí, které mají za následek velký počet úmrtí – v úhrnu za roky 1994–2009 přes 3,4 tisíce. Přestože v roce 2009 byl přerušen předchozí dlouhodobý pokles počtu utonulých, jen mírně nad polovinou počtu z roku 1994 zůstává i údaj roku 2009 (199 osob). Rok 1994 byl však mimořádný i ve srovnání s předešlými roky, vyšší počet byl naposledy v roce 1983. Mezi utonulými jednoznačně a trvale převažují muži, tvoří tři čtvrtiny celkového počtu.

10. revize MKN sice poskytuje možnost podrobnějšího třídění zemřelých podle místa utopení (ve vaně, v bazénu, v přírodě), ovšem převážná část případů je nekonkretizována a je uvedena kódem W74 – neurčené utonutí (za roky 1994–2009 je to 59 %).

O tom, že hlavní díl utopených souvisí s koupáním v přírodě napovídá rozložení do měsíců. Koncentrace do letních měsíců je velká – červen a srpen převyšuje průměr o polovinu a červenec má dokonce dvojnásobek průměrného měsíčního počtu utonulých. Pokud zůžeme sledování jen na osoby ve věku 20–54 roků, pak je koncentrace do letních měsíců ještě výraznější. Naproti tomu např. za osoby ve věku starších 70 roků je převaha uvedených tří měsíců již podstatně menší (činí přibližně 30 %).

Napadení (útok) (kódy X85–Y09)

Do této skupiny příčin úmrtí jsou zahrnovány vraždy a poranění způsobené jakýmkoliv prostředkem jinou osobou s úmyslem poranit nebo zabít. Nepatří sem úmrtí po poranění způsobeném zákonným zákrokem nebo při válečné operaci.

Ve sledovaném časovém úseku má počet zemřelých po napadení zjevný sestupný trend, nárůst proti předchozímu roku byl jen pětkrát a vždy pouze o nevelkou hodnotu. Minimum z roku 2008 tvoří jen třetinu počtu výchozího roku 1994. Celkem bylo zemřelých po napadení přes 2,2 tisíce, jedná se o šestou nejčtenější skupinu vnějších příčin úmrtí. Obětí napadení jsou ve větší míře muži, v úhrnu to byly téměř dvě třetiny.

Velký počet obětí je v nejmladší skupině, a to zejména dětí ve věku do 1 roku. Jednalo se o 38 zabití, to je 54 % ze skupiny 0–4letých. Ve 20 případech došlo k usmrcení dítěte v den narození, pravděpodobně bezprostředně po porodu. V následující pětileté skupině (5–9 roků) je již počet obětí podstatně menší, ale s dalším postupujícím věkem dochází k nárůstu až k maximálním počtům ve věku 40–49 roků (za sledované období bylo nejvíce zemřelých po napadení ve věku 45 roků – celkem 61).

Přírodní síly (kódy X30–X39)

Tato skupina zahrnuje deset konkrétních příčin, ale v našich podmínkách má na životy osob fatální dopad hlavně jedna, a to vystavení nadměrnému přírodnímu chladu (kód X31). Tato příčina vedla v letech 1994–2009 k úmrtí v 93 % případů z celkového počtu zemřelých jako následek vystavení přírodním silám. Zemřeli na ostatní příčiny byli v jednotlivých letech jen v řádu jednotek, pouze v roce 1997 byl nad touto úrovní počet obětí povodní. Např. i dříve hojná příčina úmrtí – blesk (v roce 1925 bylo 73 případů úmrtí) má nyní za následek smrt jen v nevelkém počtu (maximum ve sledovaném období bylo v roce 1997, a to 7 případů).

Počet zemřelých následkem chladu má za hodnocené roky jednoznačně vzestupný trend. V letech 2004–2006 a 2008 roční počet opět převýšil hranici 100 osob (předtím to bylo v roce 1985, 1987, 1991 a 1993). Údaj roku 2009 je však mimořádný, evidovány byly 174 osoby zemřelé následkem chladu. Úmrtí v této skupině se ze tří čtvrtin týkají mužů. Nejvíce zemřelých chladem bylo ve věku 50–59 roků a dále v obou sousedních pětiletých skupinách. I když v absolutním vyjádření je vrchol v uvedeném věku, v relativním vyjádření jsou hodnoty této skupiny převýšeny osobami ve věku od 75 roků.

Jak se dá předpokládat, jsou úmrtí následkem chladu soustředěny ve výrazně převažující míře do chladných měsíců – např. na prosinec až únor připadá 61 % celkového počtu úmrtí a na říjen až duben dokonce 90 %.

Oheň (kódy X00–X09)

Počet zemřelých z příčin soustředěných v této skupině se pohyboval v hodnoceném období ročně mezi 50 a 80, nejmenší počet byl v roce 2007 a v posledním roce jen o 1 případ vyšší. Skupina příčin shrnující úmrtí po vystavení kouři, ohni, dýmu a plamenům (dále jen oheň) má deset dílčích položek. Existence těchto položek dává teoreticky možnost členění příčin podle místa události (požár v budově nebo mimo ni), podle toho, zda šlo o oheň nekontrolovaný (požáry) či kontrolovaný (popálení), podle vznícení hořlavých hmot či šatstva. Využití uvedených možností třídění je však nevelké, neboť více jak 70 % případů je zařazeno do nespécifikované položky „vystavení neurčenému kouři, dýmu, ohni a plamenům“.

V nejmladší věkové skupině bylo obětí ohně více než v dalších čtyřech věkových pětiletých skupinách. O tom, že mezi malými dětmi je v porovnání s ostatními skupinami velká úmrtnost následkem ohně svědčí ještě zřetelněji relativní údaje. Údaj vztažený k počtu osob je větší než ve skupině 0–4letých teprve od věku 45 roků. Pak již ale výrazně narůstá až k největším hodnotám u nejstarších osob. Intenzita úmrtnosti je větší u mužů než u žen ve všech věkových skupinách, největší rozdíl mezi pohlavími je mezi 15 až 19letými.

V rozložení úmrtí do měsíců je patrná určitá souvislost s ročním obdobím. Největší počet obětí připadá na duben (pravděpodobně je určitá souvislost s jarním vypalováním trávy), nadprůměrné jsou i hodnoty „studených“ měsíců – listopadu až března. Naproti tomu výrazně pod průměrem je červen a červenec.

Vystavení neživotným mechanickým silám (kódy W20–W49)

Jedná se o skupinu se širokou škálou možností vzniku úrazu – hozeným nebo padajícím předmětem, kontaktem s různými předměty, nástroji a stroji, výstřelem, výbuchem. Počet úmrtí ve sledovaném období kolísal, přesto však můžeme konstatovat, že počty v druhé polovině hodnoceného časového úseku jsou nižší než na počátku období. Rok 2007 a 2008 sice znamenal vzestup až k hodnotám na počátku období (přes 70 případů), ovšem v roce 2009 (60 případů) byl opět pokles zhruba na úroveň dlouhodobého průměru. Pokud však připočteme i úmrtí v případech nejništěného úmyslu, pak již pokles není tak patrný. Tato skupina úmrtí je obzvláště svázána s mužskou částí populace, v úhrnu tvoří muži 91 % zemřelých.

Z této skupiny příčin je nejvíce úmrtí po udeření hozeným, vrženým nebo padajícím předmětem včetně sportovního náradí (kódy W20–W22). Celkem po této příčině zemřelo 382 osob. Za sledovaných šestnáct let zemřelo 370 osob po kontaktu s předmětem, nástrojem nebo strojem (kódy W23–W31). Jedná se o zachycení, rozdrčení, zmáčknutí nebo uskřípnutí do předmětu nebo mezi ně, kontakt s ostrými předměty, kontakt s nástrojem či strojem používaným v domácnosti i jinde.

Výstřelem ze střelné zbraně (kódy W32–W34) zahynulo ročně až 25 osob (v roce 1997), celkem jich bylo za sledované období 197. Ještě větší byl však počet zemřelých (celkem 263) po výstřelu ze střelné zbraně, při kterém nebyl zjištěn úmysl (kódy Y22–Y25). V pětiletých věkových skupinách mezi 20. a 69. rokem se úhrnné počty zemřelých výstřelem pohybovaly v rozmezí 14–23 osob. Nejvíce zemřelých je v říjnu až listopadu, takže se nabízí určitá souvislost s neštěstími při podzimních mysliveckých honech. Vzestup však není v absolutním vyjádření příliš velký a jen mírně se projevuje při posouzení samostatné příčiny „výstřel z pušky, brokovnice a větší ruční střelné zbraně“ (kód W33).

Elektrický proud (kódy W85–W99)

Zemřelých zasažením elektrickým proudem ve sledovaném období podstatně ubylo. Např. v posledním roce byl počet proti roku výchozímu čtvrtinový. Z této příčiny umírají zejména muži. I když z klasifikace nelze zjistit při jakých činnostech k zasažení elektrickým proudem došlo, dá se na to do určité míry usuzovat z rozdělení úmrtí během roku. Velká část těchto případů bude pravděpodobně souviset s neodbornými „kutliskými“ aktivitami, neboť největší počty jsou v letních měsících, nejmenší v zimních.

Ostatní vnější příčiny úmrtí

Úmrtí na skupinu příčin označenou **kontakt s horkem a horkými látkami** (kódy X10–X19) bylo celkem evidováno 269. Zvýšená úmrtnost je ve vyšším věku – výrazný je vzestup od 80 roků. Do skupiny **komplikace zdravotní péče** (kódy Y40–Y84) bylo za hodnocených 16 roků zařazeno 251 úmrtí. Trend je značně vzestupný; např. za rok 1994 jsou uvedeny 2 případy, za rok 2006 celkem 27 případů a za rok 2009 již 57 případů. Vzestup vychází z vývoje ve skupině „operace a jiné operační výkony jako příčina abnormální reakce nebo pozdější komplikace, bez zmínky o nehodě při výkonu“ (kód Y83) popřípadě „jiné vyšetřovací a léčebné výkony jako příčina abnormální reakce pacienta nebo pozdější komplikace, bez zmínky o nehodě při výkonu“ (kód Y84). Podle sdělení ÚZIS nárůst pravděpodobně souvisí s rostoucím počtem stížností příbuzných a pozůstalých na nesprávné lékařské postupy. Z celkového počtu 99 úmrtí po **kontakt s jedovatými živočichy a rostlinami** (kódy X20–X29) je 85 případů úmrtí po kontaktu se sršni, vosami a včelami (kód X23). Na následky **vystavení životným mechanickým silám** (kódy W50–W64) zemřelo celkem 79 osob. Nejvíce (45) je z tohoto počtu případů úmrtí po kontaktu s „jinými“ savci, což jsou hlavně velká hospodářská zvířata, nejvíce skot, případně zvířata v zoologických zahradách. Klasifikace samostatně sleduje jen případy úmrtí po napadení psem (bylo uvedeno 11 případů).

Závěr

- Počet zemřelých na vnější příčiny měl v hodnoceném období zřetelně sestupný trend. V roce 2006 byl údaj nejnižší za posledních 58 roků, přičemž jen v několika letech před 2. světovou válkou byl počet nižší.
- U žen byl pokles výraznější, z čehož vyplývá vzrůstající podíl mužů na zemřelých, v posledních letech přesahuje dvě třetiny.
- V absolutním vyjádření mají počty zemřelých podle věku dva vrcholy, a to okolo 50 roků a okolo 80 až 85 roků. Muži mají maximum v první z uvedených věkových skupin, ženy ve druhé.
- Intenzita úmrtnosti, vyjádřena počtem zemřelých k počtu obyvatel, stoupá s věkem. Strmý je nárůst hlavně ve věku 15–24 roků a pak zhruba od 70 roků.
- Skupinou příčin s největším počtem úmrtí jsou v úhrnu za celé sledované období pády, v posledních letech to však byly několikrát sebevraždy.

- Zhruba deset procent všech úmrtí na vnější příčinu má příčinu nespécifikovanou, což do určité míry snižuje možnosti analýzy.
- Nejmenší srovnatelná úmrtnost na vnější příčiny ve vztahu k počtu obyvatel byla v kraji Vysočina, největší v Karlovarském a Ústeckém kraji.
- Velký úbytek úmrtí po pádech měl hlavní vliv na celkový pokles počtu zemřelých vnějšími příčinami.
- Zřetelné bylo i snížení počtu zemřelých sebevraždami a po dopravních nehodách.
- Další příčiny popřípadě skupiny příčin jsou již zastoupeny podstatně menší měrou, některé mají trend sestupný (otravy celkem, otravy oxidem uhelnatým, utonutí, napadení), některé vzestupný (otravy alkoholem, následek chladu).
- Na ročním období jsou významně závislé počty úmrtí sebevraždou, při dopravních nehodách, otravou, utonutím a následkem chladu.
- Muži mají největší podíl úmrtí v letních měsících, ženy v zimních.

Vladimír Poláček



Sociologický časopis Czech Sociological Review

2010, ROČNÍK 46, ČÍSLO 2

STATI

Jana Straková: *Přidaná hodnota studia na víceletých gymnáziích ve světle dostupných datových zdrojů* 187

ZE SOCIOLOGICKÝCH VÝZKUMŮ

Jaroslava Hasmanová Marhánková: *Konstruování představ aktivního stárnutí v centrech pro seniory* 211

Tomáš Kobes: *Fajta a povaha příbuzenství obyvatel východoslovenských romských osad* 235

Michaela Pyšňáková, Barbora Hohnová: *Od monolitické masy k neomezenému individualismu? Význam spotřeby v každodenním životě „mainstreamové mládeže“* 257

Zdenka Vajdová, Josef Bernard, Jana Stachová, Daniel Čermák: *Síť institucionálních aktérů rozvoje malého města* 281

MEDAILON

Dvě tváře S. P. Huntingtona: *Od teorií modernizace k civilizacionistice (Karel Černý)* 301

RECENZE, ZPRÁVY

Informace o předplatném a objednávky vyřizuje:

Sociologický časopis/Czech Sociological Review – redakce, Jilská 1, 110 00 Praha 1,
tel. +420 222 221 761, fax +420 222 220 143, e-mail: sreview@soc.cas.cz
