

3

Demografie

rok 2019

ročník 61

revue pro výzkum
populačního vývoje

Luděk Šídlo – Anna Šťastná – Jiřina Kocourková – Tomáš Fait
Vliv věku matky na zdravotní stav novorozenců v Česku

Radek Zdeněk – Jana Lososová
Objective and Subjective Poverty of Households in Czech Regions

ČLÁNKY | ARTICLES

**155 Luděk Šídlo – Anna Šťastná
– Jiřina Kocourková – Tomáš Fait**

Vliv věku matky na zdravotní stav
novorozenců v Česku

Impact of the Mother's Age at Childbirth
on the Health of New-born Children in Czechia

175 Radek Zdeněk – Jana Lososová

Objective and Subjective Poverty
of Households in Czech Regions

ZPRÁVY | REPORTS

186 K výročí úmrtí Františka Fajfry

Upon the Anniversary of the Passing
of František Fajfr

187 Demografie – město – venkov

Demography – City – Countryside

189 11. ročník konference Mladých demografů
se uskuteční v únoru 2020

The 11th Conference of Young
Demographers' Will Take Place
in February 2020

PŘEHLEDY | DIGEST

190 Jana Křestánová – Roman Kurkin

Populační vývoj v České republice v roce 2018
Population Development in the
Czech Republic in 2018

211 Pavla Chomynová – Kateřina Grohmannová
– Viktor Mravčík

Užívání nelegálních drog mezi dospívajícími
v ČR: současné trendy ve vývoji situace

The Use of Illicit Drugs in Adolescents
in the Czech Republic: Current Trends
of the Situation Development

222 Dagmar Kusendová – Pavol Ďurček

Tvorba populačného rastra mesta Bratislavy
priestorovou dezagregáciou

Creation Population Raster of the City
of Bratislava Using Spatial Disaggregation

DATA | DATA

231 Radek Havel

Pohyb obyvatelstva ve městech nad 20 tisíc
obyvatel v roce 2018; Pohyb obyvatelstva
v České republice v roce 2016 podle krajů a okresů
Population and Vital Statistics of the Czech
Republic 2018: Towns with More Than
Twenty Thousand Inhabitants; Population
and Vital Statistics of the Czech Republic
2018: Regions and District

BIBLIOGRAFIE | BIBLIOGRAPHY

*Názory autorů se nemusí vždy shodovat se stanovisky
redakční rady.*

*The opinions of the authors do not necessarily reflect those
of the editorial board.*

**Demografie je recenzovaný odborný časopis, který
je zařazen v Seznamu českých recenzovaných
neimpaktovaných periodik a v citační databázi Scopus
a byl zařazen do citační databáze Emerging Sources
Citation Index, která je součástí Web of Science Core
Collection.**

**Demografie is a peer-reviewed journal. The Journal is
registered in the List of Czech non-impact peer-reviewed
periodicals, in the citation database of peer-reviewed
literature Scopus, and it has been accepted for inclusion
in the Emerging Sources Citation Index, which is part of
the Web of Science Core Collection.**

VLIV VĚKU MATKY NA ZDRAVOTNÍ STAV NOVOROZENCŮ V ČESKU

Luděk Šidlo¹⁾ – Anna Štátná²⁾ – Jiřina Kocourková³⁾ – Tomáš Fait⁴⁾

IMPACT OF THE MOTHER'S AGE AT CHILDBIRTH ON THE HEALTH OF NEW-BORN CHILDREN IN CZECHIA

Abstract

The postponement of the fertility of women to higher ages is reflected in increased health risks that may pose a threat to both the mother and the new-born child. The aim of the article is to assess the impact of the age of women at childbirth on the health of the child and the risk of the occurrence of complications during hospitalisation following the delivery. We assume that the health of new-born children can be determined from the course of the hospitalisation. Complications during the hospitalisation of the child or longer hospitalisation periods may be related to the increased need for health care as a result of a weakened state of health following the delivery. The analysis makes use of individual anonymised data obtained from the General Health Insurance Company of the Czech Republic (GHIC CZ) on reported health care for children born in 2014. Using the descriptive statistics and binary logistic regression methods we identify the influence of the mother's age on the incidence of complications with new-born children so as to control other influences that are closely associated with such complications. The results revealed that the advancing age of the mother is related to an increase in the chances of complications during the hospitalisation of the new-born child.

Keywords: mother's age at childbirth, new-born child, health condition, birth weight, IVF, Czechia

Demografie, 2019, 61: 155–174

ÚVOD

Nejvýraznějším trendem v reprodukčním chování posledních tří desetiletí je odklad plodnosti do vyššího věku žen. Česko patřilo až do počátku 90. let v rámci vyspělých zemí světa k zemím s nejnižším průměrným věkem žen při narození prvního dítěte, který nepřesahoval 22,5 roku. V 90. letech bylo naopak jednou ze zemí s nejrychlejším nárůstem tohoto ukazatele. Po roce 2000 se tempo růstu zpomalilo a v posledních letech průměrný věk při narození prvního dítěte stagnuje na úrovni 28 let (ČSÚ, 2019). Posun k modelu pozdní plodnosti je zřetelný také

z podílu dětí, které se rodí starším matkám. Lze hovořit o tzv. reprodukčním stárnutí, kdy stále více žen rodí své první dítě až po dosažení věku 30 let, či dokonce 35 let (Kocourková, 2018). Porody starších žen jsou v současnosti, v porovnání s historií, specifické nikoli svým výskytem, ale pořadím narozených dětí. Ve 20. letech 20. století se ženy starší 35 let podílely na celkové úhrnné plodnosti z více než 20 % (Šimečková, 2017), v roce 1990 naopak pouze z 3 % (ČSÚ, 1991; vlastní výpočty). V posledních letech však tento podíl neustále narůstá a dnes již dosahuje srovnatelné úrovně jako v období na počátku

1) Univerzita Karlova, Přírodovědecká fakulta, katedra demografie a geodemografie; kontakt: ludek.sidlo@natur.cuni.cz

2) Univerzita Karlova, Přírodovědecká fakulta, katedra demografie a geodemografie; kontakt: anna.stastna@natur.cuni.cz

3) Univerzita Karlova, Přírodovědecká fakulta, katedra demografie a geodemografie; kontakt: jirina.kocourkova@natur.cuni.cz

4) Univerzita Karlova, 2. lékařská fakulta, Gynekologicko-porodnická klinika; kontakt: tfait@seznam.cz

tzv. první republiky, neboť podíl žen starších 35 let na celkové úhrnné plodnosti v roce 2017 dosahoval 18 % (ČSÚ, 2018, vlastní výpočty). Charakteristickým rysem plodnosti starších žen v meziválečném období ovšem bylo vysoké zastoupení dětí narozených ve třetím a vyšším pořadí, které tvořily téměř 80 % z živě narozených dětí ženám po 35. roku života (Šimečková, 2017). V současné době jsou to především druhorozené děti (42 % z dětí narozených ženám starším 35 let v r. 2017), nicméně stále častěji se v tomto věku setkáváme také s prvoroďičkami, neboť každé čtvrté dítě narozené v roce 2017 ženě starší 35 let bylo dítě 1. pořadí (ČSÚ, 2018, vlastní výpočty).

Posun věku, kdy se ženy stávají matkami, ovlivnil také léčebnou praxi v porodnicích a na neonatologických pracovištích. Asi nejvýraznějším ukazatelem je trvalý nárůst procenta porodů, kdy bylo dítě vybaveno císařským řezem (Bayrampour – Heaman, 2010). V Česku tento podíl vzrostl jen mezi lety 2000 a 2014 z přibližně 13 % na dvojnásobek (ÚZIS ČR, 2017). Zdravotní péče o rodičku a novorozence se postupně přizpůsobila zvýšenému věku rodiček, a to především prvoroďiček. Vznikají však významné rozpory v hodnocení stáří rodičky ze strany porodníků a samotných nastávajících rodičů. Zatímco porodníci pojmají ženy nad 35 let jako rizikové rodičky, ony samy se cítí mladé (Richards et al., 2016; Schimmel et al., 2015).

Odkladem plodnosti žen do vyššího věku se již zabývala celá řada autorů, a to z různých hledisek. Existují studie zaměřené na teoretickou konceptualizaci odkladu mateřství do vyššího věku (např. Kohler et al., 2002; Billingsley, 2010), dále studie zkoumající příčiny odkladu plodnosti (Goldstein et al., 2009; Basten et al., 2014; Štátná et al., 2017; Kurkin et al., 2018; Šprocha et al., 2016), a to i na různých regionálních úrovních (Šprocha et al., 2018; Šídló – Šprocha, 2018 aj.), či studie hodnotící důsledky odkladu plodnosti, např. v souvislosti s rostoucím využíváním asistované reprodukce (Kocourková – Burcin, 2012; Kocourková et al., 2014) nebo se zvýšeným výskytem zdravotních rizik ohrožujících zdravotní stav matky (Vlachová et al., 2018). Další demografické nebo epidemiologické studie pak poukazují na to, že odklad rodičovství a zvyšující se věk matek při porodu může mít závažné dopady jak na úroveň kojenecké úmrtnosti (Wunsch – Gourbin,

2002), tak na zdravotní stav dětí, neboť vyšší věk žen zvyšuje riziko výskytu vrozených vývojových vad (např. Gourbin, 2005; Rychtaříková et al., 2013).

V našem článku se zaměřujeme na nový pohled, a to na zhodnocení vlivu věku žen při narození dítěte na zdravotní stav novorozence a na riziko výskytu komplikací v průběhu jeho hospitalizace po porodu. Vycházíme z předpokladu, že na zdravotní stav novorozenců lze usoudit z průběhu jejich hospitalizace. Komplikace při hospitalizaci novorozenců či delší doba hospitalizace mohou souviset s potřebou zvýšené zdravotní péče o děti s méně příznivým zdravotním stavem po narození. V analýze využíváme anonymizovaná individuální data Všeobecné zdravotní pojišťovny ČR o vykázané zdravotní péči o děti narozené v roce 2014.

ZDRAVOTNÍ RIZIKA NOVOROZENCE SOUVISEJÍCÍ S VYŠŠÍM VĚKEM MATKY

S odkladem mateřství do vyššího věku jsou spojena zdravotní rizika, která mohou ohrožovat zdravotní stav matky a zejména pak plodu, ale také jeho životaschopnost. Výzkumy totiž ukazují, že vyšší věk rodičů zvyšuje míru kojenecké úmrtnosti, především novorozenecké (blíže viz Wunsch – Gourbin, 2002), ale také úroveň fetální úmrtnosti/mrtvorozenosti (Rychtaříková, 2001; Rychtaříková et al., 2004). Následky zdravotních rizik dítě ovlivňují nejen během raného dětství, ale mohou se projevit i v dospělosti. Mezi taková zdravotní rizika patří riziko nízké porodní hmotnosti novorozence ať již z důvodů předčasného porodu či nitroděložní růstové retardace a riziko výskytu vrozené vývojové vady. Tyto děti vyžadují zvýšenou zdravotní péči, která ovlivňuje průběh hospitalizace novorozence. Dále zdravotní stav novorozenců může souviset se zdravotním stavem matky v době porodu nebo s komplikacemi při porodu. Lze předpokládat, že se zvýšená zdravotní péče o novorozence projeví v údajích zdravotních pojišťoven v navýšení zdravotních výkonů, v komplikacích při hospitalizaci novorozenců a v délce hospitalizace.

Za vyšší věk žen při narození dítěte je považován věk od 35 let (Shan et al., 2018). Řada studií se shoduje, že právě po 35. roce života ženy dochází k prudkému nárůstu zdravotních rizik spojených

s častějším výskytem některých onemocnění (*Cleary-Goldman et al.*, 2005; *Jacobsson et al.*, 2004). Pokročilý věk matky je spojen s nárůstem chromozomálních abnormalit, které jsou však většinou neslučitelné se životem a končí časnou těhotenskou ztrátou nebo je těhotenství uměle ukončeno a neprojeví se tak v péči o novorozence (*Grande et al.*, 2012). Strukturální vrozené vady bez chromozomálních aberací naopak s věkem matky klesají (*Goetzinger et al.*, 2017). Jako pozitivní faktor spojený s věkem může být vnímáno to, že ženy ve vyšším věku jsou více zodpovědné z hlediska potřeb zdravotní péče (*Loke – Poon*, 2011). Podrobněji jsou dále uvedena nejdůležitější zdravotní rizika novorozenců související s vyšším věkem matky a další příčiny komplikací při hospitalizaci novorozenců.

Nízká porodní váha

Studie na českých datech prokazují, že rostoucí věk matek souvisí s růstem podílu dětí narozených s nízkou porodní hmotností (*Vlachová et al.*, 2018). Nízká porodní hmotnost novorozence je dle Světové zdravotnické organizace definována jako hmotnost při narození nižší než 2500 g. Tato hodnota, stanovená pomocí epidemiologických studií, vychází ze zjištění, že děti narozené právě s hmotností nižší než 2500 g mají 20krát vyšší šanci úmrtí než děti s hmotností vyšší (*de Bernabé*, 2004). S nízkou porodní hmotností se můžeme setkat v případech předčasného porodu (před 37. týdnem těhotenství), nebo v důsledku nitroděložní růstové restrikce (*Wardlaw*, 2004). Nitroděložní růstová restrikce se dělí na symetrickou (časnou), při které má plod nízkou hmotnost, délku i malý obvod hlavy, a asymetrickou (pozdní), kdy délka a obvod hlavy odpovídají gestačnímu věku. Asymetrická restrikce tvoří většinu případů, rozvíjí se po 30. týdnu těhotenství a její příčinou je nedostatečná výživa plodu na podkladě uteroplacentární insuficience (*Hájek*, 2004). Nověji se do klinické praxe (v odborné literatuře se používá od 60. let minulého století) dostává výraz SGA (small for gestational age), stav kdy plod odpovídá nízkým percentilům růstové křivky, ale nemá další atributy růstové restrikce (růst je symetrický, množství vody plodové v normě, bez známek centralizace oběhu) (*Figueras*, 2017).

Z onemocnění matky, které mohou souviset s vyšším věkem žen, se s nízkou porodní hmotností

spojuje hypertenze, preeklampsie, včestné lůžko, těhotenský diabetes, autoimunitní onemocnění a řada dalších (*de Bernabé*, 2004; *Delbaere et al.*, 2007). Tato onemocnění snižují uteroplacentární průtok, což způsobuje změny na placentě a její předčasné stárnutí (*Zmrhalová et al.*, 2012).

Nízká porodní hmotnost se dále považuje za příčinu až 50 % nevysvětlených případů mrtvě narozených dětí a za nejsilnější rizikový faktor pro mrtvorozenost (*Salam et al.*, 2014; *Zhang et al.*, 2012). Po porodu je novorozenec ohrožen hematologickými a metabolickými poruchami, které vedou k hypoglykémii (*Salam et al.*, 2014), a také hypotermií způsobenou redukcí svalové tkáně a chybějícím podkožním tukem (*Hájek*, 2004). Mezi další vážné komplikace patří nekrotizující enterokolitida, infekce, retinopatie nedonošených dětí a syndrom dechové tísně novorozence způsobený nezralostí plic. Dochází také k poškození mozku následkem nitrolebního krvácení nebo hypoxie, k záchvatovitým onemocněním a k dětské mozkové obrně. Všechny tyto komplikace ohrožují plod na životě a jsou příčinou až 60 % novorozeneckých úmrtí (*Salam et al.*, 2014).

Dlouhodobé následky nízké porodní hmotnosti z důvodů nitroděložní růstové restrikce zasahují zejména neuropsychologickou oblast a kognitivní funkce. Při porovnání desetiletých dětí lze u dítěte s nízkou porodní hmotností pozorovat mírné snížení IQ, problémy v exekutivních funkcích, problémy v kreativním myšlení, pozornosti a jazykových schopnostech, které pramení z pozmeněného vývoje frontálního laloku (*de Bernabé*, 2004; *Salam et al.*, 2014). Tyto děti mají v dospělosti vyšší incidenci metabolického syndromu, obezity, diabetu mellitu 2. typu (*Wardlaw*, 2004), hypertenze a kardiovaskulárních onemocnění (*Salam et al.*, 2014). Recentně se ukazuje, že rizikem nejsou jen předčasný porod či nitroděložní růstová restrikce, ale také jen zpomalení růstu plodu v mezích normální váhové kategorie (*Bligh et al.*, 2019). Zdá se, že negativní vliv na další vývoj dítěte má jak IUGR tak SGA (*Broere-Brown et al.*, 2019). Zatímco studie časně postpartální adaptace prokazují výhody vyššího gestačního věku při stejné porodní hmotnosti, data pro dlouhodobé sledování se opírají většinou jen o porodní hmotnost.

Rizikový není jenom vyšší věk matek, ale také nízký věk mezi 15 až 19 lety. Nízký věk matky není

ovšem rizikovým faktorem sám o sobě, je spojen s dalšími aspekty, které výsledně vedou k nízké porodní hmotnosti novorozence. Adolescentní matky nemají často dokončené vzdělání, jsou většinou svobodné a v nepříznivé sociální situaci. Protože je u nich těhotenství mnohdy neplánované, vyhledávají prenatální péči odborníků se zpožděním. Po fyzické stránce mají ještě neukončený růst, proto může být jejich hmotnost vzhledem k výšce nízká a může docházet k nedostatečnému příjmu energie. Také jsou více ohroženy rizikovým chováním, jež se vyskytuje u adolescentů častěji, např. kouření, užívání alkoholu a návykových látek (Kramer, 1987).

Vícečetný porod

S věkem matky souvisí také zvýšené riziko vícečetného těhotenství. Podíl narozených vícčet v Česku je ale ovlivňován nejen posunem věku matky do staršího věku, ale také růstem užívání metod asistované reprodukce (Kačerová, 2012; Králíková, 2015). Těhotenství s více než jedním plodem je velmi často komplikováno předčasným porodem nezralých novorozenců (Blondel et al., 2002). V souvislosti s tím je při porodu vícečetného těhotenství výskyt nízké porodní hmotnosti novorozence přibližně 10krát častější než při porodu těhotenství jednočetného (Helmerhorst et al., 2004). U plodů z vícečetných těhotenství se častěji rozvine růstová restrikce je u nich i vyšší výskyt vrozených vad. Specifické komplikace se vyskytují u monochoriálních dvojčat, kterých je přibližně 20 % ze všech dvojčetných těhotenství, u nichž může dojít k rozvoji transfúzního syndromu TTTS (Twin to Twin Transfusion Syndrom) či TAPS (Twin Anemia-Polycythemia Sequence). Dále se častěji vyskytuje závažné postižení plodu, například výskyt dětské mozkové obrny je sedmkrát častější (The ESHRE Capri Workshop Group, 2000).

Metody asistované reprodukce

V souvislosti s odkládáním rodičovství do vyššího věku se zvyšuje počet párů, které mají problémy se spontánním početím dítěte. S rostoucím věkem ženy klesá její šance na otěhotnění přirozenou cestou i donošení živého plodu. Odkládání rodičovství do vyššího věku se i v Česku projevilo nárůstem využívání metod asistované reprodukce (Kocourková – Burcin, 2012). Využití metod asistované reprodukce zvyšuje

především pravděpodobnost vzniku vícečetného těhotenství, a to v závislosti na použité metodě. Incidenci vícečetných těhotenství lze snížit pomocí transferu jednoho embrya vysoké kvality, avšak ani po přenosu pouze jednoho embrya není vyloučen vznik dvojčetného těhotenství. Riziko dvojčetného těhotenství po přenosu jednoho embrya je přibližně třikrát vyšší než v přirozeném cyklu (The ESHRE Capri Workshop Group, 2000).

Na dánských datech bylo zjištěno, že děti počaté po in vitro fertilizaci (IVF) mají až dvojnásobně vyšší riziko výskytu mozkové obrny (Zhu et al., 2006). Častěji se u nich projevují vady centrálního nervového systému, zažívacího traktu, srdce nebo pohlavní soustavy. Tyto děti byly v období do 6 roku věku hospitalizovány dvakrát častěji než ostatní, což může být spojeno s předčasným porodem či vícečetným těhotenstvím, spíše než s technikou IVF.

Rodičovské páry podstupující asistovanou reprodukci mají zpravidla nějaké onemocnění či genetickou zátěž, což může mít vliv na donošení i následně zdravé dítěte. Zatímco na počátku užívání IVF v 70. letech minulého století byla jednoznačně nejčastější indikací neprůchodnost vejcovodů ženy, dnes je na prvním místě anovulace spojená s věkem ženy. Jednočetná těhotenství po IVF mají také dvojnásobně vyšší riziko předčasného porodu či nízké porodní hmotnosti v porovnání s těhotenstvími počatými spontánně (Schieve et al., 2002; Pinborg et al., 2004; Klemetti et al., 2006; Hwang et al., 2018).

Vrozené vývojové vady

Se zvyšujícím se věkem ženy dochází k nárůstu rizika výskytu vrozené vývojové vady z důvodu snižující se kvality ženských vajíček (Kočárek et al., 2006). Mezi hlavní vrozené vývojové vady související s vyšším věkem matky patří chromozomální aberace (Downův syndrom, Edwardsův syndrom a Patauův syndrom) a defekty neurální trubice. Příčiny vzniku aberací se dělí na numerické, kdy se změní počet chromozomů (např. trizomie) a na strukturální, které vedou ke změně struktury jednotlivých chromozomů (Gregor et al., 2009; Savva et al., 2009).

S věkem matky narůstá také riziko multifaktoriálně podmíněných vrozených vad, například defektů neurální trubice, které jsou ve většině případů tvořeny anencefalem (vrozené chybění mozku) a spinou

bifidou (rozštěp páteře) (Kalter, 2009). U dětí matek starších 35 let bylo prokázáno více než pětkrát vyšší riziko rozštěpu páteře v porovnání s dětmi matek do 35 let (De Marco et al., 2011).

Vrozené vývojové vady jsou závažná postižení, která mají celoživotní následky, ohrožují jedince na životě a léčba je možná pouze symptomatická. Z tohoto důvodu těhotné ženy podstupují screeningová prenatální vyšetření, která umožňují odhalit vrozené vady plodu a poskytují šanci rozhodnout se o případném ukončení těhotenství. Výrazně se tím snižuje četnost výskytu vrozených vývojových vad mezi narozenými dětmi.

Analýza dětí narozených v letech 2000–2007 v Česku (Rychtaříková et al., 2013) však prokázala, že nejen rostoucí věk matky, ale také zvyšující se věk otce má vliv na vrozené vývojové vady u dětí. Zatímco v případě matek je rostoucí věk spojován především s chromozomálními vadami, vyšší věk otce mírně ovlivňuje jiné zkoumané vrozené vady (Rychtaříková et al., 2013) zejména některé vady srdce, rozštěpové vady, ale také psychiatrické choroby či některé nádory (Nybo Andersen – Urhoj, 2017).

Další příčiny komplikací při hospitalizaci novorozenců

Vyšší věk matky je jedním z rizikových faktorů předčasného porodu. Úměrně nezralosti se u novorozenců vyskytují komplikace indukující delší hospitalizaci novorozence – plicní nezralost, nekrotizující enterocolitis, neurologické komplikace, retinopatie (Hájek et al., 2014). Zjednodušeně lze říci, že týdny chybějící při narození do 36. gestačního týdne odpovídají délce hospitalizace. S věkem matky se zvyšuje i četnost plánovaných císařských řezů, které jsou spojeny s respiračními problémy novorozenců (Sotiriadis et al., 2018; Black et al., 2015). Kromě toho mohou zdravotní stav novorozenců ovlivnit i komplikace při porodu či zhoršený zdravotní stav matky při porodu. Příkladem může být výše uvedená s věkem spojená vyšší riziko preeklampsie, která je řešitelná jedině porodem a přináší tak iatrogenní prematuritu (Li et al., 2018).

DATA A METODOLOGIE

Data

Data použitá v analýze vycházejí z databáze Všeobecné zdravotní pojišťovny ČR (VZP ČR), která má majoritní zastoupení na trhu⁵⁾ a která má smluvní kontrakty s naprostou většinou zdravotnických zařízení na území Česka (VZP ČR, 2018). Zároveň se jedná o zdravotní pojišťovnu, která je spravována svým vlastním zákonem (Česko, 1991), který jí dává povinnost provádět veřejné zdravotní pojištění, pokud toto pojištění neprovádějí resortní, oborové a podnikové zdravotní pojišťovny, a zajistit svým pojištěncům dostupnou a kvalitní zdravotní péči. Z tohoto hlediska lze považovat získané údaje za vysoce reprezentativní.

Pro potřeby analýzy byla získána anonymizovaná individuální data za děti narozené v roce 2014 a jejich matky, které byly v roce 2014 pojištěny u VZP ČR. Kromě základních zjišťovaných charakteristik matky (primárně věk) a novorozence (kategoriálně porodní hmotnost, pohlaví) byly získány podrobné informace o průběhu zdravotní péče o matku i novorozence. Primárně byly získány údaje za 55 732 dětí (a 55 063 matek), tj. 51% podíl z celkového počtu narozených dětí v Česku v roce 2014. Údaje za novorozené děti a jejich vykazovanou hrazenou péči byly získány za období 2014–2016, údaje o zdravotní péči za matky-rodičky roku 2014 byly získány za období 2012–2016.

Z jednotlivých datových vět bylo možné získat informace o hrazené zdravotní péči jak dle jednotlivých segmentů zdravotních služeb (u žen s větším detailem na segment gynekologie a porodnictví), tak podrobné údaje za hospitalizace dle jednotlivých DRG bází. DRG je patientský klasifikační systém, který třídí hospitalizační případy do výsledných skupin systému, tzv. Diagnosis Related Groups (DRGs), volně přeloženo skupin klinicky příbuzných diagnóz. Třídění probíhá podle předem stanovených kritérií, tedy známých klasifikačních pravidel. Data byla poskytnuta na úrovni tzv. DRG bází, které odpovídají léčebné modalitě přípustné pro řešení klinického stavu definovaného

5) Ke konci roku 2017 působilo v Česku celkem sedm zdravotních pojišťoven, přičemž VZP ČR zastřešovala 56,5 % všech pojištěnců, druhá v pořadí co do zastoupení na trhu – Zdravotní pojišťovna Ministerstva vnitra – měla zastoupení 12,4 % pojištěnců (VZP ČR, 2018; ZP MV, 2018).

hlavními DRG kategoriemi⁶⁾, a díky zápisu pomocí pětímístného číselného kódu z něj lze určit mj. pomocí koncového čísla míru komplikovanosti daného typu hospitalizačního případu (viz dále).

Získaná primární data bylo nutné upravit a vyčistit pro potřeby dílčích analýz; při tom došlo k mírné redukci vstupních dat. K redukci došlo především tehdy, pokud se vyskytly chyby ve vykázané péči (např. matky neměly příslušným poskytovatelem zdravotních služeb vykázaný hospitalizace spojené se skupinou DRG kódů spjatých s porodem), pokud nebylo možné vytvořit vazbu mezi matkou a novorozencem či v případech, že děti, resp. ženy nebyly po celé zjišťované období pojištěnci VZP ČR. V případech dětí se v předkládané analýze jedná vždy o živě narozené děti (které se narodily ve zdravotnickém zařízení), které přežily do věku dvou let. Pro tyto děti je používán v článku z důvodu zjednodušení terminologie termín novorozenec. Primární data byla redukována přibližně o 9,5 % a finální datový soubor tak obsahoval údaje za 50 401 dětí, což odpovídá 46 % živě narozených dětí v Česku v roce 2014.

Metodika

Analýza se zaměřuje na vztah věku matky a 1) komplikací novorozence v průběhu hospitalizace po porodu a 2) délky hospitalizace novorozence po porodu. Vedle deskriptivní analýzy, která naznačuje základní vztahy mezi sledovanými proměnnými, je využita binární logistická regrese, která spolu s věkem matky jakožto hlavní vysvětlující proměnné kontroluje také vliv dalších intervenujících proměnných.

Komplikace při hospitalizaci po narození jsou zdravotnickým personálem porodnic kódovány pomocí pětímístných kódů DRG skupin do tří základních kategorií – bez komplikací, s komplikacemi a s velkými komplikacemi. Tyto tři základní kategorie odráží tzv. relativní váhu případu (Pavlík et al., 2018),

která u základní diagnózy závisí například na nutnosti monitorace vitálních funkcí na oddělení intenzivní péče, zajištění žilního vstupu, nutnosti plicní ventilace, doby strávené na operačním sále, vykázaných položkách zvláště účtovatelných léčiv atd. Míra komplikací při hospitalizaci se primárně určuje z kódu diagnostiko-terapeutické skupiny, která má danu horní a dolní hranici délky hospitalizace a materiálových nákladů. Například spontánní porod bez komplikací znamená u zdravé rodičky porod bez porodního poranění, porod s komplikacemi znamená přítomnost přidružených diagnóz u rodičky (gestační diabetes, stav po císařském řezu, gestační hypertenze aj.) nebo výskyt porodního poranění, závažné komplikace pak představují kombinace více přidružených diagnóz nebo navýšení nákladů například v důsledku nutnosti sanace anémie transfúzní léčbou. Předčasně narozenému dítěti je určena základní kategorie dle klasifikace DRG určením porodní hmotnosti, komplikací pak může být přidružená infekce, závažnou komplikací pak například nutnost aplikace surfaktantu. Pro potřeby regresního modelování byla tato proměnná dichotomizována do kategorií „bez komplikací“ (0) a „s komplikacemi“ (1).

Délka hospitalizace je proměnná, která byla již stanovena v získané datové sadě o hospitalizacích celočíselnou hodnotou, která značí počet započatých dní, ve kterých byl pojištěnec hospitalizován v rámci příslušného DRG kódu. V článku je rozlišována u novorozenců délka hospitalizace při narození, která je tak spojena vždy jedním z DRG kódů, týkajících se narození dítěte, a tzv. následné hospitalizace – zde se jedná o součet všech ostatních dní v prvních dvou letech života novorozence (tj. bez započtení hospitalizace při narození), které strávil na lůžku, a to bez rozlišení kódů jednotlivých DRG skupin.

Jako hlavní vysvětlující proměnná je použit **věk matky v době porodu**, který je kategorizován

6) Klasifikační systém DRG vychází z údajů o jednotlivých případech, které zařazuje do limitovaného počtu DRG skupin.

Hlavním kritériem pro zařazení do skupin je diagnóza nemocného nebo určitý zdravotní výkon. Skupina je charakterizována podobným způsobem léčby a podobnými náklady na léčbu. Používaný DRG systém má 25 hlavních diagnostických kategorií (nadskupin), které jsou dále členěny do 941 podskupin. Pro začlenění případů do jednotlivých skupin je třeba vykazovat zejména tyto údaje: základní diagnózu, vedlejší diagnózy, výkony, délku hospitalizace a základní údaje o pacientovi (věk, pohlaví, porodní hmotnost...). Způsob zařazování jednotlivých případů do skupin je dán v definičním manuálu DRG, ale zdravotnická zařízení nemusí s manuálem pracovat, neboť speciální počítačový program tzv. grouper po zadání potřebných údajů zařadí pacienta do skupiny.

do pětiletých věkových skupin: 15–19 let, 20–24 let, 25–29 let (referenční kategorie), 30–34 let, 35–39 let, 40 a více let.

Další vysvětlující proměnné, které jsou v modelu kontrolovány, jsou:

- **Porodní hmotnost** – děti klasifikované jako novorozenci s nízkou porodní hmotností (do 2500 gramů) dále třídíme do kategorií: do 999 gramů (novorozenci s extrémně nízkou porodní hmotností), 1000–1499 gramů (novorozenci s velmi nízkou porodní hmotností), 1500–1999 gramů, 2000–2499 gramů. Jako referenční slouží kategorie 2500 gramů a více zahrnující novorozence s „normální“ porodní hmotností. Porodní hmotnost je přebírána z vykázaného DRG kódu novorozence.
- Počet narozených dětí při porodu: **jednočetný** (referenční kategorie) nebo **vícečetný porod**. Četnost porodu byla určena na základě výskytu počtu novorozenců se stejným ID matky v daném období.
- **Pohlaví novorozence**.
- Poskytnutá data umožňují zahrnout unikátní proměnnou, a sice to, zda se dítě narodilo pravděpodobně **na základě spontánního početí** (referenční proměnná) nebo pravděpodobně **po aplikaci metod IVF** (in vitro fertilisation, dále jen IVF). Pro stanovení předpokladu, že se dítě narodilo po IVF, bylo nutné porovnat výkaz příslušného zdravotního výkonu u matky dítěte (těmito výkony jsou 63903 – IVF cyklus s přenosem embryí – 3x za život; nebo 63908 – kompletní IVF cyklus s transferem pouze 1 embrya) na pracovišti asistované reprodukce a jeho datum s datem porodu dítěte. Na základě rozložení počtu porodů dle počtu dnů od provedení výše definovaného zdravotního výkonu bylo zjištěno, že nejvyšší počet narozených dětí spadá do doby 259 dní po vykázaní některého z uvažovaných kódů. Vzhledem k nutnosti uvažovat také prodloužené těhotenství i možné nepřesnosti v souvislosti s vykazováním zdravotních výkonů byla jako rozhodná hranice pro předpoklad, že se dítě narodilo po IVF, stanoveno období 280 dní před porodem. V tomto období pak bylo evidováno

celkem 1 214 matek, které dohromady s vysokou pravděpodobností porodily po jednom z vydefinovaných kódů IVF celkem 1 317 novorozenců. Do finálního vyčištěného souboru se dostalo 1 293 novorozenců, což je 2,6 % z celkového počtu sledovaných novorozenců.

Z demografického hlediska by bylo zajímavé také zahrnout další charakteristiky, které se v souvislosti s analýzou novorozenců s ohledem na dostupnost dat v demografické statistice používají, jako např. pořadí narozeného dítěte nebo délku těhotenství. Tyto údaje se však v rámci vykazování zdravotní péče neevidují, a proto není možné je do analýzy zahrnout.

Pro vyhodnocení proměnných, které mají vliv na přítomnost komplikací novorozence po porodu, byla využita metoda binární logistické regrese. Použitý model byl konstruován postupným přidáváním kontrolních proměnných a za pomoci relevantních statistických veličin (regresní koeficienty Beta, -2Log likelihood, Nagelkerkeho koeficient, Hosmer-Lemeshow test atd.) byl hledán nejlepší model a vysvětlující proměnné. Zároveň bylo sledováno, zda a jak se přidáváním dalších kontrolních proměnných mění vliv věku matky na komplikace novorozence. Výstupem binární logistické regrese jsou poměry šancí (ν tabulce $\text{Exp}(\beta)$). Ty udávají, jaká šance byla u dané kategorie proměnné na výskyt komplikací novorozence po porodu ve srovnání s referenční kategorií. Rovnici lze model zapsat (Řeháková, 2000):

$$\text{šance}(Y = 1) = \exp[\text{logit}(Y)] = \exp(\alpha + \beta_1 X_0 + \beta_k X_k) = \exp(\alpha) \times \exp(\beta_1 X_1) \times \dots \times \exp(\beta_k X_k),$$

kde Y je binární závisle proměnná (nabývá hodnot 0 a 1), X je kategorizované nezávisle proměnná a β jsou příslušné logistické koeficienty. $\exp(\beta_k)$ je násobek, o který se změní šance, jestliže hodnota nezávisle proměnné X_k se změní o jednotku a hodnoty ostatních nezávislých proměnných se nezmění (Řeháková, 2000).

V návaznosti na výsledky regresního modelu pak počítáme pravděpodobnost výskytu komplikací u novorozence v průběhu poporodní hospitalizace pro definované skupiny žen na základě regresních koeficientů odhadnutých výsledným modelem:

$$P(\text{výskyt komplikací}) = \frac{\exp(\alpha + \sum \beta_k X_k)}{1 + \exp(\alpha + \sum \beta_k X_k)}.$$

ZÁKLADNÍ ANALÝZA STRUKTURY NOVOROZENCŮ VZP ČR

K deskripci sledovaných novorozenců použijeme několik diferenčních ukazatelů, přičemž ve všech těchto pohledech budeme sledovat rozdíly především podle věku matky.

Nejvyšší podíl ze sledovaných novorozenců se narodil matkám ve věku 30–34 let (téměř 36 % novorozenců), přičemž průměrný věk matky při porodu činil 30,5 let a modální věk dosáhl 30 let.

Tyto hodnoty jsou obdobné jako za všechny živě narozené děti v Česku ve sledovaném roce 2014 (viz ČSÚ, 2015). Děti narozené z vícečetných porodů představovaly 2,9 % z celkového počtu novorozenců (za Česko celkem tento podíl činí 3,1 %). Podíl porodů vícčetat přitom s věkem narůstal – zatímco ve věkové kategorii 25–29 let se jednalo o 2,3 % novorozenců, ve věku 35–39 let to bylo 3,6 % a ve věku 40 a více let to bylo již 5,3 % novorozenců (viz Tab. 1).

Tab. 1: Sledování novorozenci podle typu početí, četnosti porodu a věku matky při porodu, 2014

New-born children monitored by type of conception, frequency of birth and mother's age at childbirth, 2014

Počet sledovaných novorozenců Number of new-born children monitored	Věk matky při porodu / Mother's Age at Childbirth							Celkem Total
	-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45+	
Celkem / Total	1 248	6 126	15 243	17 884	8 551	1 288	61	50 401
z toho počatých pravděpodobně po IVF of which probably conceived following IVF	..	20	226	564	412	71	..	1 293
– podíl novorozenců po IVF (v %) proportion of new-born children following IVF (in %)	..	0,3	1,5	3,2	4,8	5,5	..	2,6
z jednočetných porodů / from single births	1 234	5 998	14 890	17 310	8 247	1 225	53	48 957
z dvoučetných porodů / from double births	14	126	350	565	298	63	8	1 424
z trojčetných porodů / from triple births	..	2	3	9	6	20
– podíl vícčetat (v %) / proportion of multiple births (in %)	1,1	2,1	2,3	3,2	3,6	4,9	13,1	2,9

Zdroj: VZP ČR, 2017; vlastní výpočty.

Source: GHIC CR, 2017; author's calculations.

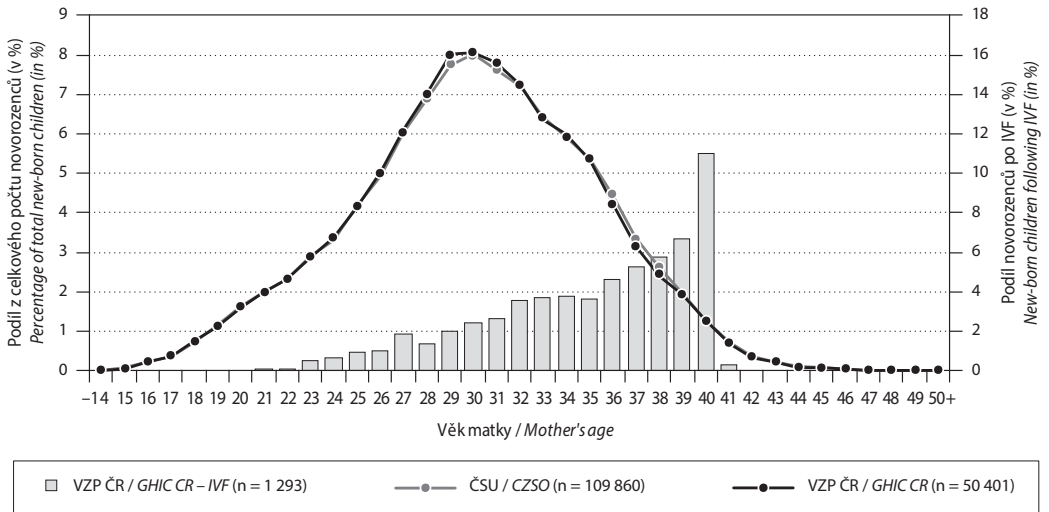
Jak již bylo uvedeno v metodické části, 2,6 % ze sledovaných novorozenců se pravděpodobně narodilo za pomoci IVF. I v tomto případě platí úměra, že s věkem se zvyšuje podíl novorozenců narozených po IVF – zatímco ve věkové kategorii 25–29 let se jednalo pouze o 1,5 % novorozenců, ve věku 35–39 let to byl více než trojnásobek tohoto podílu (viz tab. 1 a obr. 1).

Další pohled na strukturu novorozenců, který nám neumožňuje běžná demografická statistika, avšak získaná data ano, je charakteristika novorozenců podle toho, zda jejich hospitalizace spjatá s narozením byla hodnocena jako hospitalizace bez komplikací, s komplikacemi či dokonce velkými komplikacemi. Bez komplikací bylo hodnoceno narození cca 81 % dětí, naopak hospitalizace u 1 820 novorozenců (3,2 %) byly hodnoceny jako hospitalizace s velkými komplikacemi. S rostoucím věkem matky při porodu se

struktura novorozenců dle komplikací při hospitalizaci mění. Na obr. 2 a 3 lze sledovat, že podíl novorozenců s nekomplikovanou hospitalizací statisticky významně klesá od věku 35 let a u matek ve věku 40–44 let je již o 6 procentních bodů nižší v porovnání s matkami ve věku 20–24 let. Obdobné trendy lze sledovat také podle četnosti porodu, z kterých novorozenci pocházejí. Přítomnost komplikací se s věkem matky zvyšuje, a to především po 40. roce věku, jak u novorozenců z jednočetných porodů, tak u vícečetných porodů, kde je však v celém věkovém spektru mnohonásobně vyšší (obr. 3).

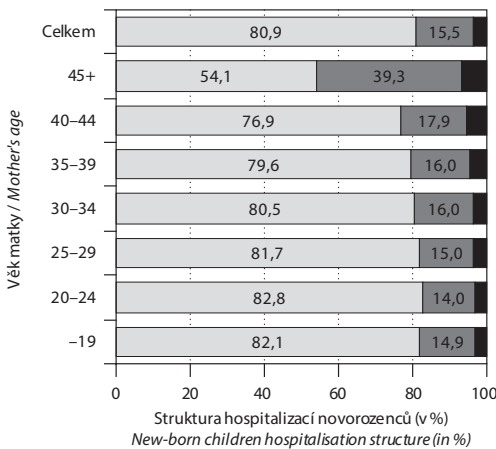
V rámci vykazování DRG kódů, týkajících se hospitalizace novorozence, lze vyčíst také údaj o porodní hmotnosti dítěte. Tyto údaje lze však, na rozdíl od údajů z *Hlášení o narození*, získat pouze v kategorizované podobě, kdy pomocí kódu příslušné DRG báze lze novorozence zařadit

Obr. 1: Porovnání struktury novorozenců dle věku matky v roce 2014 celkem (ČSÚ) a dle sledovaných údajů VZP ČR; podíl novorozenců VZP ČR počatých pravděpodobně po IVF podle věku matky / Comparison of the structure of new-born children by the mother's age in 2014 in total (CZSO) and that according to GHIC CR data; the proportion of new-born children according to GHIC CR data probably conceived following IVF by the mother's age



Zdroj: VZP ČR, 2017; ČSÚ, 2015; vlastní výpočty.
 Source: GHIC CR, 2017; CZSO, 2015; author's calculations.

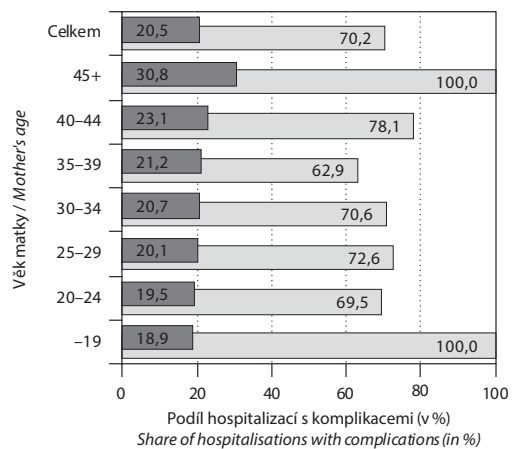
Obr. 2: Struktura hospitalizací novorozenců dle míry komplikací při hospitalizaci a věku matky, 2014 / Structure of the hospitalisation of new-born children according to the extent of complications during hospitalisation and mother's age, 2014



□ bez komplikací / without complications
 ■ s komplikacemi / with complications
 ■ s velkými komplikacemi / with major complications

Zdroj: VZP ČR, 2017; ČSÚ, 2015; vlastní výpočty.
 Source: GHIC CR, 2017; CZSO, 2015; author's calculations.

Obr. 3: Podíl hospitalizací novorozenců s komplikacemi dle četnosti porodu a věku matky, 2014 / Proportion of hospitalisations of new-born children with complications according to the frequency of delivery and mother's age, 2014



■ novorozenci z jednočetných porodů / new-born children from single births
 □ novorozenci z vícečetných porodů / new-born children from multiple births

do jedné ze šesti kategorií (tab. 2). Přesto je možné zjistit rozdíly ve struktuře novorozenců podle porodní hmotnosti a věkové kategorie matky, kdy platí, že do věkové kategorie matky 30–34 let se zvyšuje podíl novorozenců s porodní hmotností

2500 gramů a vyšší, a naopak se snižuje podíl dětí s porodní hmotností nižší než 1500 gramů. U matek starších 35 let se tento trend naopak obrací a začínají stoupat podíly novorozenců s nízkou porodní hmotností.

Tab. 2: Struktura sledovaných novorozenců podle hmotnosti při porodu a věku matky, 2014 (v %)

Structure of new-born children by weight at birth and mother's age, 2014 (in %)

Kategorie porodní hmotnosti dítěte dle vykázaného DRG kódu New-born children birth weight category according to the DRG code	Věk matky při porodu / Mother's Age at Childbirth							Celkem Total
	-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45+	
-749 g	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
750-999 g	0,2	0,1	0,1	0,1	0,1	0,2	1,6	0,1
1000-1499 g	0,7	0,7	0,6	0,6	0,6	0,9	1,6	0,6
1500-1999 g	2,6	1,7	1,5	1,6	1,5	2,6	4,9	1,6
2000-2499 g	9,0	5,6	4,6	3,9	4,2	4,8	4,9	4,5
2500+ g	87,6	91,8	93,1	93,8	93,6	91,5	86,9	93,1
Celkem / Total	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Zdroj: VZP ČR, 2017; vlastní výpočty.

Source: GHIC CR, 2017; author's calculations.

Tab. 3: Porovnání struktury novorozenců dle vybraných charakteristik v roce 2014 celkem (ČSÚ) a dle sledovaných údajů VZP ČR / Comparison of the structure of new-born children by selected characteristics in 2014 in total (CZSO) and that according to GHIC CR data

in 2014 in total (CZSO) and that according to GHIC CR data

Věk matky při porodu Mother's Age at Childbirth	Podíl (v %) / Structure (in %)		Rozdíl (v p. b.) Difference (in p. p.)	Věk matky při porodu Mother's Age at Childbirth			Rozdíl (v p. b.) Difference (in p. p.)
	ČSÚ / CZSO	VZP ČR GHIC CR			ČSÚ / CZSO	VZP ČR GHIC CR	
Novorozenci – chlapi / New-born children – boys				Vícčata / New-born children from multiple births			
-19	52,93	54,33	1,40	-19	1,63	1,12	-0,50
20-24	51,51	51,55	0,04	20-24	1,88	2,09	0,21
25-29	51,07	51,12	0,05	25-29	2,72	2,32	-0,41
30-34	51,16	50,99	-0,17	30-34	3,49	3,21	-0,28
35-39	51,92	51,90	-0,02	35-39	4,16	3,56	-0,60
40+	51,80	51,96	0,17	40+	5,24	5,26	0,02
Celkem / Total	51,37	51,36	-0,01	Celkem / Total	3,18	2,87	-0,32
Porodní hmotnost menší než 1500 g / Birth weight less than 1500 grams				Porodní hmotnost 2500 g a vyšší / Birth weight of over 2500 grams			
-19	1,40	0,88	-0,52	-19	86,21	87,58	1,37
20-24	1,17	0,91	-0,26	20-24	90,70	91,76	1,06
25-29	1,03	0,74	-0,29	25-29	92,40	93,09	0,69
30-34	1,03	0,70	-0,33	30-34	93,09	93,84	0,75
35-39	1,23	0,76	-0,47	35-39	92,51	93,58	1,07
40+	2,38	1,09	-1,29	40+	89,08	91,46	2,38
Celkem / Total	1,13	0,77	-0,36	Celkem / Total	92,20	93,09	0,89

Zdroj: VZP ČR, 2017; ČSÚ, 2015; vlastní výpočty.

Source: GHIC CR, 2017; CZSO, 2015; author's calculations.

Pro úplnost popisu vstupních charakteristik a potvrzení relevantnosti datového zdroje z VZP ČR, s kterými je v tomto příspěvku počítáno, je vhodné doplnit porovnání struktur novorozenců VZP ČR se strukturami za živě narozené děti v roce 2014 v Česku celkem, a to za využití dat ČSÚ (ČSÚ, 2015). Porovnání struktury novorozenců dle věku matek již bylo zobrazeno na obr. 1. Z tab. 3 je patrné, že i v dalších vybraných charakteristikách je rozložení novorozenců VZP ČR velmi podobné tomu, jaké je vykazováno ČSÚ za všechny živě narozené děti, resp. porody, zvláště ve věcích matek s nejvyšší intenzitou plodnosti.

VLIV VĚKU MATKY PŘI PORODU NA KOMPLIKACE PŘI HOSPITALIZACI NOVOROZENCE

Vzhledem k tomu, že popisné deskriptivní statistiky ukazují na to, že řada vysvětlujících charakteristik se odlišuje v závislosti na věku matky, bylo přistoupeno ke konstrukci modelu binární logistické regrese, který by testoval působení věku na výskyt komplikací při poporodní hospitalizaci novorozence při kontrole dalších relevantních charakteristik, které jsou v datech dostupné. Do modelu vstupovala závislá proměnná „výskyt poporodních komplikací u novorozence“ (1 ano, 0 ne) a sada vysvětlujících proměnných – věk matky, porodní hmotnost a pohlaví novorozenceho dítěte, vícečetný/jednočetný porod a aplikace metody IVF při početí dítěte⁷⁾.

Výsledky (tab. 4) dokládají, že šance na výskyt komplikací u novorozence při poporodní hospitalizaci narůstá s věkem matky, a to při kontrole ostatních proměnných, které s věkem matky také výrazně korelují (primárně porodní hmotnost, vícečetný porod a početí po IVF). Model ukazuje, že u dětí matek mladších 25 let je šance na výskyt komplikací nižší v porovnání s dětmi 25–29letých matek, a to o 11 % u matek ve věku 20–24 let a 16 % u matek mladších 20 let. Naopak šance na výskyt komplikací narůstá po 30. roce věku matky, výrazněji však po 40. roce věku.

Děti matek starších 40 let mají 1,35krát vyšší šanci na výskyt komplikací než děti 25–29letých matek.

Nepřekvapí, že šance na komplikace novorozence po porodu se výrazně diferencují v závislosti na jeho porodní hmotnosti. Především u novorozenců s extrémně nízkou (do 999 gramů) a velmi nízkou (1000–1499 gramů) porodní hmotností jsou šance na výskyt komplikací v průběhu hospitalizace následující po porodu extrémně vysoké (33krát, respektive 44krát vyšší v porovnání s dětmi s porodní vahou nad 2500 gramů). Ovšem také u dětí, které při narození váží v rozmezí 2000–2499 gramů, jsou šance na výskyt komplikací více než 5krát vyšší v porovnání s dětmi, jejichž porodní hmotnost je 2500 gramů a vyšší.

Interpretaci si zaslouží také ostatní kontrolní proměnné zahrnuté do modelu. Ukazuje se, že i při kontrole věku matky, porodní hmotnosti novorozence a vícečetného porodu mají děti, které se s velkou pravděpodobností narodily po IVF, o třetinu vyšší šanci, že se u nich v průběhu poporodní hospitalizace vyskytnou komplikace, oproti dětem, které se narodily po spontánním početí. Výskyt komplikací u dětí počatých po IVF tedy nesouvisí pouze s vyšším věkem jejich matek, vyšším zastoupením vícečetných těhotenství a nižší porodní hmotností, významné jsou u nich evidentně ještě jiné faktory, které výskyt komplikací zvyšují. Z hlediska pohlaví novorozence je zřejmé, že dívky mají o 15 % nižší šanci na výskyt poporodních komplikací v porovnání s chlapci. Toto historicky tradované zjištění bylo opakovaně potvrzeno ve studiích a pohlaví plodu je považováno za nezávislý rizikový faktor s nejasnou kauzalitou (*Aibar et al.*, 2012; *Al-Qaraghoulí – Fang*, 2017).

Model 2 (viz. Tab. 4) zahrnuje pouze děti s normální porodní hmotností (nad 2500 gramů) a výsledky potvrzují nárůst šance na výskyt poporodních komplikací u novorozence spolu s rostoucí věkem matek při porodu, u matek ve věku 35–39 let o 16 % oproti matkám ve věku 25–29 let, u matek nad 40 let o necelou třetinu. U dětí s normální porodní hmotností, které představují 93 % novorozenců, jsou vypočteny pravděpodobnosti

7) Vzhledem k tomu, že řada vysvětlujících proměnných může korelovat s věkem matky, byly vysvětlující proměnné testovány na výskyt multikolinearity v modelu. Výsledný model odpovídá kritériím kladeným na vysvětlující proměnné pro možnosti použití binární logistické regrese.

Tab. 4: Poměry šancí $\text{Exp}(\beta)$, že se u novorozence vyskytnou komplikace při hospitalizaci po porodu (exponované hodnoty regresních koeficientů), všechny děti (Model 1) a děti s porodní váhou hmotností nad 2500 g (Model 2) / Odds ratios of binary logistic models analysing the chances that a new-born child will suffer complications during post-birth hospitalisation, all new born children (Model 1) and new-born children with a birth weight of over 2500 grams (Model 2)

Kategorie / Category	$\text{Exp}(\beta)$	sign.	95% interval spolehlivosti $\text{Exp}(\beta)$
MODEL 1 – všechny děti / all new born children			
Věk matky při porodu / Mother's Age at Childbirth			
do 19	0,84	*	0,72–0,99
20–24	0,89	**	0,82–0,97
25–29	1		
30–34	1,11	***	1,05–1,17
35–39	1,16	***	1,08–1,24
40+	1,35	***	1,18–1,55
Porodní hmotnost / Birth weight			
–999 g	32,83	***	16,82–64,06
1000–1499 g	44,22	***	30,43–64,24
1500–1999 g	14,65	***	12,41–17,31
2000–2499 g	5,19	***	4,74–5,68
2500 g a více	1		
Vícečetný porod / Multiple birth			
ne / no	1		
ano / yes	1,36	***	1,19–1,56
IVF			
ne / no	1		
ano / yes	1,34	***	1,17–1,53
Pohlaví novorozence / New-born child gender			
Chlapec / male	1		
Đívka / female	0,86	***	0,82–0,90
Konstanta / Constant	0,19	***	
N	50 401		
Nagelkerkeho koeficient / Nagelkerke R^2	0,114		
% úspěšně zařazených případů / % of successful cases	82,6		
MODEL 2 – děti s porodní hmotností nad 2500 g / new-born children with a birth weight of over 2500 grams			
Věk matky při porodu / Mother's Age at Childbirth			
do 19	0,91		0,76–1,09
20–24	0,91	*	0,83–0,99
25–29	1		
30–34	1,10	**	1,04–1,17
35–39	1,16	***	1,08–1,25
40+	1,31	***	1,13–1,52
Vícečetný porod / Multiple birth			
ne / no	1		
ano / yes	1,83	***	1,52–2,20
IVF			
ne / no	1		
ano / yes	1,34	***	1,16–1,56

Tab. 4:

pokr. / cont.

Kategorie / Category	Exp(β)	sign.	95% interval spolehlivosti Exp(β)
MODEL 2 – děti s porodní hmotností nad 2500 g / new-born children with a birth weight of over 2500 grams			
Pohlaví novorozence / New-born child gender			
Chlapec / male	1		
Dívka / female	0,89	***	0,85–0,94
Konstanta / Constant	0,19	***	
N	46 918		
Nagelkerkeho koeficient / Nagelkerke R ²	0,005		
% úspěšně zařazených případů / % of successful cases	84		

Pozn.: *p<0,05; ** p<0,01; *** p<0,001; Model 1 – pro všechny novorozené děti, Model 2 – pouze pro novorozence s porodní hmotností nad 2500 gramů. Kvalita modelů byla ověřena několika testy. Hladiny významnosti chí-kvadrát prokazují, že zařazené proměnné významně přispívají do celkového modelu. Waldův test a p-hodnoty u jednotlivých kategorií proměnné ukazují, které kategorie vysvětlujících proměnných významně přispívají do modelů. Podíl vysvětlené variability měřený Nagelkerkeho koeficientem R2 dosahuje pouze 11,4 % pro Model 1 a 0,5 % pro model 2, nicméně oba modely dosahují vysokého podílu správně zařazených případů do čtyřpolní tabulky (82,6 %, resp. 84 %), což ukazuje na jejich dobrou diskriminační sílu.

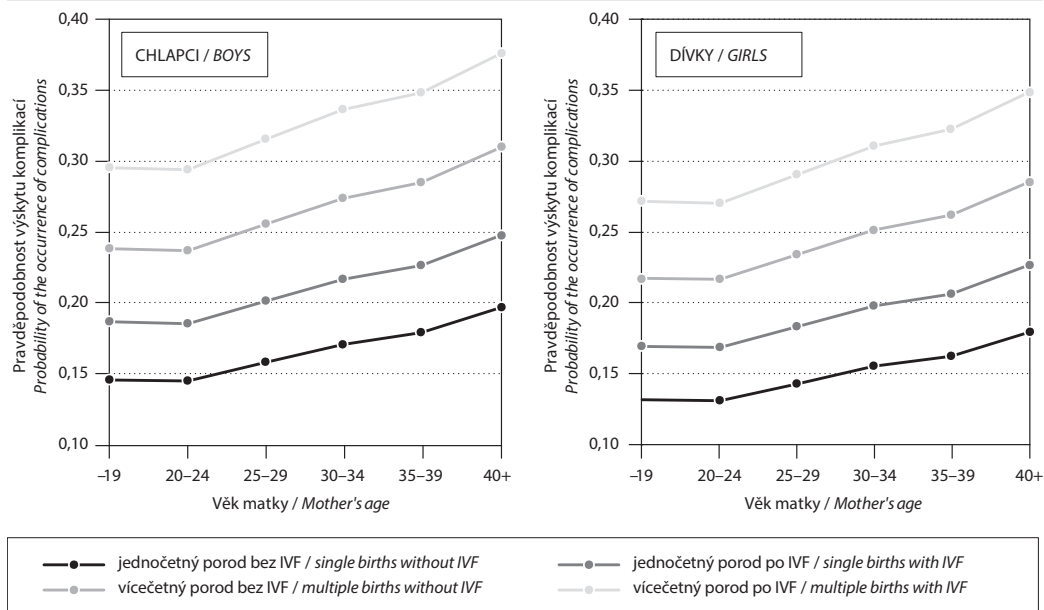
Závislá proměnná „Zdravotní komplikace novorozence při hospitalizaci po porodu“ – ne (0), ano (1).

Note: *p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001; Model 1 – for all new born children, Model 2 – only for new-born children with a birth weight of over 2500 grams. The quality of the models was tested via the application of a number of tests. The chi-square significance levels demonstrated that the included variables contribute significantly to the overall model. The Wald test and p-values for each variable category reveal which categories of explanatory variables contribute significantly to the models. While the proportion of the explained variability measured via Nagelkerke R2 was just 11.4% for Model 1 and 0.5% for Model 2, both models achieved a high proportion of correctly classified cases in the classification table (82.6% and 84%, respectively) thus demonstrating the good discriminatory power of both models.

Zdroj: VZP ČR, 2017; vlastní výpočty.

Source: GHIC CR, 2017; author's calculations.

Obř. 4: Pravděpodobnosti výskytu komplikací v průběhu poporodní hospitalizace pro novorozence s porodní hmotností nad 2500 gramů odhadnuté na základě regresních koeficientů / Probabilities estimated on the basis of regression coefficients that complications will occur during the hospitalisation of new-born children with birth weights of over 2500 grams



Zdroj: VZP ČR, 2017; ČSÚ, 2015; vlastní výpočty.

Source: GHIC CR, 2017; CZSO, 2015; author's calculations.

výskytu komplikací v průběhu poporodní hospitalizace pro kombinace různých vysvětlujících proměnných z modelu 2, tj. vycházíme z regresních koeficientů odhadnutých v Modelu 2. Primárně sledujeme odlišnosti v pravděpodobnosti výskytu komplikací z hlediska věku, ke kterému však přidružujeme další související charakteristiky, a to pohlaví dítěte, vícečetný porod a předpoklad IVF. Výsledky (obr. 4) ukazují, že ve všech uvažovaných skupinách stoupá pravděpodobnost výskytu komplikací u novorozence spolu s věkem matky. V případě jednočetného těhotenství, které s největší pravděpodobností následovalo po spontánním početí dítěte, je pravděpodobnost komplikací v průběhu hospitalizace pro chlapce 14,6 % a pro dívky 13,2 % v případě matky mladší 20 let; u dětí matek nad 40 let lze některou z komplikací očekávat téměř u každého pátého dítěte (19,7 % v případě chlapců a 17,9 % v případě dívek). Pravděpodobnost výskytu komplikací narůstá ve všech věcích spolu s výskytem vícečetného

těhotenství nebo v případě těhotenství následujícího po IVF. Zatímco u nejmladších matek je v případě užití IVF pravděpodobnost výskytu komplikací 18,7 % u chlapců a 16,9 % u dívek, u matek nad 40 let se komplikace pravděpodobně vyskytnou u každého čtvrtého chlapce a u 22,6 % dívek. V případě vícečetného těhotenství je pravděpodobnost komplikací u nejmladších matek 23,8 % v případě chlapců a 21,8 % u dívek, u matek nad 40 let již okolo 30 %. V případě, že se jedná o vícečetné těhotenství po IVF, pravděpodobnost komplikací se u nejmladších matek ještě zvyšuje na 29,6 % v případě chlapců a 27,2 % v případě dívek, u matek nad 40 let pak roste na 37,5 % v případě chlapců a 34,8 % u dívek.

DĚLKA HOSPITALIZACE NOVOROZENCE Z HLEDISKA VĚKU MATKY

Výše zjištěná závislost věku matky a komplikací při hospitalizaci novorozence po porodu se v důsledku

Tab. 5: Průměrná doba hospitalizace novorozence VZP ČR po porodu (ve dnech) dle věku matky

Average duration of post-birth hospitalisation of new-born children according to GHIC CR data (in days) by mother's age

Ukazatel / Indicator	Věk matky při porodu / Mother's Age at Childbirth							Celkem / Total
	-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45+	
Celkem / Total	7,3	6,8	6,6	6,4	6,5	7,1	10,0	6,6
- chlapců / male	7,4	7,0	6,7	6,5	6,7	7,2	12,1	6,7
- dívek / female	7,1	6,6	6,5	6,3	6,4	6,9	8,9	6,4
- z jednočetných porodů / from single births	7,2	6,6	6,3	6,1	6,3	6,7	8,5	6,3
- z vícečetných porodů / from multiple births	17,1	15,9	17,6	14,5	12,6	14,9	20,3	15,0
- s hospitalizací bez komplikací / with hospitalisation without complications	6,3	5,8	5,7	5,5	5,6	5,8	6,3	5,7
- s hospitalizací s komplikacemi / with hospitalisation with complications	8,6	8,7	8,1	7,9	8,1	8,4	12,7	8,1
- s hospitalizací s velkými komplikacemi / with hospitalisation with major complications	28,0	23,7	20,9	19,1	17,4	20,5	24,8	20,0
- počatých přirozenou cestou / conceived naturally	7,3	6,8	6,5	6,3	6,4	7,0	10,0	6,5
- počatých pravděpodobně po IVF / conceived probably following IVF	..	9,6	9,3	8,7	8,3	7,9	..	8,6
- s porodní hmotností / with birth weight	..	64,3	62,0	56,2	63,0	60,4
-749 g
750-999 g	38,5	44,6	58,2	58,1	50,3	86,0	21,0	55,4
1000-1499 g	45,7	39,9	39,6	39,0	41,6	41,0	36,0	40,0
1500-1999 g	23,5	25,8	25,0	23,9	23,4	20,9	23,3	24,2
2000-2499 g	10,2	10,7	11,8	11,3	12,0	10,4	13,7	11,4
2500+ g	6,1	5,9	5,7	5,6	5,7	6,0	8,4	5,7

Zdroj: VZP ČR, 2017; vlastní výpočty.

Source: GHIC CR, 2017; author's calculations.

Tab. 6: Struktura ukazatelů následné hospitalizace (NH) sledovaných novorozenců VZP ČR z roku 2014 podle míry komplikovanosti hospitalizace při porodu / Structure of indicators of the subsequent hospitalisation of new-born children according to complications during post-birth hospitalisation taken from GHIC CR data from 2014

Ukazatel / Indicator	Věk matky při porodu / Mother's Age at Childbirth							Celkem Total
	-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45+	
počet novorozenců s NH / number of new-born children with subsequent hospitalisation	522	2 035	4 234	4 488	2 010	298	17	13 604
– podíl z počtu novorozenců (v %) / proportion of new-born children (in %)	41,8	33,2	27,8	25,1	23,5	23,1	27,9	27,0
Průměrný počet NH dle komplikovanosti hospitalizace novorozence při porodu Average number of subsequent hospitalisations according to complications during post-birth hospitalisation								
celkem / total	1,8	1,6	1,5	1,5	1,5	1,5	1,7	1,5
– bez komplikací při porodu / without complications at birth	1,7	1,6	1,5	1,5	1,4	1,4	1,6	1,5
– s jakýmkoliv komplikacemi / with complications	2,0	2,0	1,7	1,7	1,6	1,7	1,9	1,7
Průměrná délka NH dle komplikovanosti hospitalizace novorozence při porodu (ve dnech) Average duration of subsequent hospitalisations according to complications during post-birth hospitalisation (in days)								
celkem / total	9,1	8,7	7,3	7,5	7,4	11,4	15,4	7,8
– bez komplikací při porodu / without complications at birth	8,6	7,7	6,7	6,4	7,0	11,8	6,8	7,0
– s jakýmkoliv komplikacemi / with complications	11,1	12,9	9,3	11,2	9,0	10,3	27,6	10,5

Zdroj: VZP ČR, 2017; vlastní výpočty.

Source: GHIC CR, 2017; author's calculations.

projevuje také v délce trvání této hospitalizace. Z dat o zdravotní péči vykázané novorozencům lze totiž vyčíslit délku hospitalizace novorozence po porodu. Vedle toho jsme ze získaných dat schopni identifikovat také počet a délku dalších hospitalizací dítěte ve 24 měsících následujících po porodu.

Z tabulky 5 je zřejmé, že průměrná doba hospitalizace novorozence po porodu má dle věkové kategorie matky U profil, tj. nejnižších hodnot dosahuje kolem nejčtetnějšího věku matky 30–34 let a směrem jak k nižšímu, tak k vyššímu věku se délka hospitalizace prodlužuje. Zároveň platí, že délka hospitalizace je vyšší u dětí narozených z vícečetných porodů, u dětí s hospitalizací uvedenou jako „komplikovanou“, u dětí narozených s vysokou pravděpodobností po IVF i u dětí s nižší porodní hmotností.

Tabulka 6 ukazuje, že následné hospitalizace v průběhu prvních dvou let života dítěte se týkaly především dětí mladších matek. Dítě ženy, která porodila před dosažením 20. narozenin, bylo v prvních dvou letech svého života hospitalizováno v nemocničním zařízení v průměru 1,8krát. Naopak dítě ženy, která porodila ve věku 25–44 let, bylo hospitalizováno v průměru 1,5krát. Nejdelsí průměrná doba strávená těmito hospitalizacemi je

však vykazována dětem matek z vyšších věkových kategorií – například dětem, které se narodily matkám ve věku 40–44 let, stráví následnou hospitalizací v prvních dvou letech života v průměru 11,4 dní oproti 7,3 dnům u dětí narozených matkám ve věku 25–29 let (tab. 6).

Při pohledu na strukturu novorozenců dle následných hospitalizací a komplikací při poporodní hospitalizaci může vyvstat otázka, zda nějakým způsobem tyto dvě proměnné nemohou souviset. Z tab. 6 je patrné, že se jak dle ukazatele průměrný počet následných hospitalizací, tak průměrné délky následné hospitalizace potvrzuje skutečnost, že děti, u kterých byly vykázané komplikace v rámci hospitalizace při narození, vykazují také častější počet následných hospitalizací, a to i s průměrně vyšší délkou trvání takovéto hospitalizace. Tato skutečnost se potvrzuje téměř ve všech věkových kategoriích matky.

ZÁVĚR

Vliv zvyšujícího se věku matek je demografy zkoumán z různých aspektů. Vedle snahy o zmapování důvodů tohoto odkladu a jeho dopadu na celkovou úroveň plodnosti jsou analyzovány také možné zdravotní souvislosti tohoto trendu, a to jak s ohledem na

narůstající podíl trvale bezdětných žen a diskusi nad dobrovolností a nedobrovolností bezdětnosti (např. Hašková, 2009), tak z hlediska prudkého rozvoje metod asistované reprodukce (Kocourková – Burcin, 2012) či zdravotních dopadů vč. otázek kojenecké úmrtnosti (Rychtaříková – Demko, 2001) či vrozených vývojových vad (např. Rychtaříková et al., 2013).

Tento článek se zaměřil na rozšíření této diskuse o otázky dopadu zvyšujícího se věku matek na výskyt poporodních komplikací u novorozenců a také na zhodnocení možných dopadů na délku a četnost jejich hospitalizace. Výsledky ukazují, že po 30. roce věku matky spolu s narůstajícím věkem narůstá také riziko výskytu zdravotních komplikací u novorozenců a prodlužuje se délka jejich hospitalizace po narození, ale zvyšuje se také počet a délka hospitalizací v prvních dvou letech života.

Pro analýzy byla využita ojedinělá data – anonymizované individuální údaje o pojištěncích VZP ČR – která umožnila nejen sledovat výskyt komplikací novorozenců a délku či četnost jejich hospitalizace, ale také odhadnout, které děti byly s největší pravděpodobností počaty spontánně a ve kterých případech bylo naopak těhotenství výsledkem aplikace metod IVF. Lze tedy kontrolovat tuto vysvětlující proměnnou, která je v posledních

letech hojně diskutována právě v souvislosti s rostoucím věkem rodiček a možným dopadem na průběh a výsledky těhotenství.

Vedle jedinečných údajů, které nelze z jiných zdrojů získat a které přinášejí novou optiku nahlížení možných dopadů odkladu plodnosti do vyššího věku, však předložená studie naráží také na jisté limity použitých dat. S komplikacemi po porodu bezesporu souvisí také další proměnné, která by bylo vhodné v modelu kontrolovat, a ještě více tak „očistit“ sledovaný vliv věku matky. Můžeme uvažovat primárně o proměnných jako je gestační stáří plodu, pořadí narozeného dítěte, ale také například vzdělání matky, které aproximuje socioekonomické postavení rodiny. Rychtaříková a Demko (2001) ukazují, že ve druhé polovině 80. let mělo právě vzdělání matky souvislost například s úrovní kojenecké úmrtnosti v Česku. Tyto proměnné však v databázi, se kterou pracujeme, nejsou evidovány, neboť v rámci vykázané zdravotní péče poskytovatelé zdravotních služeb (zdravotnická zařízení) zdravotním pojišťovnám v Česku tyto údaje nepředávají. Otevírá se tedy prostor pro další komplexní analýzy za využití individuálních dat, například z Národního zdravotnického informačního systému budovaného Ústavem zdravotnických informací a statistiky ČR.

Příspěvek vznikl za podpory GAČR č. 18-08013S „Posun rodičovství do vyššího věku: individuální perspektivy versus společenské náklady“ a programu Univerzitní výzkumná centra UK UNCE/HUM/018.

Literatura a zdroje dat

- Aibar, L. – Puertas, A. – Valverde, M. et al. 2012. Fetal sex and perinatal outcomes. *Journal of Perinatal Medicine*, 40, 3, pp. 271–276.
- Al-Qaraghoulí, M. – Fang, Y. M. V. 2017. Effect of Fetal Sex on Maternal and Obstetric Outcomes. *Front Pediatr*, 5, 144.
- Basten, S. – Sobotka, T. – Zeman, K. 2014. Future fertility in low fertility countries. *Chapter 3 in: Lutz, W. – Butz, W.P. – Samir, K. C. (eds.). World Population and Human Capital in the 21st Century*, Oxford University Press, pp. 39–146.
- Bayrampour, H. – Heaman, M. 2010. Advanced maternal age and the risk of cesarean birth: a systematic review. *Birth*, 37, 3, pp. 219–226.
- Billingsley, S. 2010. The Post-communist fertility puzzle. *Population Research and Policy Review*, 29, pp. 193–231.
- Black, M. – Bhattacharya, S. – Philip S. 2015. Planned Cesarean Delivery at Term and Adverse Outcomes in Childhood Health. *JAMA*, 314, 21, pp. 2271–2279.
- Bligh, L. N. – Flatley, C. J. – Kumar, S. 2019. Reduced growth velocity at term is associated with adverse neonatal outcomes in non-small for gestational age infants. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol*. 240, pp. 125–129
- Blondel, B. – Kogan, M. D. – Alexander, G. R. – Dattani, N. – Kramer, M. S. – Macfarlane, A. – Wen, S. W. 2002. The impact of the increasing number of multiple births on the rates of preterm birth and low birthweight: *An international study. American Journal of Public Health*. 92,8, pp. 1323–1330.
- Broere-Brown, Z. A. – Schalekamp-Timmermans, S. – Jaddoe, V. W. V. – Steegers, E. A. P. 2019. Deceleration of fetal growth rate as alternative predictor for childhood outcomes: a birth cohort study. *BMC Pregnancy Childbirth*, 27, 19(1), 216.

- Cleary-Goldman, C. J. – Malone, D. – Vidader, J. et al. 2005. Impact of maternal age on obstetric outcome. *Obstetrics & Gynecology*, 105, 5, Part 1, pp. 983–999.
- Česko, 1991. *Zákon České národní rady č. 551/1991 Sb. o Všeobecné zdravotní pojišťovně České republiky*. Dostupné z <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/1991-551>, cit. 12. 11. 2018.
- ČSÚ (Český statistický úřad), 1991. Pohyb obyvatelstva v Československé republice 1990. Dostupné z https://www.czso.cz/csu/czso/casova_rada_demografie, cit. 1. 4. 2019.
- ČSÚ (Český statistický úřad), 2015. Demografická ročenka České republiky – 2014. Dostupné z <https://www.czso.cz/csu/czso/demograficka-rocenka-ceske-republiky-2014>, cit. 18. 3. 2019.
- ČSÚ (Český statistický úřad), 2018. Demografická ročenka České republiky – 2017. Dostupné z <https://www.czso.cz/csu/czso/demograficka-rocenka-ceske-republiky-x36hy5c4db>, cit. 1. 4. 2019.
- ČSÚ (Český statistický úřad), 2019. Pohyb obyvatelstva v Českých zemích 1920–2017, analytické údaje. Dostupné z https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo_hu, cit. 1. 4. 2019.
- de Bernabé, V. J. – Soriano, T. – Aldalaberjo, R. et al. 2004. Risk factors for low birth weight: a review. *European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology*, 116, 1, pp. 3–15.
- de Kluiver, H. – Buizer-Voskamp, J. E. – Dolan, C. V. – Boomsma D. I. 2017. Paternal age and psychiatric disorders: A review. *American Journal of Medical Genetics Part B: Neuropsychiatric Genetics*. 174, 3, pp. 202– 213.
- De Marco, P. – Merello, E. – Calevo, M. G. et al. 2011. Maternal periconceptional factors affect the risk of spina bifida-affected pregnancies: an Italian case-control study. *Child's Nervous System*, 2011, 27, 7, pp. 1073–1081.
- Delbaere, I. – Verstraelen, H. – Goetgeluk, S. et al. 2007. Pregnancy outcome in primiparae of advanced maternal age. *European Journal of Obstetrics & Gynecology and Reproductive Biology*, 135, 1, pp. 41–46.
- Figueras, F. – Gratacos, E. 2017. An integrative approach to fetal growth restriction. *Best Pract Res Clin Obstet Gynaecol*, 38, pp. 48–58.
- Goetzinger, K. R. – Shanks, A. L. – Odibo, A. O. et al. 2017. Advanced Maternal Age and the Risk of Major Congenital Anomalies. *American Journal of Perinatology*, 34, 3, pp. 217–222.
- Goldstein, J. R. – Sobotka, T. – Jasilioniene, A. 2009. The end of lowest-low fertility? *Population and Development Review*, 35, 4, pp. 663–700.
- Grande, M. – Borrell, A. – Garcia-Posada, R. et al. 2012. The effect of maternal age on chromosomal anomaly rate and spectrum in recurrent miscarriage. *Human Reproduction*, 27, 10, pp. 3109–3017.
- Gregor, V. – Šípek, A. – Šípek, A. jr. et al. 2009. Prenatální diagnostika chromozomálních aberací Česká republika: 1994–2007. *Česká Gynekologie*, 2009, 74,1, s. 44–54.
- Hájek Z. – Čech, E. – Maršál, K. a kol. 2014. *Porodnictví*. Praha: Grada. 538 s.
- Hájek, Z. 2004. *Rizikové a patologické těhotenství*. Praha: Grada. 443 s.
- Hašková, H. 2009. *Fenomén bezdětnosti*. Praha: Sociologické nakladatelství. 265 s.
- Helmerhorst, F. M. – Perquin, D. A. – Donker, D. – Keirse, M. J. 2004. Perinatal outcome of singletons and twins after assisted conception: a systematic review of controlled studies. *BMJ*. 328: 261.
- Hwang, S. S. – Dukhovny, D. – Gopal, D. et al. 2018. Health of infants after ART – Treated, subfertile, and fertile deliveries. *Pediatrics*, 142.
- Jacobsson, B. – Ladfors, L. – Milsom, I. 2004. Advanced maternal age and adverse perinatal outcome. *Obstetrics*, 104, 4, pp. 727–733.
- Kalter, H. 2009. *Mortality and maldevelopment. Part II: The Saga of Neural Tube Defects*. Dordrecht: Springer.
- Kačerová, E. 2012. *Vícečetné porody v letech 1950–2011*. VŠE. Dostupné z <https://relik.vse.cz/2012/sbornik/download/pdf/11-Kacerova-Eva-paper.pdf>, cit. 20. 6. 2019.
- Klemetti, R. – Sevón T. – Gissler, M. – Hemminki E. 2006. Health of children born as a result of in vitro fertilization. *Pediatrics*, 118:1819.
- Kocourková, J. – Burcin, B. – Kučera, T. 2014. Demographic relevancy of increased use of assisted reproduction in European countries. *Reproductive Health*, 11, 1, DOI: 10.1186/1742-4755-11-37.
- Kocourková, J. – Burcin, B. 2012. Demografická specifika asistované reprodukce v České republice v evropském kontextu. *Demografie*, 54, 3, s. 250–263.
- Kocourková, J. 2018. Reprodukční stárnutí české populace. *Gynekologie a porodnictví*, 2, 1, s. 4–7.

- Kočárek, E. – Pánek, M. – Novotná, D. 2006. *Klinická cytogenetika I.: úvod do klinické cytogenetiky: vyšetřovací metody v klinické cytogenetice*. Praha: Karolinum. 134 s.
- Kohler, H.-P. – Billari, F. C. – Ortega, J. A. 2002. The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28, 4, pp. 641–680.
- Králíková, A. 2015. *Vícečetné porody – trendy a faktory*. Bakalářská práce. Přírodovědecká fakulta, Univerzita Karlova, Praha.
- Kramer, M. S. 1987. Determinants of low birth weight: methodological assessment and meta-analysis. *Bulletin of WHO*, 65, 5, pp. 663–737.
- Kurkin, R. – Šprocha, B. – Šídlo, L. – Kocourková, J. 2018. Fertility factors in Czechia according to the results of the 2011 census. *AUC Geographica*, 53, 2, pp. 137–148, DOI: 10.14712/23361980.2018.14.
- Li, X. – Zhang, W. – Lin, J. Preterm birth, low birthweight, and small for gestational age among women with preeclampsia: Does maternal age matter? *Pregnancy Hypertens.* 2018, 13, pp. 260–266.
- Loke, A. Y. – Poon, C. F. 2011. The health concerns and behaviours of primigravida: comparing advanced age pregnant women with their younger counterparts. *Journal of Clinical Nursing*, 20, 7–8, pp. 1141–1150.
- Nybo Andersen, A. M. – Urhøj, S. K. 2017. Is advanced paternal age a health risk for the offspring? *Fertility and Sterility*, 107, 2, pp. 312–318.
- Pavlík, T. – Bartůňková, M. – Bortlíček, Z. et al. 2018. *Metodika výpočtu relativních vah v systému CZ-DRG*. Metodický materiál projektu DRG Restart. ÚZIS ČR, 2018, verze 2, 17 s.
- Pinborg, A. – Loft, A. – Schmidt, L. et al. Maternal risks and perinatal outcome in a Danish national cohort of 1005 twin pregnancies: the role of in vitro fertilization. *Acta Obstetrica et Gynecologica Scandinavica*, 83:75.
- Richards, M. K. – Flanagan, M. R. – Littman, A. J. et al. 2016. Primary cesarean section and adverse delivery outcomes among women of very advanced maternal age. *Journal of Perinatology*, 36, 4, pp. 272–277.
- Rychtaříková, J. – Demko, G. J. 2001. Inequalities in Infant Survival: An Analysis of Czech Linked Records. *European Journal of Population*, 17, pp. 323–342.
- Rychtaříková, J. – Gourbin, C. – Šípek, A. – Wunsch, G. 2013. Impact of parental ages and other characteristics at childbearing on congenital anomalies: Results for the Czech Republic, 2000 – 2007. *Demographic Research*, 28, 5, pp. 137–176.
- Rychtaříková, J. – Gourbin, C. – Wunsch, G. 2004. Paternal age and child death: The stillbirth case. *European Journal of Population*, 20, 1, pp. 23–33.
- Rychtaříková, J. 2001. Do maternal and paternal characteristics perform similar roles in adverse pregnancy outcome and infant survival. *AUC Geographica*, 36, 1, pp. 77–94.
- Řeháková, B. 2000. Nebojte se logistické regrese. *Sociologický časopis*, 36, 4, s. 475–492.
- Salam, R. A. – Das, J. K. – Bhutta, Z. A. 2014 Impact of intrauterine growth restriction on long-term health. *Current Opinion in Clinical Nutrition & Metabolic Care*, 17, 3, pp. 249–254.
- Savva, G. M. – Walker, K. – Morris, K. 2009. The maternal age-specific live birth prevalence of trisomies 13 and 18 compared to trisomy 21 (Down syndrome). *Prenatal Diagnosis* [online]. DOI: 10.1002/pd.2403.
- Shan, D. – Qiu, P. Y. – Wu, Y. X. et al. 2018. Pregnancy Outcomes in Women of Advanced Maternal Age: a Retrospective Cohort Study from China. *Scientific Reports*, 16, 8, 1,12239, doi: 10.1038/s41598-018-29889-3.
- Schieve, L. A. – Meikle, S. F. – Ferre, C. et al. 2002. Low and verylow birth weight in infants conceived with use of assisted reproductive technology. *New England Journal of Medicine*. 346: 713
- Schimmel, M. S. – Bromiker, R. – Hammerman, C. 2015. The effects of maternal age and parity on maternal and neonatal outcome. *Archives of Gynecology and Obstetrics*, 291, 4, pp. 793–798.
- Sotiriadis, A. – Makrydimas, G. – Papatheodorou, S. et al. 2018. Corticosteroids for preventing neonatal respiratory morbidity after elective caesarean section at term. *Cochrane Database of Systematic Review*, Aug 3, 8: CD006614.
- Šídlo, L. – Šprocha, B. 2018. Odkládání mateřství a regionální diference plodnosti v Česku a na Slovensku. *Geografie*, 123, 3, s. 407–436.
- Šimečková, M. 2017. Pozdní mateřství v Českých zemích v období 1920–1937. *Historická demografie*, 41, 1, s. 87–107.
- Šprocha, B. – Šídlo, L. – Nováková, G. – Štátná, A. 2016. Kohortní změny v koncentraci plodnosti v Česku a na Slovensku. *Sociológia*, 48, 5, s. 474–499.
- Šprocha, B. – Tišliar, P. – Šídlo, L. 2018. A cohort perspective on the fertility postponement transition and low fertility in Central Europe. *Moravian Geographical Reports*, 26, 2, pp. 109–120. DOI: 10.2478/mgr-2018-0009.

- Šťastná, A. – Slabá, J. – Kocourková, J. 2017. Plánování, načasování a důvody odkladu narození prvního dítěte v České republice. *Demografie*, 59, 3, s. 207–223.
- The ESHRE Capri Workshop Group. 2000. Multiple gestation pregnancy. *Human Reproduction*, 15, p. 1856–1864.
- ÚZIS ČR. 2017. *Rodička a novorozenec 2014–2015*. Praha: ÚZIS ČR, 2017. Dostupné z http://www.uzis.cz/system/files/rodnov2014_2015.pdf, cit. 2. 7. 2019.
- Vlachová, T. – Kocourková, J. – Fait T. 2018. Vyšší věk matky – rizikový faktor pro nízkou porodní váhu. *Česká gynekologie*, 83, 5, s. 337–340.
- VZP ČR, 2017. Vytříděná anonymizovaná individuální data poskytnutá na základě žádosti za účelem řešení grantového projektu.
- VZP ČR, 2018. *Ročenka VZP ČR za rok 2017*. Praha: VZP ČR. Dostupné z https://media.vzpstatic.cz/media/Default/rocenky/rocenka_vzp_2017.pdf, cit. 12. 11. 2018.
- Wardlaw, T. M. 2004. *Low birthweight: country, regional and global estimates*. UNICEF, New York.
- Wunsch, G. – Gourbin, C. 2002. Parents' age at birth of their offspring and child survival. *Social Biology*, 49, 3–4, pp. 174–184.
- Zhang, X. – Joseph, K. S. – Cnattingius, S. – Kramer, M. S. 2012. Birth weight differences between preterm stillbirths and live births: analysis of population-based studies from the U.S. and Sweden. *BMC Pregnancy Childbirth*, 12, 119.
- Zhu, J.L. – Basso, O. – Obel, C. – Bille, C. – Olsen, J. 2006. Infertility, infertility treatment, and congenital malformations: Danish national birth cohort. *BMJ*, 333 (7570): 679.
- Zmrhalová, B. – Heřman, H. – Vojtěch, J. a kol. 2012. Intrauterinní růstová restrikce plodu. *Postgraduální medicína*, 14, 3, s. 290–295.
- ZP MV ČR, 2018. *Výroční zpráva za rok 2017*. Praha: ZP MV ČR. Dostupné z <https://www.zpmvcr.cz/o-nas/dokumenty/vyrocnizpravy/>, cit. 26. 3. 2019.

LUDEK ŠÍDLO

Vystudoval demografii na katedře demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy, kde v roce 2010 ukončil své doktorské studium demografie a kde od roku 2007 zastává pozici odborného asistenta. Od roku 2010 pracuje také jako specialista pro controlling zdravotní péče ve Všeobecné zdravotní pojišťovně ČR. Od roku 2009 je členem Hlavního výboru České demografické společnosti, z. s. Ve své výzkumné činnosti se zabývá především aplikovanou demografií (dopady demografického stárnutí na vybrané oblasti veřejné sféry, zejména na oblast zdravotnictví a sociálních služeb) a regionální demografií (územní diference reprodukčního chování v Česku po roce 1990).

ANNA ŠŤASTNÁ

Vystudovala sociologii na Filozofické fakultě Univerzity Karlovy (2006) a demografii na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy, kde v roce 2011 ukončila doktorské studium. Od roku 2004 pracuje ve Výzkumném ústavu práce a sociálních věcí, v.v.i. v pracovní skupině rodinné politiky a od roku 2015 na Katedře demografie a geodemografie PŘF UK jako vědecká pracovnice.

JIŘINA KOCOURKOVÁ

Je docentkou demografie na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy. V současnosti je zástupkyní vedoucího katedry demografie a geodemografie na PŘF UK. Věnuje se výzkumu populačního vývoje ČR v evropském kontextu, a to především analýze reprodukčního chování a jeho širších souvislostí, oblasti plánovaného rodičovství a otázkám rodinné politiky. Je hlavní řešitelkou výzkumných projektů GAČR zaměřených na proměnu reprodukčních vzorců populace ČR. V letech 2015–2017 působila v odborné komisi rodinné politiky MPSV ČR.

TOMÁŠ FAIT

Je docentem gynekologie a porodnictví na Univerzitě Karlově v Praze. V současnosti pracuje v pozici vedoucího perinatologického centra a zástupce přednosty Gynekologicko-porodnické kliniky FN Motol. Publikuje zejména v oblasti reprodukční medicíny a gynekologické endokrinologie.

SUMMARY

The article focused on evaluating the influence of the increasing age of mothers at childbirth on the incidence of post-birth complications in new-born children and on the assessment of the potential impact on the length and frequency of hospitalisation of such children. Unique data was employed in the analysis, i.e. anonymised individual data obtained from the General Health Insurance Company of the Czech Republic (GHIC CR) which allowed for the monitoring of the incidence of complications in new-born children and the length and frequency of their hospitalisation, as well as the estimation of which children were most likely conceived naturally and those that were conceived following IVF treatment. Thus, we were able to control the explanatory variable, i.e. IVF, which has been widely discussed in recent years in connection with the increasing age of mothers and the possible impacts on the course and outcome of the pregnancy.

The results revealed that with the advancing age of the mother at childbirth, the chances of complications in the new-born child increase while controlling for other variables (birth weight, multiple birth, gender of the child, IVF). Children born to mothers under the age of 25 have an 11% – 16% lower chance of experiencing complications than do the children of mothers aged 25 to 29. Moreover, while the chance of the occurrence of complications increases after the age of 30, a significant increase is evident at age 40 and above. The children of mothers aged over 40 years of age were found to have a 1.35 times higher chance of the incidence of complications than children born to mothers aged 25 to 29. These results also applied with concern to the

analysis of a subgroup of new-born children with birth weights of over 2500 grams, i.e. such children born to mothers over 40 years of age have a 1.31 times higher chance of post-birth complications than do children born to mothers aged 25 to 29.

The increase in the mother's age at childbirth is accompanied by the extension of the duration of the hospitalisation of children following the birth and an increase in the number and length of subsequent hospitalisation periods in the first two years of their lives. The average length of the hospitalisation period of children following childbirth is U-shaped dependent on the age of the mother; the lowest values are attained with concern to mothers aged 30 to 34, who currently make up the most numerous age group of mothers in Czechia, and the length of the duration of hospitalisation increases in the directions towards both the lower and higher ages of women at childbirth. At the same time, the hospitalisation period is longer for children born as one of a multiple birth, those whose hospitalisation is classified as "complicated", those born following IVF (high probability) and those with low birth weights.

Subsequent hospitalisation in the first two years of the child's life is most frequent with respect to children of mothers with lower ages at childbirth (an average of 1.8 hospitalisations for children of mothers aged 15 to 19 years versus 1.5 hospitalisations for those of mothers aged 25-44 years). However, the duration of subsequent hospitalisation is longest for children born to mothers over 40 years of age (average of 11.4 days for children of mothers aged 40 to 44 years and 15.4 days for those of mothers aged 45 years and over against 7.3 days for children born to mothers aged 25 to 29).

OBJECTIVE AND SUBJECTIVE POVERTY OF HOUSEHOLDS IN CZECH REGIONS

Radek Zdeněk¹⁾ – Jana Lososová²⁾

Abstract

This article is focused on the actual and required incomes of Czech households and their differences among regions (NUTS 3). The source data is taken from the SILC survey from 2005 to 2015. Equalised net annual income is selected as the income indicator. For the characteristics of poverty, the poverty rate, the poverty gap ratio and the depth of poverty are used. The required minimum subjective household income is modelled as a function of actual income, household size and region by a regression model with random effects. In addition, the objective and subjective conceptions of poverty and the degree of their compliance in regions are confronted.

Keywords: objective poverty, subjective poverty, regions, random effects

Demografie, 2019, 61: 175–185

INTRODUCTION

The research of poverty is based on the ability to define it and to measure it. As with other social phenomena, definitions and measurements of poverty are linked to a number of problems. It is therefore always about certain concepts of poverty. The method of defining poverty then determines who is poor and the extent of poverty in society (Mareš and Rabušic, 1996; Mareš, 2000; Zdeněk and Lososová, 2014). These concepts are further classified according to several criteria, absolute and relative; direct and indirect; prescriptive and consensual; objective and subjective. Objective poverty measures are those where poverty is defined by factors independent of those who are considered to be poor. The subjective poverty measures are based on the evaluation of their own experience by individual households. The subjective perception of the household often does not correspond to the official measurements of poverty through objective indicators, since “being poor” is not the same as “feeling poor” (García-Carro and Sánchez-Sellor, 2019). Mareš

and Rabušic (1996) stated that subjective poverty is wider than poverty expressed by objective rates in developed European countries. Furthermore, Mareš (2002) stated that investigation of the subjective poverty line is particularly important for comparing different social categories and environments, and the basic objective of detecting subjective poverty is, among other things, to identify the mismatch between approaches to measuring poverty (i.e. the proportion of households classified as poor by objective criteria but not feeling poor, and households, which according to objective criteria are not poor, but feeling poor). One way to determine the subjective poverty line is to answer the question about income, which allows the household to meet its basic needs. It can be assumed that the answer to this question is affected, inter alia, by the level of housing costs in the region. Therefore, it is necessary to investigate subjective poverty and its consistency with objective poverty at the regional level.

The aim of this paper is to compare the basic measures of objective and subjective poverty

1) Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta, Studentská 13, České Budějovice.

2) Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta, Studentská 13, České Budějovice.

(according to the real and required minimum household income) and to identify the basic disproportions between the objectively and subjectively perceived poverty among Czech regions (NUTS3 level). The paper is organized as follows. The Data and Methods chapter specifies dataset (SILC database), variables, objective and subjective poverty lines, and poverty measures. The next section presents the main results of measuring the objective and relative poverty rates and their consensus in the regions. The final section contains conclusions.

DATA AND METHODS

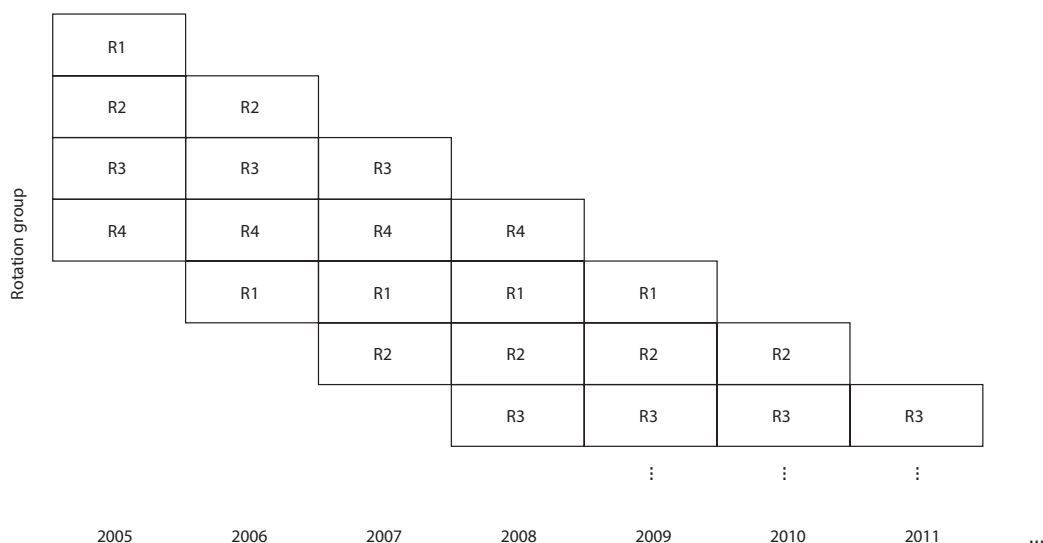
Data

After joining the EU, the Czech Statistical Office, in accordance with European legislation, has been providing a statistical survey called Statistics on Income and Living Conditions since 2005, a national modification of the EU-SILC survey. The implementation of this survey has become binding after accession to the European Union. In accordance with the Regulation of the European Parliament and the Council of the European Union, it is also

ensured by other EU Member States (*Regulation, 2003; Regulation, 2005*). The purpose of the survey is to obtain representative data on the income distribution of particular types of households, the risk of poverty by different groups of people, the data on the type, the quality and the financial cost of housing, the household equipment and the working, material and health conditions of adults living in the household. The questionnaire consists of three parts, a questionnaire for an apartment, a household and a person over the age of 16, and a module, which extends one of the areas targeted by EU-SILC (e. g. intergenerational transmission of poverty, housing conditions, health and well-being). The survey is conceived as a rotational panel (Fig. 1) – selected households are repeatedly interviewed for four consecutive years, with approximately one-fourth replacements each year (*Výběrové šetření, 2018*).

The survey is carried out in all regions. The selection plan is based on a random two-stage selection for each region independently so that the total number of selected dwellings is proportional to the size of each region (ČSÚ, 2017). Table 1 shows the number of surveyed households in individual

Fig. 1: Four-year rotation panel



Source: Mysíková (2011).

regions (NUTS3; due to the size of the table only in odd years and the average number). With a more detailed division into districts (LAU1, 76 districts + capital city), the frequencies in individual districts are low, frequencies are often unitary for low-income households, so we had to choose regional division by NUTS3. A significant rate of non-response distorts the

composition of the sample of households for which data are available. Therefore, the Czech Statistical Office calculates the conversion coefficients (the household calibration weights) to the total population (ČSÚ, 2017). Details on the survey, the structure of the Czech SILC and descriptive statistics of household income are provided e. g. by *Stejskal – Stávková* (2010).

Tab. 1: Number of sampled households according to regions

Region (kraj)	2005	2007	2009	2011	2013	2015	Average
Hl. m. Praha	469	864	854	871	898	986	842
Středočeský	459	1,006	1,118	1,003	944	901	943
Jihočeský	249	612	688	630	598	554	580
Plzeňský	275	562	522	476	500	481	485
Karlovarský	118	328	326	214	183	160	234
Ústecký	362	787	821	720	661	604	689
Liberecký	174	391	417	348	331	332	345
Královéhradecký	229	513	500	460	421	428	443
Pardubický	207	513	509	419	391	387	424
Vysočina	233	510	532	486	437	403	454
Jihomoravský	425	948	984	955	857	847	873
Olomoucký	308	666	610	536	535	484	548
Zlínský	241	576	624	536	488	446	510
Moravskoslezský	602	1,399	1,406	1,212	1,031	901	1,149
Total	4,351	9,675	9,911	8,866	8,275	7,914	8,518

Source: SILC.

The SILC 2005 survey contains data current at the time of the investigation, i.e. in May 2005, the income is for the whole year of 2004, the SILC 2006 survey contains data current at the time of the investigation, i.e. in May 2006; the income is for the whole year 2005, etc. In this article, the labels represent the years of the SILC statistical survey. We used the following variables from the SILC survey:

- Household's net monetary income in CZK per year (SILC code *CP_PRIJ*). It includes gross income from the work (employment and business) of all household members, social incomes and other income less health and social insurance and income tax. Czech Statistical Office uses disposable household income

as internationally comparable household income indicator, which is modified by the inclusion or exclusion of certain components of income – regular cash transfers between households, income in kind and property tax (ČSÚ, 2017). Valuation of income in kind is done by an estimate or fixed tariff³⁾, which (and because the Minimum Income Question also focuses on net income) is why we work with net monetary income. As a result, our results may differ from those published (at the national level) by the Czech Statistical Office.

- Minimum subjective household income (reported) in CZK per month (SILC code *MIN_PRIJ*). The value is determined by the

3) <https://www.czso.cz/documents/10180/91839453/16002119mc.pdf>

answer to the question: “*What is the lowest net monthly income your household would have to have in order to make ends meet?*”. Its value is, therefore, a subjective estimate of the household’s minimum monthly income due to the composition and conditions of the household that allows households to meet their basic needs.

- The number of consumer units (SILC code *EJ*) which represents the household size (the head of the household has the weight of 1, children under 13 have the weight of 0.3 and other members 0.5 – the OECD-modified scale⁴⁾).
- The coefficient (calibration weight) for recalculation of results from the sample to the whole population (SILC code *PKOEF*).

Objective poverty line

Measuring poverty means primarily identifying the poor and determining their share or absolute number in the population. This is occurring for analytical purposes but is mainly for administrative reasons. It is necessary to identify those who have the right to receive social benefits and to determine the costs that redistribution of income through these benefits will require (Mareš, 2002). In the case of measurement of the relative poverty, various limits are used as low-income thresholds, for example, the first quintile, the third decile, or particular percentage of the average or of the median. In the Czech Statistical Office and Eurostat publications (Fusco *et al.*, 2010) the poverty line is defined as 60% of the median equalized disposable income.

Bartošová (2013:54) states that besides identifying the poverty rate of each individual (based on household equalized income, as officially calculated by Eurostat), it is possible to detect the poverty rate of the household as a whole (represented by its equalized income) or to use only part of the SILC database – e. g. only longitudinal data, data for selected groups, regions, etc.). Bhorat (1999) emphasizes that poverty measures at both individual and household level are important, and hence one approach should not be neglected in trying to understand the low income

in society. Meulders and O’Dorchai (2011) and Vijaya *et al.*, (2014) apply a different approach to low-income analysis. They compare the differences between the usual method (based on the assumption that household members share their income) and the method when each individual is analysed independently, regardless of the household he/she belongs to; i. e. they take into account directly the income of the individual.

As can be seen from the above, the basis for calculating the relative poverty line can be determined in a wide variety of ways. As the title of the paper suggests, the authors focused on the comparison of objective and subjective poverty of household as a whole, i. e. they chose the household as the statistical unit. This is reflected both in the calculation of the median income and subsequently in the calculations of the poverty measures. Therefore, due to the different methodology, partial results may differ from those published by the Czech Statistical Office and Eurostat.

An international comparison of relative poverty rates can be based on the international poverty line or on the various national poverty lines, and similarly, the regional poverty line can be derived from the median income at the national or regional level (Dvornáková, 2012). The use of the median income at the level of the higher-level unit also includes the impact of income differences among sub-units (Kangas and Ritakallio, 2007). The proportion of the poor is then shifted downward in higher income areas, and upward in areas with a lower income by the use of regional poverty lines (Mogstad *et al.*, 2007). In this paper, authors work only with the national poverty line. Estimation of the median income (\tilde{y}) is given by the relationship (Želinský, 2014: 49):

$$\tilde{y} = \begin{cases} \frac{1}{2} (y_j + y_{j+1}) & \text{if } \sum_{i=1}^j w_i = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n w_i \\ y_{j+1} & \text{if } \sum_{i=1}^j w_i < \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n w_i < \sum_{i=1}^{j+1} w_i \end{cases} \quad (1)$$

where y_i is the equalized net income (calculated as *CP_PRIJ / EJ*) of the i -th household sorted into ascending row $y_1 \leq y_2 \leq \dots \leq y_{n-1} \leq y_n$, w_i

4) <http://www.oecd.org/els/soc/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf>

is the household's weight (variable marked as *PKOEF* in the SILC), and n is the total number of households.

The objective poverty line (z) is defined as:

$$z = 0.6 \tilde{y} \quad (2)$$

Subjective poverty line

The subjective poverty can be expressed in different ways. One way to set the subjective poverty line is to determine the minimum amount of money needed to meet the basic needs according to the subjective assessment of the household (Mareš and Rabušic, 1996). Goedhart et al. (1977) conducted a survey on a sample of 2885 Dutch families in 1975 to find out the answer to the question: "We would like to know which net family income would, in your circumstances, be the absolute minimum for you. That is to say, that you would not be able to make both ends meet if you earned less." The answer to this question depends on a number of household characteristics and does not determine the subjective poverty line. Since the answer to this question correlates, inter alia, with actual income, methods for deriving an estimate of the subjective poverty line, which is unbiased by this correlation, have been derived (Decancq et al., 2013). Parameters for its calculation must be obtained through linear regression (Mareš and Rabušic, 1996). It is assumed that the reported minimum required income is a function of the actual household income (Wolff (2009) states that estimates of household needs directly depend on its usual consumer habits with a given level of income) and the number of household members (that the minimum required income will increase with the household size). De Vos and Garner (1991) added several explanatory dummy variables that represent the composition of the household instead of logarithm of family size. Differences in cost of living can be expected between different geographic regions or between areas that differ in the degree of urbanization, hence De Vos and Garner (1991) adds regional dummy variables. Mareš and Rabušic (1996) allow and use the possibility of calculating parameters from non-logarithmized values. The reason is for a more straightforward interpretation and a high similarity of results. The individual subjective poverty line is calculated for each unit (household); and on

its basis, the subjective poverty line of the given type of households can be determined.

Due to the structure of the dataset which is conceived as a rotary panel (Fig. 1), and because the survey is performed over several consecutive years in individual households, a panel regression model with random effects is proposed (Cipra, 2008:202). A regression model of the minimum subjective annual household income (y_{it}^m) is defined as

$$y_{it}^m = a + b_1 hs_{it} + b_2 y_{it} + b_3 t + \sum_{j=1}^{J-1} c_j dreg_{jit} + \omega_{it}; \omega_{it} = \varepsilon_{it} + \eta_i \quad (3)$$

where hs_{it} is the size of the household i in the period t , y_{it} is the net annual income of the household i in period t , t is time variable, $dreg_{jit}$ is the dummy variable of the j -th region according to the residence of the household i in period t , J is number of regions, a , b_1 , b_2 , b_3 and c_j are estimated parameters, η_i is a random effect representing individual cross-sectional units (households) with distribution $N(0, \sigma_a^2)$ and ε_{it} is a random error with distribution $N(0, \sigma^2)$.

Measures of poverty

The basic indicator of poverty is the poverty rate (Wolff, 2008:99; Bartošová, 2013:56; Želinský, 2014:20), which refers to the number of households with incomes below the poverty line of the total population. This index is neutral to the intensity of the poverty; it is only sensitive to its extent. In the case of the use of calibration weights, the poverty rate (P_{ow}) is given by the relationship (Želinský, 2014:50):

$$P_{ow} = \frac{\sum_{y_i | y_i < z} w_i}{\sum_{i=1}^n w_i}, \quad (4)$$

where y_i is the equalized net income of the i -th household, w_i is the calibration weight of the household and z is the poverty line.

The poverty rate measures the extent of poverty, but it does not indicate anything about its intensity. The poverty gap ratio (Wolff, 2009:100) expresses the average relative distance between households with incomes below the poverty line to that line. The poverty gap ratio is valued from 0 (when poor households have income at the poverty line) to 1 (all households in this group have zero incomes).

The poverty gap ratio (R_w) with the calibration weights is calculated as:

$$R_w = \frac{1}{\sum_{v_i|y_i < z} w_i} \sum_{v_i|y_i < z} \frac{z - y_i}{z} \cdot w_i \quad (5)$$

where y_i is the equalized net income of the i -th household, w_i is the calibration weight of the household and z is the poverty line (the summation is only for households below the poverty line).

These indicators measure either the extent or intensity of poverty; and belong to the Foster-Greer-Thorbecke (FGT) group of poverty measures (Foster et al., 1984), defined by the relationship:

$$P_{\alpha} = \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_{v_i|y_i < z} \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \cdot w_i \quad (6)$$

where parameter α expresses a measure of aversion to poverty. If $\alpha = 0$, then the FGT relation corresponds to the poverty rate (share of the poor households), if $\alpha = 1$, then the FGT relation corresponds to the product of the poverty rate and the poverty gap ratio, and is called the depth of poverty (Bartošová, 2013:56; Želinský, 2014:20),

$$P_1 = P_0 \cdot R \quad (7)$$

The P_1 indicator also expresses the proportion of income that would have to be transferred to households in the group below the poverty line

in order to close the poverty gap; however, it does not take into account the distribution of income in this group. This can be captured by setting a higher value of α (Wolff, 2009:101). When $\alpha = 2$, the indicator of poverty severity takes into account the degree of inequality among the poor.

Consonance of objective and relative poverty

Consonance (dissonance respectively) of the objective and subjective conception of poverty can be assessed by the consonance matrix. In the rows, households are broken down by objective classification of poverty, in the columns by subjective classification. The results arranged in this matrix can be subsequently evaluated using the measures usual for evaluation of classification tasks (e. g. Hebák, 2004).

RESULTS

Measures of objective poverty

As a low-income threshold (z), we chose 60% of the median of equalized annual net income of household (eq. 1 and 2) and this threshold was CZK 78,786 in 2005 (i.e. from the 2004 income) and grew continuously to CZK 118,743 in 2015 (i.e. the income of 2014; Table 2). At the national level, 9.1% of households were situated below the poverty line in 2005. The poverty rate of households is fairly stable over time, with 8.6% in 2015; and with an average of 8.3%.

Tab. 2: National poverty line, 60% of the median of equalized annual net income of household, in CZK

Year	60% median
2005	78,786
2006	83,052
2007	89,630
2008	97,390
2009	105,906
2010	109,375
2011	110,886
2012	112,674
2013	114,241
2014	116,229
2015	118,743

Source: SILC, own calculation.

From a regional perspective, there is some variability in the poverty rate. The lowest value in all years is traditionally in the capital city of Prague, on average 4.3%. Other regions with a low household poverty rate include Vysočina (5.7%) and Plzeňský (6.0%). On the other hand, there are regions with a value above 12%, namely Ústecký (13.0%), Moravskoslezský (12.7%) and Olomoucký (12.2%). Fig. 2a shows the average values of the poverty rate in 2005–2015.

Using the poverty gap ratio, the relative distance of households below the low-income threshold to this threshold can be expressed. At the national level, its value decreased from 23.3% in 2005 to 20.9% in 2015, with an average of 22.0%. Only Plzeňský kraj (18.2%), Jihočeský (18.8%), Jihomoravský (19.0%) and Vysočina (19.7%) show a poverty gap ratio under 20% (based on the average of 2005-2015, Fig. 2b). In the Ústecký kraj, the poverty gap ratio of 25.9% is greater due to

the high share of the poor, which is reflected in a depth of poverty of 3.4% (Fig. 2c).

Measures of subjective poverty

The subjective poverty line for each household is fitted using a linear model with random effects, where the household's actual income, household size (number of consumer units), year and region are taken as regressors (eq. 3). The final estimate of the parameters is given in Table 3, where the effects show a high degree of significance. The estimated values of the regression coefficients result that the estimated subjective minimum income for the (average) household of an individual with zero income living in Královéhradecký kraj was CZK 113,471 (i.e. 14,061 + 99,410 for one consumer unit) in 2005 and grew by CZK 4,637 per year and CZK 135 for every 1,000 CZK of net income.

Tab. 3: Linear random-effects model fit

Regressor	Estimated value	Std. Error	p-value
Intercept	14,060.5	2,368.5	0.000
Household size (<i>hs</i>)	99,410.0	783.7	0.000
Actual income (<i>y</i>)	0.135	0.002	0.000
Year (<i>t</i>)	4,637.2	119.3	0.000
Královéhradecký kraj (<i>dreg</i>)	reference		
Jihočeský kraj	-4,174.8	2,624.6	0.111
Jihomoravský kraj	4,502.3	2,416.5	0.062
Karlovarský kraj	-6,856.4	3,423.9	0.045
Liberecký kraj	6,864.8	2,970.6	0.020
Moravskoslezský kraj	-13,119.7	2,333.7	0.000
Olomoucký kraj	981.0	2,662.5	0.712
Pardubický kraj	-2,059.8	2,835.5	0.467
Plzeňský kraj	23,452.5	2,727.9	0.000
Hl. m. Praha	53,784.0	2,381.8	0.000
Středočeský kraj	25,446.4	2,389.9	0.000
Ústecký kraj	-11,272.8	2,527.3	0.000
Vysočina	-11,714.7	2,784.3	0.000
Zlínský kraj	-5,908.2	2,715.7	0.029

Source: SILC, own calculation.

The poverty rate based on the estimated subjective poverty line is significantly reduced over time, from 45.1% in 2005 to 30.1% in 2015. The highest proportion of the households below subjective

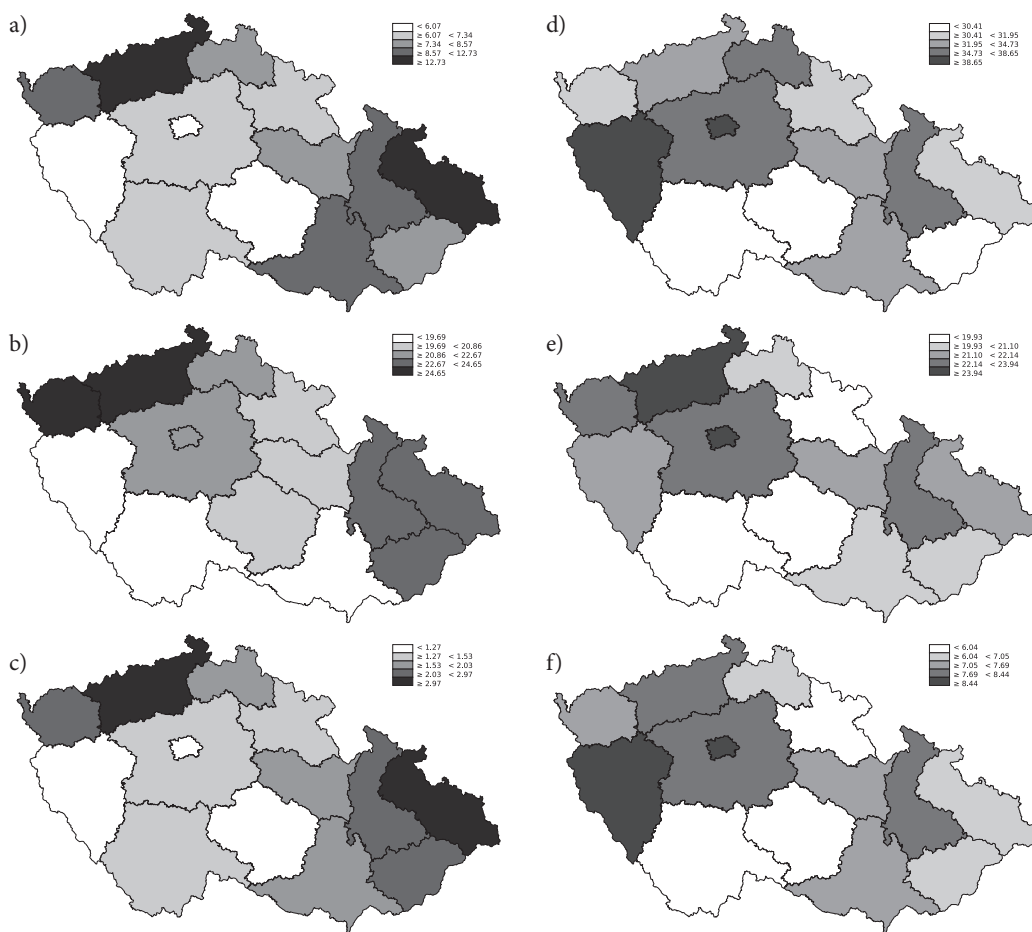
poverty line (on average for the whole period) is shown in the Plzeňský kraj (38.9%) and Prague (38.7%). The lowest share of households below the subjectively defined poverty line is recorded

by the Vysočina (25.5%), Jihočeský (29.5%) and Zlínský kraj (29.7%, Fig. 2).

The average value of the relative distance of actual income from the subjective poverty line is 21.7%, decreasing from 24% (2005) to 20.1% (2015). The highest poverty gap ratio is recorded by the Ústecký kraj (24.1%) and Prague (23.9%). In the Vysočina, the relative distance is only 18.2%. Low values are recorded also by the Královeshradecký (19.5%) and Jihočeský kraj

(19.6%). The low values of both measures of subjective poverty result in a lower depth of poverty, in the Vysočina on average 4.6%, in Jihočeský kraj (5.8%) and in Královeshradecký kraj (5.9%). Household requirements are the most distinctly distant from real income in the capital city. The high proportion of households that are below the estimated subjective poverty line, with a large distance to this limit, is associated with a high combined level of subjective poverty.

Fig. 2: Poverty rate, poverty gap ratio and depth of poverty



Source: SILC, own calculation

Note: based on 2005-2015 averages; all values in %; 2a) the poverty rate with the objective poverty line; 2b) the poverty gap ratio with the objective poverty line; 2c) the depth of poverty with the objective poverty line; 2d) the poverty rate with the subjective poverty line; 2e) the poverty gap ratio with the subjective poverty line; 2f) the depth of poverty with the subjective poverty line.

The consonance of objective and subjective poverty

Confronting the subjective and objective approach to poverty measurement is provided by the consonance matrix. The share of households, whose subjective view on poverty is in consensus with the objective criterion, is 73.6% on average. The proportion of households whose income is below 60% of the median income and is sufficient to satisfy basic needs has reached 6.3% on average (from the number of households below the objective poverty line). The reasons why households objectively classified as poor do not feel poor are discussed in detail by Mareš (2002). It can be a group of households with a certain way of life, where low incomes are sufficient for them, of households are voluntarily modest or less ambitious. From the regional point of view (Table 4), it is highest in Jihočeský kraj (10.1%) and Moravskoslezský kraj (8.5%). On the opposite

side is Praha, where only 0.3% of households have low incomes sufficient to meet basic needs.

The share of households whose income exceeds the threshold of objective poverty and still does not reach the level that households consider necessary to satisfy basic needs (to the number of households above the boundary of objective poverty) was on average 28.2%. In terms of regions, the lowest level of dissonance between objective and subjective criterion is shown by Vysočina (21.4%) and Ústecký and Moravskoslezský kraj (23.0%); the highest degree of dissonance is shown by the capital city (35.9%) and the Plzeňský kraj (35.1%). The demands of households in these groups may seem immodest, as Řihák (2015) says, “the fact that I want something is not enough in itself to be considered deprived, poor or socially excluded”. However, a closer look shows that most of these households are located between the line of objective poverty and average income.

Tab. 4: Consonance of objective and subjective criteria (proportions in %)

Region	Households below objective PL		Households above objective PL	
	and below subjective PL	and above subjective PL	and below subjective PL	and above subjective PL
	of households below objective PL		of households above objective PL	
Hl. m. Praha	99.7	0.3	35.9	64.1
Středočeský	97.9	2.1	32.1	67.9
Jihočeský	89.9	10.1	24.8	75.2
Plzeňský	98.0	2.0	35.1	64.9
Karlovarský	91.8	8.2	24.9	75.1
Ústecký	92.0	8.0	23.0	77.0
Liberecký	95.3	4.7	29.9	70.1
Královéhradecký	92.3	7.7	25.9	74.1
Pardubický	92.0	8.0	26.9	73.1
Vysočina	93.3	6.7	21.4	78.6
Jihomoravský	96.1	3.9	28.0	72.0
Olomoucký	91.7	8.3	29.6	70.4
Zlínský	93.3	6.7	23.8	76.2
Moravskoslezský	91.5	8.5	23.0	77.0
Czech Republic	93.7	6.3	28.2	71.8

Source: SILC, own calculation.

Note: PL stands for Poverty Line.

CONCLUSION

The aim of this paper was to compare the basic measures of objective and subjective poverty of

households and to identify the disproportions among Czech regions at NUTS3 level. The share of households, whose subjective view is in consensus

with the objective criterion, averaged 73.6%. The proportion of households whose income is below 60% of the median income and is sufficient to meet basic needs, i.e. is above the subjective poverty line, is 6.3% on average and shows considerable variability from a regional point of view (with minimum 0.3% in Praha and maximum 10.1% in Jihočeský kraj). On the other hand, the second type of dissonance, i.e. the proportion of household whose income exceeds the objective poverty line and still does not reach the level that households consider necessary

to satisfy basic needs, was on average 28.2% (with minimum 21.4% in Vysočina and maximum 35.9% in Praha). High rates of subjective perception of poverty are reflected in richer regions where low-income households have a greater sense of exclusion from the social group. In the traditionally rural regions, where the population is more closely associated with agricultural production and the use of natural resources, the perception of poverty is smaller, and households in these regions are better able to cope with lower incomes with a more modest way of living.

Acknowledgements

The article is a result of the Research Program of the Faculty of Economics, University of South Bohemia No. IGS01C1.

Bibliography

- Bartošová, J. 2013. *Finanční potenciál domácností*. Praha: Professional Publishing.
- Bhorat, H. 1999. Distinguishing between individual and household-level poverty. *Development Southern Africa*, 16(1), pp. 157–162.
- Cipra, T. 2008. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress.
- ČSÚ. 2017. *Methodological notes*. Retrieved from: <https://www.czso.cz/documents/10180/61601872/16002118ma.pdf>
- De Vos, K. – Garner, T. I. 1991. An evaluation of subjective poverty definitions: Comparing results from the U.S. and the Netherlands. *Review of Income and Wealth*, 37(3), pp. 267–285.
- Decanq, K. – Goedemé, T. – Van den Bosch, K. – Vanhille, J. 2013. *The Evolution of Poverty in the European Union: Concepts, Measurement and Data*. ImPRovE Methodological Paper No. 13/01. Antwerp.
- Dvornáková, T. 2012. At-Risk-of-Poverty Threshold. *Statistika*, 49(2), pp. 44–61.
- Foster, J. – Greer, J. – Thorbecke, E. 1984. A class of decomposable poverty measures. *Econometrica*, 52(3), pp. 761–766.
- Fusco, A. – Guio, A.-C. – Marlier, E. 2010. *Income Poverty and Material Deprivation in European Countries*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- García-Carro, B. – Sánchez-Sellero, M.-C. 2019. Measurement and Spatial Localisation of Subjective Poverty in Spain. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 165, pp. 83–100.
- Goedhart, T. – Halberstadt, V. – Kapteyn, A. – van Praag, B. 1977. The Poverty Line: Concept and Measurement. *The Journal of Human Resources*, 12(4), pp. 503–520.
- Hebák, P. a kol. 2004. *Vícerozměrné statistické metody [1]*. Praha: Informatorium, 2004.
- Kangas, O. – Ritakallio, V.-M. 2007. Relative to what? Cross-national picture of European poverty measured by regional, national and European standards. *European Societies*, 9(2), pp. 119–145.
- Mareš, P. – Rabušic, L. 1996. K měření subjektivní chudoby v české společnosti. *Sociologický časopis*, 32(3), pp. 297–315.
- Mareš, P. 2000. Chudoba, marginalizace, sociální vyloučení. *Sociologický časopis*, 36(3), pp. 285–297.
- Mareš, P. 2002. Subjektivní míry chudoby. In *Monitorování chudoby v České republice*, pp. 31–63. Praha: VÚPSV Praha.
- Meulders, D. – O'Dorchai, S. 2011. When Only the Household Counts. Variation in Household and Individual Poverty Levels in Europe. *Travail, genre et sociétés*, 26, pp. 85–104.
- Mogstad, M. – Langørgen, A. – Aaberge, R. 2007. Region-specific versus country-specific poverty lines in analysis of poverty. *The Journal of Economic Inequality*, 5(1), pp. 115–122.
- Mysíková, M. 2011. EU-SILC and its Methodological Pitfalls: International Comparability and Income Variables. *Data a výzkum – SDA Info*, 5(2), pp. 147–170.

- Regulation (EC) No 1177/2003 of The European Parliament and of The Council of 16 June 2003 concerning Community statistics on income and living conditions (EU-SILC).
- Regulation (EC) No 1553/2005 of The European Parliament and of The Council of 7 September 2005 amending Regulation (EC) No 1177/2003 concerning Community statistics on income and living conditions (EU-SILC).
- Řihák, H. 2015. *Měříme chudobu: aneb aby tu chudoba s námi ráčila i nadále býti*. On-line, cit. 28. 04. 2018, available at <https://www.mises.cz>.
- Stejskal, L. – Stávková, J. 2010. Living conditions of Czech farmers according to the EU statistics on income. *Agricultural Economics – Czech*, 56(7), pp. 310–316.
- Vijaya, R. M. – Lahoti, R. – Swaminathan, H.. 2014. Moving from the Household to the Individual: Multidimensional Poverty Analysis. *World Development*, 59, pp. 70–81.
- Výběrové šetření příjmů a životních podmínek domácností (SILC). 2018. On-line, cit. 28. 04. 2018, available at https://www.czso.cz/csu/vyказы/vyberove_setreni_prijmu_a_zivotnich_podminek_domacnosti.
- Wolff, Edward N. 2009. *Poverty and Income Distribution* (2nd ed.). Chichester: Wiley.
- Zdeněk, R. – Lososová, J.. 2014. Level of income and income mobility of Czech households. *Ekonomický časopis*, 62(10), pp. 997–1016.
- Želinský, T. 2014. *Chudoba a deprivácia na Slovensku. Metodologické aspekty a empiria*. Košice: Equilibria, 2014.

K výročí úmrtí Františka Fajfra

V letošním roce uplynulo již 50 let od úmrtí významného představitele československé meziválečné a zejména poválečné statistiky, vzděláním právníka, ale povoláním filozofa a odborníka na sociální otázky širokého záběru Františka Fajfra (narozen 18. srpna 1892, zemřel 12. února 1969).

Česká demografická obec vděčí Františku Fajfrovi za mnohé: za založení časopisu Demografie, včetně jeho širokého zaměření (zakládal zcela záměrně nikoli úzce pouze na demografii zaměřený časopis ale „revue pro výzkum populačního vývoje“, protože chtěl kolem časopisu sdružit zájemce ze všech oborů, které měly k populaci blízko), za zásadní podíl, který měl při prosazování myšlenky založení Československé demografické společnosti, neboť nebylo náhodou, že byl od roku 1963 předsedou přípravného výboru a posléze i předsedou Společnosti (od dubna 1964 do své smrti). Krom toho působil v letech 1957–1963 jako předseda Státní populační komise. To však byla jen pověstná špička ledovce. Spolupracovníci Františka Fajfra vždy zdůrazňovali především jeho zásluhy o udržení úrovně statistiky jako takové v době působení sovětských poradců v Československu v 50. letech a také jeho vynikající organizační schopnosti a vstřícný přístup ke spolupracovníkům. A široký rozhled; vystudovaný právník a filozof, znalec sociologie a posléze i statistiky uměl rozpoznávat širší souvislosti některých aspektů populačního vývoje. Na stránkách Demografie některé z nich publikoval a tyto příspěvky dodnes stojí za přečtení. A stojí i za připomenutí, že byl rovněž spoluautorem koncepce československého sčítání v roce 1961 jako sčítání lidu, domů a bytů, včetně originální koncepce cenзовých domácností.

František Fajfr stál v čele státní statistické služby v jedné z nejtěžších období její existence. A v téže době je patrný i příklon Fajfrův k problémům nejen statistiky obyvatelstva, ale především populačního vývoje. Jako právníka, ale také filozofa či sociologa jej

zajímaly především tyto aspekty přístupu k populaci. To se projevilo i v jeho postojích, které zaujímal v čele Státní populační komise.

František Fajfr byl vnímán jako významný představitel statistické obce i v mezinárodním měřítku: v roce 1947 a od roku 1955 se každoročně účastnil konference evropských statistiků. V letech 1957–1959 byl předsedou Konference evropských statistiků, z titulu své funkce předsedy SÚS byl rovněž členem ISI (Mezinárodního statistického institutu). Udržoval blízké kontakty s polskými, maďarskými a jugoslávskými statistiky.

Již tento neúplný výčet aktivit Františka Fajfra blízkých demografii naznačuje, že v krátkém připomenutí jeho výročí není možné zmínit vše, ale ani vše podrobněji přiblížit. Český čtenář má však k dispozici monografii Zdeňka Pavlíka a Aleny Šubrtové: František Fajfr, život a dílo, kterou v roce 1993 vydala Československá demografická společnost společně s Českým statistickým úřadem¹⁾. Zde nalezne zájemce nejen podrobná životopisná data, ale především zasvěcený komentář k dílu Františka Fajfra a úplnou bibliografii jeho tiskem vydaných prací čítající na 547 položek (statí, článků, recenzí, komentářů, jejichž záběr je velmi široký, stejně jako byl široký jeho rozhled o problematice, které se věnoval odborně v rámci své úřední práce na SÚS). A stojí za pozornost, že František Fajfr svůj první příspěvek zveřejnil již v roce 1917. Také chronologie jeho tvorby je zajímavá: do konce roku 1944 publikoval 426 příspěvků (78 %). V letech 1945–1961, kdy stál v čele Státního úřadu statistického, už napsal „jen“ 78 příspěvků, zpráv či recenzí, od roku 1962 do roku 1968 vydal další 43 texty – ty již vesměs k problematice populačního vývoje, respektive demografického výzkumu. Jak zdůrazňují autoři zmíněné monografie, demografie byla Františku Fajfrovi v posledních letech jeho života kompenzací za předchozí usilovnou činnost v čele úřadu.

1) Pavlík, Zdeněk – Šubrtová, Alena. 2003. František Fajfr, život a dílo. Praha: Československá demografická společnost, Český statistický úřad (Acta Demographica XI.), 213 s.

František Fajfr nebyl v pravém slova smyslu demografem, jak tuto profesi vnímáme dnes, ale jeho smysl pro problematiku populačního vývoje, zejména problémy vývoje v poválečném Československu, spolu s jeho filozofickým postojem a vpravdě sociálním cítěním mu umožnily tuto problematiku pochopit hlouběji; a protože byl schopný organizátor, dokázal téměř nemožné – vytvořit v krajně nepříznivých podmínkách

platformu pro další badatele v tomto oboru. Nejen z toho důvodu zůstává dílo Františka Fajfra významnou a nedílnou součástí české demografické produkce 20. století a jeho osobnost je třeba připomínat i nastupující generaci českých demografů.

Ludmila Fialová

Demografie – město – venkov

I v letošním roce v tradičním květnovém termínu pořádala Česká demografická společnost svou výroční konferenci. Již 49. ročník se uskutečnil ve dnech 22.–24. května 2019 v Lednici, v úžasných prostorách Zahradnické fakulty Mendelovy univerzity Brno. Záštitu konferenci poskytla děkanka této fakulty doc. Dr. Alena Salašová a předseda Českého statistického úřadu Ing. Marek Rojíček, Ph.D. Finanční podporu získala konference také od Rady vědeckých společností Akademie věd České republiky. Součástí konference byly akce spojené s výročím 100 let státní statistické služby.

Atraktivnost témat byla podtržena účastí významných odborníků zabývajících se problematikou města a venkova. Kromě demografických příspěvků zazněly příspěvky s přesahem do geografie, sociologie, ekonomie, zdravotnictví či sociální péče. Součástí byla také posterová sekce určená především mladým vědcům.

Konferenci zahájila předsedkyně České demografické společnosti Jitka Langhamrová společně s děkankou Zahradnické fakulty Alenou Salašovou, dále s místopředsedou Českého statistického úřadu Jaroslavem Sixtou a také s vedoucím katedry demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze Tomášem Kučerou.

Odborný program byl uveden zvanými přednáškami **Ludka Sýkory** „*Nerovnost a segregace: sociálně vyloučení v populaci a prostoru měst*“. Následně pohovořil **Radim Perlin** na téma „*Změny počtu obyvatel na venkově*“. Následovaly přednášky

autorů z různých pracovišť. Uvedeny jsou zde pouze autoři a názvy přednášek, anotace a prezentace lze nalézt na stránkách České demografické společnosti <https://www.czechdemography.cz/akce/konference/konference-cds-2019/prispevky-z-konference/>.

Ondřej Nývt, Anna Halaszová a Daniel Prokop přednesli příspěvek na téma „*Vliv demografických proměnných na kvalitu života v obcích ČR*“, **Dušan Lužný** představil odpověď na otázku „*Vymírání náboženství v ČR?*“.

První den konference zakončila komentovaná prohlídka zámku Lednice.

Druhý den konference byl zahájen přednáškou **Martiny Šimkové a Jaroslava Sixty** na téma „*Dopady demografického stárnutí na regiony České republiky*“. **Luděk Šídlo** společně s **Borisem Burcinem** přednesli příspěvek s názvem „*Diabetologičtí pacienti v regionech Česka*“. Tématem vystoupení **Lubici Juríčkové, Kateřiny Ivanové, Blanky Nechanské a Davida Pánka** byly „*Údaje ze zdravotnické a soudní statistiky: výskyt duševních poruch spojených s omezením svéprávnosti v krajích a krajských městech v České republice*“. Dopolední program byl ukončen zvanou přednáškou **Martina Ouředníčka** s názvem „*Mezi městem a venkovem: česká suburbanizace v období po transformaci*“.

Odpolední blok přednášek zahájila **Michaela Němečková** s příspěvkem na téma „*Diferenciace plodnosti podle velikostních skupin obcí*“. Dále byla na programu přednáška **Branislava Blehy** „*Demografía*

v strategických dokumentoch vidieckych obcí na Slovensku: povinná jazda alebo reálne plánovanie?“

Také autoři posterů měli na konferenci vyhrazený prostor a čas ke krátké prezentaci. Postery byly vystaveny po celou dobu konference. (**Anna Altová:** „Regionální rozdíly v účasti na mamografickém screeningu“, **Otakar Bursa, Luděk Sýkora** na téma „Mladí dospělí v pražských suburbiích“, **Oldřich Hašek:** „Vliv typologie regionů na regionální diferenciaci plodnosti v Česku“, **Josef Kunc a Markéta Novotná:** „Demografické výzvy v kontextu udržitelnosti destinace: Asiaté v Praze“, **Roman Kurkin:** „Generační plodnost podle velikostních skupin obcí a okresů ve výsledcích Sčítání lidu za obvykle a trvale bydlící obyvatelstvo“, **Kateřina Maláková, Luděk Šídlo a Jan Bělobrádek:** „Region, věk a dostupnost zdravotních služeb: případ všeobecného praktického lékařství V Česku“, **Jana Vrabcová, Ladislav Průša a Martin Holub:** „Projekce vývoje počtu příjemců příspěvku na péči do r. 2030 ve správním obvodu obce s rozšířenou působností Lovosice“.)

Odpolední program pokračoval přednáškou **Pavola Ďurčeka a Branislava Šprochy** na téma „Vývoj diferenciacie plodnosti medzi mestským a vidieckym priestorom SR“, **Veronika Krišková a Andrea Galvánková** přednesly příspěvek s názvem „Sobášnosť mestského a vidieckeho obyvateľstva na Slovensku“, **Josef Novotný** hovořil o „Stabilitě populace a distribuci příjmení“.

Druhý den konference byl v rámci společenského programu zakončen bohatým doprovodným programem, během něhož se účastníci mohli podívat do Labyrintu zahrad a Akademické zahrady nebo

do zámeckého parku. Následoval společenský večer ukončený rautem a ochutnávkou fakultních vín.

Poslední den konference zahájila přednáška **Roberta Šandy** na téma „Dojíždka do zaměstnání a škol podle sčítání lidu 2011 – proč byly výsledky tak neúplné?“ a pokračoval příspěvkem **Dany Hübelové a Mariky Doubravové** na téma „Sociodemografické charakteristiky dojíždky ve vybraných obcích Jihomoravského kraje“. **Radovan Šomplák, Veronika Smejkalová a Vlastimír Nevrlý** se zamýšleli nad „Vlivem demografického vývoje na produkci komunálních odpadů“. **Magdaléna Gorčíková** se věnovala „Připravenosti dítěte na školu: rozdíly podle rodinného zázemí a residenční lokality“. **Jitka Langhamrová, Tomáš Fiala, Jiří Braňka, Ivana Přidalová, Hana Říhová** pro účastníky konference připravili „Představení výsledků sociodemografické studie sídliště Ďáblice“ a poslední přednáškou konference byl příspěvek **Lucie Vitkové** s názvem „Lidnatost, zaměstnanost a bydlení jako mediální témata v obcích jádrového území Průmyslové zóny Kvasiny“.

Následovala závěrečná diskuze, zhodnocení konference a její zakončení. Všichni diskutující se shodli na tom, že téma konference a jednotlivé příspěvky byly velmi aktuální a zajímavé. Celkově byla konference hodnocena jako velmi zdařilá nejenom svým obsahem, ale také výběrem místa konání a bohatým doprovodným programem.

Jitka Langhamrová

11. ročník konference Mladých demografů se uskuteční v únoru 2020

Konference Mladých demografů již tradičně nabízí výjimečnou možnost prezentování vlastních studií, příležitost k získání prvních konferenčních zkušeností v přátelském prostředí a především otevírá prostor k diskuzi o aktuálních demografických otázkách s kolegy z různých koutů Evropy a v posledních letech dokonce i z různých koutů světa. Již 11. ročník konference Mladých demografů se uskuteční **5.–7. února 2020** v Praze na Přírodovědecké fakultě (Albertov 6, Praha 2). Zaměření konference je již tradičně široké – „*Současný demografický výzkum Mladých demografů (nejen) v Evropě*“ – tak, aby akce byla otevřena demografům a dalším vědcům s různými výzkumnými zájmy a orientacemi.

Akce vzniká za podpory katedry demografie a geodemografie, Geografické sekce a Studentské komory Akademického senátu Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy. Partnery konference je Český statistický úřad, SAS Institut Česká republika a Sociologický ústav AV ČR.

Na konferenci mají všichni účastníci příležitost prezentovat svůj současný výzkum a diskutovat ho s kolegy z jiných zemí nebo studijních oborů. I když je konference určena především pro Ph.D. studenty demografie, jsou vítáni všichni mladí (i o něco starší) vědci (nejen demografové). Součástí konference je sekce pro „nedemografy“. Cílem této sekce je možnost sdílet společnou vědeckou pozici s výzkumy z různých oborů a možnost navázat spolupráci demografů s dalšími vědci a rozvinout tak nová témata výzkumu. Pracovním jazykem konference je **angličtina**.

Závěrem konference je již tradičně udělována cena partnery konference za nejlepší příspěvek se sociální tematikou (cena Sociologického ústavu) a za nejlepší příspěvek, který vznikl za využití softwaru SAS (cena SAS Institutu).

V návaznosti na úspěch v minulém roce bude součástí programu konference i workshop. Workshop uspořádají naše kolegyně, PhD studentky demografie Alyce Raybould z London School of Hygiene & Tropical Medicine (LSHTM) a Michaela Šedovičová z London School of Economics (LSE), organizátorky PopFest 2019.

Pokud máte zájem se konference zúčastnit, předložte prosím název navrhovaného příspěvku, krátký abstrakt v angličtině (maximálně 250 slov) a 3–5 klíčových slov prostřednictvím registračního formuláře (odkaz naleznete na našich webových stránkách <http://www.demografove.estranky.cz/en>) **do 22. října 2019**. O přijetí Vašeho příspěvku budete informováni do 15. prosince 2019. Program konference bude zveřejněn v průběhu ledna 2020. Změna programu vyhrazena.

Více informací o konferenci naleznete online (<http://www.demografove.estranky.cz/en>) nebo nás můžete sledovat na Facebooku (<http://www.facebook.com/young.demographers>). V případě jakýchkoliv dotazů nás prosím kontaktujte na e-mailové adrese ([yd.demographers@gmail.com](mailto:y.d.demographers@gmail.com)).

Těšíme se na setkání s Vámi v Praze! Jménem organizačního týmu

Anna Altová – Oldřich Hašek – Klára Hulíková
– Miroslav Chráska – Barbora Janáková
– Olga Kurtinová – Kateřina Maláková – Jitka Slabá

POPULAČNÍ VÝVOJ V ČESKÉ REPUBLICĚ V ROCE 2018

Jana Křestánová¹⁾ – Roman Kurkin²⁾

ÚVOD

V roce 2018 se oproti roku 2017 zvýšil počet zemřelých na 112,9 tis. a naopak mírně poklesl počet živě narozených na 114,0 tis., což se projevilo v poklesu přirozeného přírůstku na 1,1 tisíc. Téměř celý celkový přírůstek (39,7 tis.) byl realizován přírůstkem stěhování, který se ve srovnání s předchozím rokem výrazně zvýšil o více než deset tisíc osob na 38,6 tis. Podstatně vzrostl počet přistěhovaných na 58,1 tis. a mírně i počet vystěhovaných na 19,5 tis. Střední stav populace ČR dosáhl v roce 2018 hodnoty 10 626,4 tis. obyvatel a vzrostl sedmým rokem v řadě. Pokračoval

i trend rostoucího množství uzavřených manželství (54,5 tis.). Počet rozvodů naopak poklesl (24,3 tis.).

Růst počtu sňatků se projevil i ve vyšších hodnotách úhrnné tabulkové prvosenátečnosti, která v roce 2018 činila pro muže 58,8 % a pro ženy 66,9 %, což byly nejvyšší hodnoty u mužů v období od roku 2009 a u žen od roku 2008. Průměrný věk svobodných při sňatku stagnoval na 32,2 letech v případě mužů, respektive na 29,8 letech u žen. Úhrnná rozvodovost poklesla v roce 2018 na 44,8 % a ve srovnání s rokem 2010, kdy dosáhla svého maxima (50,0 %), již klesla o více než 5 p. b. Průměrná délka trvání manželství do rozvodu vzrostla na 13,4 let a pokračovala tak v rostoucím trendu. I když se počty živě narozených dětí snížily, úhrnná plodnost vzrostla na 1,71 dítěte na jednu ženu. Mírně se zvýšil i průměrný věk matek při narození dítěte na 30,1 let a na 28,4 let v případě

Tab. 1: Pohyb obyvatelstva, 2008–2018 / Population and vital statistics, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Živě narození	119 842	106 751	109 860	110 764	112 663	114 405	114 036	Live births
Zemřelí	104 948	109 160	105 665	111 173	107 750	111 443	112 920	Deaths
z toho do 1 roku věku	338	265	263	272	317	304	292	- under 1 year of age
Sňatky	52 457	43 499	45 575	48 191	50 768	52 567	54 470	Marriages
Rozvody	31 300	27 895	26 764	26 083	24 996	25 755	24 313	Divorces
Potraty	41 446	37 687	36 956	35 761	35 921	35 012	32 952	Abortions
z toho UPT	25 760	22 714	21 893	20 403	20 406	19 415	18 298	- induced abortions
Přistěhovaní	77 817	29 579	41 625	34 922	37 503	45 957	58 148	Immigrants
Vystěhovaní	6 027	30 876	19 964	18 945	17 439	17 684	19 519	Emigrants
Přirozený přírůstek	14 622	-2 409	4 195	-409	4 913	2 962	1 116	Natural increase
Přírůstek stěhováním	71 790	-1 297	21 661	15 977	20 064	28 273	38 629	Net migration
Celkový přírůstek	86 412	-3 706	25 856	15 568	24 977	31 235	39 745	Total increase
Střední stav obyvatel (tis.)	10 429,7	10 510,7	10 524,8	10 542,9	10 565,3	10 589,5	10 626,4	Mid-year population (thousands)

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

1) Český statistický úřad; Katedra demografie a geodemografie, Přírodovědecká Fakulta Univerzity Karlovy v Praze, kontakt: jana.krestanova@czso.cz

2) Český statistický úřad, kontakt: roman.kurkin@czso.cz

Tab. 2: Základní ukazatele demografického vývoje, 2008–2018

Main analytic indicators of demographic development, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Úhrnná tabulková prvosňatečnost - muži (%)	59,6	51,4	53,1	55,1	56,2	57,6	58,8	Total first marriage rate - males (%)
- ženy (%)	66,1	59,0	60,8	62,4	64,3	65,4	66,9	- females (%)
Průměrný věk při 1. sňatku - muži	31,4	32,3	32,3	32,4	32,2	32,2	32,2	Mean age at first marriage - males
- ženy	28,8	29,8	29,8	29,8	29,9	29,8	29,8	- females
Úhrnná rozvodovost (%)	49,6	47,8	46,7	46,5	45,2	47,2	44,8	Total divorce rate (%)
Průměrná délka trvání manželství do rozvodu	12,3	13,0	13,1	13,0	13,1	13,2	13,4	Mean duration of marriage at divorce
Úhrnná plodnost	1,50	1,46	1,53	1,57	1,63	1,69	1,71	Total fertility rate
Průměrný věk matek při narození dítěte	29,3	29,9	29,9	30,0	30,0	30,0	30,1	Mean age at childbirth
Průměrný věk matek při narození 1. dítěte	27,3	28,1	28,1	28,2	28,2	28,2	28,4	Mean age at 1st birth
Podíl živě narozených dětí mimo manželství (%)	36,3	45,0	46,7	47,8	48,6	49,0	48,5	Percentage of live births outside marriage
Čistá míra reprodukce	0,72	0,71	0,74	0,76	0,79	0,82	0,83	Net reproduction rate
Úhrnná potratovost	0,54	0,52	0,51	0,51	0,51	0,51	0,49	Total abortion rate
Úhrnná indukovaná potratovost	0,34	0,32	0,31	0,29	0,30	0,29	0,28	Total induced abortion rate
Naděje dožití při narození - muži	74,0	75,2	75,8	75,8	76,2	76,0	76,1	Life expectancy at birth - males
- ženy	80,3	81,1	81,7	81,4	82,1	81,8	81,9	- females
Míra kojenecké úmrtnosti (‰)	2,8	2,5	2,4	2,5	2,8	2,7	2,6	Infant mortality rate (‰)

Pozn.: Ukazatele prvosňatečnosti vychází z jednovýchodných tabulek sňatečnosti svobodných.

Note: First marriage indicators are based on the single decrement primo-nuptiality tables.

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

prvního pořadí. Podíl živě narozených dětí mimo manželství poprvé za posledních zhruba 30 let poklesl, a to z 49,0 % v roce 2017 na 48,5 % o rok později. Čistá míra reprodukce se podobně jako úhrnná plodnost mírně zvýšila na 0,83 narozené dívky na ženu. Pozitivní vývoj byl zaznamenán u úhrnné umělé potratovosti, u níž došlo k poklesu (na 0,28 dítěte) a míry kojenecké úmrtnosti (poklesl na 2,6 ‰). Naděje dožití při narození u obou pohlaví mírně rostla (o 0,1 roku) na 76,1 let v případě mužů a 81,9 let u žen.

POČET OBYVATEL A JEHO SLOŽENÍ PODLE VĚKU A RODINNÉHO STAVU

V průběhu roku 2018 se počet obyvatel zvýšil o 39,7 tisíce na 10 649,8 tisíce. Ve srovnání se stavem populace z roku 2008 šlo o nárůst o 182,3 tisíce osob. V průběhu posledních deseti let se meziročně nejvýrazněji zvýšila početnost obyvatelstva v roce

2008, pokles byl zaznamenán pouze v roce 2013. Většinu růstu zajistila kladná bilance zahraniční migrace, v roce 2018 přibýlo mechanickou měnou v populaci 38,6 tisíce osob (přirozenou měnou 1,1 tisíce).

Rozložení obyvatelstva do hlavních věkových skupin není rovnoměrné a měnilo se obdobně jako v předchozích letech. Dětská složka populace (0–14 let) roste nepřerušeně od roku 2008, od roku 2012 se shodnou intenzitou meziročních změn o 1 %. Počty osob ve věku 65 a více let (seniorská složka) narůstají již od 80. let 20. století, v letech 2013–2017 každoročně o 3 %, v roce 2018 se nárůst snížil na 2 %. Oproti dvěma předchozím složkám osoby v produktivním věku (15–64 let) od roku 2009 početně klesají, nicméně meziroční změny se od roku 2012 mírně snižují (v roce 2012 poklesla složka o 1,6 %, v roce 2018 již jen o 0,4 %).

Tab. 3: Věkové složení obyvatelstva, 2008–2018 (k 31. 12.) / Age distribution of population, 2008–2018 (31 Dec.)

Věková skupina/ ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Age group/Indicator
Počet obyvatel (tis.) / Population (thousands)								
Celkem	10 467,5	10 512,4	10 538,3	10 553,8	10 578,8	10 610,1	10 649,8	Total
0–14 let	1 480,0	1 577,5	1 601,0	1 623,7	1 647,3	1 670,7	1 693,1	0–14
15–64 let	7 431,4	7 109,4	7 056,8	6 997,7	6 942,6	6 899,2	6 870,1	15–64
65+ let	1 556,2	1 825,5	1 880,4	1 932,4	1 988,9	2 040,2	2 086,6	65+
v tom: 65–69	506,0	657,3	671,1	693,0	691,4	684,5	679,9	in: 65–69
70–74	363,3	452,8	482,0	495,2	532,7	569,7	589,9	70–74
75–79	325,0	303,5	308,6	323,7	340,1	358,6	383,9	75–79
80–84	225,2	237,2	236,6	232,0	229,2	226,6	229,2	80–84
85–89	110,3	128,2	131,3	135,0	138,7	141,8	142,2	85–89
90–94	19,5	42,0	45,4	47,1	49,0	49,9	51,3	90–94
95+	6,9	4,6	5,5	6,4	8,0	9,1	10,3	95+
Podíl v obyvatelstvu (%) / Percentage of the total population								
0–14 let	14,1	15,0	15,2	15,4	15,6	15,7	15,9	0–14
15–64 let	71,0	67,6	67,0	66,3	65,6	65,0	64,5	15–64
65+ let	14,9	17,4	17,8	18,3	18,8	19,2	19,6	65+
Charakteristiky věkového složení / Characteristics of age distribution								
Průměrný věk	40,5	41,5	41,7	41,9	42,0	42,2	42,3	Average age
Věkový medián	39,2	40,8	41,1	41,5	41,9	42,3	42,6	Median age
Index stáří ¹⁾	105,1	115,7	117,4	119,0	120,7	122,1	123,2	Index of ageing ¹⁾
Index závislosti ²⁾	54,1	58,6	59,8	61,4	63,2	64,8	66,3	Total age dependency ratio ²⁾

Pozn.: 1) Počet osob ve věku 65 a více let na 100 osob ve věku 0–14 let.

2) Počet osob ve věku 0–19 a 65 a více let na 100 osob ve věku 20–64 let.

Note: 1) The number of people aged 65 and over per 100 children aged 0–14.

2) The number of children aged 0–19 and people aged 65 and over per 100 people aged 20–64.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Ačkoliv se počet dětí mladších 15 let v posledních deseti letech zvyšuje, zůstává dětská složka v rámci tří hlavních věkových skupin od konce roku 2006 (kdy ji početně převýšily osoby ve věku 65 a více let) tou nejméně početnou skupinou v populaci. Na konci roku 2018 zahrnovala dětská složka 1,69 mil. osob, což představovalo 15,9 % všech obyvatel. Nejpočetnější pětiletou věkovou skupinou dětí jsou od roku 2014 osoby 5–9leté (572,0 tisíce v roce 2018), oproti roku 2017 však jejich počet o 2 % poklesl. Největší meziroční růst o 6 % zaznamenala doposud stále nejméně početná věková kategorie dětí 10–14 let, kdy do věku 10 let postoupil další (v roce 2017 to byl ročník 2007) početně silný ročník 2008. Vzhledem k menším výkyvům ve vývoji porodnosti se v posledních letech

početní rozdíl jednotlivých pětiletých věkových skupin dětské složky snížil.

V produktivní složce obyvatelstva se na konci roku 2018 nacházelo 6,87 mil. osob, meziročně došlo ke snížení o 29,1 tisíce. Zastoupení osob této věkové skupiny v populaci Česka kleslo na 64,5 %, přičemž největší podíl od konce druhé světové války měli 15–64letí v roce 2006 (71,2 %). V produktivním věku se nachází nejpočetnější generace v Česku, což jsou osoby narozené v 70. letech 20. století. V roce 2018 z pohledu pětiletých věkových skupin tyto nejpočetnější generace spadaly do věku 40–44 let (937,4 tisíce).

Nejdynamičtěji se v posledních letech vyvíjí věková skupina seniorů (osob ve věku 65 a více let), která se s 2,09 mil. osob podílela na konci roku 2018 na celkové populaci z 19,6 %. Oproti roku 2017 bylo

v seniorské složce o 46,4 tisíce osob více, ve srovnání s rokem 2008 pak o 530,5 tisíce více. Největší meziroční růst (o 4 %) zaznamenala složka za posledních deset let v roce 2011 a 2012, kdy do seniorského věku vstoupily početné generace narozené v roce 1946 a 1947. V rámci pětiletých věkových skupin zůstává tou nejpočetnější nejmladší skupina 65–69letých, která dlouhodobě tvoří třetinu všech seniorů (679,9 tisíce osob v roce 2018). Po roce 2010 výrazně (mírněji již od roku 2008) rostla skupina osob ve věku 70–74 let, kdy se do ní začaly přesouvat válečné a poválečné generace.

Pokračující růst seniorské složky, její početní převaha nad dětskou složkou a početní redukce produktivní části populace vedly k postupnému stárnutí populace, které se i v roce 2018 projevilo ve všech ukazatelích věkového složení. Průměrný věk obyvatel ČR plynule rostoucí od počátku 80. let se meziročně zvýšil o jednu desetinu na 42,3 let. Mezi muži a ženami přetrvával rozdíl v průměru o tři roky, v roce 2018 činil průměrný věk mužů 40,9 let a žen 43,7 let. Index stáří, jehož hodnoty se zvyšují nepřetržitě od poloviny 80. let 20. století, vzrostl na 123 seniorů ve věku 65 a více let na 100 dětí do 15 let věku. Od roku 2008 rostou nepřerušně také hodnoty indexu ekonomické závislosti. Mezi roky 2008 a 2018 se index zvýšil z 54 na 66 závislých osob (ve věku 0–19 a 65+) na 100 osob v produktivním věku (20–64 let). Růst indexu závislosti byl odrazem zejména vývoje početnosti seniorské složky, jež v relaci k počtu osob

v produktivním věku významně rostla (mezi roky 2008 a 2018 z 23 na 33 osob ve věku 65 a více let k osobám 20–64letým), v posledních pěti letech roste ale mírně i podíl 0–19letých na sto osob ve věku 20–64 let (z 31 osob v roce 2014 na 34 osob v roce 2018).

Změny ve struktuře obyvatel podle rodinného stavu pokračovaly i v roce 2018. V populaci osob nad 15 let se dále zvýšil podíl svobodných (na 31,5 %) a rozvedených (13,6 %), meziročně nižší bylo opět zastoupení osob žijících v manželství (46,7 %) a ovdovělých (8,2 %). Za posledních deset let posílili svobodní o 2 procentní body, naopak váha osob žijících v manželství o 4 procentní body poklesla. Nejméně se v populaci mění podíl ovdovělých, mezi lety 2008 a 2018 se celkově snížil z 8,4 na 8,2 %, přičemž zásluhu na tom má pokles podílu ovdovělých žen, a to následkem rychlejšího zlepšování úmrtnosti mužů. Nejvíce se za posledních deset let proměnilo strukturální složení obyvatel mezi 30 a 40 lety, což jsou generace narozených v 70. letech a jsou klíčovými nositeli změn demografického chování (např. pozdější vstup do manželství). Skladba populace podle rodinného stavu se mění i ve starších věkových skupinách. U mužů-seniorů dominují ženatí (72,0 % v roce 2018, 76,1 % v roce 2008) a u žen-seniorek je kvůli nadúmrtnosti mužů (zejména v mladém a středním věku) nejvíce ovdovělých (42,3 % v roce 2018, 51,5 % v roce 2008). Struktura obyvatel v seniorském věku podle rodinného stavu se s rostoucím věkem u obou pohlaví přirozeně vyvíjí ve směru vzrůstajícího podílu ovdovělých.

Tab. 4: Obyvatelstvo ve věku 15 a více let podle rodinného stavu, 2008–2018 (k 31. 12.)

Population 15+ years by marital status, 2008–2018 (31 Dec.)

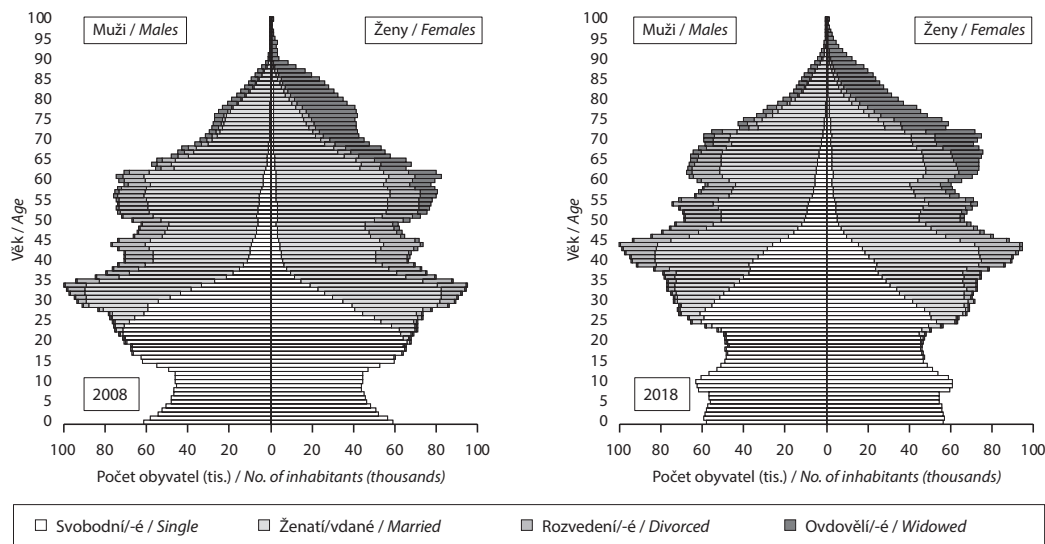
Rodinný stav	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Marital status
Počet obyvatel (tis.) / Population (thousands)								
Svobodní/-é	2 625,9	2 725,3	2 748,5	2 765,9	2 782,3	2 801,3	2 822,5	Single
Ženatí a vdané	4 583,3	4 309,1	4 271,8	4 236,1	4 211,8	4 191,8	4 181,9	Married
Rozvedení/-é	1 025,9	1 144,8	1 164,6	1 180,6	1 193,4	1 206,6	1 216,2	Divorced
Ovdovělí/-é	752,4	755,7	752,3	747,5	744,0	739,8	736,2	Widowed
Podíl v obyvatelstvu 15+ let (%) / Percentage of the population 15+ years								
Svobodní/-é	29,2	30,5	30,8	31,0	31,2	31,3	31,5	Single
Ženatí a vdané	51,0	48,2	47,8	47,4	47,2	46,9	46,7	Married
Rozvedení/-é	11,4	12,8	13,0	13,2	13,4	13,5	13,6	Divorced
Ovdovělí/-é	8,4	8,5	8,4	8,4	8,3	8,3	8,2	Widowed

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Graf 1: Obyvatelstvo podle pohlaví, věku a rodinného stavu, 2008 a 2018 (k 31. 12.)

Population by sex, age and marital status, 2008 and 2018 (31 Dec.)



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

SŇATEČNOST

Počty sňatků vykazovaly dlouhodobě (od počátku 90. let 20. století) klesající trend, a to až do historického minima v roce 2013, kdy jich bylo evidováno 43,5 tisíce. Posledních pět let počty nově vzniklých manželství meziročně rostly. V roce 2018 uzavřelo sňatek 54,5 tisíce párů snoubenců, což bylo o 1,9 tisíce více než v předcházejícím roce a nejvíce od lokálního maxima v roce 2007 (k celkovému počtu 57,2 tisíce sňatků přispěla atraktivní data v kalendáři tohoto roku). Stejně jako v předcházejících letech i v roce 2018 si byli snoubenci z hlediska demografických charakteristik poměrně podobní. Celkem 81 % sňatků bylo uzavřeno snoubenci shodného rodinného stavu, v 67 % případů se jednalo o první manželství pro oba (podíl těchto tzv. protogamních sňatků se od poloviny 90. let pohybuje v rozmezí 63–68 %). Velké rozdíly se mezi manželi nevyskytovaly ani z hlediska věku, kdy ženichové byli v průměru o tři roky starší než nevěsty. V 52 % případů vstoupily do manželství osoby s vzájemným věkovým rozdílem 0–3 roky, přičemž stejného věku bylo v roce 2018 celkem 11 % snoubenců.

V nárůstu objemu sňatků se odrazila vyšší intenzita sňatečnosti, neboť počty osob ve věku

nejvyšší sňatečnosti (mezi 25. a 35. rokem života) se naopak od roku 2008 snižují. Při zachování sňatečnosti svobodných podle věku na úrovni roku 2018 by před dovršením věku 50 let uzavřelo alespoň jeden sňatek 58,8 % mužů a 66,9 % žen, což je o 1,2 resp. 1,4 procentního bodu více než v roce 2017 a o 7,4 resp. 7,9 procentního bodu více než při historickém minimu roku 2013. Srovnatelná úroveň sňatečnosti svobodných s rokem 2018 byla naposledy zaznamenána v roce 2008 (59,6 % pro muže, 66,1 % pro ženy). Průměrný věk při prvním sňatku dosahoval v roce 2018 u mužů 32,2 roku a u žen 29,8 roku, zůstal tak na úrovni předchozího roku. Hodnoty průměrného věku rychle narůstaly od počátku 90. let, nicméně v posledních letech se již příliš nemění. S největší intenzitou vstupovali v roce 2018 do manželství svobodní muži ve věku 28–31 let (54–58 z 1 000) a svobodné ženy ve věku 27–29 let (76 z 1 000), přičemž věk, kdy sňatečnost svobodných kulminuje, se za posledních deset let významně nemění. V úhrnu se snížila sňatečnost u mladších osob, její nárůst ve starším věku (od 30 let výše) tak znamenal kompenzaci poklesu v nižším věku.

Tab. 5: Sňatky podle pořadí, 2008–2018 / Marriages by order, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Sňatky celkem	52 457	43 499	45 575	48 191	50 768	52 567	54 470	Total marriages
z toho: první pro oba snoubence	32 830	28 877	30 785	32 689	34 284	35 574	36 593	in: - marriages of singles
opakované pro oba snoubence	9 132	6 604	6 514	6 975	7 467	7 767	8 155	- remarriages (for both)
Pořadí sňatku ženicha - první	38 038	32 743	34 691	36 884	38 578	40 038	41 316	Male order of marriage - first
- vyšší	14 419	10 756	10 884	11 307	12 190	12 529	13 154	- higher
Pořadí sňatku nevěsty - první	38 117	33 029	35 155	37 021	39 007	40 336	41 592	Female order of marriage - first
- vyšší	14 340	10 470	10 420	11 170	11 761	12 231	12 878	- higher
Podíl protogamních sňatků (%)	62,6	66,4	67,5	67,8	67,5	67,7	67,2	Protogamous marriages (%)
Podíl opakovaných sňatků (%) - ženich	27,5	24,7	23,9	23,5	24,0	23,8	24,1	Remarriages (%) - males
- nevěsta	27,3	24,1	22,9	23,2	23,2	23,3	23,6	- females

Pozn.: Protogamní sňatky = oba snoubenci jsou svobodní.

Note: Protogamous marriages = both groom and bride are single.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Tab. 6: Sňatečnost, 2008–2018 / Nuptiality indicators, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Úhrnná tabulková prvosňatečnost (%) - muži	59,6	51,4	53,1	55,1	56,2	57,6	58,8	Total first marriage rate (%) - males
- ženy	66,1	59,0	60,8	62,4	64,3	65,4	66,9	- females
Průměrný věk při 1. sňatku - muži	31,4	32,3	32,3	32,4	32,2	32,2	32,2	Mean age at first marriage - males
- ženy	28,8	29,8	29,8	29,8	29,9	29,8	29,8	- females
Sňatečnost rozvedených (%) - muži	44,5	34,7	35,4	37,2	40,7	42,5	45,0	Total remarriage rate of divorcees (%) - males
- ženy	44,0	33,5	33,6	36,3	38,7	40,8	43,4	- females
Průměrná doba mezi rozvodem a dalším sňatkem - muži	7,5	8,0	8,1	8,2	8,4	8,6	8,8	Average elapsed time from divorce - males
- ženy	7,8	8,3	8,5	8,6	8,9	9,0	9,1	- females

Pozn.: Ukazatele prvosňatečnosti vychází z jednovýchočných tabulek sňatečnosti svobodných, ukazatele sňatečnosti rozvedených z rozložení redukovaných měr podle doby mezi rozvodem a sňatkem.

Note: First marriage indicators are based on the single decrement primo-nuptiality tables. The remarriage rates of divorcees are constructed from the distribution of remarriage rates by time elapsed from divorce.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

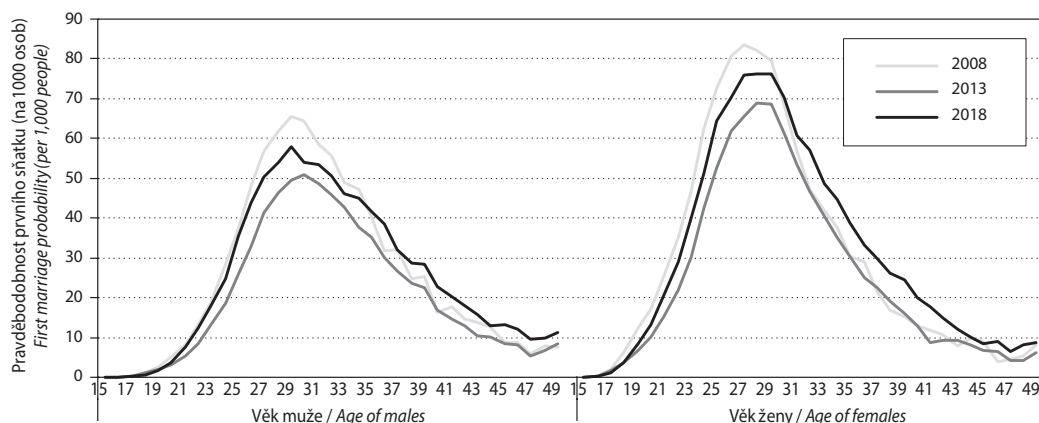
Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

V roce 2018 se meziročně zvýšila sňatečnost nejen u svobodných, ale rovněž (relativně dokonce i o něco výrazněji) u rozvedených. Úhrnné redukované míry sňatečnosti rozvedených z roku 2018 vypovídají, že další sňatek by uzavřelo 45,0 %

rozvedených mužů a 43,4 % rozvedených žen, o 2,6 procentního bodu více než v roce 2017 jak u mužů, tak u žen a nejvíce od roku 2007. Sňatečnost rozvedených je nejvyšší v době krátce po rozvodu, s rostoucí dobou od rozvodu intenzita sňatečnosti

Graf 2: Pravděpodobnost uzavření prvního sňatku svobodných* podle pohlaví a věku, 2008, 2013 a 2018

First marriage probabilities* by sex and age, 2008, 2013 and 2018



Pozn.: *) Z jednovýchodných tabulek sňatečnosti svobodných.

Note: *) Based on the nuptiality life tables for singles.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

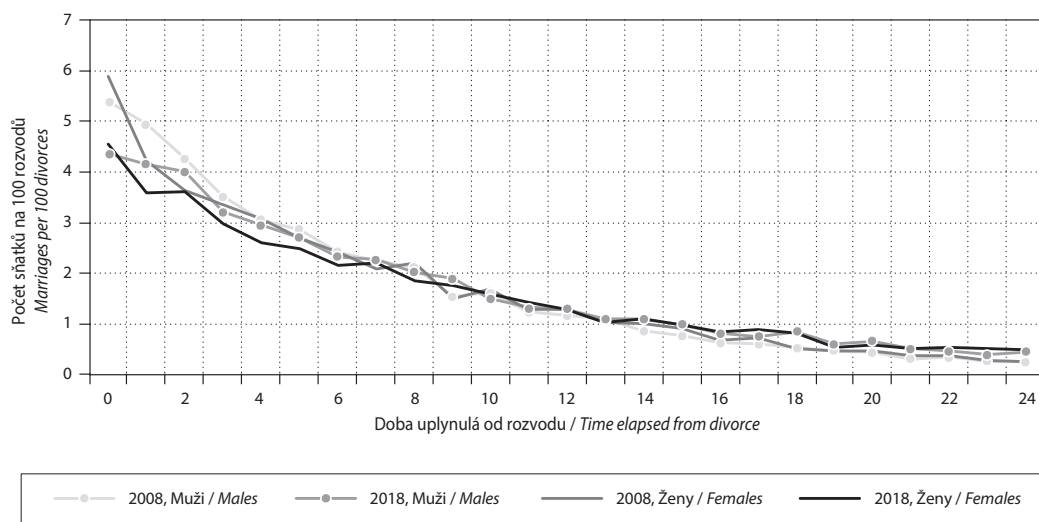
Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

rozvedených plynule klesá. Průměrná doba mezi rozvedem a dalším sňatkem se u mužů meziročně mírně zvýšila o tři desetiny na 8,8 roku a u žen o jednu desetinu na 9,1 roku, oproti roku 2008 šlo

o nárůst o 1,3 roku u obou pohlaví. Prodloužení intervalu mezi rozvedem a novým sňatkem způsobil pokles sňatečnosti v kratších délkách po rozvodu a její růst v intervalu 20 a více let od rozvodu.

Graf 3: Sňatečnost rozvedených podle pohlaví a doby od rozvodu, 2008 a 2018

The remarriage rates of divorcees by sex and time elapsed since divorce, 2008 and 2018



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

ROZVODOVOST

Podle údajů Ministerstva spravedlnosti ČR bylo v roce 2018 rozvedeno 24,3 tisíce manželství, o 1,4 tisíce méně než v roce 2017. Nižší počet rozvodů byl naposledy zaznamenán v roce 1999 (23,7 tisíce), kdy však počet rozvodů ovlivnila novela zákona o rodině. Srovnatelný počet rozvodů s rokem 2018 byl naposledy registrován v roce 1974, avšak při výrazně nižší úhrnné míře rozvodovosti (29,1 %). Většina mužů a žen se rozvodového řízení účastní poprvé, opakované rozvody tvoří dlouhodobě jednu pětinu (v roce 2018 byl jejich podíl 19,1 % u mužů a 18,7 % u žen). Ze 48,0 % bylo v roce 2018 rozvodové řízení iniciováno oběma manželi³⁾, na návrh ženy (dříve převažující typ návrhu) bylo rozvedeno 33,4 % a na návrh muže 18,6 %. Celkem 58,4 % rozvodů se týkalo manželství s nezletilými dětmi (o 0,6 procentního bodu méně než v roce 2017), jejich zastoupení se v letech 2008–2018 pohybovalo mezi 56–59 %. Polovina (50,1 %) rozvádějících se partnerů s dětmi v roce 2018 vychovávala v době rozvodu jedno nezletilé dítě, 43,8 % dvě nezletilé děti. Průměrný počet

nezletilých dětí na jedno rozvedené manželství s dětmi v posledním desetiletí pozvolna roste, v roce 2008 to bylo 1,5 dítěte, do roku 2018 narostla hodnota na 1,6 dítěte.

Při zachování intenzit rozvodovosti podle délky trvání manželství z roku 2018 by skončilo rozvodem 44,8 % manželství. Od roku 2001 se úhrnná rozvodovost v ČR pohybuje v rozmezí 45–50 %, přičemž doposud nejvyšší úroveň dosáhla v roce 2010 (50,0 %), naopak nejnižší byla v roce 2012 (44,5 %).

Rozvodovost byla v roce 2018 nejvyšší po pěti letech trvání manželství (2,4 rozvodů na 100 sňatků). Ve srovnání s rokem 2008 poklesla nejvýrazněji rozvodovost v intervalu po 2–7 letech po sňatku. Průměrná délka trvání manželství do jeho zániku rozvodem měla s menšími výkyvy poslední dvě desetiletí rostoucí tendenci, v roce 2018 dosahovala 13,4 let, o 0,2 roku více než v roce 2017 a o 1,1 roku více než v roce 2008. V prodloužení průměrné délky manželství se odráží nižší rozvodovost v kratších délkách trvání manželství a vyšší rozvodovost v délkách 30 a více let od uzavření manželství.

Tab. 7: Rozvody, 2008–2018 / Divorces, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Rozvody celkem	31 300	27 895	26 764	26 083	24 996	25 755	24 313	Total divorces
Podíl opakovaných rozvodů (%) - muži	19,3	20,0	20,1	19,3	19,7	19,3	19,1	Percentage of repeated divorces - males
- ženy	18,9	19,1	19,4	18,8	19,2	18,6	18,7	- females
Rozvody manželství bez nezletilých dětí	13 104	11 974	11 557	11 090	10 270	10 559	10 120	Divorces without minors
Rozvody manželství s nezletilými dětmi	18 196	15 921	15 207	14 993	14 726	15 196	14 193	Divorces with minors
Podíl rozvodů s nezletilými dětmi (%)	58,1	57,1	56,8	57,5	58,9	59,0	58,4	- percentage of total
Celkový počet nezletilých dětí v rozvedených manželstvích	27 034	24 335	23 119	23 187	22 855	23 752	22 294	Number of minors in divorced marriages
- průměrný počet nezletilých dětí v rodině s nezletilými dětmi	1,49	1,53	1,52	1,55	1,55	1,56	1,57	- average number of minors per divorce with minors

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

3) Společný návrh na rozvod je možno podávat od 1. 1. 2014, statisticky je zachyceno toto třídění rozvodů podle navrhovatele až od roku 2015.

Tab. 8: Rozvodovost, 2008–2018 / Divorce indicators, 2008–2018

Ukazatel / Délka trvání	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator / Time elapsed
Úhrnná rozvodovost	49,6	47,8	46,7	46,5	45,2	47,2	44,8	Total divorce rate (%)
Průměrná délka trvání manželství (roky)	12,3	13,0	13,1	13,0	13,1	13,2	13,4	Mean duration of marriage at divorce (years)
Míry rozvodovosti (na 100 sňatků) / Divorce rates (per 100 marriages)								
0–4	2,3	2,1	2,0	1,9	1,8	1,8	1,7	0–4
5–9	2,5	2,3	2,3	2,3	2,3	2,4	2,2	5–9
10–14	1,8	1,8	1,6	1,7	1,7	1,8	1,7	10–14
15–19	1,4	1,4	1,3	1,3	1,2	1,3	1,3	15–19
20–24	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	1,0	1,0	20–24
25–29	0,5	0,6	0,6	0,5	0,6	0,6	0,6	25–29
30+	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,3	30+

Pozn.: Úhrnná rozvodovost a průměrná délka trvání manželství vychází z redukováných měr rozvodovosti podle doby uplynulé od sňatku.

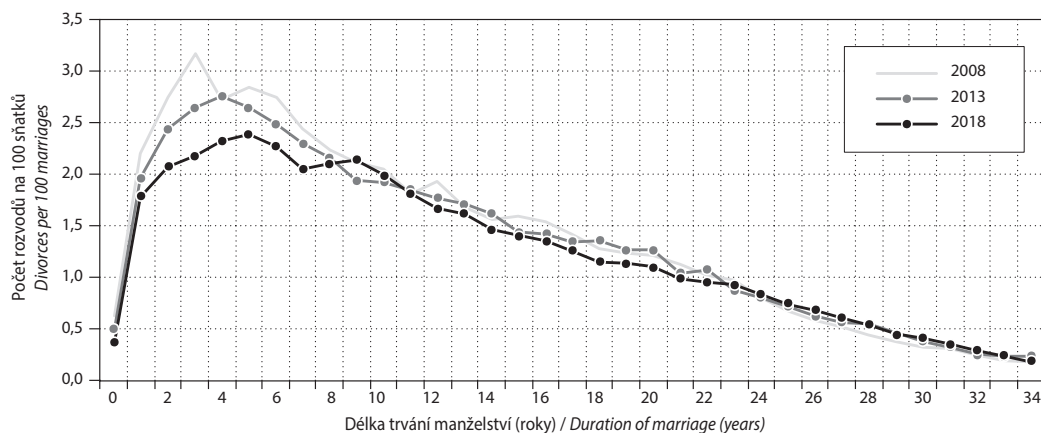
Note: Total divorce rate and mean duration of marriage at divorce resulted from the distribution of reduced divorce rates by time elapsed since entering into marriage.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Graf 4: Rozvodovost podle délky trvání manželství, 2008, 2013 a 2018

Divorce by duration of marriage, 2008, 2013 and 2018



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

PORODNOST A PLODNOST

Poprvé od roku 2013 došlo v České republice k meziročnímu poklesu počtu živě narozených dětí – v roce 2018 se jich narodilo 114,0 tisíc, tedy zhruba o 0,4 tisíce méně než v předchozím roce. Úhrnná plodnost, která vyjadřuje hypotetický průměrný počet živě narozených dětí na jednu ženu v plodném věku, pokud by byly zachovány intenzity plodnosti

daného roku, dosáhla v roce 2018 hodnoty 1,71 a od roku 2012 stále roste. Vzhledem k nižšímu počtu žen v reprodukčním věku se její hodnota zvýšila i v posledním meziročním srovnání (o 0,02 dítěte), ačkoliv počet živě narozených dětí klesal. Mrtvě se narodilo v posledním sledovaném roce 383 dětí, obdobně jako v roce 2017. Stagnovala i mrtvorozenost s 3,3 mrtvě narozenými dětmi na 1 000 narozených dětí.

Tab. 9: Živé narození podle pořadí a rodinného stavu matky, 2008–2018

Live births by birth order and by marital status of the mother, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Živé narození	119 570	106 751	109 860	110 764	112 663	114 405	114 036	Live births
– 1. pořadí	56 941	51 092	52 106	53 223	54 918	55 726	54 755	– first order
– 2. pořadí	45 291	40 078	41 196	41 276	41 302	41 832	42 462	– second order
– 3.+ pořadí	17 338	15 581	16 558	16 265	16 443	16 847	16 819	– third and higher order
Rodinný stav matky								Marital status of mother
Svobodná	35 541	41 655	44 985	46 887	48 807	50 379	49 956	Single
Vdaná	76 113	58 751	58 593	57 788	57 930	58 314	58 698	Married
Rozvedená	7 617	6 134	6 089	5 911	5 730	5 539	5 227	Divorced
Ovdovělá	299	211	193	178	196	173	155	Widowed
Podíl živě narozených mimo manželství (%)	36,3	45,0	46,7	47,8	48,6	49,0	48,5	Percentage of live births outside marriage
– 1. pořadí	46,2	55,7	57,3	58,0	58,5	58,6	57,9	– first order
– 2. pořadí	25,2	33,4	35,6	37,5	38,2	39,0	39,0	– second order
– 3.+ pořadí	33,1	39,3	40,6	40,8	41,7	42,3	42,0	– third and higher order

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Na úbytku živě narozených dětí v roce 2018 se zejména podílel nižší počet živě narozených dětí prvního pořadí, kterých bylo 54,8 tis. (o 1,0 tis méně). Velmi mírně (o 28) se meziročně snížil i úhrn živě narozených třetího a vyššího pořadí na 16,8 tis. Naopak vzrostl počet živě narozených dětí druhého pořadí z 41,8 tis. v roce 2017 na 42,5 tis. v roce 2018. Struktura živě narozených podle pořadí narození se v posledních letech výrazně neproměnila⁴⁾. V posledním sledovaném roce tvořily živě narozené děti prvního pořadí 48,0 % ze všech živě narozených dětí, druhého pořadí 37,2 % a třetího a vyššího pořadí 14,7 %.

Z pohledu rodinného stavu byly jedinou subpopulací, kde mezi roky 2017 a 2018 vzrostl počet živě narozených dětí, vdané ženy a to o 0,4 tis. na 58,7 tis. Navázaly tak na růstový trend z let 2016 a 2017. Na druhou stranu absolutně nejvíce v posledním meziročním srovnání ztratily svobodné ženy, kde byl sledován pokles z 50,4 tis. na 50,0 tis.

Jednalo se o první pokles u této skupiny ženy od roku 2011. Poměrně výrazně se snížil i počet živě narozených dětí rozvedeným ženám z 5,5 tis. v roce 2017 na 5,2 tis. o rok později. Klesající trend je zde sledován již od roku 2009. Ovdovělých žen s živě narozeným dítětem je sice relativně málo (155 v roce 2018), ale je zde patrný dlouhodobý trend poklesu – oproti roku 2008 na poloviční hodnoty.

Podíl živě narozených dětí vdaným matkám v posledním roce mírně vzrostl z 51,0 % na 51,5 % a byl tak přerušen dlouhodobý pokles – před deseti lety byly zastoupeny z 63,7 %. Obdobně tak i u svobodných žen došlo k přerušení dlouhodobého trendu, který byl ale tentokrát rostoucí – mezi roky 2008 a 2017 se podíl živě narozených dětí u této subpopulace zvýšil z 29,7 % na 44,0 %, následoval mírný meziroční pokles na 43,8 %. Zastoupení dětí narozených rozvedeným ženám kleslo v posledních deseti letech z 6,4 % na 4,6 %. Ovdovělé ženy byly v roce 2018 matkami

4) V souladu s nařízením evropské statistiky (č. 205/2014) došlo v roce 2014 ke změně metodiky vykazovaného pořadí. Nově je zjišťováno pořadí pouze u živě narozených dětí a ze živě narozených dětí. Tzn., že druhé těhotenství ženy může skončit porodem dítěte prvního pořadí, pokud bylo předchozí dítě mrtvě narozené apod. S ohledem na nízkou míru mrtvorozenosti však lze považovat čísla v časové řadě za srovnatelná.

Tab. 10: Ukazatele plodnosti, 2008–2018 / Fertility indicators, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Úhrnná plodnost – celkem	1,50	1,46	1,53	1,57	1,63	1,69	1,71	Total fertility rate – total
– 1. pořadí	0,73	0,73	0,76	0,79	0,83	0,86	0,86	– first order
– 2. pořadí	0,55	0,53	0,56	0,57	0,58	0,60	0,62	– second order
– 3.+ pořadí	0,21	0,20	0,21	0,21	0,22	0,23	0,23	– third and higher order
Čistá míra reprodukce	0,72	0,71	0,74	0,76	0,79	0,82	0,83	Net reproduction rate
Průměrný věk matek při narození dítěte – celkem	29,3	29,9	29,9	30,0	30,0	30,0	30,1	Mean age of mother at childbirth – total
– 1. pořadí	27,3	28,1	28,1	28,2	28,2	28,2	28,4	– first order
– 2. pořadí	30,5	31,0	31,1	31,2	31,2	31,3	31,3	– second order
– 3.+ pořadí	33,3	33,2	33,3	33,4	33,3	33,4	33,4	– third and higher order

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

pouze 0,1 % všech živě narozených dětí, zatímco v roce 2008 to bylo 0,3 %.

Podíl živě narozených dětí mimo manželství v roce 2018 historicky poprvé v období od roku 1989 klesl. V posledním sledovaném roce dosáhl 48,5 % (vs. 49,0 % v roce 2017). Dlouhodobý vývoj je ovšem rostoucí (36,3 % v roce 2008), byť v posledních letech nárůst zastoupení zpomalil. Nejvyšší podíl nelegitimně narozených dětí je tradičně u prvního pořadí a to 57,9 % v roce 2018, přičemž došlo k meziročnímu poklesu z 58,6 %. Zastoupení u dětí druhého pořadí meziročně stagnovalo na 39,0 %. U tohoto pořadí byl sledován nejvyšší relativní nárůst v posledních deseti letech (o více než polovinu podílu, u dalších pořadí byl růst zhruba o čtvrtinu). Podíl živě narozených dětí mimo manželství u třetího pořadí poklesl mezi roky 2017 a 2018 z 42,3 % na 42,0 %. Pokles podílu bez rozlišení pořadí byl tedy způsoben zejména poklesem podílu živě narozených dětí mimo manželství u prvorozených.

Úhrnná plodnost rostla sedmým rokem v řadě a v roce 2018 se dostala na 1,71 dítěte na jednu ženu. Naposledy poklesla v roce 2011 na hodnotu 1,43. V letech 2008–2010 se pohybovala v rozmezí 1,49–1,50 dítěte na jednu ženu. O 0,02 dítěte stoupla plodnost druhého pořadí, další pořadí stagnovala. Z dlouhodobého pohledu je struktura úhrnné plodnosti podle pořadí stálá. V roce 2018 ji z 50,1 % tvořila plodnost prvního pořadí (0,86 dítěte na jednu

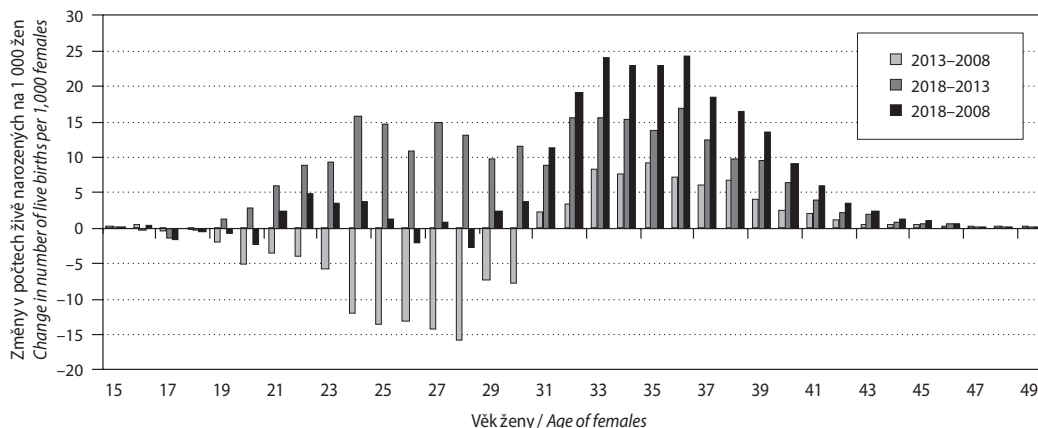
ženu), z 36,2 % (0,62 dítěte) plodnost druhého pořadí a z 13,7 % (0,23 dítěte) plodnost třetího a vyššího pořadí. Ze srovnání let 2008 a 2018 vyplývá, že nejvíce stoupla úhrnná plodnost prvního pořadí a to absolutně (o 0,12 dítěte) i relativně (o 16,5 %). Čistá míra reprodukce⁵⁾ se nepatrně zvýšila z 0,82 dívky na jednu ženu v roce 2017 na 0,83 dívky v posledním sledovaném roce, i přes mírný nárůst intenzity úmrtnosti u žen v reprodukčním věku. Ve srovnání s rokem 2008 narostla do roku 2018 čistá míra reprodukce o 0,11 dívky.

Intenzita plodnosti podle věku se při srovnání let 2008 a 2018 zvýšila zejména u třicátnic, v mladším věku zůstala přibližně na stejné úrovni a u žen v nejstarším reprodukčním věku vzrostla mírně. Porovnání let 2013 a 2018 přináší nárůst měr plodnosti téměř v každém věku a výraznou změnu plodnosti směrem vzhůru můžeme sledovat jak u třicátnic, tak i u dvacátnic. Vrchol intenzity plodnosti zůstal v celém období (s výjimkou roku 2009) u žen 30letých – v roce 2018 šlo o 128 živě narozených dětí na 1 000 žen.

Vrchol měr plodnosti prvního pořadí byl v roce 2018 u 28letých žen. Právě zhruba od tohoto věku můžeme sledovat nárůst intenzity plodnosti prvního pořadí mezi roky 2008 a 2018 (u mladších žen hodnoty spíše stagnovaly). V případě druhého pořadí byla maximální hodnota v posledním sledovaném roce u 32letých žen a opět se růst měr plodnosti

5) Čistá míra reprodukce udává průměrný počet živě narozených děvčat, která by se narodila jedné ženě a dožila se věku své matky v době porodu za předpokladu zachování měr plodnosti, úmrtnosti sledovaného roku.

Graf 5: Změny měr plodnosti podle věku žen, 2008–2018
Change in age-specific fertility rates by age of females, 2008–2018



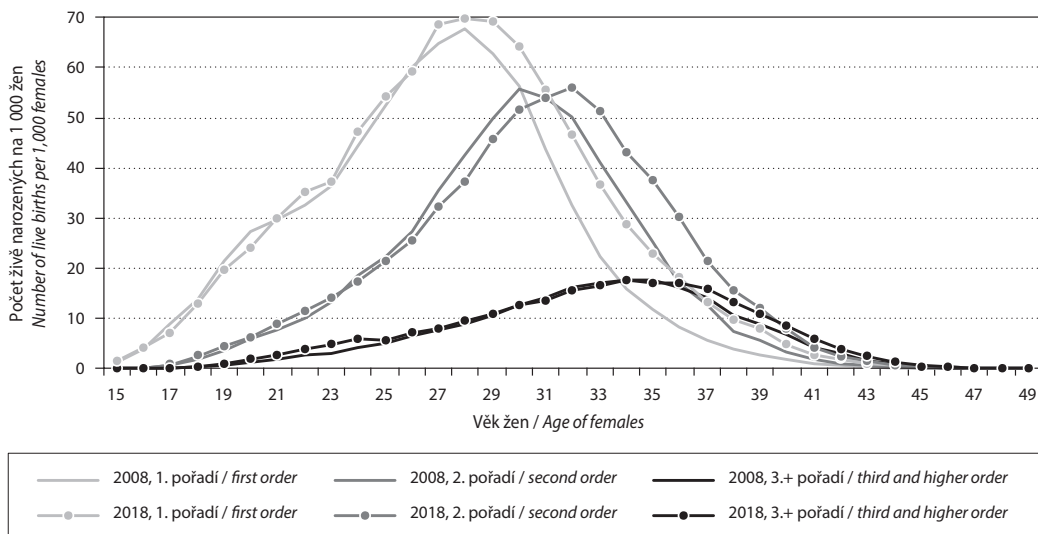
Pozn.: Záporné hodnoty ukazatele indikují pokles měr plodnosti podle věku v čase.

Note: Negative values indicates decrease in the age-specific fertility rates over time.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Graf 6: Míry plodnosti podle pořadí, 2008 a 2018
Age-specific fertility rates of females by birth order, 2008 and 2018



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

v posledních deseti letech promítl zejména zhruba od tohoto věku. U plodnosti třetího a vyššího pořadí byla v roce 2018 nejvyšší intenzita plodnosti u 34letých žen, hodnoty měr plodnosti se výrazně mezi roky 2008

a 2018 neměnily. Jediná subpopulace, která zaznamenala výraznější pokles při srovnání let 2008 a 2018, byly ženy, které realizovaly živě narozené děti druhého pořadí ve věku 27 až 30 let.

POTRATOVOST

Počet potratů⁶⁾ se v roce 2018 snížil o 2,1 tis. na 33,0 tisíc. Meziročně v roce 2018 poklesl počet u všech druhů potratu⁷⁾ a z relativního hlediska byl pokles obdobný (okolo 6 %). Absolutně nejvíce se snížilo množství indukovaných potratů z 19,4 na 18,3 tis., samovolné potraty poklesly z 14,2 na 13,3 tis. Ukončení mimoděložního těhotenství a ostatní potraty se týkaly 1 326 žen, o 81 méně než v roce 2017.

Za posledních deset let se snížil podíl umělých přerušení těhotenství na všech potratech z 62,2 % v roce 2008 na 55,5 % v roce 2018. Naopak zastoupení samovolných potratů ve stejném období vzrostlo z 34,4 % na 40,4 %. Podíl ukončení mimoděložních těhotenství se pohyboval okolo 3–4 %.

Z pohledu rodinného stavu jsou od roku 2011 potraty nejčastější mezi svobodnými ženami. V roce 2018 jich bylo u svobodných žen evidováno 17,5 tisíce, o 0,9 tis. méně než v roce 2017. Ve srovnání s rokem 2008 se jejich počet zvýšil o 0,7 tis. Počet potratů u vdáných žen klesal meziročně (z 12,5 tis. v roce 2017 na 11,8 tis. o rok později) i dlouhodobě (ve srovnání s rokem 2008 o 7,3 tis.). Rozvedené ženy v roce 2018 prodělaly 2,7 tis. potratů, což znamenalo meziroční pokles o 0,4 tis. Srovnání s rokem 2008 přináší pokles dokonce téměř o 2 tisíce potratů. Právě potraty rozvedených žen vykazovaly největší relativní pokles v komparaci se stavem před deseti lety (o 42 %). Výsledné hodnoty jsou ale ovlivněny změnou struktury žen podle rodinného stavu.

Tab. 11: Potraty, 2008–2018 / Abortions, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Potraty celkem	41 446	37 687	36 956	35 761	35 921	35 012	32 952	Abortions
– umělá přerušení těhotenství	25 760	22 714	21 893	20 403	20 406	19 415	18 298	– induced abortions
– samovolné potraty	14 273	13 708	13 857	14 082	14 212	14 190	13 328	– spontaneous abortions
– ukončení mimoděložního těhotenství a ostatní	1 413	1 265	1 206	1 276	1 303	1 407	1 326	– ectopic pregnancies and other
Potraty								Abortions
– svobodných žen	16 849	18 050	17 999	17 852	18 371	18 397	17 502	– single females
– vdáných žen	19 081	14 705	14 214	13 368	13 150	12 485	11 775	– married females
– rozvedených žen	4 654	3 928	3 766	3 505	3 442	3 088	2 683	– divorced females
UPT								Induced abortions
– svobodných žen	11 562	11 883	11 604	11 067	11 463	11 247	10 697	– single females
– vdáných žen	10 556	7 774	7 459	6 687	6 421	5 891	5 506	– married females
– rozvedených žen	3 184	2 620	2 433	2 203	2 061	1 787	1 623	– divorced females
Samovolné								Spontaneous abortions
– svobodných žen	4 848	5 630	5 879	6 188	6 302	6 448	6 173	– single females
– vdáných žen	7 766	6 383	6 241	6 149	6 208	6 064	5 727	– married females
– rozvedených žen	1 307	1 182	1 215	1 204	1 265	1 193	972	– divorced females

Pozn.: Ukončení mimoděložních těhotenství nejsou zahrnuta mezi umělé potraty.

Note: Ectopic pregnancies are not included in induced abortions

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

6) Údaje o potratech poskytuje Českému statistickému úřadu Ústav zdravotnických informací a statistiky České republiky (ÚZIS ČR).

Data o potratech za rok 2018 nejsou plně srovnatelná s údaji za rok 2017 z důvodu neúplnosti poskytnutých dat.

7) V hlášení o potratu a mimoděložním těhotenství se od 1. 1. 2016 nově rozlišují čtyři druhy potratu: samovolný, mimoděložní, umělý a ostatní. Dříve se umělé potraty ještě rozdělovaly na miniinterrupce a jiná legální UPT. Ukončení mimoděložních těhotenství jsou vždy samostatným druhem potratu, který není zahrnutý mezi umělé potraty.

Svobodné ženy byly nejčastější subpopulací z hlediska rodinného stavu i u indukovaných potratů a to v celém sledovaném období 2008–2018. V roce 2018 bylo 10,7 tis. UPT u svobodných žen, což znamenalo pokles o 0,6 tis. v porovnání s rokem 2017 a o 0,9 tis. v komparaci se stavem před deseti lety. I přes pokles absolutního počtu se podíl svobodných žen na umělých přerušeni těhotenství zvýšil z 44,9 % v roce 2008 na 58,5 % v roce 2018. Relativně více (na zhruba polovinu hodnot z roku 2008) totiž klesaly indukované potraty u vdáných a rozvedených žen, kterých bylo 5,5 tis., respektive 1,6 tis. v posledním sledovaném roce.

Samovolné potraty jsou nepočtenější u svobodných žen od roku 2015. V roce 2018 jich bylo 6,2 tis., o zhruba 0,4 tis. více než v případě vdáných žen. Při srovnání let 2008 a 2018 je patrné, že zatímco množství potratů u vdáných žen kleslo z 7,8 tis., tak v případě svobodných žen byl evidován nárůst z 4,8 tis. v roce 2008.

UPT byla v roce 2018 nejběžnější mezi ženami se dvěma živě narozenými dětmi, které tvořily 31,5 % ze všech UPT. Pouze u svobodných převažovaly bezdětné ženy (42,3 % z UPT svobodných žen).

Úhrnná potratovost dosáhla v roce 2018 hodnoty 0,49 potratu na jednu ženu a poklesla o 0,02 oproti minulému roku. O 0,01, na 0,28 potratu na jednu ženu,

poklesla úhrnná indukovaná potratovost, stejně tak i úhrnná samovolná potratovost poklesla o 0,01, a sice na hodnotu 0,19. V posledních deseti letech se snížila zejména úroveň indukované potratovosti (z 0,34 v roce 2008). Samovolná potratovost mírně rostla s výjimkou let 2009–2010 a 2018. Průměrné věky ženy podle druhu potratu meziročně stagnovaly. Při srovnání s rokem 2008 lze sledovat rostoucí průměrný věk při potratu z 29,9 let na aktuálních 30,5 let, který byl způsoben zejména zvyšováním průměrného věku žen při samovolném potratu (z 30,6 na 31,6 let), zatímco průměrný věk při indukovaném potratu se příliš neměnil a v období 2008–2018 se pohyboval mezi 29,5 až 29,8 roky.

Míry indukované potratovosti klesaly v roce 2018 oproti roku 2008 téměř ve všech věcích, přičemž výraznější pokles byl patrný u dívek do 20 let a u žen ve věku 28 až 41 let. Oproti tomu míry samovolné potratovosti klesaly mírně u žen zhruba do 30 let a výrazněji rostly ve věkové skupině 34 až 41 let, což ale bylo ovlivněno vyšším počtem těhotenství u této subpopulace. Celkové míry potratovosti podle věku, které jsou odrazem vývoje u dvou výše popsanych, se výrazněji snížily ve věkových skupinách žen do 22 let a 25–34 let.

Tab. 12: Ukazatele potratovosti, 2008–2018 / Abortion indicators, 2008–2018

Ukazatel/Věková skupina	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator/Age group
Úhrnná potratovost	0,54	0,52	0,51	0,51	0,51	0,51	0,49	Total abortion rate
Úhrnná indukovaná potratovost	0,34	0,32	0,31	0,29	0,30	0,29	0,28	Total induced abortion rate
Úhrnná samovolná potratovost	0,18	0,18	0,19	0,20	0,20	0,20	0,19	Total spontaneous abortion rate
Průměrný věk při potratu	29,9	30,1	30,3	30,3	30,5	30,5	30,5	Mean age at abortion
Průměrný věk při UPT	29,5	29,5	29,7	29,7	29,8	29,7	29,7	Mean age at induced abortion
Průměrný věk při samovolném potratu	30,6	31,1	31,2	31,1	31,5	31,6	31,6	Mean age at spontaneous abortion
Věková skupina:	Míry indukované potratovosti (na 1 000 žen) Induced abortion rates (per 1,000 females)							Age group:
15–19	7,2	7,2	6,6	6,1	5,8	5,6	5,0	15–19
20–24	12,9	12,9	12,4	12,1	12,1	12,5	12,1	20–24
25–29	13,5	13,5	13,0	12,2	12,9	12,7	12,2	25–29
30–34	13,0	13,0	13,0	12,4	12,5	11,7	11,8	30–34
35–39	11,3	11,3	11,0	10,2	10,5	9,9	9,8	35–39
40–49	2,9	2,9	3,2	3,1	3,2	3,1	2,7	40–49

Pozn.: Ukončení mimoděložních těhotenství nejsou zahrnuta mezi umělé potraty.

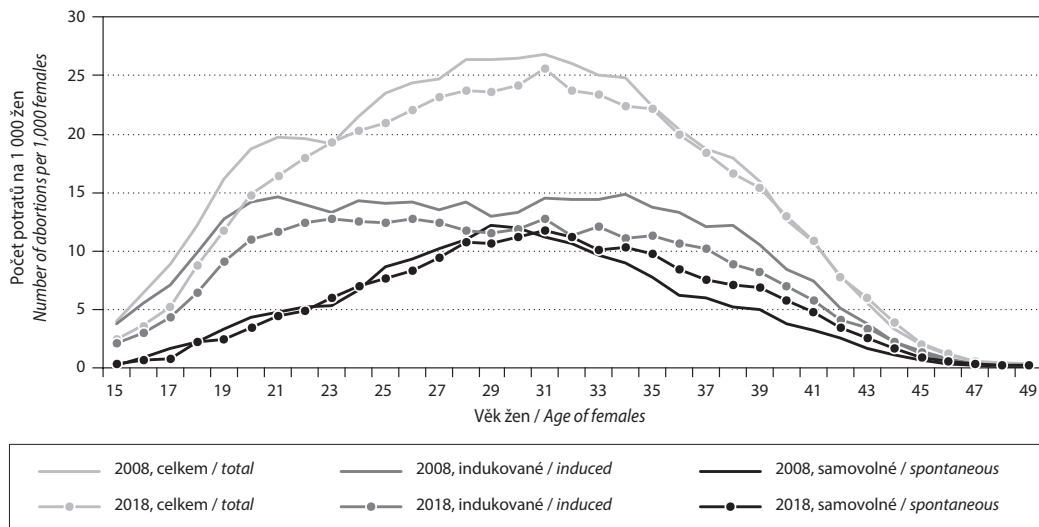
Note: Ectopic pregnancies are not included in induced abortions.

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Graf 7: Míry potrativosti podle druhu potratu a věku ženy, 2008 a 2018

Age-specific abortion rates by type of abortion, 2008 and 2018

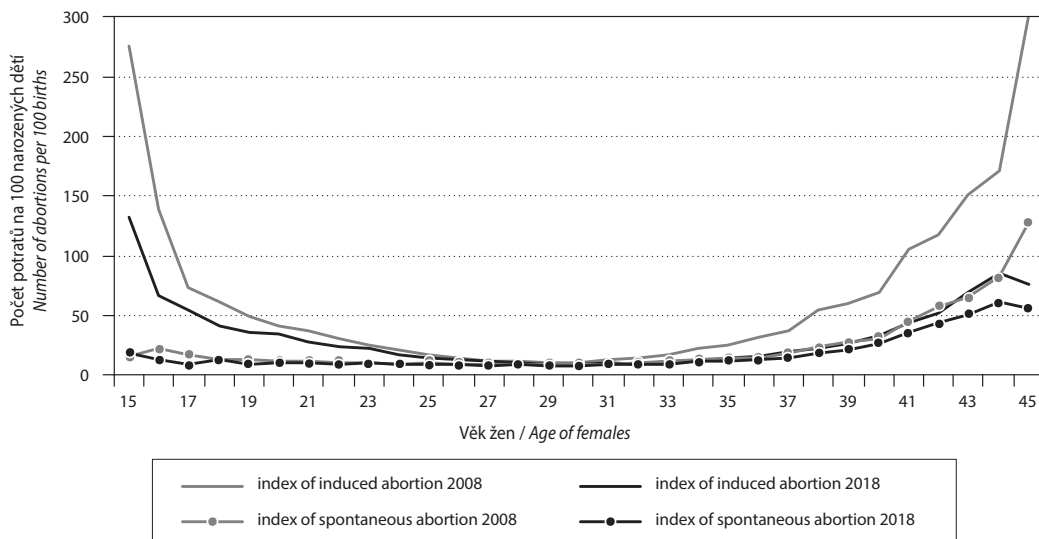


Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Graf 8: Index potrativosti podle druhu potratu a věku ženy, 2008 a 2018

Index of abortion by type of abortion and age of females, 2008–2018



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

Index potratovosti vztahuje počty potratů (podle druhu) k narozeným dětem, takže není na rozdíl od měr potratovosti, které jsou vztaženy pouze ke střednímu stavu žen, ovlivněn změnami v množství těhotenství. Vysokých hodnot u indukovaných potratů dosahuje u dívek na počátku reprodukčního období, následně klesá až na minimální hodnoty ve věcích s nejvyšší intenzitou plodnosti, a pak opět roste k vysokým hodnotám na konci reprodukčního období. Když se porovnájí roky 2008 a 2018, tak je patrné, že index indukované potratovosti klesal bez výjimky ve všech věcích. Absolutní i relativní pokles byl nejvyšší na začátku i na konci reprodukčního období. V případě samovolných potratů jsou hodnoty indexu nízké do věku ženy zhruba 30 let a poté se zvyšují, přičemž výraznější růst je patrný po věku cca 40 let. Indexy samovolné potratovosti za posledních deset let klesly, nejvýrazněji u starších žen.

ÚMRTNOST⁸⁾

V roce 2018 zemřelo 112,9 tis. obyvatel České republiky, což bylo o 1,5 tis. více než v předchozím

roce. Zároveň šlo o nejvyšší počet zemřelých za více než dvacet let, vyšší číslo bylo naposledy zaznamenáno v roce 1995. Výrazně nadprůměrný (ve srovnání s průměrem období 2008–2018) byl počet zesnulých zejména v únoru (o 10 % vyšší hodnoty) a březnu (o 21 %)⁹⁾, počty úmrtí oproti průměru byly ovšem vyšší i v ostatních kalendářních měsících s výjimkou ledna. V období 2008–2018 byly nejvyšší průměrné počty zemřelých (po standardizaci na stejný počet kalendářních dní v měsíci) v únoru, lednu a březnu, naopak nejméně v září, červnu a srpnu.

Počty zemřelých meziročně stouply u mužů (o 0,8 tis. na 57,3 tis.) i v případě žen (o 0,6 tis. na 55,6 tis.). Z hlediska hlavních věkových skupin (počty mohou být ovlivněny změnami ve věkové struktuře) mezi roky 2017 a 2018 mírně kleslo množství zemřelých dětí ve věku 0 až 14 let i osob ve věkové skupině 15–64 let. Naopak se zvýšily počty zemřelých 65letých a starších (z 91,5 tis. na 93,2 tis.). Zmíněný meziroční nárůst počtu zemřelých byl zejména patrný u sedmdesátníků (o 1,6 tis. více). Podíl zemřelých mužů ve věku 80 let a více a 90 let a více se dlouhodobě zvyšuje (28,0 %, respektive 3,7 %

Tab. 13: Standardizované počty zemřelých podle měsíce úmrtí, 2008–2018

Standardized deaths by months, 2008–2018

Rok / Year	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII
2008	9 317	8 824	9 066	9 025	8 436	8 394	8 162	8 116	8 168	8 386	8 522	8 815
2013	10 023	10 286	9 948	9 566	8 479	8 565	8 665	8 107	8 213	8 534	8 506	8 866
2014	8 833	8 867	9 031	8 654	8 326	8 243	8 496	8 171	8 579	8 835	8 592	9 586
2015	10 542	11 371	9 791	9 261	8 560	8 049	8 755	9 027	8 302	8 829	8 595	8 710
2016	9 209	9 369	9 313	8 884	8 536	8 381	8 301	8 235	8 193	8 834	8 798	9 930
2017	11 960	10 724	9 338	8 751	8 633	8 399	8 097	8 376	8 583	9 106	8 857	9 177
2018	9 328	10 941	11 664	9 314	8 530	8 362	8 835	8 815	8 535	8 865	8 893	9 385
průměr / avg. 2008–2018	9 700	9 958	9 613	8 992	8 467	8 349	8 432	8 352	8 347	8 757	8 702	9 222

Pozn.: Standardizováno na stejný počet dní (30) v měsíci. Standardizovaný počet zemřelých v měsíci = skutečný počet zemřelých v měsíci / počet dní v měsíci * 30. Tučně vyznačeny nejvyšší měsíční počty v daném roce.

Note: Standardization on the same number of days (30) in the month. Standardized deaths in the month = real deaths in the month / number of days in the month * 30. The highest number of deaths by month in given year in bold.

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical.

- 8) V době zpracování článku dosud nebylo uzavřeno zpracování statistiky příčin smrti za rok 2018. Výsledky budou zveřejněny v Demografické ročence České republiky 2018 a v publikaci Vývoj obyvatelstva České republiky – 2018.
- 9) K výraznému zhoršení epidemiologické situace došlo na přelomu ledna a února. Chřipková epidemie vrcholila v druhé polovině února a na začátku března.

Tab. 14: Zemřelí, 2008–2018 / Deaths, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Zemřelí celkem	104 948	109 160	105 665	111 173	107 750	111 443	112 920	Deaths
v tom: muži	53 076	55 098	53 740	55 934	54 880	56 442	57 273	- males
ženy	51 872	54 062	51 925	55 239	52 870	55 001	55 647	- females
Zemřelí ve věku:								Deaths at age:
0–14	521	419	421	436	483	465	454	0–14
15–64	25 664	22 141	20 746	20 503	19 601	19 481	19 280	15–64
65+	78 763	86 600	84 498	90 234	87 666	91 497	93 186	65 and over
Zemřelí ve věku 80+ (%)								Percentage of deaths at the age 80 and over
- muži	28,0	32,0	32,5	33,2	32,7	33,1	32,7	- males
- ženy	53,4	57,6	57,9	58,8	57,7	58,1	57,8	- females
Zemřelí ve věku 90+ (%)								Percentage of deaths at the age 90 and over
- muži	3,7	5,5	6,2	6,5	6,8	7,3	7,2	- males
- ženy	10,9	15,4	16,9	18,1	18,2	19,7	20,1	- females
Zemřelí do 1 roku věku	338	265	263	272	317	304	292	Deaths under 1 year of age
Míra kojenecké úmrtnosti (‰)	2,8	2,5	2,4	2,5	2,8	2,7	2,6	Infant mortality rate (‰)

Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

v roce 2008), ale v posledním zkoumaném roce došlo k mírnému poklesu o 0,4 p. b. na 32,7 % u skupiny 80+ a o 0,1 p. b. na 7,2 % u subpopulace 90+. Obdobně u žen vzrostl podíl zemřelých 80letých a starších z 53,4 % před deseti lety na 57,8 % v roce 2018 s nepatrným posledním meziročním poklesem. Ve skupině žen 90letých a starších došlo ve stejném období k růstu z 10,9 % na 20,1 %. Počet zemřelých v prvním roce života mírně poklesl z 304 v roce 2017 na 292 o rok později. Nepatrně klesla i kojenecká úmrtnost z 2,7 ‰ na 2,6 ‰.

Při zachování úmrtnosti daného roku by se živě narozené dítě mužského pohlaví v roce 2018 v průměru dožilo 76,1 let, zatímco u dívek by to bylo 81,9 let. Meziroční nárůsty byly v případě obou pohlaví pouze 0,1 roku. Ve srovnání s rokem 2008 vzrostla naděje dožití při narození absolutně i relativně více u mužů (2,1 roku; 2,8 %), než u žen (1,6 roku, 2,0 %). Dlouhodobě se však relativně více zvyšuje naděje dožití ve vyšším věku. Například pro 80leté ženy byla hodnota o 10,1 %

Tab. 15: Naděje dožití podle pohlaví a věku, 2008–2018 / Life expectancy by sex and age, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Naděje dožití mužů ve věku: 0 let	74,0	75,2	75,7	75,6	76,0	76,0	76,1	Life expectancy of males at age: 0
65 let	15,2	15,6	15,9	15,8	16,1	16,1	16,1	65
80 let	6,8	7,0	7,2	7,0	7,3	7,3	7,4	80
Naděje dožití žen ve věku: 0 let	80,3	81,2	81,7	81,5	81,8	81,8	81,9	Life expectancy of females at age: 0
65 let	18,6	19,1	19,6	19,3	19,7	19,6	19,7	65
80 let	7,8	8,2	8,5	8,3	8,7	8,6	8,6	80

Pozn.: Ukazatel vychází z úmrtnostních tabulek vypočtených jednotnou metodikou používanou ČSÚ od roku 2018.

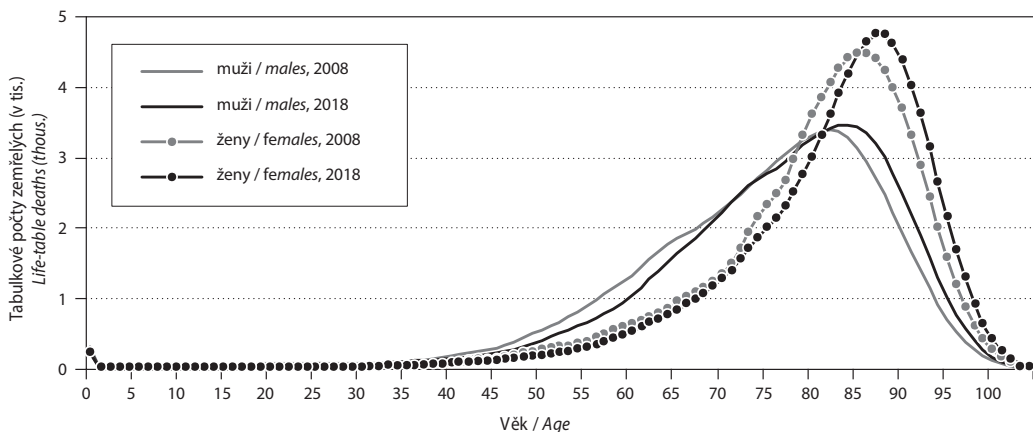
Note: The indicator is based on life tables calculated according to a unified methodology used by the CZSO since 2018.

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

Graf 9: Tabulkové počty zemřelých podle pohlaví a věku, 2008 a 2018

Life-table deaths by sex and age, 2008 and 2018



Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

vyšší v roce 2018 oproti stavu před deseti lety (u mužů o 8,5 % vyšší).

Tabulkové počty zemřelých, které jsou nezávislé na změnách ve věkové struktuře, dokládají posun maximálního počtu zemřelých do vyššího věku. U mužů se tento věk posunul z 82 let v roce 2008 na 84 let o deset let později. Množství zemřelých bylo v roce 2018 nižší oproti roku 2008 zhruba do 80 let věku (největší pokles ve věcích 56–63 let) a od té doby bylo vyšší. Nejvýraznější nárůst byl patrný ve věcích 87–92 let. U žen byl nejvyšší počet tabulkových úmrtí zaznamenán ve věku 85 let v roce 2008 a 87 let v roce 2018, přičemž nižší počty zemřelých v roce 2018 byly patrné zhruba do 85 let (největší pokles 78–82 let). Růst množství zemřelých byl nejvýraznější u žen ve věku 89–95 let.

ZAHRANIČNÍ MIGRACE

Zahraněční stěhování¹⁰⁾ se na celkovém růstu populace ČR podílelo v roce 2018 z 97 %, když saldo dosáhlo 38,6 tisíc. Jednalo se o nejvyšší hodnotu od let 2007–2008 a v meziročním srovnání došlo k nárůstu

o 12,2 tis. Výrazně se mezi roky 2017 a 2018 zvýšil počet přistěhovaných, a sice z 46,0 tis. na 58,1 tis, zatímco u vystěhovaných byl nárůst pouze mírný, a to z 17,7 tis. na 19,5 tis.

Podíl mužů na všech přistěhovaných tvořil v posledním sledovaném roce 59,5 % a na vystěhovaných 57,7 %. V posledních letech zastoupení mužů mezi migranty mírně narostlo, nejnižší hodnoty ve sledovaném desetiletí, mezi 54–56 %, byly zaznamenány v letech 2014–2016, zatímco na začátku období byly hodnoty nejvyšší (přes 60,0 %).

Nejvíce přibýlo v roce 2018 díky zahraničnímu stěhování obyvatel ve věkové skupině 25–34 let (14,4 tis.), následovala širší věková skupina 35–64 let (10,7 tis.) a mladší populace 15–24letých (9,6 tis.). Nízké bylo saldo migrace u nejstarších ve věku 65 let a více (0,2 tisíce). V meziročním srovnání stoupl saldo migrace u všech věkových skupin s výjimkou mírného poklesu právě u 65letých a starších. Růst v absolutním i relativním vyjádření byl nejvyšší ve věkové skupině 35–64 let (o 4,4 tis., respektive o 70 % více). Zastoupení této skupiny na celkovém saldu migrace v posledních letech roste.

10) Údaje o zahraničním stěhování získává ČSÚ z informačních systémů Ministerstva vnitra ČR. Konkrétně od července 2012 jde o data Ředitelství služby cizinecké policie (údaje o stavech cizinců) a data z Informačního systému evidence obyvatel (údaje o stěhování českých občanů).

Tab. 16: Zahraniční migrace podle pohlaví a věku, 2008–2018

International migration by sex and age, 2008–2018

Ukazatel	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Indicator
Přistěhovalí	77 817	29 579	41 625	34 922	37 503	45 957	58 148	Immigrants
z toho podíl mužů (%)	63,2	55,7	55,5	54,5	55,5	58,4	59,5	- percentage of males
Vystěhovalí	6 027	30 876	19 964	18 945	17 439	17 684	19 519	Emigrants
z toho podíl mužů (%)	66,2	58,4	56,3	55,4	54,0	56,3	57,4	- percentage of males
Objem stěhování	83 844	60 455	61 589	53 867	54 942	63 641	77 667	Volume of migration
Saldo migrace	71 790	-1 297	21 661	15 977	20 064	28 273	38 629	Net migration
v tom ve věku: 0–14 let	5 472	1 190	3 685	3 406	3 270	3 328	3 684	aged: 0–14
15–24 let	22 784	3 137	6 443	5 552	5 647	7 793	9 607	15–24
25–34 let	22 738	-101	6 754	5 471	7 578	10 644	14 426	25–34
35–64 let	20 214	-5 528	4 571	1 420	3 356	6 311	10 725	35–64
65+ let	582	5	208	128	213	197	187	65+

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

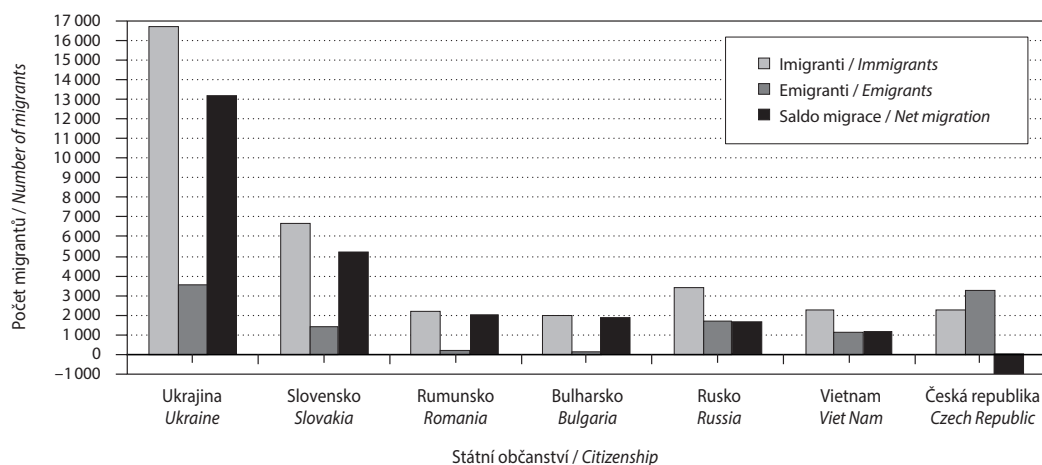
Například ve srovnání s rokem 2015 se podíl zvýšil z 8,9 % na 27,8 %. Naopak podíl dětské skupiny ve věku 0–14 let poklesl ve stejném období z 21,3 % na 9,5 % a v absolutních počtech tato subpopulace stagnovala.

Z hlediska státního občanství měli v roce 2018 nejvyšší saldo zahraničního stěhování občané

Ukrajiny (13,2 tis.; zhruba třetinu z celkového salda), kterých se na našem území zaregistrovalo k pobytu 16,7 tis. a odhlásilo se 3,5 tis. Ve srovnání s rokem 2017 jich přibýlo o 5,5 tis. více. Dalšími subpopulacemi s nejvyšším saldem zahraniční migrace byli občané Slovenska (saldo 5,2 tis. osob v roce 2018), Rumunska (2,0 tis.), Bulharska

Graf 10: Zahraniční migrace podle vybraných státních občanství, 2018

International migration by selected citizenship*, 2018



Pozn.: Občanství s pěti nejvyššími počty imigrantů, emigrantů nebo salda migrace v roce 2018.

Note: Citizenships whose number of immigrants, emigrants or net migration was among the top five in 2018.

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

(1,9 tis.) a Ruska (1,7 tis.), naopak saldo se meziročně mírně snížilo u vietnamských občanů (na 1,2 tis.). Nejvýraznější záporné saldo měli v roce 2018 občané ČR (-1,0 tis.), u nichž bylo naposledy v kladných číslech v roce 2010.

V celém období 2008–2018 nejvíce přistěhovalých ze zahraničí mířilo do Prahy (38,7 %), následovaly s velkým odstupem Středočeský kraj (12,3 %) a Jihomoravský kraj (10,3 %).

VNITŘNÍ MIGRACE

V roce 2018 bylo evidováno vnitřní stěhování v objemu¹¹⁾ 247,4 tis. změn bydliště, o 1,3 tis. více než v minulém roce. Dlouhodobý roční průměr za období 2008–2018 byl 240,7 tis. Zastoupení mužů na objemu vnitřní migrace bylo v posledních deseti letech vždy nižší než polovina, v roce 2018 šlo o 47,1 %. Nejčastější bylo v roce 2018 stěhování mezi obcemi v rámci okresu (42,3 % ze všech případů

Tab. 17: Vnitřní stěhování, 2008–2018 / Internal migration, 2008–2018

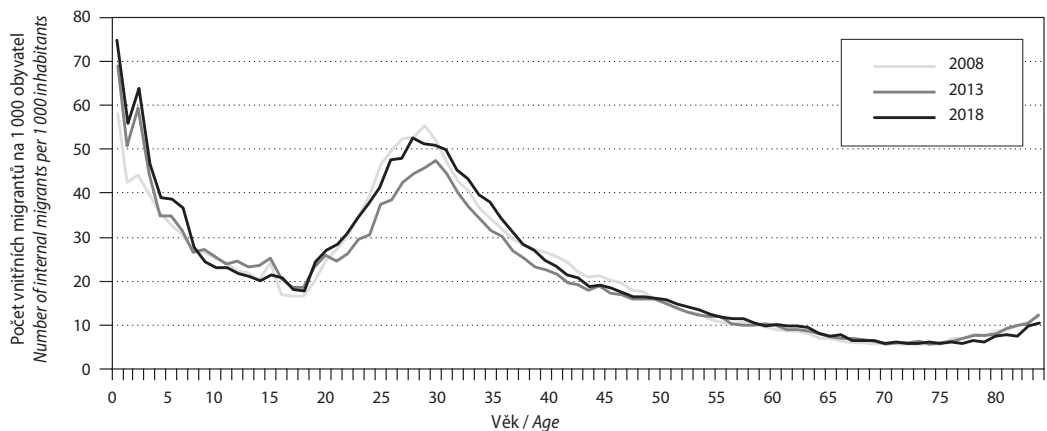
Objem stěhování	2008	2013	2014	2015	2016	2017	2018	Volume of migration
Celkem	250 071	234 094	238 339	242 113	250 722	246 070	247 414	Total
z toho podíl mužů (%)	49,4	46,5	46,2	46,2	46,7	46,5	47,1	- percentage of males
Z obce do obce v rámci okresu	104 713	103 700	104 998	105 014	107 994	104 512	104 748	Between municipalities within district
Z okresu do okresu v rámci kraje	47 444	48 946	49 979	51 393	52 235	52 468	52 892	Between districts within region
Z kraje do kraje	97 914	81 448	83 362	85 706	90 493	89 090	89 774	Between regions
z toho:								of which:
z Prahy do Středočeského	18 866	13 955	13 253	13 990	14 063	14 051	15 200	- from Prague to Středočeský region
ze Středočeského do Prahy	6 945	6 863	7 038	7 436	8 240	7 726	7 336	- from Středočeský region to Prague

Zdroj: ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office.

Graf 11: Míra vnitřní migrace podle věku, 2008-2018

Internal migration rate by age, 2008-2018



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

Source: Czech Statistical Office; authors' calculations.

11) Zahrnuje pouze stěhování přes hranici obce. Stěhování v rámci obce se nesleduje, vyjma Prahy, kde je zvlášť zpracováváno stěhování do úrovně městských částí.

vnitřní migrace), následovaly změny bydliště mezi kraji (36,3 %) a nejméně časté bylo stěhování mezi okresy v rámci kraje (21,4 %).

Z mezikrajských proudů byly v celém sledovaném desetiletí každoročně nejsilnější vzájemné proudy mezi Středočeským krajem a Prahou. Na celkovém objemu mezikrajské migrace se podílely společně zhruba z jedné čtvrtiny. V roce 2018 se z Prahy do Středočeského kraje vystěhovalo 15,2 tis. osob a opačným směrem zamířilo 7,3 tis., ztráta Prahy vůči sousednímu kraji byla 7,9 tis. osob. V roce 2008 však záporné saldo vnitřní migrace Prahy vůči Středočeskému kraji dosahovalo dokonce 11,9 tis., zatímco v dalších letech v období 2008–2018 se pohybovalo mezi 5,8 a 9,5 tis.

Intenzita vnitřní migrace byla nejvyšší u nejmladších dětí (do dvou let). Následně klesala k nízkým hodnotám ve věku 16–17 let a vzápětí vzrostla k druhému vrcholu ve věku 25–30 let (zřejmě obvykle souvisí se stěhováním za prací nebo s rodinou). Opětovný pokles směřoval k minimální intenzitě vnitřní migrace ve věku okolo 70 let, který vystřídal mírný nárůst u nejstarších (pravděpodobně

v souvislosti se stěhováním do menších obydlí nebo do zařízení sociální péče).

ZÁVĚR

Česká republika zvyšuje v posledních letech počet obyvatel zejména díky zahraniční migraci. Přirozený přírůstek je buď relativně nízký, nebo dokonce záporný. Obdobně je tomu i v Evropské unii (28 členských států), kde docházelo v letech 2015 i 2017 (poslední kompletní dostupná data) k přirozenému úbytku, zatímco saldo zahraniční migrace bylo výrazně kladné (Eurostat, 2019). Z hlediska úhrnné plodnosti dosahovala ČR v roce 2017 vyšších hodnot, než je hodnota za celou EU28 (1,69 vs. 1,59 dítěte na jednu ženu), zatímco v případě průměrného věku ženy při narození dítěte měla ČR podprůměrné hodnoty (30,0 let vs. 30,7 let). Muži i ženy v ČR měly stále horší úmrtnostní poměry než EU28 jako celek. Naděje dožití při narození u mužů v roce 2017 byla u nás o 2,2 roky nižší než v EU28 v roce 2017, v případě žen činil rozdíl 1,5 roku.

Zdroje dat:

- Český statistický úřad. 2009a...2018a. *Demografická ročenka České republiky v roce 2008...2017*. Praha: ČSÚ.
- Český statistický úřad. 2019. *Stav a pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2018*. Praha: ČSÚ.
- Český statistický úřad. 2018b a 2019b. *Úmrtnostní tabulky za ČR, regiony soudržnosti a kraje – 2016–2017 a 2017–2018*. Praha: ČSÚ.
- Český statistický úřad. 2009c...2018c. *Vývoj obyvatelstva České republiky v roce 2008...2017*. Praha: ČSÚ.
- Český statistický úřad. 2018d. *Úmrtnostní tabulky v časové řadě – 1920–2016*. Praha: ČSÚ.
- Eurostat. 2019. *Eurostat database [online]*. [cit. 2019-06-14]. Dostupné z [www: https://ec.europa.eu/eurostat/data/database](https://ec.europa.eu/eurostat/data/database)

UŽÍVÁNÍ NELEGÁLNÍCH DROG MEZI DOSPÍVAJÍCÍMI V ČR: SOUČASNÉ TRENDY VE VÝVOJI SITUACE

Pavla Chomynová¹⁾ – Kateřina Grohmannová²⁾
– Viktor Mravčík³⁾

ÚVOD

Česká republika patří dlouhodobě mezi země s vysokou mírou prevalence zkušeností s nelegálními drogami v obecné (dospělé) populaci (EMCDDA, 2018), ale současně i mezi dospívajícími (The ESPAD Group, 2016, WHO, 2016), a to zejména pokud jde o užívání konopných látek (tj. marihuany nebo hašiše). Užívání návykových látek v období dospívání s sebou přináší řadu rizik v oblasti zdraví i v oblasti sociálního vývoje jednotlivce a současně zvyšuje riziko výskytu negativních zdravotních a sociálních důsledků v dospělosti (Kabiček a kol., 2010; Anderson et al., 2017). Na úrovni jednotlivce, rodiny i společnosti existuje řada rizikových faktorů (Jessor, 1991; Jessor et al., 1995, Frisher et al., 2007, Gabrhelík, 2016), které mohou u dospívajících přispět k začátku a rozvoji užívání návykových látek nebo dalších forem rizikového chování, např. šikany, agresivního chování, kriminálního jednání, rizikového sexuálního chování, sebepoškozování nebo sebevražedným úmyslům (Kabiček, 2014, Dolejš a kol., 2014, Zemanová – Dolejš, 2015, Dzúrová a kol., 2015), případně k rozvoji tzv. syndromu rizikového chování v dospívání (Jessor, 1993; Kabiček, 2014).

Užívání návykových látek u dospívajících je běžně monitorováno prostřednictvím školních průřezových dotazníkových studií, z nichž nejvýznamnější v evropském kontextu je Evropská školní studie

o alkoholu a jiných drogách (ESPAD), která poskytuje srovnatelné údaje o rozsahu kouření, konzumace alkoholu a užívání nelegálních drog mezi šestnáctiletými studenty napříč evropskými zeměmi již od roku 1995 (The ESPAD Group, 2016; Hibell et al., 2012; Chomynová a kol., 2014). Hlavním cílem projektu ESPAD je podat přehled o rozsahu užívání návykových látek mezi mládeží a porovnat výsledky se situací v ostatních evropských zemích. Dalším cílem projektu je sledovat trendy ve vývoji situace od roku 1995 a analyzovat základní kontextové vztahy u vybraných indikátorů návykového chování (Hibell, 2014). Výsledky následně slouží také pro evaluaci strategií protidrogové politiky na evropské i národní úrovni a přípravu akčních plánů, které definují konkrétní opatření v oblasti prevence a léčby užívání návykových látek (Hibell, 2013).

Informace o výskytu rizikového chování jsou k dispozici také z dalších školních studií s celonárodním nebo regionálním pokrytím, např. ze studie HBSC (WHO, 2016; Kalman a kol., 2015) nebo studií zaměřených na osobnostní rysy a výskyt rizikových forem chování českých adolescentů (Dolejš a kol., 2018, Skopal a kol., 2014). Tyto studie jsou však často zaměřeny na mladší věkovou skupinu a z návykových látek pokrývají zejména oblast kouření tabáku a konzumace alkoholu; z nelegálních drog se zaměřují pouze do určité míry na zkušenosti s konopnými látkami.

Cílem tohoto článku je podat přehled o situaci v oblasti užívání nelegálních drog mezi dospívajícími v České republice na základě výsledků studie ESPAD realizované v roce 2015 a validační studie ESPAD

- 1) Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti, Praha; Národní ústav duševního zdraví, Klecany; Klinika adiktologie, 1. lékařské fakulty Univerzity Karlovy a Všeobecné fakultní nemocnice v Praze
- 2) Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti, Praha; Národní ústav duševního zdraví, Klecany; Institut pro kriminologii a sociální prevenci, Praha
- 3) Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti, Praha; Národní ústav duševního zdraví, Klecany; Klinika adiktologie, 1. lékařské fakulty Univerzity Karlovy a Všeobecné fakultní nemocnice v Praze

realizované v roce 2016 a popsat trendy sledované v ČR v posledních 20 letech.

METODY

Vzorek

Studie ESPAD je průřezovým dotazníkovým šetřením v běžné školní populaci, cílovou skupinou projektu ESPAD jsou studenti, kteří v roce sběru dat dosáhnou 16 let; do výběrového souboru jsou v ČR tedy zařazeny 9. třídy základních škol a 1. ročníky všech typů středních škol. Výběr jednotlivých škol a tříd je prováděn metodou vícestupňového náhodného výběru tak, aby jejich výsledné zastoupení podle typu školy bylo reprezentativní pro zastoupení škol v ČR. Sběr dat probíhá na vybraných školách v celých třídních kolektivech, a to prostřednictvím dotazníku v tištěné formě. Vyplněné dotazníky respondenti odevzdávají v neoznačených obálkách tak, aby byla zajištěna jejich anonymita. Účast ve studii je dobrovolná, studenti jsou informováni o tom, že mohou odmítnout účast ve studii. Administraci dotazníků zajišťují asistenti výzkumu z agentury pověřené terénním sběrem dat, učitelé jsou ve třídách přítomni, ale do sběru dat nezasahují. Data jsou sbírána v celých třídách bez ohledu na věk narození respondentů, po ukončení sběru dat asistenti výzkumu odesílají dotazníky k dalšímu zpracování; v průběhu celého sběru dat nemají zástupci školy přístup k jednotlivým dotazníkům. Data nejsou analyzována na úrovni jednotlivých tříd ani škol s ohledem na zajištění anonymity respondentů, nejnižší jednotkou zpracování dat jsou kraje ČR. Pro analýzu hlavních výsledků jsou vybíráni jen respondenti narození v určitém roce, a to v souladu s mezinárodními doporučeními projektu (*Hibell, 2014; The ESPAD Group, 2016*).

Dotazník studie ESPAD je založen na jednotném mezinárodním dotazníku. Dotazník v roce 2015 pokrýval výskyt kouření, zkušenosti s konzumací alkoholu a míru jeho užívání, včetně rizikových forem pití alkoholu, a zkušenosti mládeže s užitím nelegálních drog, včetně kontextu jejich užití. Zároveň byl zjišťován způsob trávení volného času šestnáctiletých, prospěch ve škole a záškoláctví, subjektivně vnímaná dostupnost legálních a nelegálních drog, vnímání rizik spojených s konzumací návykových látek a míra kontroly ze strany rodičů apod. Navíc byl mezi povinné otázky přidán modul zaměřený na hraní počítačových a hazardních her a trávení času na internetu a na sociálních sítích. Průměrná doba vyplňování dotazníku byla v ČR 46 minut.

V České republice studii ESPAD zaštiťovalo dlouhodobě Psychiatrické centrum Praha, od roku 2015 jeho nástupnická instituce Národní ústav duševního zdraví. Od roku 2003 je do realizace projektu zapojeno Národní monitorovací středisko pro drogy a závislosti a projekt je financován z rozpočtu Úřadu vlády České republiky.

Rozsah výběrového souboru, reprezentativního pro populaci 16letých studentů podle typu školy v ČR, se dlouhodobě pohybuje mezi 2,5–4,0 tisíci dotázaných, do poslední vlny studie v roce 2015 se zapojilo celkem 2783 studentů z celkem 209 náhodně vybraných základních a středních škol v celé ČR. Srovnání počtu respondentů a škol zapojených do projektu v jednotlivých letech podává Tab. 1.

S ohledem na poměrně překvapivé výsledky svědčící o výrazné změně trendů hlavních sledovaných indikátorů ve studii ESPAD 2015 byla na jaře 2016, tedy přibližně rok po sběrné fázi studie ESPAD, provedena opakovaná studie s cílem ověřit výsledky

Tab. 1: Počet respondentů v jednotlivých letech realizace studie ESPAD

Sample size in the respective years of ESPAD data collection

	1995	1999	2003	2007	2011	2015	2016
Počet respondentů / Number of respondents	2 962	3 579	3 172	3 901	3 913	2 738	2 741
Počet zapojených škol / Number of participating schools	134	131	294*	351*	364*	209	115

Pozn.: * V letech 2003–2011 byl počet škol navýšen tak, aby výsledný datový soubor umožňoval také regionální srovnání rozdílů v rámci ČR.

Note: * In 2003–2011 the number of participating schools was increased in order the resulting data set would enable to compare differences by region in the Czech Republic.

Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

zjištěné ve studii ESPAD 2015. Opakovaná studie 2016 použila reprezentativní výběr škol konstruovaný obdobně jako studie ESPAD 2015; výběrový soubor studie v roce 2016 tvořilo 2471 studentů ve věku 15–16 let ze 115 základních škol a středních škol všech typů.

Sledované ukazatele

Užívání drog je hodnoceno prostřednictvím míry prevalence, tj. podílu respondentů, kteří uvedli užití nelegální drogy alespoň jednou v životě (celoživotní prevalence), aktuální užívání (prevalence užití v posledních 12 měsících) a užití v horizontu posledního měsíce (prevalence užití v posledních 30 dnech).

Podrobněji je v tomto textu sledována zkušenost s užitím konopných látek, extáze, pervitinu a amfetaminů, heroínu nebo jiných opiátů; prevalence užití ostatních nelegálních drog je uvedena pouze pro zarámování situace. Data týkající se užití nelegálních drog v posledních 12 měsících (a posledních 30 dnech) nejsou dostupná pro všechny vlny studie ESPAD od roku 1995 – otázka na aktuální užívání nelegálních drog (s výjimkou konopných látek) nebyla do dotazníku studie zařazena pokaždé a podrobnější informace o aktuálním užívání jsou dostupné až od roku 2003.

Data byla analyzována v programu IBM SPSS Statistics 25, pro hodnocení aktuálního užívání drog a změn v jednotlivých letech byl spočítán 95% interval spolehlivosti (95% CI). Rozdíly podle pohlaví byly testovány prostřednictvím χ^2 testu nezávislosti ($p < 0,05$).

VÝSLEDKY

Celoživotní prevalence užití nelegálních drog

Alespoň jednu zkušenost s užitím nelegální drogy v životě uvedlo v roce 2015 celkem 37,4 % dotázaných šestnáctiletých studentů. Nejčastěji se jednalo o konopné látky (marihuanu nebo hašiš) (36,8 % studentů), užití jiné nelegální drogy bylo na řádově nižší úrovni – užití jiné než konopné drogy uvedlo 7,0 % respondentů. Druhou nejčastěji uváděnou nelegální drogou

byly halucinogeny (LSD a jiné halucinogeny) (3,8 %), následované halucinogenními houbami (3,3 %) a extází (2,7 %).

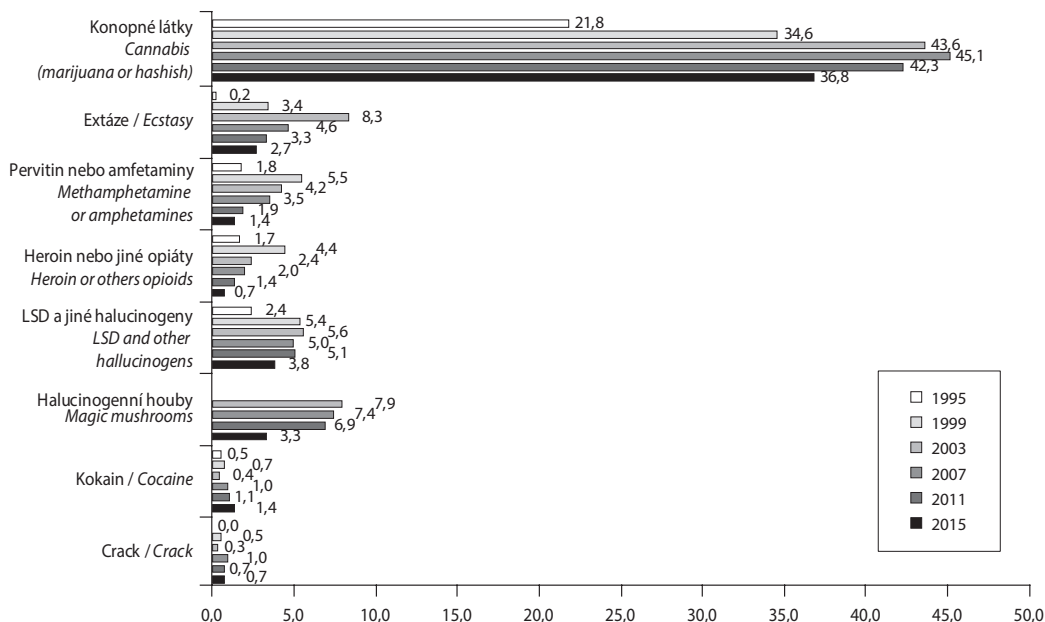
Zkušenost s užitím pervitinu, amfetaminů nebo kokainu uvedlo méně než 1,5 % dotázaných, užití heroínu nebo jiných opiátů méně než 1 % respondentů. V roce 2015 byly poprvé do studie zahrnuty také nové psychoaktivní látky (tzv. nové drogy⁴⁾) – zkušenost s jejich užitím uvedlo 6,5 % dotázaných. Zkušenost s těkavými látkami mělo v roce 2015 celkem 5,7 % studentů a s anabolickými steroidy 3,3 %, léky se sedativním účinkem užilo 15,7 % studentů.

Zatímco mezi roky 1995 a 2003 byl sledován výrazný nárůst zkušeností studentů s užitím konopných látek (z 21,8 % v roce 1995 na 43,6 % v roce 2003), mezi roky 2003 a 2007 se situace stabilizovala (45,1 %). V roce 2011 byl poprvé zaznamenán pokles celoživotní prevalence na 42,3 %, následovaný dalším poklesem (na 36,8 %) v období 2011–2015. U ostatních nelegálních drog byl sledován pokles celoživotní prevalence již od roku 2003; uváděné zkušenosti s užitím pervitinu a heroínu klesají dokonce již od roku 1999 (Graf 1). Jedinou nelegální drogou, kde byl v posledních letech zaznamenán mírný nárůst, je kokain, nicméně zkušenosti s užitím kokainu zůstávají i nadále na nízké úrovni – zatímco do roku 2011 uvádělo zkušenost s jeho užitím méně než 1 % respondentů (1,1 % v roce 2011), v roce 2015 to bylo 1,4 % studentů.

Užívání nelegálních drog je dlouhodobě vyšší mezi chlapci, ovšem v posledních letech dochází k vyrovnávání rozdílů mezi chlapci a dívkami. V roce 2015 byla poprvé sledována vyšší prevalence zkušeností s užitím nelegálních drog mezi dívkami, a to zejména v případě konopných látek (37,5 % dívek a 36,1 % chlapců). Mírně vyšší zkušenosti uváděly dívky také v případě LSD a jiných halucinogenů (4,0 % dívek a 3,6 % chlapců) a pervitinu (1,7 % dívek a 1,0 % chlapců), rozdíly však nebyly statisticky významné ($p > 0,05$), viz Tab. 2. Významné rozdíly byly v roce 2015 sledovány pouze v případě užití sedativ (signifikantně vyšší mezi dívkami) a anabolických steroidů (vyšší mezi chlapci).

4) Jde o látky, které mají podobné účinky jako nelegální drogy, vyskytují se ve formách bylinných směsí, prášku, tablet apod. a bývají často nabízeny prostřednictvím internetu. Bývají nabízeny pod různými jmény (např. Funky, El Magico, Spice, El Padrino), chemickými názvy nebo zkratkami, příkladem jsou také poppers, ketamin, GBL, mefedron, pentedron, MDPV, apod.

Graf 1: Trendy v užívání nelegálních drog v letech 1995–2015 – celoživotní prevalence, obě pohlaví celkem (%) / Trends in the use of illicit drugs in 1995–2015, lifetime prevalence, total for both sexes



Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

Tab. 2: Celoživotní prevalence užívání nelegálních drog podle pohlaví v r. 2015 (%)

Lifetime prevalence of the use of illicit drugs by sex in 2015 (%)

Droga / Illicit drug	Chlapci / Boys	Divky / Girls	Celkem / Total	p
Jakákoliv nelegální droga / Any illicit drug	36,7	38,1	37,4	0,240
Jakákoliv nekonopná droga / Any illicit drug other than cannabis	7,2	6,7	7,0	0,316
Konopné látky / Cannabis (marijuana or hashish)	36,1	37,5	36,8	0,080
Extáze / Ecstasy	3,4	2,0	2,7	0,048
Pervitin / Methamphetamine	1,0	1,7	1,4	0,315
Amfetaminy / Amphetamine	0,7	1,0	0,9	0,580
Heroin nebo jiné opiáty / Heroin or others opioids	1,0	0,4	0,7	0,156
LSD a jiné halucinogeny / LSD and other hallucinogens	3,6	4,0	3,8	0,690
Halucinogenní houby / Magic mushrooms	3,6	3,0	3,3	0,622
Kokain / Cocaine	1,5	1,3	1,4	0,176
Crack / Crack	0,7	0,6	0,7	0,200
Sedativa / Sedatives	10,7	20,5	15,7	0,000
Těkavé látky / Inhalants	5,5	5,9	5,7	0,863
Anabolické steroidy / Anabolic steroids	4,0	2,6	3,3	0,017
Nové drogy / New psychoactive substances (NPS)	6,0	7,0	6,5	0,002

Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

Validizační studie ESPAD v r. 2016 potvrdila výsledky zjištěné ve studii ESPAD 2015 – srovnání základních indikátorů poskytuje Tab. 3. Pokud jde o nelegální drogy, studenti v roce 2016 opět nejčastěji uváděli zkušenosti s užitím konopných látek, užívání ostatních nelegálních drog zůstává na řádově nižší úrovni. Výsledky současně naznačují, že trendy v oblasti užívání návykových látek mezi

16letými studenty sledované v l. 2011–2015 dále pokračovaly i v r. 2016 – na příkladu celoživotní prevalence zkušeností s konopnými látkami je patrné, že nadále pokračoval trend poklesu sledovaný již od r. 2007, k poklesu došlo shodně u chlapců a dívek a potvrdil se tak i trend postupného vyrovnávání rozdílů v užívání návykových látek mezi pohlavími (Graf 2).

Tab. 3: Celoživotní prevalence užití nelegálních drog v roce 2016 podle pohlaví – srovnání se studií ESPAD 2015 (%) / Lifetime prevalence of the use of illicit drugs by sex in 2016, comparison to the ESPAD 2015 (%)

Droga / Illicit drug	Validizační studie ESPAD 2016			ESPAD 2015
	Chlapci / Boys (n = 1 317)	Dívky / Girls (n = 1 154)	Celkem* / Total* (n = 2 471)	Celkem / Total (n = 2 738)
Konopné látky / Cannabis (marijuana or hashish)	32,7	31,1	32,0	36,8
Extáze / Ecstasy	3,7	2,9	3,3	2,7
Pervitin a amfetaminy / Methamphetamine and amphetamines	1,1	1,4	1,2	1,4
Kokain / Cocaine	1,5	1,5	1,5	1,4
Heroin a jiné opiáty / Heroin and others opioids	1,2	0,9	1,1	0,7
LSD / LSD	3,6	3,1	3,4	3,8
Halucinogenní houby / Magic mushrooms	4,3	3,2	3,8	3,3
Anabolické steroidy / Anabolic steroids	3,1	2,4	2,8	3,3
Těkavé látky / Inhalants	7,1	6,4	6,8	5,7
Sedativa / Sedatives	10,7	19,4	14,7	15,7

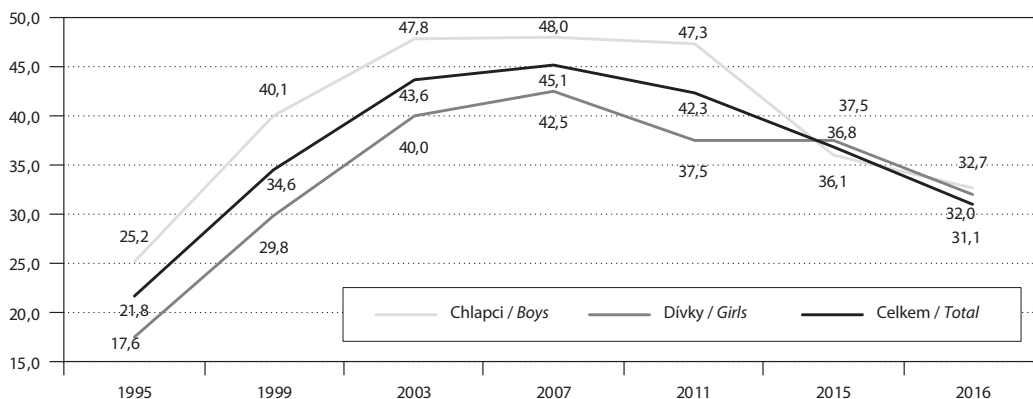
Pozn.: *Rozdíly mezi pohlavími se v roce 2016 neprokázaly jako statisticky významné ($p > 0,05$), výjimkou byla celoživotní prevalence užití sedativ.
 Note: *In 2016 differences between sexes did not prove to be statistically significant ($p > 0,05$). The lifetime prevalence of the use of sedatives made the only exemption.

Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

Graf 2: Trendy v celoživotní prevalenci užití konopných látek v letech 1995–2016 podle pohlaví (%)

Trends in lifetime prevalence of the use of cannabis by sex in 1995–2016 (%)



Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

Aktuální užívání nelegálních drog

Aktuální situaci a trendy v oblasti užívání drog lépe odrážejí ukazatele zkušeností v horizontu posledních 12 měsíců. V případě respondentů studie ESPAD lze navíc vzhledem k jejich věku předpokládat, že převážná část zkušeností s užitím nelegálních drog se odehrála právě v posledním roce.

V posledním roce užilo nějakou nelegální drogu 27,7 % dotázaných. Konopné látky užila více než čtvrtina studentů (27,0 %), polovina z nich je užila i v posledních 30 dnech (téměř 12,8 % všech respondentů). Extázi i LSD nebo jiné halucinogeny užilo v posledních 12 měsících shodně 1,7 % šestnáctiletých, užití jiných nelegálních drog uvedlo méně než 1 %

Tab. 4: Užití vybraných nelegálních drog v posledních 12 měsících a posledních 30 dnech podle pohlaví (%)

Prevalence of the use of selected illicit drugs by sex in the last 30 days and frequency of the use of selected illicit drugs in the last 12 months (%)

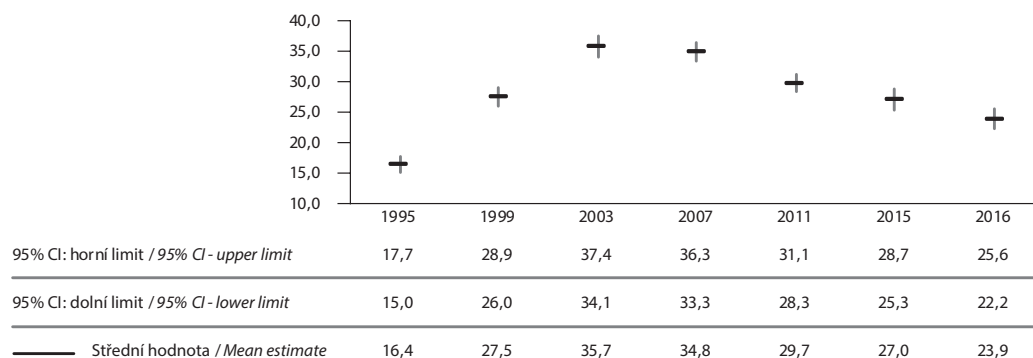
Aktuální užívání / Current use	Užití v posledních 12 měsících Used in the last 12 months				Užití v posledních 30 dnech Used in the last 30 days			
	Chlapci Boys	Dívky Girls	Celkem Total	p	Chlapci Boys	Dívky Girls	Celkem Total	p
Jakákoliv nelegální droga / Any illicit drug	26,7	28,6	27,7	0,150	14,3	12,5	13,4	0,091
Jakákoliv nekonopná droga Any illicit drug other than cannabis	4,2	3,5	3,8	0,188	2,1	1,5	1,8	0,130
Konopné látky / Cannabis (marijuana or hashish)	25,8	28,2	27,0	0,133	13,5	12,2	12,8	0,385
Extáze / Ecstasy	1,9	1,6	1,7	0,282	0,8	0,4	0,6	0,503
Pervitin / Methamphetamine	0,7	0,9	0,8	0,667	0,4	0,4	0,4	0,267
Amfetaminy / Amphetamines	0,4	0,3	0,4	0,142	0,3	0,1	0,2	0,484
Heroin nebo jiné opiáty / Heroin or others opioids	n.a.	n.a.	n.a.	–	n.a.	n.a.	n.a.	–
LSD a jiné halucinogeny LSD and other hallucinogens	1,7	1,7	1,7	0,548	0,8	0,9	0,8	0,535
Halucinogenní houby / Magic mushrooms	1,2	1,0	1,1	0,319	0,4	0,3	0,4	0,354
Kokain / Cocaine	1,1	0,6	0,8	0,354	0,5	0,1	0,3	0,155
Crack / Crack	0,4	0,4	0,4	0,154	0,3	0,0	0,1	0,245

Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD), rok 2015..

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD), year 2015..

Graf 3: Trendy v aktuálním užívání konopných látek v letech 1995–2016 (%)

Trends in the current use of cannabis in 1995–2016 (%)



Pozn.: 95% CI odpovídá 95% intervalu spolehlivosti.

Note: 95% CI refers to the 95% confidence interval.

Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

studentů (Tab. 4). Prevalence užití nelegálních drog v horizontu posledních 30 dní byla mezi šestnáctiletými na minimální úrovni. Podrobnější analýza ukázala, že rozdíly mezi chlapci a dívkami nebyly statisticky významné u žádné ze sledovaných nelegálních drog.

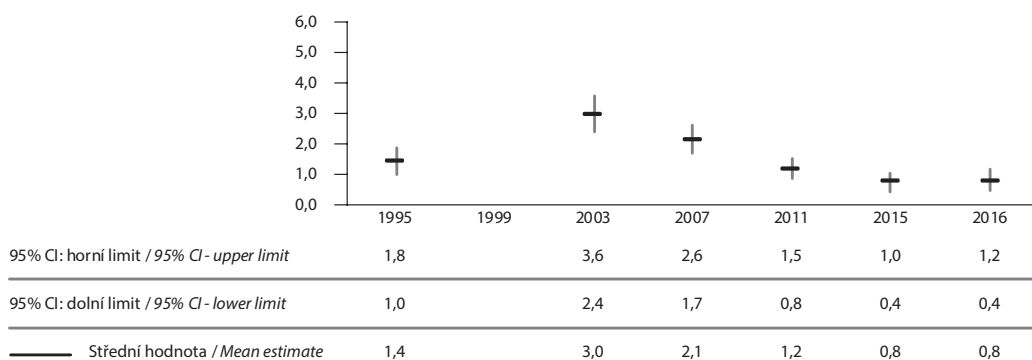
V roce 2016 uvedlo užití konopných látek v horizontu posledních 12 měsíců celkem 23,9 % dotázaných (24,1 % chlapců a 23,6 % dívek), užití ostatních nelegálních drog bylo stejně jako v roce 2015 na minimální úrovni. Užití konopných látek

v posledních 30 dnech uvedlo 10,2 % studentů (12,0 % chlapců a 8 % dívek).

V období 1995–2003 byl sledován signifikantní nárůst aktuálního užívání konopných látek mezi studenty; a to na více než dvojnásobnou úroveň (Graf 3). V dalším období se situace stabilizovala a mezi roky 2007–2011 rozsah aktuálního užívání konopí mezi dospívajícími významně poklesl; k dalšímu, již statisticky nevýznamnému, poklesu došlo mezi roky 2011–2015 a dále 2015–2016.

Graf 4: Trendy v aktuálním užívání pervitinu nebo amfetaminů v letech 1995–2016 (%)

Trends in current methamphetamine and amphetamines use in 1995–2016 (%)



Pozn.: Aktuální užívání pervitinu nebo amfetaminů nebylo v roce 1999 zahrnuto do dotazníku. 95% CI odpovídá 95% intervalu spolehlivosti.

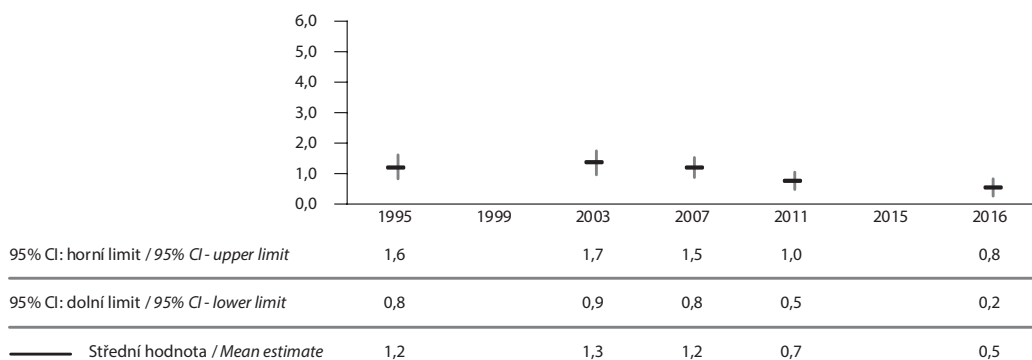
Note: The current use of methamphetamine or amphetamines was not included in the questionnaire in 1995. 95% CI refers to the 95% confidence interval.

Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

Graf 5: Trendy v aktuálním užívání heroinu a jiných opiátů v letech 1995–2016 (%)

Trends in the current use of heroin and other opioids in 1995–2016 (%)



Pozn.: Aktuální užívání heroinu a jiných opiátů nebylo v roce 1999 a 2015 zahrnuto do dotazníku. 95% CI odpovídá 95% intervalu spolehlivosti.

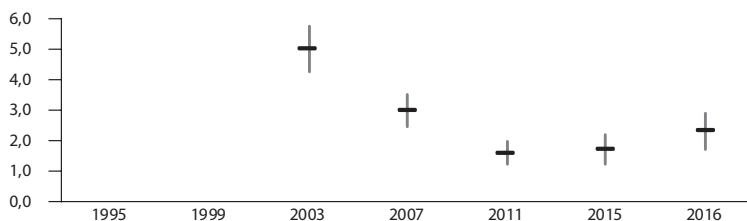
Note: The current use of heroin and other opiates was not included in the questionnaire in 1995. 95% CI refers to the 95% confidence interval.

Zdroj: Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).

Source: European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

Graf 6: Trendy v aktuálním užívání extáze v letech 2003–2016 (%)

Trends in the current use of ecstasy in 2003–2016 (%)



95% CI: horní limit / 95% CI - upper limit

95% CI: dolní limit / 95% CI - lower limit

— Střední hodnota / Mean estimate

Pozn.: Aktuální užívání extáze se sleduje pravidelně až od roku 2003. 95% CI odpovídá 95% intervalu spolehlivosti.**Note:** The current use of ecstasy has been measured regularly since 2003. 95% CI refers to the 95% confidence interval.**Zdroj:** Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD).**Source:** European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD).

Obdobný trend lze sledovat i v případě aktuálního užívání pervitinu (a amfetaminů) a heroínu (nebo jiných opiátů). Po nárůstu rozsahu zkušeností v 90. letech minulého století se situace stabilizovala a trend se obrátil, přičemž významný pokles byl zaznamenán zejména mezi roky 2007–2011 (Graf 4 a Graf 5). Rozsah aktuálního užívání pervitinu i heroínu je na řádově jiné úrovni v porovnání s konopnými látkami; podle poslední vlny studie byla prevalence aktuálního užívání těchto látek pod hranici 1 %. V případě extáze došlo k signifikantnímu poklesu aktuálního užívání již v období 2003–2007, stejně jako k dalšímu poklesu v následujícím období (Graf 6). V současné době se rozsah aktuálních zkušeností s extází mezi studenty pohybuje na úrovni 1,7–2,3 %, oproti roku 2011 jde o mírný nesignifikantní nárůst v uváděných zkušenostech.

DISKUZE

Výsledky Evropské školní studie o alkoholu a jiných drogách z roku 2015 ukázaly, že nejčastěji užitou nelegální drogou mezi českými studenty jsou konopné látky (36,8 % studentů), následované LSD a jinými halucinogeny (3,8 %), halucinogenními houbami (3,3 %) a extází (2,7 %). Výsledky validizační studie z roku 2016 tyto údaje potvrdily. V evropském kontextu jsou zkušenosti českých šestnáctiletých s užitím konopných látek v životě i v prevalenci jejich

aktuálního užívání jedny z nejvyšších – zkušenosti v ČR uvádí výrazně více studentů než v pořadí druhé Francii nebo Monaku (31 %) a dvakrát více ve srovnání s celoevropským průměrem (16 %). V případě zkušenosti s užitím jiných než konopných drog vykazují čeští studenti míry prevalence srovnatelné s průměrem evropských zemí (5–6 %) (The ESPAD Group, 2016).

Dlouhodobé trendy mezi českými 16letými naznačují, že mezi roky 1995 a 2003 byl sledován výrazný nárůst zkušeností studentů s užitím konopných látek (z 22 % na 44 %), mezi roky 2003 a 2007 se situace stabilizovala a od roku 2011 sledujeme pokles zkušeností s konopnými látkami. U ostatních nelegálních drog byl sledován pokles celoživotní prevalence již od roku 2003. Pokles zkušeností s užitím konopných látek potvrzují i další rozsáhlé studie realizované v posledních letech, např. podle výsledků studie HBSC poklesla zkušenost 15letých školáků s konopnými látkami z 31 % v roce 2010 na 24 % v roce 2014 (Csémy a kol., 2016; Kalman a kol., 2015; Kázmér a kol., 2017) a podle výsledků celonárodní studie s využitím výzkumného nástroje VRCHA poklesla mezi 11–15letými žáky zkušenost s konopnými látkami z 10,9 % v roce 2014 na 8,5 % v roce 2017 (Skopal a kol., 2014; Dolejš a kol., 2018).

Užívání nelegálních drog je dlouhodobě vyšší mezi chlapci, ovšem v posledních letech dochází podle studie ESPAD k vyrovnávání rozdílů mezi chlapci

a dívkami, přičemž tento trend je výrazný především u konopných látek (zkušenost uvedlo 32,7 % chlapců a 31,1 % dívek). Obdobné trendy zaznamenala také studie HBSC v roce 2014, kdy zkušenost uvedlo 22,8 % chlapců a 23,2 % dívek (Csémy a kol., 2016). V evropském kontextu však nelze trendy u indikátorů užívání nelegálních drog zobecnit – v posledních letech se ukazuje, že v zemích s historicky nízkou prevalencí užívání konopných látek byl sledován v posledním období (tj. mezi roky 2011–2015) postupný nárůst, zatímco v zemích s vyšší mírou užívání konopných drog v roce 2011 byl v posledních letech zaznamenán spíše pokles (The ESPAD Group, 2016; Kraus a kol., 2018).

Všechny dostupné reprezentativní školní studie v ČR ukazují, že zkušenosti dospívajících s nelegálními drogami jsou ve většině případů omezené na konopné látky (tj. marihuanu nebo hašiš) – zkušenosti s užitím jiných nelegálních drog se vyskytují na řádově nižší úrovni (Mravčík a kol., 2018). Existují však skupiny mládeže ve zvýšeném riziku, které vykazují několikanásobně vyšší míru zkušeností s užíváním nelegálních drog ve srovnání s běžnou školní populací – např. příslušníci etnických skupin, sociálně vyloučených lokalit, mládež v dětských domovech nebo výchovných ústavech, nebo klienti nízkoprahových zařízení pro děti a mládež (NZDM) (Mravčík a kol., 2016).

V souvislosti s poklesem výskytu užívání návykových látek u české mládeže je potřeba zmínit také to, že v posledních letech dochází ke změnám v životním stylu mládeže a ve způsobu trávení volného času, a to zejména ve spojení s používáním internetu a sociálních sítí (Chomynová a kol., 2016). Dospívající tráví méně času s vrstevníky venku, a naopak více času ve virtuálním prostoru, resp. doma, kde je nižší pravděpodobnost užívání návykových látek. Na druhou stranu se však v souvislosti s používáním nových technologií, trávením času na internetu prostřednictvím počítače či chytrého telefonu objevují jiná rizika jako např. pokles pohybové aktivity nebo kyberšikana. Obdobné závěry vycházejí také z informací o výskytu a způsobu řešení různých forem rizikového chování na školách, které potvrzují, že v posledních letech dochází k poklesu míry řešení problémů spojených s užíváním návykových látek, naopak k nárůstu dochází v případě agrese a šikany (Mravčík a kol., 2018; Dolejš a kol., 2018). Mezi další faktory, které přispívají k tomu, že míra užívání návykových látek mezi českými adolescenty

je aktuálně nižší než dříve, jsou sociokulturní změny (přitažlivost užívání návykových látek pro adolescenty obecně klesla), vyšší míra rodičovské kontroly a také vyšší míra expozice preventivním programům. Je také možné, že došlo k posunu prvních zkušeností s návykovými látkami do pozdějšího věku, což by byl dobrý výsledek sám o sobě (Chomynová a kol., 2016).

Studie ESPAD má obdobně jako další školní dotazníkové studie metodologická omezení. V první řadě pokrývají pouze mládež, která je v době sběru dat přítomná v běžných školách, a tudíž nepokrývá mládež, která již ukončila školní docházku nebo záškoláky, ani studenty speciálních škol, výchovných a diagnostických ústavů nebo studenty škol, kde výuka probíhá v jiném jazyce než češtině. Dále jde o tzv. self-reported odpovědi do dotazníkového formuláře, které obecně bývají zatíženy informačním bias, ale výpovědi studentů mohou být v případě užívání nelegálních drog podhodnocené také proto, že studenti nemají např. dostatečnou důvěru v anonymitu šetření.

ZÁVĚR

Studie ESPAD zaznamenává v posledních letech pokles míry zkušeností českých dospívajících s nelegálními drogami, zejména s konopnými látkami, které patří dlouhodobě k nejčastěji užívaným nelegálním drogám mezi českými dospívajícími. Současně se mění i dlouho pozorované vzorce v rozdílech mezi pohlavími, dochází k postupnému vyrovnávání v prevalenci zkušeností s drogami u chlapců a dívek. V evropském kontextu však i přes sledované pozitivní trendy zůstávají zkušenosti českých dospívajících s návykovými látkami nadprůměrné.

Pravidelný monitoring situace a trendů v oblasti užívání návykových látek mezi dospívajícími má velký význam pro nastavení protidrogové politiky v ČR, zejména pak pro formulaci konkrétních preventivních opatření a aktivit, jejichž cílem je předejít užívání návykových látek mezi mládeží a/nebo oddálit začátek jejich užívání, a tedy snížit dopady užívání na individuální úrovni i na úrovni společnosti.

DEDIKACE

Tento článek byl podpořen projektem č. LO1611 za finanční podpory MŠMT v rámci programu NPU I. a programem institucionální podpory UK Progres č. Q06/LF1.

Literatura

- Anderson, P. et al. 2017. *The New Governance of Addictive Substances and Behaviours*, Oxford: Oxford University Press.
- Csémy, L. – Kázmér, L. – Dvořáková, Z. 2016. *Užívání návykových látek mezi dětmi školního věku: Výsledky studie HBSC 1994–2014*. Příspěvek přednesený na semináři Společnosti pro návykové nemoci ČLS JEP, Praha, 6. dubna 2016.
- Dolejš, M. – Skopal, O. – Suchá, J., et al. 2014. *Protektivní a rizikové osobnostní rysy u adolescentů*, Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci.
- Dolejš, M. – Zemanová, V. – Vavrysová, L. 2018. *Standardizační studie na populaci českých adolescentů ve věku 11–19 let z roku 2017*: Ne publikováno.
- Džúrová, D. – Csémy, L. – Spilková, J. – Lustigová, M. 2015. *Zdravotně rizikové chování mládeže v Česku*, Praha: Státní zdravotní ústav.
- EMCDDA 2018. *European Drug Report 2018. Trends and development*. Lisbon: EMCDDA.
- Frisher, M. et al. 2007. *Predictive factors for illicit drug use among young people: a literature review*. London: Research Development and Statistics Directorate, Home Office.
- Gabrhelík, R. 2016. *Prevence užívání návykových látek jako vědní disciplína a její aplikace v praxi*, Praha: Klinika adiktologie 1. lékařské fakulty Univerzity Karlovy v Praze a Všeobecné fakultní nemocnice v Praze.
- Hibell, B. 2013. *The 2012 ESPAD Impact Survey*. Lisbon: EMCDDA.
- Hibell, B. 2014. *Overview of the ESPAD Project: Background, Methodology and Organisation. The ESPAD Handbook, Section 2*. Lisbon: EMCDDA.
- Hibell, B. et al. 2012. *The 2011 ESPAD Report. Substance Use Among Students in 36 European Countries*. Stockholm: Swedish Council for Information on Alcohol and Other Drugs (CAN).
- Chomynová, P. – Csémy, L. – Grolmusová, L. – Sadílek, P. 2014. *Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD): Výsledky průzkumu v České republice v roce 2011*. Praha: Úřad vlády České republiky.
- Chomynová, P. – Csémy, L. – Mravčík, V. 2016. *Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD) 2015. Zaostřeno*, 14, s. 1–16.
- Jessor, R. 1991. Risk behavior in adolescence: A psychological framework for understanding and action. *Journal of Adolescent Health*, 12, s. 597–605.
- Jessor, R. 1993. Problem behavior theory. 1, s. 872–877.
- Jessor, R. et al. 1995. Protective Factors in Adolescent Problem Behavior: Moderator Effects and Developmental Change. *Developmental Psychology*, 31, s. 923–933.
- Kabičák, P. – Sulek, Š. – Mizerová, L. 2010. Syndrom rizikového chování v dospívání (možnosti efektivní prevence v oblasti abúzu návykových látek). *Pediatric pro praxi*, 11, s. 46–48.
- Kabičák, P., Hamanová, J., Csémy, L. et al. 2014. *Rizikové chování v dospívání a jeho vztah ke zdraví*, Praha: Nakladatelství Triton.
- Kalman, M. a kol. 2015. *Národní zpráva o zdraví a životním stylu dětí a školáků na základě mezinárodního výzkumu uskutečněného v roce 2014 v rámci projektu "Health Behaviour in School-aged Children: WHO Collaborative Cross-National study (HBSC)"*. Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci.
- Kázmér, L. a kol. 2017. Trends in Lifetime Cannabis Use Among School-aged Children from 2002 to 2014. *Central European Journal of Public Health*, 25 (Suppl 1), S47–S50.
- Kraus, L. et al. 2018. 'Are The Times A-Changin'? Trends in adolescent substance use in Europe. *Addiction*, 113, s. 1317–1332.
- Mravčík, V. (ed.) 2016. *Výroční zpráva o stavu ve věcech drog v České republice v roce 2015*, Praha: Úřad vlády České republiky.
- Mravčík, V. (ed.) 2018. *Výroční zpráva o stavu ve věcech drog v České republice v roce 2017*, Praha: Úřad vlády České republiky.
- Skopal, O. – Dolejš, M. – Suchá, J. 2014. *Vybrané osobnostní rysy a rizikové formy chování u českých žáků a žákyně*, Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci.
- The ESPAD Group 2016. *ESPAD Report 2015. Results from the European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- WHO 2016. *Growing up unequal: Gender and socioeconomic differences in young people's health and well-being. Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) Study: International Report From The 2013/2014 Survey*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe.
- Zemanová, V. – Dolejš, M. 2015. *Životní spokojenost, sebehodnocení a výskyt rizikového chování u klientů nízkoprahových zařízení pro děti a mládež*. Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci.

SOUHRN

Užívání návykových látek v období dospívání přináší řadu rizik v oblasti zdraví i sociálního vývoje jednotlivce a současně zvyšuje výskyt negativních zdravotních a sociálních důsledků v dospělosti. Nejvýznamnější studií, která v evropském kontextu poskytuje srovnatelné údaje o rozsahu kouření, konzumace alkoholu a užívání nelegálních drog mezi šestnáctiletými studenty, je *Evropská školní studie o alkoholu a jiných drogách (ESPAD)*. Cílem článku je na základě výsledků studie ESPAD podat přehled o situaci v oblasti užívání nelegálních drog mezi dospívajícími v České republice a popsat trendy sledované v ČR v posledních 20 letech.

Nejčastěji užitou nelegální drogou mezi českými studenty byly v r. 2015 konopné látky (36,8 % studentů), následované LSD a jinými halucinogeny (3,8 %), halucinogenními houbami (3,3 %) a extází (2,7 %). Dlouhodobé trendy naznačují, že mezi roky 1995

a 2003 byl sledován výrazný nárůst zkušeností studentů s užitím konopných látek (z 21,8 % na 43,6 %), mezi roky 2003 a 2007 se situace stabilizovala a od roku 2011 sledujeme pokles zkušeností s konopnými látkami. U ostatních nelegálních drog byl sledován pokles celoživotní prevalence již od roku 2003. Současně se v posledních letech mění i dlouho pozorované vzorce v rozdílech mezi pohlavími, dochází k postupnému vyrovnávání v prevalenci zkušeností s drogami u chlapců a dívek. V evropském kontextu však i přes sledované pozitivní trendy zůstávají zkušenosti českých dospívajících s návykovými látkami nadprůměrné. Pravidelný monitoring situace a trendů v oblasti užívání návykových látek mezi dospívajícími má velký význam pro nastavení protidrogové politiky v ČR a konkrétních opatření a aktivit v oblasti prevence.

SUMMARY

Substance use in adolescence brings a wide range of harms for the health and social development of an individual, and increases the risk of adverse health and social consequences in the adulthood. *The European School Survey Project on Alcohol and Other Drugs (ESPAD)* is one of the most important projects focusing on the extent of tobacco, alcohol and illicit drug use among 16-year-old students in Europe. The aim of the paper is, based on the ESPAD study results, to summarize the situation and trends in illicit drug use among Czech adolescents in the last 20 years.

Cannabis was the most widely illicit drug reported by Czech adolescents in 2015 (36.8% students reported having tried cannabis in lifetime), followed by LSD and other hallucinogens (3.8%), hallucinogenic mushrooms (3.3%) and Ecstasy (2.7%). Trends

in the long run suggest significant increases in cannabis prevalence between 1995 and 2003 (from 21.8% to 43.6%), stabilization of the situation between 2003 and 2007, and gradual decline in cannabis use since 2011. In case of other illicit drugs, declines have been observed already since 2003. At the same time, patterns of substance use have changed recently, long-term differences seen between boys and girls have declined. Even though positive trends in substance use have been observed, the reported experience of Czech adolescents with substance use has stayed above the European average. Regular monitoring of the situation and trends in substance use among adolescents is important for the setting of drug policy in the Czech Republic and for the implementation of preventive measures and activities.

TVORBA POPULAČNÉHO RASTRA MESTA BRATISLAVY PRIESTOROVOU DEZAGREGÁCIOU

Dagmar Kusendová¹⁾ – Pavol Ďurček²⁾

Žijeme v dobe rýchleho rozvoja informačných technológií a nových technológií zberu, spracovania štatistických dát, ktoré zasahujú aj do oboru evidencie obyvateľstva. Populačné rastre (population grids), produkt tohto rozvoja, predstavujú ďalší rozvojový potenciál uchovávanía, vizuálnej prezentácie a analýzy dát o obyvateľstve a jeho charakteristikách. Terminologický glosár Štatistického úradu EÚ (EUROSTAT) definuje **population grid**, resp. **population grid cell** ako „mriežku zloženú z pravidelnej siete štvorcových buniek obsahujúce dáta o veľkosti populácie, resp. počte obyvateľov“ (EUROSTAT, 2015a).

Populačné rastre postupne nahrádzajú, resp. dopĺňujú tradičné územné štatistické jednotky (NUTS), ktoré však majú rozdielnu **územnú platnosť** meniacu sa v priestore a čase, a to nielen vo vnútri štátov, aj medzi nimi (*Klobučník – Bačík*, 2015). Práve problém rozdielnej územnej platnosti vo veľkej miere rieši využívanie harmonizovaných populačných rastrov, ktoré charakterizujú v celku tieto výhody (*Sládeková – Hurbánek*, 2016):

1. **hierarchická variabilita v priestore** – rastre a ich bunky sú vertikálne skladobné, čím umožňujú analýzy nezávislé od mierkovej úrovne (kombinácie globálnych, regionálnych a lokálnych analýz v území – napr. zo 100 buniek vo veľkosti 100 x 100 m sa vyskladá bunka v rozmere 1 x 1 km),
2. **intenzitný ukazovateľ** – premenná štatistického ukazovateľa sa vzťahuje k rovnakej

plošnej veľkosti bunky, teda ide o intenzitný ukazovateľ (napr. hustota zaľudnenia vyjadrená počtom osôb na 1 km²),

3. **stabilita v čase** – veľkosť buniek rastra vo funkcii štatistických územných jednotiek je v čase konštantná na rozdiel od tradičných (NUTS, resp. LAU),
4. **dátová integrácia a harmonizácia** – populačné rastre sa dajú analyzovať v kombinácii s ďalšími rastrami fyzicko-geografického, sociálneho, ekonomického, či environmentálneho charakteru,
5. **priestorová univerzálnosť** – z buniek rastra sa dajú vyskladať ľubovoľné územné štatistické jednotky počínajúc jednotkami NUTS a končiac špecifickými sociálno-ekonomickými (napr. zdravotnícke alebo volebné obvody) a prírodnými (geomorfologické, pôdne, ekologické a ďalšie).

Výhody rastrovej prezentácie viedli k tvorbe prvých národných a nadnárodných populačných rastrov (*Japan Statistics Bureau*, 1985; *U.S. Census Bureau*, 2016; *Williamson*, 1986; *Dobson et al.*, 2000) včítane európskych, ktoré zastrešil projekt GEOSTAT (EUROSTAT, 2015b) a sprístupnili verejnosti najmä národné webové geoportály (CENIA, 2011).

Tvorba rastrových prezentácií sa realizuje dvoma základnými prístupmi rozlišujúce polohu zdrojových dát voči bunkám rastra. Prvý prístup, označovaný aj **zdola nahor** (bottom-up), využíva pri tvorbe rastra agregovanie individuálnych cenových záznamov (dátových zdrojov) do jednotlivých buniek (cells) so známymi geografickými súradnicami (adresné body, centrá budov a pod.). Výsledkom je raster

1) Katedra ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja, Prírodovedecká fakulta Univerzita Komenského v Bratislave, kontakt: dagmar.kusendova@uniba.sk

2) Katedra ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja, Prírodovedecká fakulta Univerzita Komenského v Bratislave, kontakt: pavol.durcek@uniba.sk

s presnými hodnotami na mikrodátovej úrovni. Pri absencii mikrodát sa využíva druhý opačný prístup – **zhora nadol** (top-down), keď z dostupných vyšších areálových štatistických a územných jednotiek s agregovanými hodnotami (okres, obec, základná sídelná jednotka) sa hodnoty dezagregujú do buniek. Výsledkom je raster s menej pravdivými, resp. menej presnými odhadnutými hodnotami. Využívajú sa pri tom rôzne metódy areálovej interpolácie (areal interpolation), ktoré sa všeobecne delia na jednoduché metódy využívajúce len zdrojové areálové jednotky pre „areálové váženie“ a inteligentné (dazymetrické) metódy, ktoré využívajú ďalšie pomocné (ancillary) dáta spresňujúce odhad lokalizácie obyvateľov v rámci zdrojovej jednotky (Petri, 2013; Rosina – Hurbánek, 2016; Sládeková – Hurbánek, 2016; Rosina a kol., 2017).

Cieľom príspevku je poskytnúť podrobný opis prístupu top-down pri tvorbe nového populačného rastra s veľkosťou bunky 100 x 100 m v hraniciach hlavného mesta Slovenskej republiky – Bratislavy spolu s validáciu našich výsledkov a závermi pre ďalších tvorcov podobných rastrov s využitím porovnateľných zdrojových dátových štruktúr. Hlavným dôvodom pre takto stanovený cieľ bola skutočnosť, že žiadne akademické pracovisko, či verejná inštitúcia na Slovensku doposiaľ nepublikovala dáta v rovnakom alebo vyššom detaile rastového zobrazenia pre sledované územie. Zároveň sme mali ďalšie sekundárne dôvody, ktorými boli: nájsť a aplikovať vhodné nástroje geografických informačných systémov (GIS), výber a analýza vhodnosti disponibilných dátových zdrojov, optimalizácia algoritmu tvorby rastra a jeho vizualizácia. Ako sme už naznačili vyššie, pre tvorbu rastra vo vysoko urbanizovanom území sme zvolili menej presnú dezagregačnú (dazymetrickú) metódu. Dôvodom jej výberu bola neexistencia, resp. nedostupnosť žiadaných populačných mikrodát priamo lokalizovaných k adresám alebo budovám,

či už z hľadiska časovej aktuálnosti, ceny, resp. ochrany osobných dát. Modelované hodnoty nášho dezagregačného rastového modelu sme mohli validovať len s hodnotami presného populačného rastra v rozlíšení 1 x 1 km, ktorý je oficiálne publikovaný na webových stránkach Štatistického úradu Slovenskej republiky.

POUŽITÉ DÁTA

Prvým dátovým zdrojom boli štatistické údaje zo **Štatistického lexikónu obcí Slovenskej republiky 2011** (Štatistický úrad SR, 2014). Konkrétne sme využili dáta o počte obyvateľov v **Základných sídelných jednotkách** (ZSJ) v meste Bratislava vo formáte súboru XLS. Druhým zdrojom bola mapová vrstva ZSJ prevzatá z *Garajová* (2015), kde boli ZSJ a ich časti harmonizované do novej geodatabázy (formát SHP) z pôvodného zdroja poskytnutého **Slovenskou agentúrou životného prostredia**. Tretím zdrojom boli mapové vrstvy z webovej mapovej služby (WMS) mapového portálu **OpenStreetMap** (Geofabrik GmbH, 2016), kde sme prevzali vrstvu budov, resp. ďalšie vrstvy, ktoré slúžili ako orientačné prvky všeobecnogeografického pozadia výsledných máp: vodné toky, cestné komunikácie, železnice. Vrstva budov zároveň obsahovala atribútovú tabuľku s typom budovy³⁾. Nedostatkým zdroja bolo, že tento atribút nebol zadaný pre každú budovu. Preto sme využili štvrtý zdroj, a to mapový portál **Základná báza údajov pre geografický informačný systém – ZBGIS®** (GKÚ, 2016) a jeho mapovú vrstvu budov.

VIZUALIZÁCIA RASTRA

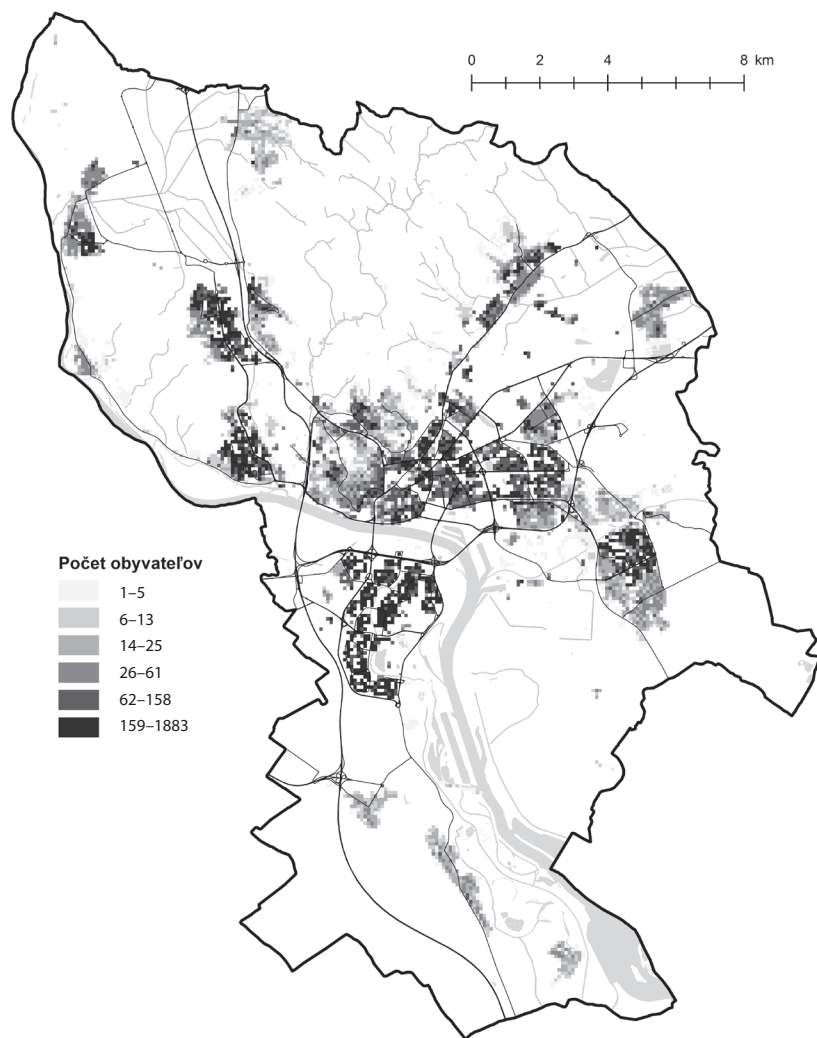
Výsledný populačný raster pre územie Bratislavy ilustruje obr. 1. Vzhľadom na to, že všetky hodnoty zobrazované v rovnako veľkých bunkách rastra predstavujú automaticky intenzitný ukazovateľ,

3) Abandoned; apartments; barn; bridge; bunker; cabin; castle; cathedral; civic; collapsed; commercial; construction; container; detached; dormitory; garage; garages; greenhouse; hangar; hospital; hotel; house; houseboat; hut; chapel; church; industrial; kindergarten; manufacture; monastery; office; palace; polyfunctional; post_office; primary; public; restaurant; retail; roof; ruins; shelter; shop; school; stadium; store; supermarket; terrace; theatre; tower; train_station; transportation; university; utility; warehouse.

tak sme sa rozhodli absolútne hodnoty počtu obyvateľov zobrazit' v relatívnom tvare prostredníctvom intervalovej škály, kde hranice intervalov tvorili kvartilové hodnoty s výnimkou buniek s nulovou hodnotou. Zároveň sme pre lepšiu orientáciu v mestskom priestore zobrazili populačné údaje spolu s ďalšími orientačnými prvkami – vodné toky a najvýznamnejšie cestné komunikácie.

Aby sa dali využit' naše výsledky práce vo vedeckej činnosti alebo priamo v analytickej praxi, rozhodli sme sa mapovú vrstvu (vo formáte SHP) populačného rastra s odhadovaným počtom obyvateľov zverejniť s podmienkou citovania zdrojov na internetovej adrese: https://liveuniba-my.sharepoint.com/:u:/g/personal/durcek2_uniba_sk1/EcqIAAe-P0xClz7ULfNyMUABR-P5M2BkMxe4kkV-wdsIgA?e=ti1Lqh

Obr. 1: Populačný raster mesta Bratislava v rozlíšení 100 x 100 m s počtom obyvateľov k roku 2011
Population grid of the City of Bratislava in a resolution 100 x 100 m related to the number of inhabitants in 2011



Zdroj: Štatistický úrad SR, 2014; Garajová, 2015; Geofabrik GmbH, 2016; GKÚ, 2016; autori.

Source: Štatistický úrad SR, 2014; Garajová, 2015; Geofabrik GmbH, 2016; GKÚ, 2016; autori.

VALIDÁCIA RASTRA

Testovanie presnosti a výpovednej hodnoty nášho odhadu sme realizovali na základe porovnania nášho generalizovaného populačného rastra v rozlíšení 1 x 1 km (hodnoty počtu obyvateľov v bunke sme tiež určili sumáciou hodnôt stredov obývaných budov) s oficiálnym rastrom, ktorý publikoval Štatistický úrad Slovenskej republiky len v rozlíšení 1 x 1 km. Pri testovaní sme použili absolútne aj relatívne hodnoty⁴⁾. Výsledky testovania zobrazuje obr. 2.

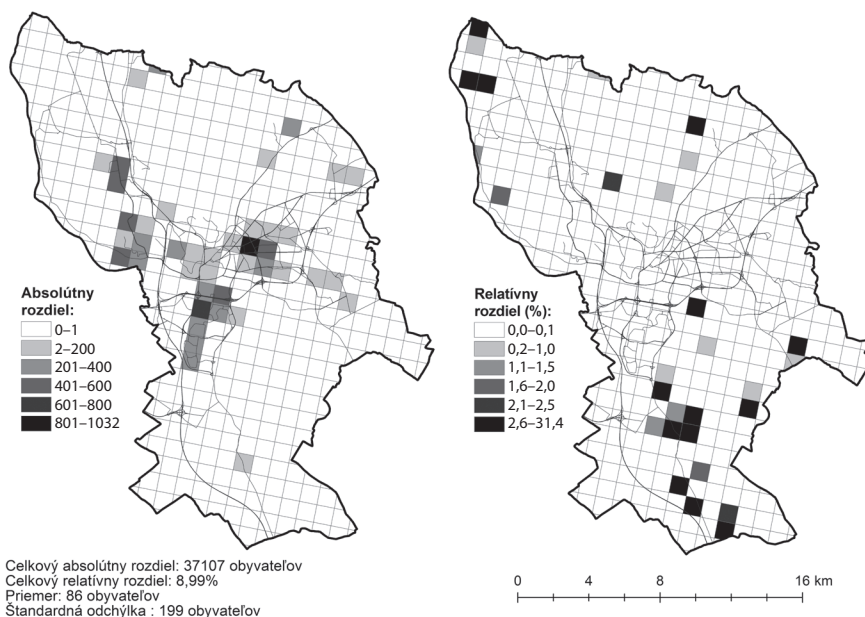
Na základe testovania sa dá konštatovať, že sme nesprávne lokalizovali 37 107 osôb, teda 8,99 % z celkového počtu obyvateľov Bratislavy. Priemerne bol v jednej bunke rastra absolútny rozdiel 86 obyvateľov a štandardná odchýlka rozdielu bola 199 obyvateľov. Pri lokálnom hodnotení rozdielov najväčšie absolútne rozdiely sú v lokalitách Ružinova a Nového Mesta, kde lokálny absolútny rozdiel presahuje hodnotu viac

ako 801 obyvateľov. Zvýšené hodnoty absolútnych rozdielov sú aj v ďalších sídliskových oblastiach Petržalky, Dúbravky a Karlovej Novej Vsi, kde sa rozdiel pohybuje v hodnotách 400 až 800 obyvateľov. Pri relatívnom hodnotení najväčšie rozdiely boli v riedko obývaných oblastiach, kde sa prejavilo nesprávne lokalizovanie budov s nízkym počtom obyvateľov silne v relatívnom vyjadrení.

Vysvetlením uvedených nepresností môže byť niekoľko. Za najdôležitejšie pravdepodobné príčiny považujeme tieto:

- v oficiálnom populačnom rastrovi je zobrazené prítomné obyvateľstvo a my sme pracovali s obyvateľstvom podľa trvalého pobytu,
- v oficiálnom populačnom rastrovi sú kvôli ochrane osobných údajov nezverejnené (zlučené, resp. inak upravené) údaje v prípade malej početnosti hodnôt,

Obr. 2: Výsledky testovanie presnosti oficiálneho a nášho populačného rastra 1 x 1 km – absolútne a relatívne rozdiely / The results of testing the accuracy of the official and our population grid of 1 x 1 km – absolute and relative differences



Zdroj: Štatistický úrad SR, 2014; Garajová, 2015; Geofabrik GmbH, 2016; GKÚ, 2016; autori.
Source: Štatistický úrad SR, 2014; Garajová, 2015; Geofabrik GmbH, 2016; GKÚ, 2016; autori.

4) Absolútny rozdiel sa rovná rozdielu počtu obyvateľov v bunkách oficiálneho a nášho populačného rastra. Relatívny rozdiel sme počítali ako podiel absolútneho rozdielu a počtu obyvateľov príslušnej bunky oficiálneho rastra.

- efekt náhody v okamihu sčítania mohol spôsobiť, že niektoré budovy mohli byť o niečo viac obývané ako v inom okamihu,
- použitie stredov budov, ako náhrady adresných bodov, mohlo spôsobiť v blízkosti hrán rastrových buniek preskupenie hodnôt do susedných buniek,
- aplikované metodické zjednodušenia mohli nadhodnotiť, resp. podhodnotiť váhu jednotlivých budov, týka sa to najmä „členených“ budov a terénnych charakteristík pri určovaní výšky budovy, ktoré sme vôbec nebrali v úvahu,
- významný je časový nesúlad použitých zdrojových databáz budov, napr. lokalita Slnčnice (na juh od mestskej časti Petržalka) je v našom rastru už obývaná, v oficiálnom zdroji je bez obyvateľov.

Výsledky testovania potvrdili aplikovateľnosť prezentovanej metodiky v podmienkach Slovenska s využitím podobných dátových zdrojov pri eliminácii viacerých prírodných nedostatkov.

ZÁVER

Tradičné kartografické prezentácie demografických štatistík vo forme kvantitatívnych intenzitných máp v hraniciach areálových štatistických jednotiek rôznej úrovne (štát, región, kraj, okres, obec) alternujú nové progresívnejšie formy, ku ktorým jednoznačne priradujeme aj populačné rastre. A to aj napriek tomu, že majú svoje zápory, z ktorých sme vyššie už uviedli najmä problematiku *zachovanie dôvernosti dát*, kde v snahe zamedziť úniku osobných dát sa skresľujú (modifikujú) bunky s nízkymi hodnotami a využívajú sa rôzne ochranné algoritmy. S tým súvisí aj zákon malých čísiel, t. j. málopočetné javy a procesy, tak typické pre najmenšie štatistické jednotky a demografickú dynamiku, nie je vhodné vizualizovať v rastrových štruktúrach. Preto sa aj štatistické analýzy pomocou rastrov obmedzujú najmä na demografické štruktúry (vek, pohlavie a pod.).

Napriek tomu považujeme rastrovú prezentáciu populačných dát za korektnejšiu, štandardizovanú a interaktívnejšiu formu komparácie a analýzy cenových štatistík v čase a priestore.

Štúdia je čiastkovým výsledkom projektov VEGA č. 1/0745/16 Autonomnosť, vzájomná závislosť a interakcie priestorových systémov, VEGA 1/0246/17 Keď pracovať nestačí: znásobená marginalita v slovenskej spoločnosti - sociálne a priestorové znevýhodnenie vo vzťahu k trhu práce, APVV-17-0079 Analýza a prognóza demografického vývoja Slovenskej republiky v horizonte 2080: identifikácia a modelovanie dopadov na sociálno-ekonomickú sféru v rozličných priestorových mierkach.

Literatúra

- Biljecki, F. et al. 2016. Population Estimation Using a 3D City Model: A Multi-Scale Country-Wide Study in the Netherlands. *PLOS ONE*, 24(1), pp.1–22.
- CENIA, 2011. *Geoportal*. [Online] Available at: <https://geoportal.gov.cz/web/guest/home> [Accessed 6 June 2018].
- Dobson, E. J. et al. 2000. LandScan: A global population database for estimating populations at risk. *Photogrammetric Engineering and Remote Sensing*, 66(7), pp.849–57. [Online] Available at: https://www.asprs.org/wp-content/uploads/pers/2000journal/july/2000_jul_849-857.pdf [Accessed 6 June 2018].
- EUROSTAT, 2015a. *Glossary – Geographical grid systems, Population grid cell*. [Online] Available at: http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Geographical_grid_systems [Accessed 6 June 2018].
- EUROSTAT, 2015b. *GEOSTAT INITIATIVE*. [Online] Available at: <http://ec.europa.eu/eurostat/web/gisco/gisco-activities/integrating-statistics-geospatial-information/geostat-initiative> [Accessed 6 June 2018].
- Garajová, A. 2015. *Analýza vybraných demografických ukazovateľov základných sídelných jednotiek*. Bratislava: Prírodovedecká fakulta Univerzity Komenského.
- Geofabrik GmbH, 2016. *OpenStreetMap Data Extracts*. [Online] Available at: <http://download.geofabrik.de/europe.html> [Accessed 16 June 2015].
- GKÚ, 2016. *Mapový klient ZBGIS**. [Online] Available at: <https://zbgis.skgeodesy.sk/tkgis/default.aspx> [Accessed 23 November 2015].

- Japan Statistics Bureau, 1985. *Grid Square Statistics for the Distribution and Mobility of Population in Japan*. Tokyo: Statistics Bureau, Prime Minister's Office.
- Klobučník, M. – Bačík, V., 2015. Local self-government structure in the EU member states in 2011. *Journal of Maps*, 12(4), pp.671-75.
- Petri, E. 2012. *ESTAT gridtool manual v2.0.4. EUROSTAT*. [Online] Available at: <http://www.efgs.info/wp-content/uploads/Data/GRID/GISCO-gridtoolv2.0.4-setup.7z> [Accessed 6 June 2018].
- Petri, E. 2013. *Where and how do I look for spatial data, where and how do I publish my data?* Kongsvinger: Geographical Information Team Eurostat, European Commission.
- Rosina, K. – Hurbánek, P. 2016. *Spatial disaggregation of population density using land cover and remote sensing data*. Bratislava: Geografický ústav SAV.
- Rosina, K. – Hurbánek, P. – Cebecauer, M. 2017. Using OpenStreetMap to improve population grids in Europe. *Cartography and Geographic Information Science*, 44(3), pp.139–51.
- Sládeková, M. – Hurbánek, P. 2016. *Areálová transformácia geografických dát: princípy, metódy a aplikácia*. Bratislava: Geografický ústav SAV.
- Štatistický úrad SR, 2014. *Štatistický lexikón obcí Slovenskej republiky 2011*. Bratislava: Štatistický úrad Slovenskej republiky.
- U.S. Census Bureau, 2016. *1980 Population Distribution in the United States*. [Online] Available at: <https://www2.census.gov/geo/img/maps-data/maps/density80.gif> [Accessed 6 June 2018].
- Williamson, J. 1986. The Grid: History, Use, and Meaning. *Design Issues*, 3(2), pp.15–30.

SUMMARY

The empirical result of our study is a new population raster (grid) for the territory of Bratislava city (Fig. 1). We have used the principle of disaggregation, more precisely the dasymetric method, when, on the basis of auxiliary spatial data on inhabited buildings, we redistributed the number of inhabitants from the Basic Residence Units (ZSJ) of the Slovak Republic into a unified grid with a grid size of 100 x 100 meters (Fig. 4 and Fig. 5). The methodical contribution of the study contains a detailed description of the data sources and procedures used in the start-up database (Fig. 3) along with our own production and presentation of a particular population grid in the GIS environment (ArcGIS ver. 10.1). We verified the empirical result of our study on the representative level of the 1 x 1 km raster and expressed the degree of accuracy of our approximations to the values of the etalon (the official grid of the Statistical Office of the SR created in line with precise aggregation methods and real population values of 2011 year census) at the same resolution scale (Fig. 2). Based on this verification, we can say that our population grid of Bratislava is 91 % accurate. We identified the most likely causes of discrepancies between the model and actual values of both population grids, which are:

- in the etalon grid, due to the protection of personal data, data are not disclosed (merged

or otherwise modified) in the case of a small number of values,

- the diversity in the source data (in our case that is by permanent residence, the etalon – only the population present at the time of census),
- the incorrect disaggregation of values (the number of inhabitants) from centroids (as the substitution to address points) to our raster grid near edges of neighbouring grids, unlike the etalon that aggregates values into grid directly from the address points,
- time mismatch of used source databases (the etalon grid – only the census 2011 data, our grid – with newer data),
- applied methodical simplifications, which may overestimate, in some cases underestimate, the value of individual buildings, especially when calculating the volume of buildings, when we did not take into account the buildings shape and segmentation, resp. terrain characteristics while determining a building height,
- the effect of chance when, at the time of the census, some buildings could be a little bit more inhabited than elsewhere.

The new population grid in the boundaries of Bratislava Region of 100 m resolution scale is freely available for further research (while retaining

the author's quotation) as a map layer (SHP file) at: https://liveuniba-my.sharepoint.com/:u:/g/personal/durcek2_uniba_sk1/EcqIAAe-

[P0xC1z7ULfNyMUABR_P5M2BkMxe4kkV-wdsIlgA?e=tiLqh](https://liveuniba-my.sharepoint.com/:u:/g/personal/durcek2_uniba_sk1/EcqIAAe-P0xC1z7ULfNyMUABR_P5M2BkMxe4kkV-wdsIlgA?e=tiLqh)

Příloha / Annex

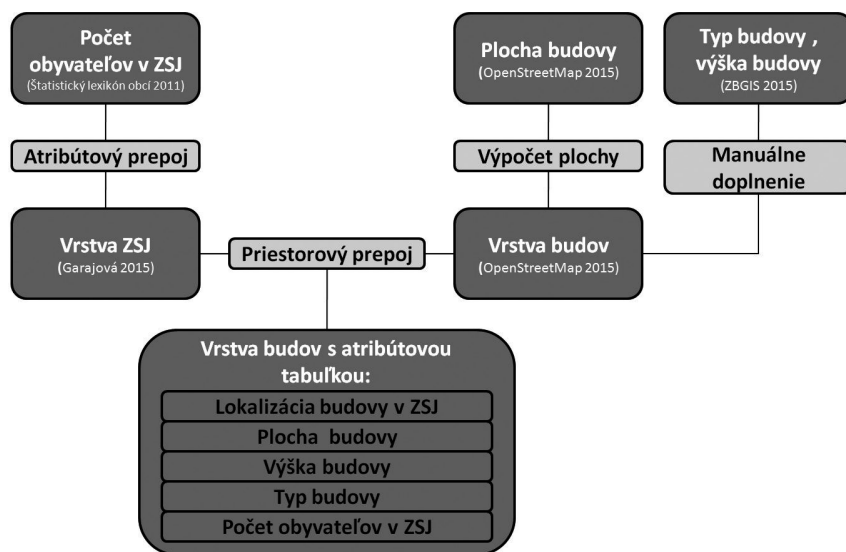
OPIS METODIKY TVORBY POPULAČNĚHO RASTRA

Opis tvorby populačného rastra je dosť detailný, a to najmä z dôvodu jeho opakovanosti aj v inom prostredí programu GIS, než ktorý sme použili my (program ArcGIS ver. 10.1) na vytvorenie databázy a populačného rastra Bratislavy včítane vizualizácie. Tvorbu pracovnej databázy schematicky vyjadruje obr. 3.

Na základe identifikačných kódov ZSJ sme atribútové údaje o počte obyvateľov z lexikónu spojili s mapovou vrstvou hraníc ZSJ v prostredí programu ArcGIS nástrojmi pre prácu s atribútovými dátami. Mapovú vrstvu ZSJ a budov zo ZBGIS® sme prevzali v národnom referenčnom systéme (projected coordinate system S-JTSK_Krovak_East_North). Mapové vrstvy z OpenStreetMap sú štandardne

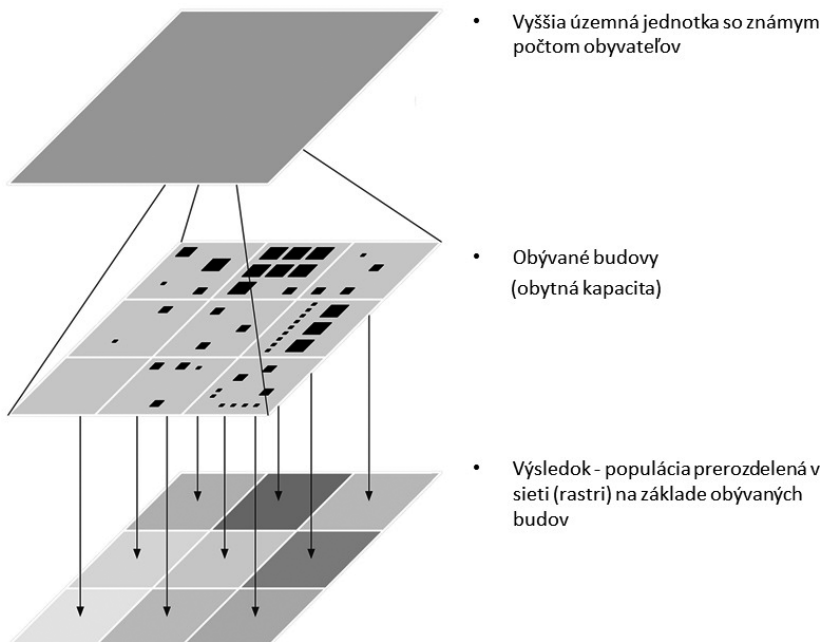
v celosvetovom referenčnom systéme WGS-84, preto ich bolo treba transformovať do nášho národného kartografického systému (nástroj Project). Z mapovej vrstvy budov ZBGIS® sme na základe aktivácie informačného nástroja (Info) nad mapovou vrstvou a vybranou budovou zistili a manuálne doplnili/ prepísali atribút typu budovy pre každú, ktorá ho nemala zaznamenaný (atribút type). Zároveň sme v atribútovej tabuľke vrstvy budov doplnili pre každú budovu zo ZBGIS® hodnotu výšky budovy nad povrchom v metroch (*height*) a z interných atribútov generovali plošný rozsah každej budovy v m² (*area*). Nakoniec sme priestorovým prepojením pre geografické dáta (Join) doplnili do vrstvy budov identifikátor ZSJ (*id ZSJ*) z mapovej vrstvy ZSJ, v ktorej sa daná budova nachádzala a počet obyvateľov príslušnej ZSJ (*pop ZSJ*).

Obr. 3: Schéma tvorby pracovnej databázy / The scheme of a start-up database creation



Pozn.: V zátvorke sú názvy dátových polí atribútovej tabuľky vrstvy budov. Rovnaké označenia používame aj v texte.

Obr. 4: Princíp fungovania dazymetrickej metódy / Principle of operation of the dasymetric method



Zdroj: Upravené podľa (Biljecki et al., 2016).

Source: According to (Biljecki et al., 2016)

Pri tvorbe populačného rastra Bratislavy sme sa inšpirovali najmä prácou *Biljecki et al. (2016)* na základe ktorej sme prerozdelenali (dezagregovali) počet obyvateľov zo Základných sídelných jednotiek mesta Bratislavy pomocou lokalizácie a objemu obývaných budov do rastra s veľkosťou bunky 100 x 100 metrov. Schematicky je postup znázornený na obr. 4.

Konkrétny postup dezagregácie opisuje nasledujúca časť a schematicky ilustruje obr. 5. V pracovnej databáze sme dopytom SQL vybrali len obývané budovy⁵⁾, ktoré sme uložili do novej samostatnej mapovej vrstvy. Z vrstvy všetkých budov v počte 75 068 objektov ostalo len 15 683 obývaných. Do nového atribútu *volume* sme doplnili výpočtom (násobením hodnôt polí *area* a *height*) objem obývaných budov a následne sumarizovali celkový „objem obývaných budov“ v každej ZSJ na základe

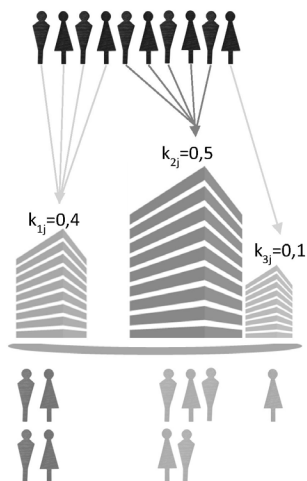
zhodných identifikačných kódov ZSJ jednotlivých budov. Výsledkom bola nová databáza s atribútmi *id* ZSJ a *sum_volume*. Cez atribútový prepoj sme doplnili hodnoty *sum_volume* do tabuľky obývaných budov a vytvorili nový atribút (*weight*), do ktorého sme vypočítali váhu každej jednej budovy. Váhy boli vypočítané ako podiel objemu každej jednej obývanej budovy (*volume*) a celkového objemu obývaných budov (*sum_volume*) príslušnej ZSJ, v ktorej sa budova nachádza. Na základe tejto „váhy“ sme prerozdeleni počet obyvateľov z príslušnej ZSJ do každej obývanej budovy⁶⁾. Výsledok násobenia atribútov *weight* a *pop* ZSJ sme uložili do atribútu *population*. V závere sme z vrstvy budov, ktoré boli zobrazené pôdorysne, vygenerovali bodovú vrstvu geometrických stredov (centroidov) obývaných budov s odhadnutým počtom obyvateľov

5) Apartments; house; polyfunctional.

6) Keďže polyfunkčné budovy sú len z časti využívané na obytné účely, tak sme sa rozhodli váhu tohto typu budov zredukovať na 50 %. Pre objektivnosť sme vypracovali varianty, kde sme počítali s obývanosťou polyfunkčných budov 30 %, 40 %, 60 %, 70 %. Podiely vo výslednom testovaní mali však menšiu zhodu s realitou.

Obr. 5: Postup prerozdelenia (dezagregácie) obyvateľov k budovám

Method of redistribution (disaggregation) of residents to buildings



$$PO_{ij} = k_{ij} \cdot PO_j$$

PO_{ij} – Počet obyvateľov v budove i
v základnej územnej jednotke j

k_{ij} – Váha budovy i , ktorá sa nachádza
v základnej sídelnej jednotke j

PO_j – Počet obyvateľov v základnej
územnej jednotke j

$$k_i = V_{ij} / V_j$$

V_{ij} – Objem budovy i nachádzajúci sa
v sídelnej územnej jednotke j

V_j – Objem všetkých budov nachádzajúcich
sa v sídelnej územnej jednotke j

Zdroj: Autori.
Source: Authors.

(*population*), ktoré tvorili konečný podklad pre tvorbu nášho populačného rastra.

Rastrovú mriežku v rozlíšení 100 x 100 m (spolu s testovacou v rozlíšení 1 x 1 km) sme generovali voľne dostupným nástrojom vytvorený A. Petri (*Petri*, 2012) pre program ArcGIS na automatickú tvorbu harmonizovaných rastrov podľa parametrov projektu GEOSTAT v celoeurópskom referenčnom systéme (ETRS89_LAEA). Mriežku

sme transformovali do národného systému pre tvorbu nášho rastra s využitím doplnujúcej dátovej vrstvy budov. Nedostupné oficiálne adresné body z územia Bratislavy sme nahradili stredmi budov s odhadovaným počtom obyvateľov a vytvorili nový populačný raster s veľkosťou 100 x 100 m použitím geografického prepojenia, pri ktorom sa do každej bunky rastra „preniesli a sčítali“ hodnoty *population* v nej „ležiacich“ budov.

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2018 podle krajů a okresů | Population and vital statistics of the Czech Republic 2018: regions and districts

Území / Region	Počet obyvatel 1.7. Population 1 July	Počet obyvatel 31.12. Population 31 December	Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živé narození Live births	Potraty Abortions	Zeměli / Deaths			Přírůstek (úbytek) / Increase (decrease)			Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živé narození Live births	Zemřeli Deaths	Celkový přírůstek Total increase
							celkem total	do 1 roku within 1 years	do 28 dnů within 28 days	přirozený natural	stěhováním net migration	celkový total					
Česká republika	10 626 430	10 649 800	54 470	24 313	114 036	32 952	112 920	292	187	1 116	38 629	397 45	5,1	2,3	10,7	10,6	3,7
Hlavní město Praha	1 301 135	1 308 632	6 549	2 798	15 460	4 104	12 417	31	20	3 043	11 076	14 119	5,0	2,2	11,9	9,5	10,9
Středočeský kraj	1 360 998	1 369 332	6 656	3 397	14 776	4 232	13 687	24	13	1 089	15 448	16 537	4,9	2,5	10,9	10,1	12,2
Benešov	98 269	98 708	482	208	1 004	349	1 114	2	1	-110	846	736	4,9	2,1	10,2	11,3	7,5
Beroun	92 981	93 726	473	263	1 021	318	999	1	1	22	1 351	1 373	5,1	2,8	11,0	10,7	14,8
Kladno	164 653	165 271	846	473	1 707	638	1 783	2	2	-76	1 296	1 220	5,1	2,9	10,4	10,8	7,4
Kolín	100 909	101 604	460	275	1 101	363	1 089	1	1	12	1 135	1 147	4,6	2,7	10,9	10,8	11,4
Kutná Hora	75 301	75 370	396	153	799	274	902	-	-	-103	284	181	5,3	2,0	10,6	12,0	2,4
Mělník	107 864	108 352	539	301	1 169	297	1 085	5	2	84	1 031	1 115	5,0	2,8	10,8	10,1	10,3
Mladá Boleslav	128 380	129 136	655	308	1 397	327	1 317	4	1	80	1 280	1 360	5,1	2,4	10,9	10,3	10,6
Nymburk	99 317	99 873	501	213	1 057	294	1 085	1	-	-28	1 064	1 036	5,0	2,1	10,6	10,9	10,4
Praha-východ	178 834	180 945	825	421	2 068	512	1 356	2	-	712	4 030	4 742	4,6	2,4	11,6	7,6	26,5
Praha-západ	144 473	146 004	639	363	1 730	356	1 112	4	4	618	2 476	3 094	4,4	2,5	12,0	7,7	21,4
Příbram	114 592	114 778	579	267	1 130	343	1 256	1	1	-126	501	375	5,1	2,3	9,9	11,0	3,3
Rakovník	55 425	55 565	261	152	593	161	589	1	-	4	154	158	4,7	2,7	10,7	10,6	2,9
Jihočeský kraj	640 909	642 133	3 407	1 439	6 748	2 163	6 696	21	12	52	1 885	1 937	5,3	2,2	10,5	10,4	3,0
České Budějovice	193 963	194 585	1 090	502	2 197	718	1 899	5	3	298	950	1 248	5,6	2,6	11,3	9,8	6,4
Český Krumlov	61 226	61 381	346	122	712	245	557	3	1	155	39	194	5,7	2,0	11,6	9,1	3,2
Jindřichův Hradec	90 705	90 653	428	197	867	287	990	5	4	-123	-59	-182	4,7	2,2	9,6	10,9	-2,0
Písek	71 160	71 308	338	161	680	228	778	-	-	-98	339	241	4,7	2,3	9,6	10,9	3,4
Prachatice	50 801	50 971	327	111	532	140	526	2	1	6	265	271	6,4	2,2	10,5	10,4	5,3
Strakonice	70 686	70 738	326	138	698	196	802	3	3	-104	82	-22	4,6	2,0	9,9	11,3	-0,3
Tábor	102 368	102 497	552	208	1 062	349	1 144	3	-	-82	269	187	5,4	2,0	10,4	11,2	1,8

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2018 podle krajů a okresů | Population and vital statistics of the Czech Republic 2018: regions and districts

Území / Region	Počet obyvatel 1. 7. Population 1 July	Počet obyvatel 31. 12. Population 31 December	Sňatky / Marriages	Rozvody / Divorces	Živě narození / Live births	Potraty / Abortions	Zemřelí / Deaths		Přírůstek (úbytek) / Increase (decrease)			Sňatky / Marriages	Rozvody / Divorces	Živě narození / Live births	Zemřelí / Deaths	Celkový přírůstek / Total increase	
							celkem / total	do 1 roku / within 1 years	do 28 dnů / within 28 days	přirozený / natural	stěho- váním / net migration						celkový / total
							na 1000 obyvatel / per 1,000 inhabitants										
Přízeňský kraj	582 601	584 672	3 034	1 386	6 082	1 663	6 276	10	6	-194	4 050	3 856	5,2	2,4	10,4	10,8	6,6
Domažlice	61 743	61 902	343	134	631	214	666	1	1	-35	366	331	5,6	2,2	10,2	10,8	5,4
Klatovy	86 332	86 336	458	188	792	303	961	1	1	-169	187	18	5,3	2,2	9,2	11,1	0,2
Přízeň-město	190 711	191 599	960	460	2 093	485	2 028	3	2	65	1 787	1 852	5,0	2,4	11,0	10,6	9,7
Přízeň-jih	62 842	63 004	313	161	652	160	697	1	-	-45	313	268	5,0	2,6	10,4	11,1	4,3
Přízeň-sever	78 866	79 278	408	188	841	176	819	2	2	22	695	717	5,2	2,4	10,7	10,4	9,1
Rokycany	48 709	48 966	261	130	511	151	578	2	-	-67	431	364	5,4	2,7	10,5	11,9	7,5
Tachov	53 398	53 587	291	125	562	174	527	-	-	35	271	306	5,4	2,3	10,5	9,9	5,7
Karlovarský kraj	295 285	294 896	1 631	678	2 755	975	3 491	13	9	-736	-54	-790	5,5	2,3	9,3	11,8	-2,7
Cheb	91 523	91 540	489	206	845	360	1 102	5	3	-257	234	-23	5,3	2,3	9,2	12,0	-0,3
Karlovy Vary	115 209	115 014	591	262	1 021	325	1 303	3	2	-282	-32	-314	5,1	2,3	8,9	11,3	-2,7
Sokolov	88 553	88 342	551	210	889	290	1 086	5	4	-197	-256	-453	6,2	2,4	10,0	12,3	-5,1
Ústecký kraj	820 580	820 789	4 299	2 106	8 099	3 321	9 338	28	14	-1 239	948	-291	5,2	2,6	9,9	11,4	-0,4
Děčín	129 994	129 831	618	288	1 169	473	1 552	4	2	-383	-115	-498	4,8	2,2	9,0	11,9	-3,8
Chomutov	124 570	124 751	649	396	1 276	552	1 341	5	1	-65	469	404	5,2	3,2	10,2	10,8	3,2
Litoměřice	119 611	119 655	632	338	1 183	445	1 368	3	2	-185	287	102	5,3	2,8	9,9	11,4	0,9
Louny	86 335	86 486	477	201	868	382	1 015	4	1	-147	261	114	5,5	2,3	10,1	11,8	1,3
Most	112 214	112 049	606	245	1 080	460	1 332	5	3	-252	-293	-545	5,4	2,2	9,6	11,9	-4,9
Teplice	128 432	128 610	654	302	1 226	552	1 496	4	4	-270	493	223	5,1	2,4	9,5	11,6	1,7
Ústí nad Labem	119 424	119 407	663	336	1 297	457	1 234	3	1	63	-154	-91	5,6	2,8	10,9	10,3	-0,8
Liberecký kraj	441 608	442 356	2 265	1 000	4 725	1 702	4 705	18	12	20	1 036	1 056	5,1	2,3	10,7	10,7	2,4
Česká Lípa	103 130	103 135	514	262	1 048	485	1 114	7	4	-66	107	41	5,0	2,5	10,2	10,8	0,4
Jablonec nad Nisou	90 359	90 528	467	199	963	386	941	4	1	22	130	152	5,2	2,2	10,7	10,4	1,7
Liberec	174 309	174 811	914	410	1 952	635	1 768	7	7	184	679	863	5,2	2,4	11,2	10,1	5,0
Semily	73 810	73 882	370	129	762	196	882	-	-	-120	120	-	5,0	1,7	10,3	11,9	-

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2018 podle krajů a okresů | Population and vital statistics of the Czech Republic 2018: regions and districts

Území / Region	Počet obyvatel 1. 7. Population 1 July	Počet obyvatel 31. 12. Population 31 December	Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živé narození Live births	Potraty Abortions	Zemřelí / Deaths		Přírůstek (úbytek) / Increase (decrease)			Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živé narození Live births	Zemřelí Deaths	Celkový přírůstek Total increase	
							celkem total	do 1 roku within 1 years	do 28 dnů within 28 days	přirozený natural	stěhováním net migration						celkový total
							na 1000 obyvatel / per 1,000 inhabitants										
Královéhradecký kraj	550 688	551 021	2 791	1 273	5 677	1 641	6 024	12	8	-347	279	-68	5,1	2,3	10,3	10,9	-0,1
Hradec Králové	163 504	163 671	869	429	1 704	440	1 757	4	2	-53	204	151	5,3	2,6	10,4	10,7	0,9
Jičín	79 590	79 782	414	183	828	186	894	2	-	-66	216	150	5,2	2,3	10,4	11,2	1,9
Náchod	110 309	110 240	539	230	1 158	324	1 240	4	4	-82	-98	-180	4,9	2,1	10,5	11,2	-1,6
Rychnov nad Kněžnou	78 986	79 088	373	163	823	251	829	1	1	-6	115	109	4,7	2,1	10,4	10,5	1,4
Trutnov	118 299	118 240	596	268	1 164	440	1 304	1	1	-140	-158	-298	5,0	2,3	9,8	11,0	-2,5
Pardubický kraj	519 125	520 316	2 648	1 120	5 526	1 339	5 528	14	10	-2	1 981	1 979	5,1	2,2	10,6	10,6	3,8
Chrudim	104 213	104 344	529	197	1 096	258	1 192	4	3	-96	282	186	5,1	1,9	10,5	11,4	1,8
Pardubice	172 611	173 329	851	416	1 827	385	1 720	3	3	107	1 200	1 307	4,9	2,4	10,6	10,0	7,6
Svitavy	104 263	104 401	540	224	1 088	325	1 195	4	3	-107	192	85	5,2	2,1	10,4	11,5	0,8
Ústí nad Orlicí	138 038	138 242	728	283	1 515	371	1 421	3	1	94	307	401	5,3	2,1	11,0	10,3	2,9
Kraj Vysočina	509 019	509 274	2 689	1 064	5 430	1 335	5 277	15	11	153	205	358	5,3	2,1	10,7	10,4	0,7
Havlíčkův Brod	94 493	94 732	497	178	1 015	294	1 029	5	5	-14	260	246	5,3	1,9	10,7	10,9	2,6
Jihlava	113 101	113 153	600	321	1 166	313	1 139	2	2	27	196	223	5,3	2,8	10,3	10,1	2,0
Pelhřimov	72 182	72 226	357	116	727	226	811	2	-	-84	167	83	4,9	1,6	10,1	11,2	1,1
Třebíč	111 292	111 069	565	237	1 087	273	1 163	4	2	-76	-281	-357	5,1	2,1	9,8	10,4	-3,2
Zdár nad Sázavou	117 951	118 094	670	212	1 435	229	1 135	2	2	300	-137	163	5,7	1,8	12,2	9,6	1,4
Jihomoravský kraj	1 184 729	1 187 667	6 156	2 684	13 594	3 218	12 542	28	22	1 052	3 408	4 460	5,2	2,3	11,5	10,6	3,8
Blansko	108 651	108 801	536	278	1 161	279	1 154	-	-	7	249	256	4,9	2,6	10,7	10,6	2,4
Bрно-město	379 526	380 681	2 018	868	4 749	1 102	4 236	15	13	513	641	1 154	5,3	2,3	12,5	11,2	3,0
Bрно-venkov	221 227	222 370	1 112	511	2 711	496	2 135	2	2	576	1 891	2 467	5,0	2,3	12,3	9,7	11,2
Břeclav	115 737	115 906	602	243	1 198	350	1 178	-	-	20	129	149	5,2	2,1	10,4	10,2	1,3
Hodonín	154 192	154 160	814	319	1 489	407	1 669	4	4	-180	-13	-193	5,3	2,1	9,7	10,8	-1,3
Vyškov	91 499	91 645	484	226	1 067	280	961	3	2	106	214	320	5,3	2,5	11,7	10,5	3,5
Znojmo	113 897	114 104	590	239	1 219	304	1 209	4	1	10	297	307	5,2	2,1	10,7	10,6	2,7

Pohyb obyvatelstva v České republice v roce 2018 podle krajů a okresů | Population and vital statistics of the Czech Republic 2018: regions and districts

Území / Region	Počet obyvatel 1. 7. Population 1 July	Počet obyvatel 31. 12. Population 31 December	Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živě narození Live births	Potraty Abortions	Zemřelí / Deaths		Přírůstek (úbytek) / Increase (decrease)			Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živě narození Live births	Zemřelí Deaths	Celkový přírůstek Total Increase	
							celkem total	do 1 roku within 1 years	do 28 dnů within 28 days	přirozený natural	stěhováním net migration						celkový total
							na 1000 obyvatel / per 1,000 inhabitants										
Olomoucký kraj	632 547	632 492	3 204	1 417	6 699	1 896	6 952	24	17	-253	-433	-686	5,1	2,2	10,6	11,0	-1,1
Jeseník	38 459	38 350	216	90	355	86	499	1	1	-144	-185	-329	5,6	2,3	9,2	13,0	-8,6
Olomouc	234 539	234 959	1 242	510	2 710	688	2 350	10	9	360	235	595	5,3	2,2	11,6	10,0	2,5
Prostějov	108 607	108 587	529	251	1 111	353	1 261	5	1	-150	68	-82	4,9	2,3	10,2	11,6	-0,8
Přerov	130 118	129 925	602	273	1 279	430	1 497	3	3	-218	-372	-590	4,6	2,1	9,8	11,5	-4,5
Šumperk	120 824	120 711	615	293	1 244	339	1 345	5	3	-101	-179	-280	5,1	2,4	10,3	11,1	-2,3
Zlínský kraj	582 860	582 921	2 856	1 285	6 078	1 683	6 338	12	6	-260	125	-135	4,9	2,2	10,4	10,9	-0,2
Kroměříž	105 619	105 572	539	233	1 100	318	1 265	1	1	-165	67	-98	5,1	2,2	10,4	12,0	-0,9
Uherské Hradiště	142 386	142 306	707	354	1 423	376	1 542	4	2	-119	-9	-128	5,0	2,5	10,0	10,8	-0,9
Vsetín	143 260	143 332	641	296	1 515	401	1 490	3	1	25	16	41	4,5	2,1	10,6	10,4	0,3
Zlín	191 595	191 711	969	402	2 040	588	2 041	4	2	-1	51	50	5,1	2,1	10,6	10,7	0,3
Moravskoslezský kraj	1 204 346	1 203 299	6 285	2 666	12 387	3 680	13 649	42	27	-1 262	-1 325	-2 587	5,2	2,2	10,3	11,3	-2,1
Bruntál	92 195	92 018	480	189	835	341	1 064	2	2	-229	-206	-435	5,2	2,1	9,1	11,5	-4,7
Frydek-Místek	213 933	214 187	1 103	508	2 249	591	2 221	4	2	28	473	501	5,2	2,4	10,5	10,4	2,3
Karviná	248 631	247 887	1 266	588	2 300	830	3 089	7	6	-789	-701	-1 490	5,1	2,4	9,3	12,4	-6,0
Nový Jičín	151 565	151 680	808	304	1 689	427	1 531	2	1	158	-44	114	5,3	2,0	11,1	10,1	0,8
Opava	176 333	176 254	950	372	1 869	463	1 951	8	5	-82	-49	-131	5,4	2,1	10,6	11,1	-0,7
Ostrava-město	321 689	321 273	1 678	705	3 445	1 028	3 793	19	11	-348	-798	-1 146	5,2	2,2	10,7	11,8	-3,6

Radek Havel

Pohyb obyvatelstva ve městech nad 20 tisíc obyvatel v roce 2018

Population and vital statistics of the Czech Republic 2018: towns with more than 20 thousand inhabitants

Město / Town	Počet obyvatel 1. 7. / Population 1 July	Počet obyvatel 31. 12. / Population 31 December	Sňatky / Marriages	Rozvody / Divorces	Živě narození / Live births	Potraty / Abortions	Zemřeli / Deaths	Přírůstek (úbytek) / Increase (decrease)			Sňatky / Marriages	Rozvody / Divorces	Živě narození / Live births	Zemřeli / Deaths	Celkový přírůstek / Total increase	
								přirozený / natural	stěhováním / net migration	celkový / total						na 1000 obyvatel / per 1,000 inhabitants
Praha	1 301 135	1 308 632	6 549	2 798	15 460	4 104	12 417	3 043	11 076	14 119	5,0	2,2	11,9	9,5	10,9	
Brno	379 526	380 681	2 018	868	4 749	1 102	4 236	513	641	1 154	5,3	2,3	12,5	11,2	3,0	
Ostrava	289 629	289 128	1 509	639	3 163	951	3 491	-328	-994	-1 322	5,2	2,2	10,9	12,1	-4,6	
Plzeň	171 707	172 441	871	402	1 860	452	1 859	1	1 504	1 505	5,1	2,3	10,8	10,8	8,8	
Liberec	104 163	104 445	563	252	1 181	407	1 043	138	328	466	5,4	2,4	11,3	10,0	4,5	
Olomouc	100 408	100 523	517	224	1 262	342	1 054	208	-179	29	5,1	2,2	12,6	10,5	0,3	
České Budějovice	93 984	94 014	546	252	1 071	375	1 004	67	84	151	5,8	2,7	11,4	10,7	1,6	
Ústí nad Labem	93 020	92 952	508	251	1 047	377	983	64	-152	-88	5,5	2,7	11,3	10,6	-0,9	
Hradec Králové	92 763	92 742	485	240	991	231	1 046	-55	-120	-175	5,2	2,6	10,7	11,3	-1,9	
Pardubice	90 458	90 688	431	216	957	236	952	5	348	353	4,8	2,4	10,6	10,5	3,9	
Zlín	74 835	74 997	356	175	772	255	784	-12	62	50	4,8	2,3	10,3	10,5	0,7	
Havířov	72 146	71 903	389	191	681	268	919	-238	-241	-479	5,4	2,6	9,4	12,7	-6,6	
Kladno	68 971	69 054	355	191	743	307	804	-61	311	250	5,1	2,8	10,8	11,7	3,6	
Most	66 401	66 186	345	149	648	287	751	-103	-355	-458	5,2	2,2	9,8	11,3	-6,9	
Opava	56 834	56 638	313	130	577	161	650	-73	-308	-381	5,5	2,3	10,2	11,4	-6,7	
Frydek-Místek	56 066	55 931	266	132	591	205	563	28	-431	-403	4,7	2,4	10,5	10,0	-7,2	
Karviná	53 209	52 824	239	115	466	188	741	-275	-423	-698	4,5	2,2	8,8	13,9	-13,1	
Jihlava	50 891	50 845	247	150	520	150	540	-20	141	121	4,9	2,9	10,2	10,6	2,4	
Teplice	49 514	49 575	259	121	472	253	601	-129	141	12	5,2	2,4	9,5	12,1	0,2	
Dečín	49 005	48 809	217	113	472	194	593	-121	-296	-417	4,4	2,3	9,6	12,1	-8,5	
Chomutov	48 703	48 720	256	137	505	230	521	-16	70	54	5,3	2,8	10,4	10,7	1,1	
Karlovy Vary	48 723	48 501	259	103	400	140	571	-171	-104	-275	5,3	2,1	8,2	11,7	-5,6	
Jablonec nad Nisou	45 765	45 802	242	98	492	223	468	24	7	31	5,3	2,1	10,8	10,2	0,7	
Mladá Boleslav	44 327	44 489	220	91	465	141	453	12	310	322	5,0	2,1	10,5	10,2	7,3	
Prostějov	43 725	43 680	211	103	444	176	504	-60	-58	-118	4,8	2,4	10,2	11,5	-2,7	
Přerov	43 358	43 186	191	99	389	128	499	-110	-269	-379	4,4	2,3	9,0	11,5	-8,7	
Česká Lípa	37 467	37 444	190	101	412	207	369	43	-4	39	5,1	2,7	11,0	9,8	1,0	
Třebíč	35 853	35 691	180	77	354	104	341	13	-372	-359	5,0	2,1	9,9	9,5	-10,0	
Třinec	35 224	35 131	175	79	351	89	425	-74	-97	-171	5,0	2,2	10,0	12,1	-4,9	
Tábor	34 453	34 456	195	87	344	111	347	-3	-8	-11	5,7	2,5	10,0	10,1	-0,3	
Znojmo	33 757	33 780	156	64	378	110	348	30	31	61	4,6	1,9	11,2	10,3	1,8	

Pohyb obyvatelstva ve městech nad 20 tisíc obyvatel v roce 2018

Population and vital statistics of the Czech Republic 2018: towns with more than 20 thousand inhabitants

Město / Town	Počet obyvatel 1. 7. Population 1 July	Počet obyvatel 31. 12. Population 31 December	Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živě narození Live births	Potraty Abortions	Zemřeli Deaths	Přírůstek (úbytek) / Increase (decrease)			Sňatky Marriages	Rozvody Divorces	Živě narození Live births	Zemřeli Deaths	Celkový přírůstek Total increase	
								přirozený natural	stěhování net migration	celkový total						na 1000 obyvatel / per 1,000 inhabitants
Příbram	32 757	32 642	187	79	299	117	384	-85	-140	-225	5,7	2,4	9,1	11,7	-6,9	
Cheb	32 071	31 988	158	67	311	148	361	-50	-133	-183	4,9	2,1	9,7	11,3	-5,7	
Kolín	31 550	31 690	153	96	357	126	348	9	326	335	4,8	3,0	11,3	11,0	10,6	
Trutnov	30 459	30 372	144	74	298	144	301	-3	-202	-205	4,7	2,4	9,8	9,9	-6,7	
Písek	30 279	30 351	157	76	319	94	290	29	203	232	5,2	2,5	10,5	9,6	7,7	
Orlová	29 011	28 852	164	55	289	95	351	-62	-194	-256	5,7	1,9	10,0	12,1	-8,8	
Kroměříž	28 880	28 816	144	74	276	106	357	-81	-	-81	5,0	2,6	9,6	12,4	-2,8	
Vsetín	26 091	26 092	94	44	272	83	241	31	-48	-17	3,6	1,7	10,4	9,2	-0,7	
Šumperk	26 043	25 957	134	60	242	72	355	-113	-81	-194	5,1	2,3	9,3	13,6	-7,4	
Uherské Hradiště	25 205	25 212	134	69	254	83	271	-17	14	-3	5,3	2,7	10,1	10,8	-0,1	
Břeclav	24 719	24 704	124	51	245	92	280	-35	-58	-93	5,0	2,1	9,9	11,3	-3,8	
Hodonín	24 657	24 682	119	63	251	85	300	-49	48	-1	4,8	2,6	10,2	12,2	0,0	
Český Těšín	24 540	24 438	115	58	232	70	259	-27	-134	-161	4,7	2,4	9,5	10,6	-6,6	
Litoměřice	23 980	24 001	158	74	257	115	261	-4	-40	-44	6,6	3,1	10,7	10,9	-1,8	
Nový Jičín	23 908	23 884	122	53	217	97	344	-127	-132	-259	5,1	2,2	9,1	14,4	-10,8	
Krnov	23 565	23 496	119	50	258	84	233	25	-96	-71	5,0	2,1	10,9	9,9	-3,0	
Havlíčkův Brod	23 153	23 256	132	49	193	77	315	-122	-76	-198	5,6	2,1	8,2	13,4	-8,4	
Sokolov	23 334	23 241	152	48	239	87	305	-66	195	155	5,2	1,7	9,7	11,4	6,7	
Chrudim	23 083	23 151	128	49	281	73	215	66	-48	18	5,5	2,1	12,2	9,3	0,8	
Strakonice	22 818	22 754	94	47	242	76	270	-28	-106	-134	4,1	2,1	10,6	11,8	-5,9	
Klatovy	22 308	22 233	109	52	191	100	249	-58	3	-55	4,9	2,3	8,6	11,2	-2,5	
Vlašské Meziříčí	22 183	22 217	106	55	238	88	260	-22	39	17	4,8	2,5	10,7	11,7	0,8	
Kopřivnice	22 044	21 949	118	45	274	76	226	48	-190	-142	5,4	2,0	12,4	10,3	-6,4	
Jindřichův Hradec	21 472	21 445	88	59	222	67	189	33	-48	-15	4,1	2,7	10,3	8,8	-0,7	
Vyškov	20 939	20 883	101	47	239	70	218	21	-137	-116	4,8	2,2	11,4	10,4	-5,5	
Zdár nad Sázavou	20 934	20 847	108	45	238	56	213	25	-172	-147	5,2	2,1	11,4	10,2	-7,0	
Bohumín	20 716	20 690	113	51	200	71	269	-69	-2	-71	5,5	2,5	9,7	13,0	-3,4	
Kutná Hora	20 622	20 580	112	35	226	80	232	-6	50	44	5,4	1,7	11,0	11,3	2,1	
Blansko	20 628	20 572	102	60	219	60	219	-	-78	-78	4,9	2,9	10,6	10,6	-3,8	
Náchod	20 072	19 979	92	40	182	75	226	-44	-109	-153	4,6	2,0	9,1	11,3	-7,6	

Radek Havel

Výběr české demografické literatury za 2. pololetí 2018 a 1. pololetí 2019

I. Knižní publikace, studie

1. Barvíková, J. – Paloncyová, J. Tagesmutter/ Tagesvater v Německu. Praha: VÚPSV, v.v.i., 2018, 137 s.
2. Čapková, K. – Rechter, D. (eds.) *Židé, nebo Němci?: Německy mluvící Židé v poválečném Československu, Polsku a Německu*. Praha: Nakladatelství Lidové noviny, 2019, 240 s.
3. Horecký, J. – Průša, L. *Současná struktura služeb dlouhodobé péče a prognóza potřeby sociálních služeb 2019–2050*. Tábor: Asociace poskytovatelů sociálních služeb ČR, 2019, 28 s.
4. Kuchařová, V. a kol. *Česká rodina na počátku 21. století: Životní podmínky, vztahy a potřeby*. Praha: VÚPSV, v.v.i., 2019, 300 s.
5. Kuchařová, V. a kol. *Rodiny ve střední fázi rodinného cyklu*. Praha: VÚPSV, v.v.i., 2018, 144 s.
6. Průša, L. *Vznik center pro rodinné pečující z hlediska efektivity*. Praha: Česká asociace pečovatelské služby, 2019, 48 s.

II. Soubory údajů a analýzy

7. *Asistovaná reprodukce v České republice 2016*. Praha: ÚZIS, NRAR, 2018.
8. *Cizinci v ČR – 2018*. Praha: ČSÚ, 2018.
9. *Demografická příručka – 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
10. *Demografická ročenka České republiky – 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
11. *Demografická ročenka krajů – 2008 až 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
12. *Demografická ročenka měst – 2008 až 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
13. *Demografická ročenka okresů – 2008 až 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
14. *Demografická ročenka správních obvodů obcí s pověřeným obecním úřadem – 2008 až 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
15. *Demografická ročenka správních obvodů obcí s rozšířenou působností – 2008 až 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
16. *Novotvary*. Praha: ÚZIS, 2018.
17. *Obyvatelstvo Plzeňského kraje – 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.

18. *Počet obyvatel v obcích – k 1. 1. 2019*. Praha: ČSÚ, 2019.
19. *Pohyb obyvatelstva v obcích Jihočeského kraje – 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
20. *Projekce obyvatelstva České republiky – 2018–2100*. Praha: ČSÚ, 2018.
21. *Proměny věkového složení obyvatelstva ČR – 2001–2050*. Praha: ČSÚ, 2019.
22. *Senioři a zdraví – 2018*. Praha: ČSÚ, 2018.
23. *Stav a pohyb obyvatelstva v ČR – 1. – 3. čtvrtletí 2018*. Praha: ČSÚ, 2018.
24. *Stav a pohyb obyvatelstva v ČR – 1. pololetí 2018*. Praha: ČSÚ, 2018.
25. *Stav a pohyb obyvatelstva v ČR – rok 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
26. *Úmrtnostní tabulky v časové řadě – 1920–2016*. Praha: ČSÚ, 2018.
27. *Úmrtnostní tabulky za ČR, regiony soudržnosti a kraje – 2017–2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
28. *Věkové složení a pohyb obyvatelstva v Jihočeském kraji – 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
29. *Věkové složení a pohyb obyvatelstva v Jihomoravském kraji – 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
30. *Věkové složení a pohyb obyvatelstva Zlínského kraje, jeho okresů a správních obvodů obcí s rozšířenou působností – 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
31. *Věkové složení obyvatelstva – 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
32. *Vnitřní stěhování v ČR – 2005 až 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
33. *Vývoj obyvatelstva České republiky – 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
34. *Zaostřeno na ženy a muže – 2018*. Praha: ČSÚ, 2019.
35. *Zemřelí 2017*. Praha: ÚZIS, 2018.
36. *Zemřelí podle seznamu příčin smrti, pohlaví a věku v ČR, krajích a okresech – 2008 až 2017*. Praha: ČSÚ, 2018.
37. *Život cizinců v ČR – 2018*. Praha: ČSÚ, 2018.

III. Výběr statí

38. Bašková, M. – Baška, T. – Holubčíková, J. Trendy prevalence nadváhy a obezity dětí ve školním věku na Slovensku od roku 2006 do roku 2014. *Kontakt* (K), 2019 č. 1, s. 50–54.

39. Hulíková, K. Stárnutí populace jako globální jev 21. století. *Geografické rozhledy*, 2018, č. 1, s. 26–29.
40. Jašová, E. – Kadeřábková, B. Analýza vlivu slaďování rodinného a pracovního života žen prizmatem míry nezaměstnanosti neakcelerující inflaci v České republice. *Politická ekonomie* (PE), 2019, č. 3, s. 316–332.
41. Kocourková, J. – Šídlo, L. – Šťastná, A. – Fait, T. Vliv věku matky na porodní hmotnost novorozenců. *Časopis lékařů českých (ČLČ)*, 2019, č. 3–4, s. 118–146.
42. Kocourková, J. – Šťastná, A. – Černíková, A. Vliv ekonomické krize na úroveň plodnosti ve státech Evropské unie. *Politická ekonomie* (PE), 2019, č. 1, s. 82–104.
43. Nešporová, O. Obavy a těžkosti rané fáze rodičovství: Zjištění longitudinálního výzkumu prvorodičů. *Sociologický časopis*, 2019, č. 1 (2019), s. 3–30.
44. Paleček, A. Spojení vírou? Význam náboženství pro výběr partnera v Česku a na Slovensku. *Naše společnost* (NS), 2018, č. 2, s. 29–51.
45. Přidalová, I. – Klsák, A. Cizinci v našem sousedství: důvod k obavám? *Geografické rozhledy* (GR), 2019, č. 3, s. 34–37.
46. Sichingerová, L. Seniorů v České republice strmě přibývá. *Veřejná správa* (VS), 2018, č. 25–26, s. 10–11.
47. Šerý, M. – Klementová, V. The regional identity of the inhabitants of regions which have experienced an interrupted continuity in their socio-historical development. A case study of Czech regions that were resettled after World War II. *Geografie* (SG), 2018, č. 4, s. 437–459.
48. Šetinová, M. – Klímová Chaloupková, J. Role kognitivních schopností ve výběrovém párování: partnerské preference mladých lidí. *Sociologický časopis* (SČ), 2019, č. 2, s. 161–188.
49. Šídlo, L. – Šprocha, B. Motherhood postponement and regional differences in fertility in Czechia and Slovakia. *Geografie* (SG), /2018, č. 3, s. 407–436.
50. Šťastná, A. Změny nastavení rodičovského příspěvku v Česku a jejich možný dopad na reprodukční chování. *Sociologický časopis* (SČ), 2019, č. 1, s. 31–60.
51. Šťastná, A. – Kocourková, J. – Šídlo, L. Reprodukční stárnutí v Česku v kontextu Evropy. *Časopis lékařů českých (ČLČ)*, 2019, č. 3–4, s. 126–132.
52. Topinka, D. – Lang, P. – Čejková, O. – Ondrašínová, M. Skilled Labour Migration: A Proposal of the Conceptual Framework for the Study of Expatriates in Brno. *Lidé města* (LM), 2018, č. 2, s. 267–296.
53. Vojtíšek, Z. – Klingorová, K. *Vietnam v Česku: náboženské obrození vietnamských buddhistů*. *Geografické rozhledy* (GR), 2019, č. 4, s. 34–37.
54. Vošmik, J. Srdeční záležitost. *Rovné příležitosti v souvislostech* (RP), 2019, č. 1.
55. Wilhelmová, R. – Greiffenegrová, L. Selected indicators related to smoking incidence in pregnant women in the Czech Republic. *Kontakt* (K), 2019, č. 2, 181–188.
56. Witzanyová, A. – Velemínský, M. The lifestyle of mothers of individuals with a disorder/illness formed in the perinatal period. *Kontakt* (K), 2019, č. 2, 172–180.

Excerptované časopisy:

Acta Oeconomica Pragensia (AOP), AntropoWebzin (AWZ), Auspicia (A), Časopis lékařů českých (ČLČ), Fórum sociální politiky (FSP), Gender a výzkum (GV), Geografické rozhledy (GR), Geografie (SG), Kontakt (K), Lidé města (LM), Naše společnost (NS), Politická ekonomie (PE), Rovné příležitosti v souvislostech (RP), Scientia et Sociates (SetS), Scientific Papers of the University of Pardubice: Series D (SP), Sociologický časopis / Czech Sociological Review (SČ), Urbanismus a územní rozvoj (UUR), Veřejná správa (VS).

???

Population et Sociétés

2019, č. 566–569

Květen 2019, č. 566

Být v páru ale žít samostatně: častější uspořádání po rozvodu

Arnaud Régnier-Loilier

Autorka na základě průzkumu Individuálních a manželských vztahů z let 2013–2014 zkoumá životní styl, která je označován jako „být v páru ale dlouhodobě spolu nežít“ a charakteristiku osob, které tento způsob žití přijali za svůj.

Ve Francii stejně jako v řadě jiných evropských zemí zhruba čtvrtina svobodných lidí udržuje „stabilní vztah“, tedy dlouhotrvající, s někým, kdo má své bydliště v jiném bytě. Tento stav autorka podrobně rozebírá v textu pod následujícími názvy:

Být v páru ale nežít spolu je nejvíce časté v mladém věku; časování vzniku kohabitace je odlišné podle věku života; nižší náchylnost ke kohabitaci mezi rozvedenými..., ...souvisí s přítomností dětí z předchozího vztahu; větší tendence ke kohabitaci mezi nejméně vzdělanými.

Dvě tabulky a dva grafy se zabývají podrobnějším popisem vývoje tohoto životního stylu. Širším výsledkům uvedeného výzkumu je věnováno celé první dvojčíslu roku 2019 revue Population.

Červen 2019, č. 567

Snížení počtu obyvatel v bývalých komunistických zemích v Evropské unii

Agnieszka Fihel, Marek Okólski

Atoři z varšavské university se zabývají vývojem počtu obyvatel a stárnutím obyvatelstva v jedenácti zemích bývalého sovětského bloku od roku 1989. Hodnocení těchto třiceti let přitom srovnávají s ostatními zeměmi Evropské unie.

K nejvyššímu úbytku obyvatel došlo v Bulharsku, Lotyšsku a Litvě (o více než 20 %

následovalo Estonsko a Rumunsku. Naopak k mírnému přírůstku došlo od uvedeného roku pouze ve třech zemích (České republice, Slovenské republice a ve Slovinsku). Mimo poklesu porodnosti byla hlavním důvodem negativního vývoje záporné saldo zahraniční migrace. Ve většině ostatních zemí EU se spolu s mírným přirozeným přírůstkem podílela na růstu obyvatel zejména imigrace do těchto zemí.

Grafická příloha ukazuje přirozený přírůstek a saldo migrace ve všech zemích Evropské unie za roky 1989–2017 a za stejné časové období i vývoj plodnosti v bývalých komunistických zemích. Dalším grafem jsou stromy života obou skupin zemí (v rozdělení na muže a ženy) v roce 1989 a 2050.

Červenec–srpen 2019, č. 568

Francie má nejvyšší plodnost v Evropě. Je to díky imigrantům?

Sabrina Volant, Gilles Pison a François Héran

Trojice předních autorů demografického institutu rozebírá dosaženou plodnost ve Francii v roce 2017 (ve výši 1,9 dítěte na ženu), blížíci se téměř hranici prosté reprodukce, a ukazuje na vliv plodnosti imigrantek na toto souhrnné číslo. Podrobnější obsah statě naznačují názvy podkapitol: Silný příspěvek k počtu živě narozených dětí, nízký příspěvek k plodnosti; příspěvek přistěhovalců k míře plodnosti ve Francii: 0,1 dítěte na ženu; přistěhovalci z Maghrebu mají nejvyšší úroveň plodnosti; příspěvek přistěhovalců k míře plodnosti země: evropská srovnání. Vysvětlující rámeček definuje imigranty a druhý vysvětluje, jak se počítá konečná plodnost imigrantek.

Text výrazně doplňují čtyři ilustrující grafy (ukazatel vývoje plodnosti imigrantek a domácí populace, úhrnná plodnost imigrantek podle země jejich narození, úhrnná plodnost všech žen a domácí populace ve vybraných evropských zemích, konečná plodnost podle místa narození a generace) a tabulka ukazující vývoj podílu živě narozených dětí imigrantkám a domácí populaci rodiček 2009–2017.

Září, č. 569

Všechny země světa

Gilles Pison

Tradiční téma (i autor) opakující se pravidelně každé dva roky informuje o demografických aspektech 7,7 miliard obyvatel celé planety rozdělených do geopolitických celků dosahujících či překračujících počet 150 tisíc obyvatel. Základní souhrnná tabulka, členěná podle jednotlivých světadílů poskytuje přehled za všechny příslušné země v následujících ukazatelích: rozloha, odhadovaný počet obyvatel v polovině roku 2019, projekce počtu obyvatel

pro rok 2050, hrubá míra porodnosti a úmrtnosti, kojenecká úmrtnost, úhrnná plodnost, procento věkové kategorie do 15 let a nad 65 let, střední délka života mužů a žen při narození a hrubý národní příjem v paritě kupní síly v roce 2018 na jednoho obyvatele. Další osmnáct tabulek ukazuje na pořadí třiceti zemí, které zauímají nejpřednější místa v uvedených a několika dalších ukazatelích (např. hustota obyvatel). Údaje každé tabulky jsou vždy doplněny příslušnými hodnotami a umístěním v žebříčku zemí za Evropskou unii jako celek a rovněž za Francii.

PODKLADY

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

ROZSAH PŘÍSPĚVKU:

Textová část studie by neměla přesahovat 20 normostran (1 NS = 1 800 znaků vč. mezer), tj. 36 000 znaků včetně mezer. Příspěvky do oddílů: Přehledy by neměly přesahovat 15 NS, Diskuse 8 NS, recenze 4 NS, zprávy 2 NS a anotace literatury 0,5 NS. Je třeba, aby zasláná studie obsahovala abstrakt do 5 řádků (Ř) v angličtině, resumé do 20 Ř v angličtině, abecední seznam citované literatury a stručnou informaci o autorovi – jeho odborném zaměření a názvy nejdůležitějších prací (do 5 Ř). Do anglického čísla zasílá autor článek v angličtině ve stejném rozsahu jako do české verze.

Rukopis je třeba zaslat v textovém editoru Word, zdrojová data pro tabulky a grafy v programu Excel, obrázky a mapy ve formátu *.tif, *.jpg, *.eps. Tabulky, grafy a obrázky je třeba zařadit do textu, jednotlivé strany musí být očíslovány. Názvy i těla tabulek, grafů a obrázků musí být dvojjazyčné (česko-anglické).

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 PODKLADŮ

A. TEXTY (v textovém editoru MS Word)

1. V nastavení odstavce používejte pouze zarovnání VLEVO (na levou zářezku).
2. Vyznačování v odstavci (kurzívou, tučně) a používání indexů bude do sazby korektně přeneseno.
3. 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.

B. GRAFY, OBRAZOVÉ SOUBORY

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

C. PRAVIDLA CITACÍ A POPISKY

Příklady základních druhů citací:

Monografie

- Roubíček, V. 1997. *Úvod do demografie*. Praha: Codex Bohemia. (U publikace s více než třemi autory se uvádí

jen příjmení prvního autora, za ním následuje zkratka a kol., u zahraničních publikací et al.)

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

Články v časopisech

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

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

Články ve sbornících

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

Elektronické dokumenty

Je třeba uvést:

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

Přednášky z konferencí

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

Seznam literatury a odkazy

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

Příklad:

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

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

Odkazy v textu na seznam literatury

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

Popisky tabulek a grafů (dodat v češtině a angličtině)

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

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

D. DOPORUČENÁ STRUKTURA ČASOPISU

viz https://www.czso.cz/csu/czso/pokyny_pro_autory

Demografie

revue pro výzkum
populačního vývoje



WWW.CZSO.CZ

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

Vydává Český statistický úřad
Published by the Czech Statistical Office

Redakční rada **Editorial Board:**

Roman Kurkin (předseda redakční rady **Chair of the Editorial Board**),
Eva Henzlerová (výkonná redaktorka **Managing Editor**),
Markéta Arltová, Boris Burcin, Elwood D. Carlson, Tomáš Fiala, Ludmila Fialová,
Zuzana Finková, Natalia S. Gavrilova, Richard Gisser, Klára Hulíková, Nico Keilman,
Juris Krumins, Věra Kuchařová, Jitka Langhamrová, Michala Lustigová, Martina Miskolczi,
Zdeněk Pavlík, Markéta Pechholdová, Michel Poulain, Mirjana Rašević, Jiřina Růžková,
Jitka Rychtaříková, Jaroslav Sixta, Eduard Souček, Luděk Šídlo, Josef Škrabal,
Branislav Šprocha, Leo van Wissen, Martin Zelený

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

Telefon: +420 274 052 834

E-mail: redakce@czso.cz

www.czso.cz

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

Informace o předplatném podává a objednávky přijímá redakce.

Objednávky vyřizuje: Myris Trade, s.r.o., P.O.Box 2, 142 01 Praha 4,
Česká republika, e-mail: myris@myris.cz

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

Grafická úprava: Družstvo TISKOGRAF, David Hošek

Grafický návrh: Ondřej Pazdera

Tisk: Český statistický úřad

Cena jednoho výtisku: 58,- Kč

Roční předplatné včetně poštovného: 327,- Kč

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

Reg. Zn. MK ČR E 4781

Nevyžádané rukopisy se nevracejí.

Číslo 3/2019, ročník 61

Toto číslo vyšlo v říjnu 2019

© Český statistický úřad 2019