

1

Demografie

rok 2022

ročník 64

revue pro výzkum
populačního vývoje

Pavol Ďurček – Lenka Gašparová

Rozdiely v úmrtnosti medzi mestom a vidiekom: poloha ako diferenciacny faktor

Luděk Sýkora – Otakar Bursa

Mladí dospělí v pražském metropolitním regionu: tikající bomba ve světle metodických zákrut geodemografie a demogeografie

ČLÁNKY | ARTICLES

- 3 Pavol Ďurček – Lenka Gašparová**
Rozdiely v úmrtnosti medzi mestom a vidiekom: poloha ako diferenciacny faktor
Differences in the Mortality Rate between Urban and Rural Areas: Location as a Differentiation Factor

- 24 Luděk Sýkora – Otakar Bursa**
Mladí dospělí v pražském metropolitním regionu: tikající bomba ve světle metodických zákrut geodemografie a demogeografie
Young Adults in the Prague Metropolitan Region: A Ticking Time-Bomb in the Light of Methodological Twists and Turns in Geodemography and Demogeography

RECENZE | BOOK REVIEWS

- 46 Ludmila Fialová**
K pozadí koncepce Retrospektivního / Historického lexikonu obcí České republiky
On the Background of the Retrospective Concept / Historical Lexicon of Municipalities of the Czech Republic

ZPRÁVY | REPORTS

- 48** *The 13th Conference of Young Demographers Went Hybrid!*
- 50** Konference Aktivní stárnutí prostřednictvím inovací: Poučení z pandemie COVID-19
The Conference 'Active Ageing through Innovation: Learning from the COVID-19 Pandemic'
- 51** 6. ročník soutěže České demografické společnosti o nejlepší kvalifikační práci v oboru demografie
The 6th Year of the Czech Demographic Society's Competition for the Best Undergraduate or Graduate Thesis or Dissertation in the Field of Demography

- 55** Konference České demografické společnosti: ohlédnutí za výročním 50. ročníkem a pozvánka na 51. ročník
Conference of the Czech Demographic Society: Looking Back at the 50th Anniversary and an Invitation to the 51st year

- 58** Co a kdy přinese 11. revize Mezinárodní klasifikace nemocí
11th Revision of the International Classification of Diseases – What It Will Bring and When?

- 60** Za PhDr. Pavlou Horskou, CSc.
In Memory of PhDr. Pavla Horská

PŘEHLEDY | DIGEST

- 62 Ivan Šotkovský**
Populační vývoj obcí Moravskoslezského kraje po roce 1990
Population Development of Municipalities in the Moravian-Silesian Region after 1990

- 77 Ivan Das – Anjana Bhattacharjee**
Rape Myth Acceptance in Indian Adults: A Demographic Analysis

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, zařazený v citační databázi Scopus a také v Emerging Sources Citation Index (Web of Science Core Collection).

Demografie is a peer-reviewed journal included in the citation database of peer-reviewed literature Scopus, and also in the Emerging Sources Citation Index (part of the Web of Science Core Collection).

ROZDIELY V ÚMRTNOSTI MEDZI MESTOM A VIDIEKOM: POLOHA AKO DIFERENCIAČNÝ FAKTOR

Pavol Ďurček¹⁾ – Lenka Gašparová²⁾

DIFFERENCES IN THE MORTALITY RATE BETWEEN URBAN AND RURAL AREAS: LOCATION AS A DIFFERENTIATION FACTOR

Abstract

The main aim of the paper is to compare the mortality rate of urban and rural areas of the Slovak Republic in three time periods: 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019. The urban areas here are represented by the centres of functional commuter regions defined in the work of Halás et al. (2012). The rural areas are the hinterlands of these centres. Methodologically the analysis is based on the concept of relative regional differentiation. Basic measures of variability are used to monitor the overall and component unevenness of the standardised crude mortality rates. The most important findings of our study are the answers to our hypothetical questions. While the hypothesis was confirmed for the periods 1971–1975 and 1988–1992, the results did not confirm the validity of the hypothesis for the period 2015–2019. Using a regression analysis, we found that the spatial picture of the intensity of mortality did not change much between the 1970s and the present. The results of the regression analysis also show a difference in the intensity of mortality between the north and the south of the Slovak Republic.

Keywords: mortality, city, countryside, differentiation, location, regression analysis

Demografie, 2022, **64(1): 3–23**

DOI: <https://doi.org/10.54694/dem.0291>

ÚVOD A TEORETICKÉ ZHRNUTIE

Úmrtnosť, ako jeden z hlavných demografických procesov ovplyvňujúcich reprodukciu obyvateľstva (Bleha – Nováková, 2010), prešla pozoruhodným historickým vývojom nielen na Slovensku, ale na celom svete a kvôli tomu je stále v hľadáčkovi vedcov. O to viac je táto téma zaujímavá, ak sa na úmrtnosť pozeráme v kontexte rozdielov medzi mestským a vidieckym

prostredím. Preto je cieľom našej analýzy zhodnotiť mortalitu na úrovni mestských centier a vidieckych zázemí, a to v troch časových obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. Naša práca je zároveň inovatívna v tom, že mestský resp. vidiecky priestor nevyčleňujeme na základe udelenia/neudelenia štatútu mesta, ale na základe podmienky nodality. Za mestá budú teda považované len prirodzené dochádzkové centrá (viac k vyčleneniu v metodologickej časti). Práca

1) Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta, Katedra ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja, Ilkovičova 6, 842 15 Bratislava, Slovenská republika, kontakt: pavol.durcek@uniba.sk.

2) Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta, Katedra ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja, Ilkovičova 6, 842 15 Bratislava, Slovenská republika, kontakt: gasparova.lenka.1@uniba.sk.

sa orientuje na koncept relatívnej regionálnej diferenciácie. To znamená že, našim hlavným cieľom je zistiť odpoveď na otázku, či celkovú nerovnomernosť v charaktere úmrtnosti tvoria prevažne diferencie medzi regiónmi, alebo viac rozdiely medzi mestským a vidieckym prostredím vo vnútri regiónov. Teraz si predstavíme odborné práce, z ktorých odvodíme aj niekoľko pracovných hypotéz.

V mnohých krajinách strednej a východnej Európy sa vývoj úmrtnosti po roku 1950 člení do troch časových období. Prvým z nich je výrazné zlepšenie úmrtnostnej situácie v 50. rokoch 20. storočia. Nasleduje však stagnácia, prípadne mierne zhoršenie mortality od konca 60. rokov do začiatku 90. rokov 20. storočia. Tretou fázou sa rozumie obdobie od roku 1990, kedy sa začali zlepšovať úmrtnostné pomery (Hulíková Tesárková, 2017). V našom prvom sledovanom období 1971–1975 sa naplno prejavujú pozitívne efekty z fázy zlepšovania úmrtnostných pomerov zo začiatku obdobia socializmu. Hrubá miera úmrtnosti (neštandardizovaná) je v prvej polovici 70. rokov 20. storočia pod hodnotu 9,5 ‰ a zaujímavosťou je, že túto hodnotu sa doposiaľ na Slovenku nepodarilo prekonať. Bol to dôsledok mladej vekovej štruktúry, ktorú ešte viac omladila rapídne klesajúca dojčenská a perinatálna úmrtnosť počas prvej fázy zlepšovania úmrtnostných pomerov v 50. rokoch 20. storočia (Kučera, 1994). Avšak ukazovatele zohľadňujúce vekovú štruktúru, ako napríklad stredná dĺžka života pri narodení, už naznačujú nastupujúcu stagnáciu. Tento rozdiel možno sledovať hlavne ak porovnáme hodnoty strednej dĺžky života pri narodení na Slovensku s krajinami západnej Európy (Guo, 1993). Kučera (1994) uvádza, že stredná dĺžka života pri narodení u mužov začiatkom 70. rokov dosahovala hodnotu 67 rokov. U žien bola lepšia o viac ako 6 rokov. Viacerí autori ako napríklad Cockerham (1997), Šprocha – Majo (2016), Carlson a Hoffmann (2011) si vysvetľujú zastavenie zlepšovania úmrtnostných pomerov v socialistických krajinách nezdravým životným štýlom, a to hlavne u mužov. Náročná fyzická práca, alkohol a fajčenie totiž vplývali na znižovanie strednej dĺžky života (Guo, 1993). Na vývoji úmrtnosti populácie sa podieľajú aj fyziologické danosti jednotlivých pohlaví. Každé pohlavie má pri narodení iné predispozície a tým sa líšia úmrtnostné pomery medzi mužmi a ženami (Vallin – Meslé – Valkonen, 2001). Už v období

socializmu sa začali regionálne prejavovať niektoré ďalšie diferenciačné faktory ako národnosť, vzdelanie a odvetvová zamestnanosť (Mládek – Čupelová, 2006). V rámci socialistického Slovenska bol jeden z najvýznamnejších faktorov vplyvajúcich na rozdiely medzi mestami a vidiekom dopad urbanizácie. Tá pôsobila na prelome 60. a 70. rokov ešte pomerne selektívne a regionálne nevyrovnane (Slavík – Grác, 2009). To sa prejavovalo aj na dostupnosti zdravotnej starostlivosti, či na významných diferenciačných faktoroch ako je vzdelanie a odvetvová zamestnanosť, ktoré značne podmieňujú zdravotný stav. Preto v intenzite úmrtnosti pre obdobie 1971–1975 predpokladáme existenciu veľkých disparít medzi mestskými centrami a vidieckym zázemím.

V druhom sledovanom období 1988–1992 nie sú úmrtnostné pomery na Slovensku zásadne lepšie ako na začiatku 70. rokov 20. storočia. Stredná dĺžka života pri narodení na Slovensku stúpala za toto 20 ročné obdobie približne o jeden rok (VDC, 2021). Je to dôsledok už vyššie spomínaných faktorov životného štýlu, ekologickej deprivácie ako aj slabej schopnosti inovovať liečebné a preventívne postupy (Burcin – Kučera, 2008). Avšak počas normalizačného obdobia prevládala silná snaha znížiť úroveň spoločenských disparít. Vtedajšie vedenie štátu realizovalo znižovanie nerovností pomocou masívnejšej industrializácie v spojení s urbanizáciou, ktoré zasiahli prakticky každý región Slovenska (Faltán – Pašiak, 2004). V roku 1985 bola dosiahnutá úroveň urbanizácie 50 % a naďalej stúpala (Slavík – Grác, 2009). Preto predpokladáme, že sa znížil vplyv rozdielov medzi mestskými centrami a zázemiami na celkovú úroveň nerovnosti, u ktorej tiež očakávame pokles.

Novými prvkami, ktoré sa začali prejavovať až po roku 1989 (avšak čiastočne mohli ovplyvniť aj intenzitu úmrtnosti v sledovanom období 1988–1992) boli prvé opatrenia na zlepšenie zdravotníckeho systému (Hlavačka a kol., 2004). Ďalšou výraznou zmenou bolo zatváranie veľkých priemyselných podnikov. To síce spôsobilo zvýšenie nezamestnanosti a zhoršenie socioekonomickej situácie spolu s nárastom regionálnych disparít (Ira – Michálek – Podolák, 2008), ale v prospech zníženia environmentálnej záťaže. Zatvárané závody sa väčšinou vyznačovali extenzívnym charakterom výroby, ktorý bol škodlivý pre zdravie svojich zamestnancov ako aj pre okolité životné

prostredie (MŽP SR, 2002). Celkovo dochádza po roku 1992 k rapidnému zlepšovaniu úmrtnostných pomerov. Od začiatku 90. rokov dochádza k skvalitneniu zdravotnej starostlivosti, k nárastu využitia nových liečebných postupov a rastu objemu financií do zdravotníctva (Rokosová – Háva, 2005). Okrem spomenutých aspektov sa tiež zlepšuje využívanie preventívnych opatrení a zavádzajú sa nové prístroje, vďaka ktorým je možné jednoduchšie zistiť diagnózy pacientov (Burcin – Kučera, 2008). Ako uvádzajú Hlavačka a kol. (2004), v priebehu rokov 1989–2003 je evidovaný nárast počtu obyvateľov z 5,3 na 5,4 milióna obyvateľov. Autori konštatujú, že sa jedná o nárast spôsobený poklesom úmrtnosti. Všetky tieto faktory spôsobili, že v poslednom sledovanom období 2015–2019 je dosahovaná na Slovensku stredná dĺžka života na úrovni približne 77 rokov, čo je nárast oproti obdobiu 1988–1992 o približne 6 rokov.

Avšak pri pohľade na regióny očakávame oproti roku 1989 zvýšenie celkovej nerovnomernosti, na ktorej sa bude opäť väčšinou podieľať diferenciácia medzi mestským a vidieckym prostredím. Našu hypotézu odvodzujeme na základe nasledujúcich tvrdení. Z regionálneho pohľadu sa za vplývajúce faktory označuje zmena spoločensko-politickej situácie na Slovensku. Prechod na trhovú ekonomiku ako aj zánik vtedajších, lokálnych, regionálnych až nadregionálnych pilierov hospodárstva na Slovensku spôsobili veľký nárast sociálnych rozdielov (Madajová a kol., 2014; Michálek – Veselovská, 2014; Korec – Rusnák, 2016). Práve rast chudoby a sociálnej deprivácie vyvolal dilemu u rurálneho obyvateľstva, ktoré nevie, či má zostať na upadajúcom vidieku, alebo riskovať odlúčenie od svojich známych a rodiny po odchode do úspešne sa rozvíjajúceho mesta (Faltan, 2019). V nadväznosti na migráciu, životné a pracovné podmienky, demografické štruktúry, sociálne štruktúry, či rozdielny životný štýl sa úmrtnostné pomery medzi mestom a vidiekom stále viac odlišujú, čím narastá diferenciácia vo vnútri regiónov. Senior a kol. (2000) predpokladajú, že práve vek, pohlavie, národnosť a sociálna trieda sú hlavné faktory prospievajúce k rozdielom medzi mestami a vidiekom. Dôležitú úlohu hrá tiež prístup k zdravotníckym zariadeniam a dostupnosť liečebných prostriedkov, ktoré sú vidieckemu priestoru vzdialenejšie. Gavurová a Vagašová (2015) pokladajú za dôležité aj preventívne opatrenia, ktoré sa na Slo-

vensku darí efektívnejšie presadzovať práve v mestskom prostredí. V neposlednom rade je významný aj environmentálny faktor zaradený medzi endogénne faktory ovplyvňujúce úmrtnosť (Caselli – Vallin – Wunsch, 2006). Znečistené prírodné prostredie môže mať negatívny dopad na zdravie obyvateľov, a to najmä v regiónoch, kde je vyššie riziko priemyselných splodín a kontaminácie vody, pôdy, prípadne zvierat (MŽP SR, 2010). Pre korektnosť však treba dodať aj iný názor. Napríklad Woods (2003) sa domnieva, že nastane postupné znižovanie disparít medzi mestami a vidiekom z pohľadu úmrtnostných pomerov. Autor však nevyvracia možnosť zvýhodňovania mestského obyvateľstva, ak dôjde k ďalšiemu prehĺbeniu socioekonomických disparít.

Na syntetické zhodnotenie našich parciálnych zistení použijeme regresnú analýzu. Úroveň variability úmrtnosti v jednotlivých mestských centrách a vidieckych zázemiach budeme vysvetľovať geografickou polohou. Možno sa takýto faktor zdá byť nedostatočný, ale práve poloha patrí medzi tzv. subjekty krajiny, ktoré Valkonen (2001) označuje za podmieňujúce kvalitu a dostupnosť zdravotnej starostlivosti. Preto sa chceme na tento faktor pozrieť samostatne a bez zohľadnenia iných premenných.

DÁTA A METODIKA

Príprava dát

Na zanalyzovanie mortality boli vybrané tri časové obdobia: 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. Za priestorové jednoty boli zvolené funkčné regióny dochádzky (ďalej FRD), delené na centrá (mestá) a zázemia (vidiek). FRD sú považované za prirodzené regióny detegované dochádzkou do zamestnania. Z troch dostupných variantov z práce Halás a kol. (2012), bol vybraný variant FRD–1. Na prvý pohľad sa môže zdať problematické použitie jednotnej štruktúry FRD pre všetky tri časové obdobia. Najmä v socializme mohli spádové regióny vyzeráť inak, avšak Bezák (2002) konštatoval, že vymedzenie prirodzených spádových regiónov sa zhruba od obdobia normalizácie príliš nemení.

Dáta pre našu analýzu pochádzali z troch zdrojov. Pre obdobie 1971–1975 to bola práca Gašparová (2019). Dáta pre obdobie 1988–1992 pochádzali z práce Oravec (2020). Vypracovaniu týchto prác

predchádzala digitalizácia analógových prameňov za úroveň obcí v príslušných rokoch. Dáta za obce pre posledné obdobie 2015–2019 pochádzajú z portálu DATAcube, prevádzkovaného Štatistickým úradom SR (2020). Ďalším krokom bolo zlučovanie obcí do FRD–1. Kým pri období 2015–2019 prebehlo zlučovanie prostredníctvom kódov obcí a pomocného kódovníka obcí z roku 2014 (k tomuto postupu viac v práci Ďurček, 2017), pri obdobiach 1971–1975 a 1988–1992 bolo využité kombinované zlučovanie. To sa používalo v prípade, ak neboli v analógových záznamoch hodnoty kódov obcí. Vtedy sa za originálny identifikátor použil textový reťazec kombinujúci názov obce a názov okresu. Po zaradení každej obce do príslušných FRD mohlo dôjsť k redukcii a spočítaní dát stredného stavu a zomretých pre centrá a zázemia zvlášť. Následne sme pre jednotlivé centrá a zázemia vypočítali hrubé miery úmrtnosti a štandardizované hrubé miery úmrtnosti (ďalej ŠHMÚ).

Ako štandard pre výpočet štandardizovaných hrubých mier boli použité vekovo špecifické miery úmrtnosti za SR v roku 2017 (viac k postupu v práci Gašparová, 2021). Veková štruktúra skúmaných populácií pochádza z troch rôznych zdrojov. Pre obdobie 2015–2019 sme prevzali vekovú štruktúru za 5-ročné vekové kategórie k 1.7.2017 z databázy DATAcube, ktorú spravuje Štatistický úrad SR. Pre obdobie 1988–1992 sme použili dáta za 5-ročné vekové kategórie zo Sčítania ľudu domov a bytov 1991, kde sa za referenčný dátum použil 3. marec 1991. Pre obdobie 1971–1975 sme sa už nevedeli dostať k údajom za 5-ročné vekové kategórie v dostatočne podrobnej územnej štruktúre. Preto sme použili počty obyvateľov za hlavné vekové skupiny (0–14, muži 15–59, ženy 19–54, muži 60+, ženy 55+) a tým sme aspoň čiastočne mohli zachytiť efekt rozdielnej vekovej štruktúry. Tieto dáta pochádzajú zo Štatistického lexikónu obcí ČSFR 1974, ktorý bol zostavený na základe Sčítania ľudu, domov a bytov 1970, kde bola za rozhodujúci okamih sčítania označená polnoc z 30. novembra na 1. decembra 1970.

Pôvodne sme chceli v štúdiu použiť objektívnejšie vyjadrenie úmrtnostných pomerov, ktorým je stredná dĺžka života pri narodení. Avšak pre priestorovo podrobný charakter našej analýzy, ako aj pre záujem „pozrieť sa viac do minulosti“ nebolo možné tento ukazovateľ vypočítať. Hlavným obmedzením bola absencia počtu zomrelých podľa veku na úrovni obcí.

Preto sme sa rozhodli použiť štandardizovanú hrubú mieru úmrtnosti, ktorá zohľadňuje vekovú štruktúru jednotlivých regionálnych populácií.

Koncept relatívnej regionálnej diferenciácie

Diferenciácia sa z geografického hľadiska môže skúmať na úrovni priestorových aspektov (horizontálna diferenciácia) alebo aspektov spoločenských vrstiev (vertikálna diferenciácia) s ohľadom na sociálne postavenie obyvateľstva v regióne (Netrdová – Nosek, 2009). Naša práca sa zaoberá skúmaním horizontálnej nerovnomernosti. Sem býva zaradovaný aj tzv. koncept relatívnej regionálnej diferenciácie. Relatívne poňatie znamená, že pri použití tohto prístupu sa nedefinuje len celková (globálna) miera nerovnomernosti (napr. za celý štát), ale podrobnejšie sa pozrie na to, čo túto nerovnomernosť tvorí: či rozdiely medzi regiónmi, alebo rozdiely vo vnútri regiónov (Harvey, 1973). Preto s týmto konceptom spájame našu hlavnú výskumnú otázku a to, či sa nerovnomernosť v prípade úmrtnosti prejavuje najviac dôsledkom rozdielnosti medzi mestami a vidiekom alebo diferenciáciou medzi FRD celkovo.

Globálnu mieru variability (diferenciácie) budeme vyjadrovať pomocou *varičného koeficientu*, ktorý znázorňuje koľko percent predstavuje štandardná odchýlka z priemeru.

Najmä rozptyl je pre našu analýzu veľmi dôležitý. Vďaka jeho rozkladu sme schopní zistiť odpoveď na skúmanú otázku, ktorá zo zložiek celkovej diferenciácie (FDR alebo mesto-vidiek) sa na celkovej variabilite podieľa viac. Základom je rozloženie rozptylu na zložku B ($s_{between}^2$) a zložku W (s_{within}^2) podľa nasledujúceho vzorca:

$$s^2 = B + W = \left(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 * f_{ii} \right) + \left(\sum_{i=1}^n f_i * \sum_{j=1}^n (x_{ij} - x_i)^2 * f_{ij} \right)$$

x_i je hodnota sledovaného javu v nadradenom území i (v našom prípade je to hodnota za celé FDR), \bar{x} predstavuje priemer, x_{ij} je hodnota sledovaného javu územia j (čiže príslušného centra alebo zázemia vo vnútri FRD), ktoré je súčasťou nadradeného územia i (konkrétneho FRD) a f_{ij} vyjadruje podiel populácie územia j (príslušného centra alebo zázemia) z populácie

nadradenej jednotky i (konkrétneho FRD) (Ďurček – Šprocha, 2019). Výsledok bol daný do pomeru ku globálnemu rozptylu, čím sme zistili percentuálne zastúpenie medziregionálnej zložky B (v našom prípade sú to rozdiely medzi FRD) a vnútroregionálnej zložky W (rozdiely medzi mestom a vidiekom vo vnútri FRD).

Index diferenciácie, ako posledný ukazovateľ, znázorňuje podpriemerné a nadpriemerné hodnoty ŠHMÚ v miest a vidieka FRD. Index bol využitý v rámci vizuálneho priestorového obrazu FRD. Index diferenciácie je pomer hodnoty v príslušnej územnej jednotke (centre alebo zázemí) k priemernej hodnote za SR. Keď sa tento pomer vynásobí 100, možno ho interpretovať v percentách. Index diferenciácie sa vždy počíta k priemernej hodnote za príslušné obdobie.

Mnohonásobná lineárna regresia

Na syntetické zhodnotenie diferenciácie úmrtnosti použijeme mnohonásobnú lineárnu regresiu. Tá predstavuje ďalší spôsob, ako sa pozeráť na koncept relatívnej regionálnej diferenciácie, čiže ako naraz analyzovať celkové rozdiely medzi regiónmi a rozdiely vo vnútri týchto jednotiek. Konkrétne je našim cieľom pomocou tohto postupu identifikovať veľkosť vplyvu mestského, resp. vidieckeho prostredia na intenzitu úmrtnosti. A keďže viaceré štúdie potvrdili (Madajová a kol., 2014; Michálek – Veselovská, 2014; Korec – Rusnák, 2016; Faltan, 2019; Šprocha a kol., 2019; Rusnák – Korec 2020), že značným diferenciálnym faktorom, nielen u úmrtnosti, je poloha regiónu resp. mesta, tak sme sa rozhodli do regresie pridať aj faktor polohy.

Konkrétne má mnohonásobná regresia nasledovný matematický zápis:

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_n X_n + e_i$$

kde Y je závislá premenná, ktorej hodnoty sa snažíme vysvetliť (v našom prípade sem dosádzame hodnoty štandardizovanej hrubej miery úmrtnosti za jednotlivé centrá a zázemia – celkovo 130 observačných jednotiek).

X_1, X_2, \dots, X_n sú hodnoty nezávislých premenných – nazývané aj prediktory (použili sme tri premenné: dichotomická premenná mesto-vidiek, hodnota geografickej dĺžky vyjadrená v stupňoch a hodnota geografickej šírky vyjadrená v stupňoch). V prípade

premennej mesto-vidiek budeme mestské centrá označovať hodnotou 0 a vidiecke zázemia hodnotou 1. Vďaka takémuto „kódovému“ označeniu môžeme povedať o kolko sa úmrtnosť líši medzi mestom a vidiekom. Na prvý pohľad sa môže zdať, že dichotomické premenné nemajú v mnohonásobnej lineárnej regresii čo robiť, avšak ich použitie je korektné, ak sa dodrží príslušný kódovací prístup, ktorý je odporúčaný aj v práci Hendl (2012). Nakoniec existuje celá rada štúdií (napr.: Kassie a kol., 2014; Zeng a kol., 2014), ktoré hodnotia gendrové rozdiely, kde vstupuje rod, respektíve pohlavie, ako nezávislá dichotomická premenná. Hodnoty geografickej šírky a dĺžky predstavujú súradnice jednotlivých centroidov FRD. Použitím geografickej šírky a dĺžky v regresnej analýze by sme chceli preveriť niektoré (čiastočne zľudovené až stereotypizujúce) predpoklady a priestorovom rozmiestnení charakteristík úmrtnosti na Slovensku. Napríklad, že smerom od západu na východ budú hodnoty úmrtnosti stúpať, alebo že smerom z juhu na sever úmrtnosť naopak klesá.

b_0 je konštanta – zjednodušene (resp. čisto teoreticky, pretože tento stav je u nás nemožný) možno povedať, že je to hodnota závislej premennej v situácii, ak všetky nezávislé premenné budú dosahovať nulovú hodnotu.

b_1, b_2, \dots, b_n sú ďalšie parciálne regresné koeficienty – tieto koeficienty prislúchajú vždy jednotlivým nezávislým premenným a hodnotu každého z nich možno interpretovať ako veľkosť, o ktorú sa závislá premenná zmení, ak sa daná nezávislá premenná zmení o hodnotu jednej mernej jednotky. e_i označuje rezíduá, čiže nesystematickú zložku modelu.

Zvažovali sme, že medzi nezávislé premenné doplníme aj čas, avšak ten sa ukázal až príliš deterministický (jeho korelácia s hodnotami úmrtnosti bola príliš silná) a utláčal do úzadia naše geografické faktory. Preto sme sa rozhodli realizovať našu analýzu samostatne za jednotlivé obdobia 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019.

Vaus (2014) uvádza niekoľko predpokladov, ktoré musí regresná analýza spĺňať aby bola korektná. Ich platnosť uvedieme vo výsledkovej časti:

- 1.) Absencia multikolinearity medzi nezávislými premennými.
- 2.) Požiadavka na lineárny vzťah, resp. vylúčenie ostatných nelineárnych vzťahov.

- 3.) Predpoklad normálneho rozdelenia rezíduí regresného modelu.
- 4.) V údajoch by nemali byť extrémne (odľahlé) hodnoty.
- 5.) Vzťahy medzi premennými musia vykazovať homoskedasticitu, čiže homogenitu rozptylu.

Upozorňujeme, že naše výsledky netreba príliš preceňovať, pretože premenná mesto-vidiek, či vyjadrenia geografickej dĺžky a šírky sú len zástupnými premennými. Skutočné (primárne) faktory vysvetľujúce zdravotný stav a úmrtnostné pomery (environmentálne záťaž, pracovné podmienky, bytové podmienky, úroveň regionálneho zdravotníctva, prevencia, zdravý životný štýl a iné), sú za nimi skryté a môžu si vzájomne odporovať alebo aj pôsobiť synergicky. Kvôli tomu má naše syntetické hodnotenie skôr korelačný charakter a nie charakter kauzálny.

VÝVOJ ÚMRTNOSTI V KONTEXTE ROZDIELOV MEDZI MESTSKÝM CENTROM A VIDIECKYM ZÁZEMÍM

Základným výstupom je tabuľka 1 znázorňujúci priemerné hodnoty štandardizovaných hrubých mier úmrtnosti v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. V prvom skúmanom období 1971–1975 dosahuje hodnota ŠHMÚ 14,10 ‰, čo je približne rovnako ako pri období 1988–1992 (14,17 ‰). To dokladujú aj hodnoty absolútnych a relatívnych diferencií, medzi týmito obdobiami. Ako uvádza *Hulíková Tesárková* (2017), práve obdobie od polovice 60. rokov po koniec 80. rokov 20. storočia sa vyznačuje stagnáciou, prípadne miernym zhoršením úmrtnostných pomerov. Tento fakt sa potvrdzuje aj v takmer rovnakých štandardizovaných hodnotách ŠHMÚ pri oboch skúma-

ných obdobiach. Obdobie socializmu opisujú autori *Carlson a Hoffmann* (2011) ako obdobie s nezdravým životným štýlom. Spomínané vonkajšie faktory ako náročná fyzická práca, požívanie nadmerného množstva alkoholu, fajčenie alebo kontaminované prírodné prostredie majú svoj podiel na zhoršovaní úmrtnosti, a to najmä u mužskej populácie. Začiatok 90. rokov síce predstavuje celkový obrat v smerovaní spoločnosti a nástup druhého demografického prechodu, avšak skúmané obdobie 1988–1992 ešte vykazuje nezmenné úmrtnostné pomery. V tomto prípade sa pozitívne zmeny v rámci mortality nestačili prejaviť. *Zajac a kol.* (2020) vo svojej štúdií zachytávajú rozdielny reálny obraz zdravotníctva a obraz z pohľadu obyvateľstva v socializme. Obyvatelia žili v predstave dostatočného a fungujúceho zdravotníctva. Občania mali pridelených obvodných lekárov, ženy s deťmi mali pridelených detských lekárov, pre deti fungoval očkovací kalendár a povinné očkovanie ako aj preventívne prehliadky, a to všetko zdarma. Taktiež existovala vybudovaná sieť nemocníc a ľudia mali pocit dostatočnej a efektívnej starostlivosti. Tieto fakty mohli vyvolať pocit dobrého zdravia a nízkych úmrtnostných pomerov u populácií. Avšak v skutočnosti existovali viaceré nedostatky, ktoré zapríčinili stagnáciu, akými sú najmä absencia kvality určovania chorôb, prevencií a deficit technických inovácií. Autori uvádzajú, že pri mnohých prípadoch by mohlo zavedenie kvalitných medicínskych prístrojov pomôcť k rýchlejšiemu diagnostikovaniu chorôb, čím by sa zvýšili šance na prežitie a predišlo by sa úmrtiam. Kým sa takéto prístroje používali v západnej Európe, u nás v období socializmu absentovali.

Čo sa týka obdobia 2015–2019, kedy na 1000 obyvateľov stredného stavu zomiera necelých 10 oby-

Tab. 1: Priemerná štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Average standardised crude death rate in the periods 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019

Obdobie / Period	1971–1975	1988–1992	2015–2019
Priemerná štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti Average standardized crude mortality rate	14,1	14,17	9,81
Absolútna zmena oproti predchádzajúcemu obdobiu Absolute change to the previous period	-	0,07	-4,36
Relatívna zmena oproti predchádzajúcemu obdobiu Relative change from the previous period	-	0,50 %	-30,77 %

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Note: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

vateľov, pozorujeme výrazné zlepšenie oproti predošlým dvom obdobiam. Z globálneho hľadiska môžeme hovoriť o medicínskych pokrokoch, inovácií liekov, neustáleho vývoja prístrojov, hľadania nových spôsobov technickej podpory a podobne. *Vallin, Meslé, Valkonen* (2001) tvrdia, že hoci sa u nás stredná dĺžka života predlžuje, nikdy sa nevyrovnáme hodnotám západnej Európy. Domnievame sa, že dnes už moderné prístroje a technológie nepomôžu k znižovaniu úmrtnosti v takej miere, ako to bolo na prelome 90. rokov. Významnejším faktorom sa stane prevencia ľudí a zdravý životný štýl, ktorý môže dopomôcť k lepším úmrtnostným pomerom.

Ďalším výstupom v rámci našej analýzy je obrázok 1, ktorý ako prvý zobrazuje výsledky vyobrazujúce rozdiely v úmrtnosti nielen medzi skúmanými obdobiami, ale aj medzi mestom a vidiekom. V prvom období 1971–1975 sú hodnoty ŠHMÚ výrazne odlišné medzi mestskými centrami a vidieckym zázemím. Priemerná hodnota pri centrách, označená ako \bar{x} , predstavuje 13,67 ‰, kým pri zázemiach je táto hodnota vyššia o 3,38 promilového bodu (17,05 ‰). Rozdielne sú aj výsledky dolného kvartilu, mediánu a horného kvartilu. Dolný kvartil u centier znamená, že štvrtina miest dosahuje hodnotu ŠHMÚ 11,44 ‰ alebo nižšiu, kým 25 % vidieka zaznamenáva takmer 16 zomretých na 1000 obyvateľov stredného stavu (konkrétne 15,81 ‰) alebo menej. Medián, deliaci súbor na dve rovnaké časti, sa taktiež pohybuje v odlišných hodnotách pri mestách a pri vidieku. U mestských centier predstavuje 13,63 ‰ a pri vidieckych zázemiach je jeho hodnota 16,83 ‰, čiže o 3,2 promilového bodu viac. Horný kvartil pri mestách dosahuje hodnotu ŠHMÚ 14,87 ‰, kým u 25 % vidieka je táto hodnota 17,82 ‰ alebo vyššia. Aj vďaka výsledkom popisnej štatistiky dokazujeme v období 1971–1975 zhoršené úmrtnostné pomery na vidieku oproti mestám. Na tento jav vplýva aj globálny aspekt situovania nemocníc, zdravotných potrieb do miest, ale tým hlavným faktorom odlišujúcim mestá a vidiek vo výraznej miere je socialistická urbanizácia. *Mládek a Čupelová* (2008) tiež hovoria o previazanosti úmrtnosti a tohto typu migrácie. Sťahujúce sa obyvateľstvo do miest pracuje častejšie v treťom sektore, kde nie je až tak vystavené škodlivému a fyzicky zaťažujúcemu pracovnému prostrediu ako obyvateľstvo zostávajúce na vidieku (*Slavík – Grác,*

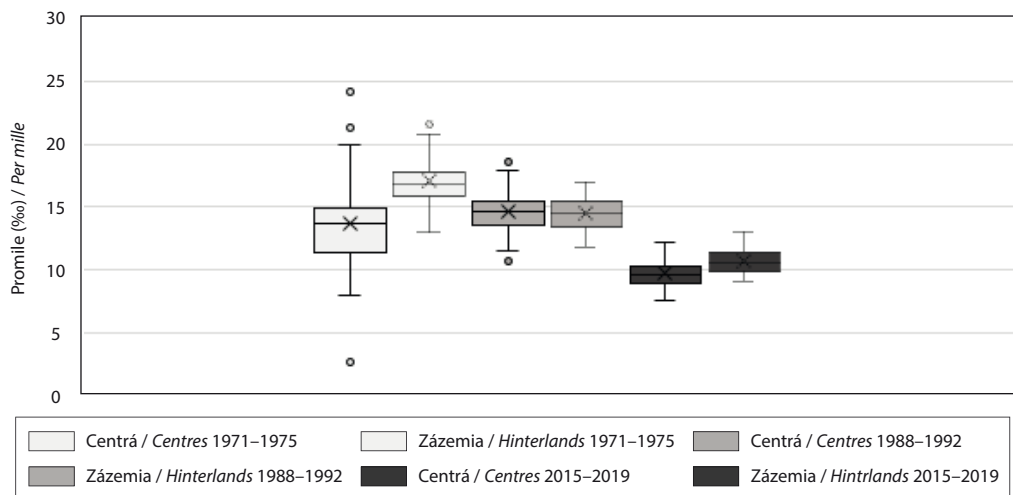
2009). Obdobie 1988–1992 už značí takmer vyrovnané hodnoty ŠHMÚ medzi mestami a vidiekom, o čom svedčia aj výsledky ukazovateľov popisnej štatistiky. Priemerná hodnota pri mestských centrách predstavuje 14,69 ‰ a pri vidieckych zázemiach je priemer len o 0,19 promilových bodov nižší (14,50 ‰). Pri mestách je v tomto sledovanom období dokonca vyššia hodnota dolného kvartilu (13,57 ‰) ako pri vidieku (13,48 ‰). Aj medián dosahuje vyššiu hodnotu pri mestách, konkrétne 14,61 ‰. Vidiek vykazuje medián o veľkosti 14,50 ‰. Avšak horný kvartil u 25 % centier predstavuje hodnotu ŠHMÚ 15,38 ‰ alebo vyššiu, kým 25 % zázemí disponuje hodnotou 15,47 ‰ alebo vyššou. Hlavným faktorom, ktorý spôsobil vyrovnanie hodnôt medzi mestami a vidiekom je celkové znižovanie regionálnych rozdielov a posilnenie vnútroregionálnych väzieb medzi mestskými centrami ich zázemiami prostredníctvom socialistickej industrializácie (*Faltan – Pašiak,* 2004).

V období 2015–2019 pozorujeme jednak oveľa nižšie hodnoty ŠHMÚ oproti predchádzajúcim obdobiam a zároveň sú opäť viditeľné rozdiely medzi mestami a vidiekom. Priemer dosahuje u miest 9,73 ‰, pričom pri vidieckych zázemiach sa nachádza na hodnote 10,67 ‰, čo je o 0,94 promilového bodu viac. Štvrtina centier zaznamenáva výsledky ŠHMÚ 8,99 ‰ alebo menej a u 25 % zázemí bola pozorovaná hodnota ŠHMÚ 9,86 ‰ alebo nižšia. Kým sa medián pri mestách pohybuje na hodnote 9,62 ‰, vidiek eviduje oveľa vyššiu hodnotu, a to 10,59 ‰. Aj horný kvartil potvrdzuje horšie úmrtnostné pomery vo vidieckych zázemiach. Hoci 25 % miest vykazuje hodnotu 10,33 ‰ alebo vyššiu, u 25 % zázemí je to 11,43 ‰ alebo viac. Tieto čísla vypovedajú o lepších úmrtnostných pomeroch v meste v porovnaní s vidieckym priestorom. *Meslé, Vallin* (2002) hovoria o lepších zdravotných podmienkach, ktoré sú situované skôr v mestách. Na druhú stranu, na vidieku takéto možnosti často chýbajú. Pri porovnaní prvého a posledného sledovaného obdobia by sme však mohli potvrdiť výroky *Woodsa* (2003), ktorý píše o vyrovnávaní rozdielov medzi urbánnym a rurálnym priestorom, ktoré očakáva dokonca aj v budúcnosti, ak sa podarí znižovať socioekonomické rozdiely.

Výsledky regionálnej diferenciácie v rámci priestorového obrazu znázorňuje obrázok 2. Prostredníctvom

Obr. 1: Štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti v centrách a zázemiach FRD v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Standardised crude death rate in the centres and hinterlands of FCRs in the periods 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019



Pozn. 1: FRD – funkčné regióny dochádzky.

Note: 1: FCR – Functional commuter regions.

Pozn. 2: V obdobiach 1971–1975 a 2015–2019 bol štatisticky významne ($p < 0.01$) preukázaný rozdiel medzi priemernou hodnotou ŠHMU v mestských centrách a vidieckych zázemiach. V období 1988–1992 sa tento rozdiel nepodarilo štatisticky významne preukázať. Test významnosti bol vykonaný dvojitým T-testom s rozdielnym rozptylom.

Note: 2: In the periods 1971–1975 and 2015–2019, a statistically significant ($p < 0.01$) difference was found between the average value of SRM in urban centres and rural areas. In the period 1988–1992, this difference could not be significantly demonstrated. The significance test was performed using a two-tailed T-test with different variance.

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

indexu diferenciacie vidíme, ktoré mestské centrá a vidiecke zázemia, prípadne celé regióny, sa nachádzajú v podpriemerných alebo nadpriemerných hodnotách úmrtnosti. V období 1971–1975, kedy sa odvíjame od priemeru 14,10 ‰, pozorujeme najviac nadpriemerných hodnôt najmä vo vidieckych zázemiach FRD. Z priestorového hľadiska je však dobre viditeľný dopad dovtedy prebiehajúcej selektívnej socialistickej urbanizácie, pretože aj v prípade mestského priestoru možno sledovať pomerne veľké diferencie z hľadiska intenzity úmrtnosti. Ako uvádza (Slavík – Grác, 2009) mestá boli akýmiś „push“ faktorom, kde sa začali objavovať nové možnosti zamestnania aj v terciárnom sektore s možnosťou kvalitnejšieho bývania a dostupnejšej zdravotnej starostlivosti (Kučera, 1994).

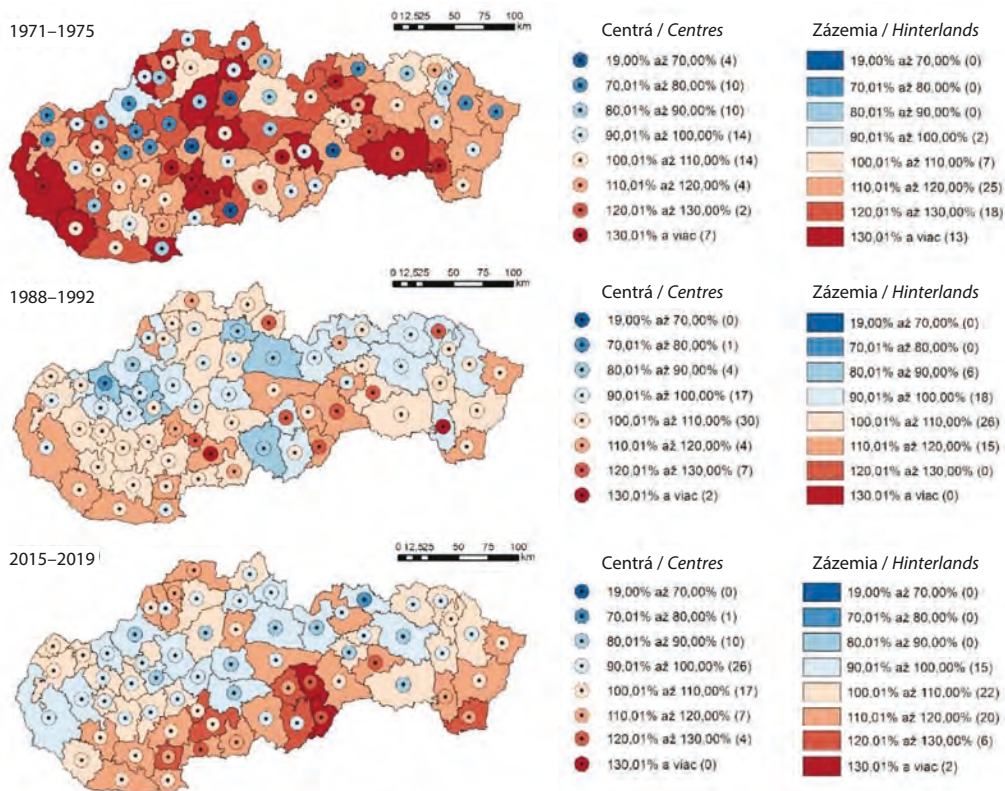
Na prelome 80. a 90. rokov 20. storočia je pozorovaná výrazná zmena priestorového obrazu. Väčšina centier a zázemí dosahuje hodnoty ŠHMÚ blízke priemeru 14,17 ‰. Základným zistením je, že mestá

a vidiek sú si v úmrtnostných pomeroch podobné. Domnievame sa, že je to dopad politiky znižovania regionálnych disparít presadzovanej počas obdobia socializmu, ktorá sa prejavila aj na charaktere úmrtnostných pomeroch.

V najnovšom období 2015–2019, kedy je priemerná hodnota ŠHMÚ 9,81 ‰, možno badať istý nárast regionálnych rozdielov. Avšak stále dominujú hodnoty blízke priemeru ako u miest, tak aj u vidieckych zázemí. Vo všeobecnosti platí že, mestá vykazujú vo väčšej miere podpriemerné hodnoty ako zázemia. Tieto centrá nájdeme najviac na severnom a západnom Slovensku. Nadpriemerné hodnoty sú evidované najmä na juhu Slovenska. Domnievame, že niektoré vyššie hodnoty úmrtnosti sú výsledkom zväčšenej environmentálnej záťaže, ktorá vznikla ako dôsledok extenzívnej socialistickej industrializácie (Hampl, 1998), a tá spôsobila kontamináciu prostredia. Ďalej sa stotožňujeme s názorom, že jedným z dôvodov lep-

Obr. 2: Index diferenciácie ŠHMÚ urbánneho a rurálneho priestoru FRD v obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Index of differentiation of the standardised crude death rate in the urban and rural space of FCRs in the period 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019



Pozn.: FRD – funkčné regióny dochádzky.

Note: FCR – Functional commuter regions.

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

ších úmrtnostných pomerov v mestách sú kvalitnejšie a dostupnejšie zdravotnícke služby. Ako tvrdia *Burcin, Kučera* (2008), do miest prúdi väčší obnos peňazí na fungovanie zdravotníctva. Aj v prípade krajských miest, kde je financovanie nemocníc trochu iné (väčšina krajských nemocníc je fakultná a je financovaná priamo štátom) ako pri menších mestách (VÚC alebo súkromní vlastníci), sa nám potvrdili podpriemerné hodnoty úmrtnosti. Mestá navyše ponúkajú množstvo príležitostí zdravšieho životného štýlu a keďže sú považované za moderný a dynamický priestor, migrácia hrá často úlohu ako pozitívny faktor. Mestské obyvateľstvo sa tiež označuje za skupinu vyznávajúcu

zdravší životný štýl, čo rovnako ovplyvňuje úmrtnosť v kladnom zmysle (*Mládek – Čupelová*, 2008).

Na obrázku 3 predstavujeme výsledky zamerané na relatívnu regionálnu diferenciáciu úmrtnosti, pomocou ktorých sme schopní overiť platnosť našich hypotéz. V období 1971–1975 sme identifikovali najväčšiu mieru diferenciácie spomedzi všetkých sledovaných období (variačný koeficient dosahuje hodnotu 28,25 %). Navyše túto diferenciáciu do veľkej miery (57,58 %) tvorí zložka W, čiže rozdiely medzi mestom a vidiekom. Toto zistenie je čiastočne prekvapením, nakoľko sa často stretávame s názorom, že v čase socializmu boli rozdiely v ekonomických či sociálnych

ukazovateľoch menšie ako v súčasnosti. Vysvetlenia existujúcej diferenciácie sme už viac krát spomínali vyššie a súvisia so selektívnym charakterom dovtedy prebiehajúcej urbanizácie a zhoršeným prístupom k zdravotnej starostlivosti v niektorých regiónoch. Aj *Očovský* (1989) spomína pri popise formovania sídelného systému socialistického Slovenska výstavbu bytov len v niektorých ekonomicky aktívnejších mestách. Tým pádom mohol nastať jav rozvíjania disparít medzi ekonomicky pasívnymi mestami a aktívnymi mestami s potenciálom pre rozvoj (*Šveda*, 2014).

Zlomové obdobie 80. a 90. rokov znamená zlom aj z pohľadu disparít. Celková diferenciácia vyjadrená variačným koeficientom oproti predchádzajúcemu obdobiu 1971–1975 značne klesá a dosahuje hodnotu 8,85 %. Tým sa nám potvrdila hypotéza o poklese diferenciácie počas obdobia normalizácie. Zároveň sa potvrdila aj hypotéza o zmenšení rozdielov medzi mestami a vidiekom. Zložka W dosahuje hodnotu 33,20 %, čo je o 24,38 percentuálnych bodov menej ako v období 1971–1975. To znamená, že za približne 20 rokov došlo k zblíženiu hodnôt úmrtnosti medzi

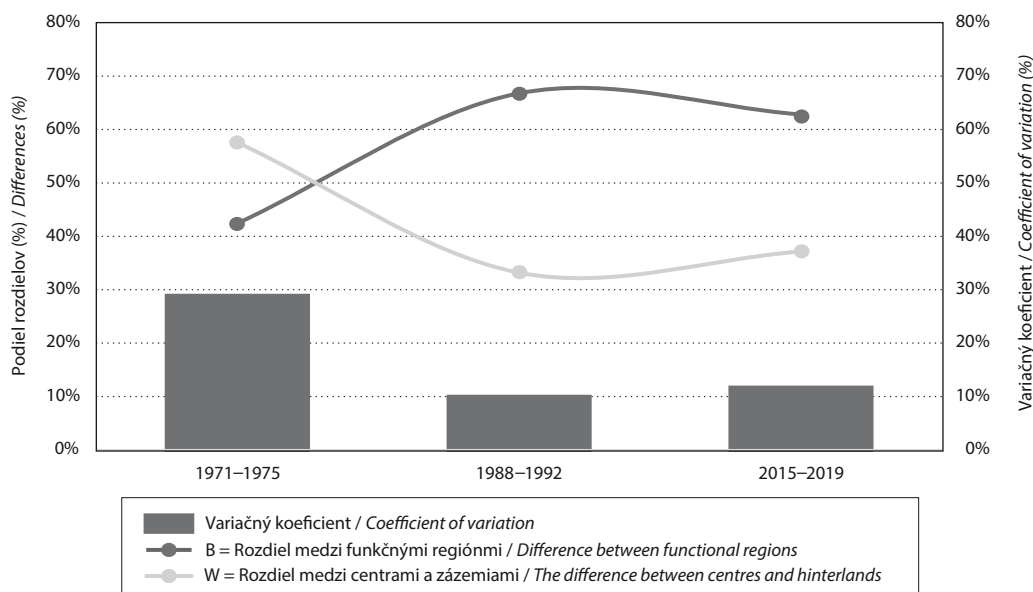
mestom a vidiekom. Domnievame sa, že to bol výsledok už nie selektívne prebiehajúcej urbanizácie a politiky znižovania disparít, ktorá na konci 80. rokov 20. storočia začala prinášať „svoje ovocie“.

Našu hypotézu pre obdobie 2015–2019 o zvýšení celkových rozdielov, ktoré bude dominantne opäť tvoriť diferenciácia medzi mestom a vidiekom, sa nám nepodarilo jednoznačne potvrdiť. Síce sme oproti prelomu 80. a 90. rokov 20. storočia zaznamenali zvýšenie hodnôt variačného koeficientu, avšak tento nárast možno označiť za pomerne slabý (o 1,7 percentuálneho bodu) a určite tieto hodnoty nemožno pripodobniť k výsledkom variability pre prvé sledované obdobie 1971–1975. Ďalším dôvodom, prečo nad potvrdením našej poslednej hypotézy polemizujeme, je, že význam rozdielov medzi mestom a vidiekom (zložka W) sa nestal dominantný a tvorí 37,17 %, aj keď oproti predchádzajúcemu obdobiu je to tiež mierny nárast.

Tieto výsledky možno interpretovať nasledovne. Transformácia ekonomiky ako aj celej spoločnosti znevýhodnila niektoré regióny aj z hľadiska

Obr. 3: Výsledky regionálnej diferenciácie ŠHMÚ obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019

Results of the regional differentiation of the standardised crude death rate in the periods 1971–1975, 1988–1992 and 2015–2019



Zdroj: *Đurček* (2017), *Gašparová* (2019), *Halás a kol.* (2014), *Oravec* (2020), *ŠÚ SR* (2020), vlastné spracovanie.
Source: *Đurček* (2017), *Gašparová* (2019), *Halás et al.* (2014), *Oravec* (2020), *ŠÚ SR* (2020), authors' calculations.

poskytovania zdravotnej starostlivosti (*Korec – Rusnák*, 2016). Predovšetkým dochádza k poklesu kapacít nemocničných zariadení a v niektorých prípadoch aj k zatváraniu nemocníc. Avšak tento faktor sa neukázal až taký dôležitý pre intenzitu úmrtnosti. Zdravotná starostlivosť má viac ambulantný charakter, kde sa relatívne rýchlo dokázali aplikovať nové medicínske, farmaceutické a preventívne postupy (*Zajac a kol.*, 2020). Zároveň netreba zabudnúť na to, že faktory mimo poskytovania zdravotnej starostlivosti začali byť čoraz viac dôležité. Zlepšujú sa najmä faktory životného štýlu a pracovného prostredia (*Gavurová a Vagašová* (2015). V neposlednom rade pomohlo aj zatváranie veľkých závodov z čias socializmu, ktoré predstavovali veľkú environmentálnu záťaž (*MŽP SR*, 2010). Slabý nárast rozdielov medzi mestom a vidiekom môže byť aj následkom kontaminácie, ktorou bolo častokrát postihnuté nielen mesto, ale aj k nemu prislúchajúce vidiecke zázemie.

POLOHA A DICHOTÓMIA MESTO-VIDIEK AKO VYSVETLJÚCE FAKTORY ÚMRTNOSTI

Vyššie uvedená analýza diferenciácie úmrtnosti tvorí veľmi dobrý základ pre pochopenie mnohonásobnej lineárnej regresie, ktorej výsledky budú predstavovať akési syntetické zhodnotenie našich parciálnych zistení.

Začneme overením predpokladu o absencii multikolinearity medzi nezávislými premennými. Na to sme využili párové korelácie Perasonho korelačného koeficientu. Ten podľa *Vausa* (2014) musí dosahovať hodnoty v rozpätí $-0,8$ až $0,8$. Tento predpoklad sme splnili. Žiadna párová korelácia nezávislých premenných nedosiahla hodnotu väčšiu ako $0,5$ (najviac korelujú premenné geografická dĺžka s geografickou šírkou ($0,48$), čo je ale spôsobené mierne juhozápadne-severovýchodným tvarom územia Slovenskej republiky).

Na prvotné predstavenie vzťahu medzi závislou premenou a prediktormi (nezávislými premennými) ako aj na overenie predpokladu o linearite sme vytvorili sériu korelačných grafov (obrázky 4 až 9). Keďže pre premennú mesto-vidiek takýto samostatný graf zmysel nemá (všetky body by sa zarovnali iba

do dvoch línií), tak sme túto premennú aspoň nepriamo zohľadnili. V korelačných grafoch sme označili územia patriace pod vidiecke zázemie (svetlošedá farba) a územia definované ako mestá (tmavošedá farba). Tento postup nám zároveň umožňuje pozrieť sa na to, či nie je zmena hodnôt ŠHMU v meste a na vidieku s meniacou sa geografickou polohovou protichodná. Táto situácia nastáva v prípade premennej geografická šírka v rokoch 1971–1975 a nepatrne aj 1988–1992. Kým na vidieku smerom zo západu na východ úmrtnosť klesá, u miest je to naopak, čiže s narastajúcou hodnotou geografickej šírky hodnoty úmrtnosti stúpajú.

Predpoklad o lineárnom vzťahu medzi prediktormi a vysvetľovanou premenou nie je ideálne splnený (obrazce sú dekoncentrované od kriviek lineárneho priebehu), avšak z grafov je zrejmé, že nemožno jednoznačne identifikovať žiadne ďalšie bežne matematické priebehy ako napríklad mocninový, exponenciálny, logaritmický, či polynomický (druhý, tretí stupeň).

Ďalej v tabuľke 2 uvádzame hodnoty Pearsonovho korelačného koeficientu. Už pri tejto prvotnej analýze možno očakávať, že významný prediktorem bude práve dichotomická premenná mesto-vidiek (viac na nám tomto povedia štandardizované beta koeficienty, viď ďalej). V rokoch 1971–1975 a 2015–2019 dosahuje Pearsonov korelačný koeficient stredne veľkú pozitívnu koreláciu, ktorej vplyv v medziobdobí 1988–1992 značne slabne (dokonca vykazuje veľmi slabú negatívnu koreláciu). Zmena polohy zo západu na východ (premenná dĺžkový stupeň) dosahuje najnižšie hodnoty Pearsonovho korelačného koeficientu spomedzi všetkých nezávislých premenných (to vo všetkých sledovaných obdobiach). To nám tiež potvrdzuje aj veľmi disperzný obraz týchto hodnôt v korelačných grafoch. Pri zmene polohy z juhu na sever (premenná šírkový stupeň) nie sú dosahované až také nízke hodnoty korelácie ako v prípade zmeny polohy zo západu na východ. V poslednom sledovanom období 2015–2019 dosahuje dokonca táto premenná mierne silnú negatívnu koreláciu nad $0,3$. Viac k interpretačným hraniciam Pearsonovho korelačného koeficientu napríklad v práci *Hendl* (2012).

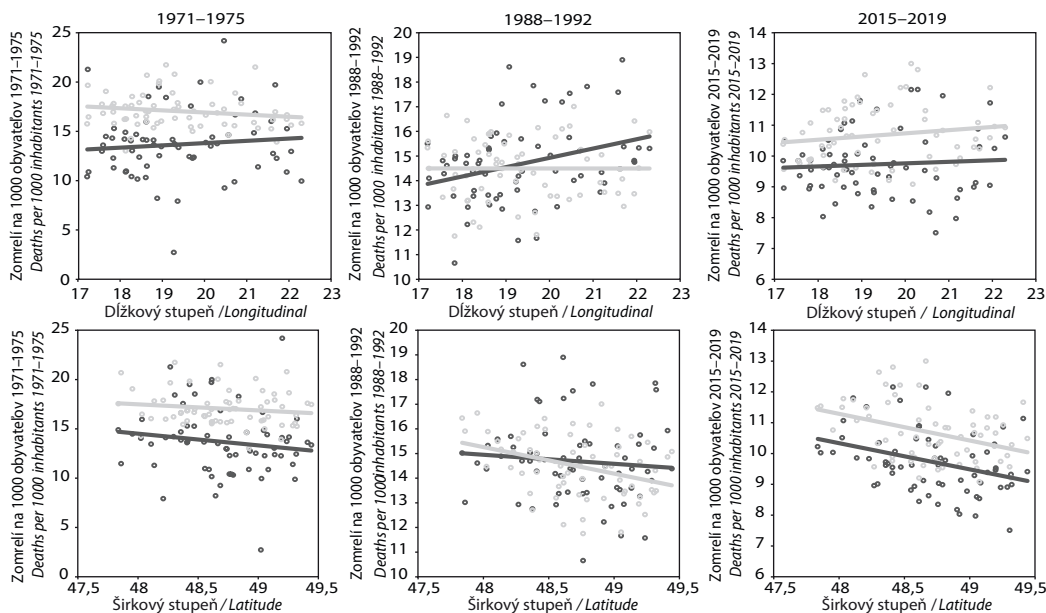
V tabuľke 3 sú uvedené konkrétne výsledky regresnej analýzy. Jedným zo základných zistení je,

že pri použití viacnásobnej regresie sú vo všetkých sledovaných obdobiach dosahované väčšie hodnoty R ako pri použití jednoduchých párových korelácií. Toto potvrdzuje opodstatnenosť využitia viacnásobnej lineárnej regresnej.

Hodnoty koeficientu determinácie, ako aj jeho adjustovanej verzie, naznačujú, že v období 1971–1975 je 28 % variability ŠHMÚ vysvetlených našimi troma nezávislými premennými. Tento výsledok síce nevyzerá príliš významne, ale v sociálnych vedách aj hodnoty

Obr. 4–9: Grafické znázornenie závislosti medzi štandardizovanou hrubou mierou úmrtnosti a premennými geografická dĺžka, geografická šírka

Graphical representation of the dependence between the standardised crude death rate and variables such as longitude and latitude



Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.
Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 2: Hodnoty Pearsonovho korelačného koeficientu medzi ŠHMÚ a premennými mesto-vidiek, geografická dĺžka, geografická šírka v obdobiach 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019

Values of the coefficient of Pearson's correlation between the standardised crude death rate and variables such as urban-rural, longitude, latitude in the periods 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019

Prediktor	Štandardizovaná hrubá miera úmrtnosti v období Standardized crude mortality rate in the period		
	1971–1975	1988–1992	2015–2019
Mesto/Vidiiek Urban/Rural	0,53	-0,07	0,43
Dĺžkový stupeň Longitudinal	0,00	0,18	0,10
Šírkový stupeň Latitude	-0,12	-0,20	-0,32

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.
Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 3: Výsledky regresnej analýzy pre obdobia 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019

Results of a regression analysis for the periods 1971–1975, 1988–1992, 2015–2019

Vyhodnotenie celého modelu / Evaluation of the whole model

Obdobie / Period	R	R ²	adj R ²	sig F
1971–1975	0,55	0,30	0,28	9,60E-10
1988–1992	0,36	0,13	0,11	6,50E-4
2015–2019	0,59	0,35	0,33	9,80E-12

Regresné koeficienty / Regression coefficients

Obdobie / Period	b _{konst}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	64,31	0,03	–	5,47	123,16
1988–1992	65,5	3,10E-5	–	35,49	95,51
2015–2019	61,66	5,30E-9	–	42,19	81,13
Obdobie / Period	b _{m-v}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	3,38	7,10E-11	0,53	2,44	4,32
1988–1992	-0,19	0,43	-0,07	-0,67	0,29
2015–2019	0,94	2,10E-8	0,43	0,63	1,25
Obdobie / Period	b _{dĺž}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	0,14	0,46	0,06	-0,23	0,51
1988–1992	0,33	8,19E-4	0,31	0,14	0,52
2015–2019	0,21	7,80E-4	0,27	0,09	0,34
Obdobie / Period	b _{šír}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	-1,09	0,09	-0,14	-2,36	0,17
1988–1992	-1,17	4,30E-4	-0,33	-1,82	-0,53
2015–2019	-1,15	2,40E-7	-0,43	-1,57	-0,73

Pozn.: R² – koeficientu determinácie, adj R² – adjustovaný koeficientu determinácie. Ten je podľa Fielda (2014) presnejší pri vysvetľovaní úrovne variability závislej premennej, pretože pri jeho výpočte sa zohľadňuje veľkosť analyzovaného súboru ako aj počet prediktorov.

sig F – signifikantnosť podľa F-testu. Ak sú hodnoty F-testu nižšie ako 0,05 možno regresný model označiť za dostatočne vierohodný. sig F hovorí o celkovej „výstižnosť“ modelu.

b_{m-v}, b_{dĺž}, b_{šír} – sú regresné koeficienty, ktoré prislúchajú jednotlivým premenným mesto-vidiek, geografická dĺžka, geografická šírka.

std Beta – štandardizované regresné koeficienty, ktoré merajú čistý efekt nezávislých premenných na premennú závislú s vylúčením vplyvu ostatných prediktorov.

Lower 95 % a Upper 95 % – dolný a horný interval spoľahlivosti pre príslušné regresné koeficienty. Rozpätie medzi dolnou a hornou hodnotou intervalu spoľahlivosti nám hovorí o úrovni variability príslušnej premennej vo vzťahu k závislej premennej (to intuitívne naznačujú aj korelačné grafy vyššie).

Note: R² – coefficient of determination, adj R² – adjusted coefficient of determination. According to Field (2014), the adjusted coefficient of determination is able to more accurately explain the level of variability of the dependent variable, because its calculation takes into account the size of the analysed set and the number of predictors.

sig F – significance according to the F-test. If the F-test values are lower than 0.05, the regression model can be considered sufficiently plausible. sig F talks about the overall 'aptness' of the model.

b_{m-v}, b_{dĺž}, b_{šír} – are the regression coefficients that belong to the individual variables city-countryside, longitude, and latitude.

std Beta – standardised regression coefficients that measure the net effect of independent variables on the dependent variable excluding the influence of other predictors.

Lower 95% and Upper 95% – lower and upper confidence intervals for the respective regression coefficients. The range between the lower and upper value of the confidence interval tells us about the level of variability of the respective variable in relation to the dependent variable (this is intuitively indicated by the correlation graphs above).

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

koeficientu determinácie okolo 0,3 považuje Mareš a kol. (2019) za zaujímavé zistenie. Teraz sa pozrieme na jednotlivé regresné koeficienty. Tzv. konštanta nám udáva, aká by bola hodnota závislej premennej, ak by všetky prediktory dosahovali nulovú hodnotu. Vzhľadom na túto čisto hypotetickú situáciu nemá takéto interpretovanie veľký význam. Avšak zaujímavou informáciou, ktorú nám konštanta dáva, je charakter zmeny koeficientu v čase. Pokles hodnoty konštanty medzi obdobiami dokladuje celkový pokles intenzity úmrtnosti počas nami sledovaného obdobia. Teraz sa pozrieme na výsledok pre Koeficient b_{m-v} . Vďaka hodnotám 0 pre mesto a 1 pre vidiek vstupujúcim do regresie môžeme povedať, o koľko je väčšia/menšia úmrtnosť na vidieku v porovnaní s mestom. Konkrétne v období 1971–1975 bola intenzita úmrtnosti na vidieku v priemere o 3,38 zomrelého na 1000 obyvateľov vyššia ako v meste. Tento pomerne výrazný rozdiel sme identifikovali aj v predchádzajúcej kapitole. Pri pohybe zo západu na východ o jeden dĺžkový stupeň stúpa úmrtnosť v priemere o 0,14 zomrelého na 1 000 obyvateľov. Zaujímavá je zmena úmrtnosti pri posune o stupeň z juhu na sever, kde bol zaznamenaný pokles o 1,09 zomrelého. Dôležité je pozrieť sa na štandardizované regresné koeficienty Beta, ktoré nám umožňujú vzájomné porovnanie vplyvu jednotlivých premenných, aj keď sú v iných merných jednotkách. Konkrétne ŠHMU pre obdobie 1971–1975 navyše ovplyvňuje dichotómia mesto-vidiek a potom premenná geografická šírka. Vplyv geografickej dĺžky je najmenší.

V období 1988–1992 je iba 11 % variability ŠHMU vysvetlených nezávislými premennými, čo je najmenej spomedzi troch sledovaných období. Je to dôsledok poklesu diferenciácie medzi mestom a vidiekom, ktorý sme identifikovali aj v predchádzajúcej kapitole. V rámci regresnej analýzy nám to tiež potvrdzuje hodnota koeficientu b_{m-v} , ktorá oproti predchádzajúcemu obdobiu značne klesla a je dokonca mierne záporná. Táto záporná hodnota znamená, že v priemere bola v tomto období vyššia intenzita úmrtnosti v mestách ako na vidieku. U premenných geografická dĺžka a geografická šírka sa hodnoty regresných koeficientov v období 1988–1992 zásadne nezmenili resp. iba mierne vzrástli. Štandardizované regresné koeficienty Beta nám hovoria, že ŠHMU je približne rovnako ovplyvnená geografickou šírkou ako aj geografickou dĺžkou. Premenná mesto vidiek má marginálny vplyv.

V poslednom sledovanom období 2015–2019 je úroveň koeficientu determinácie najvyššia. Jedna tretina variability ŠHMU je vysvetlená našimi prediktormi. Regresný koeficient pre dichotomickú premennú mesto-vidiek sa blíži k hodnote 1, čo znamená, že priemerný rozdiel medzi mestským a vidieckym prostredím je na úrovni jedného zomrelého na 1 000 obyvateľov. Koeficient b_{diz} naznačuje, že pri posune zo západu na východ o jeden dĺžkový stupeň intenzita úmrtnosti stúpne o 0,21 zomrelého na 1 000 obyvateľov. Pri posun o jeden šírkový stupeň z juhu na sever však úmrtnosť klesne o 1,15 zomrelého.

Štandardizované regresné koeficienty Beta naznačujú, že na variabilitu ŠHMU rovnako vplyvajú premenná mesto-vidiek a geografická šírka. Oproti týmto dvom premenným sa geografická dĺžka vyznačuje zruba dvojtretinovým významom.

Pre korektnosť ešte uvádzame aj výsledky analýzy predpokladov pre zrealizovanie regresnej analýzy. Z obrázkov 10 až 12 vyplýva, že predpoklad normality u rezíduí bol porušený práve v období 1971–1975. V rámci tohto obdobia je výsledkom špicatejšie rozdelenie početnosti oproti normálnemu rozdeleniu. To indikuje výskyt extrémnych hodnôt. Konkrétne sme identifikovali dve štatistické jednotky, ktorých hodnoty štandardizovaných rezíduí boli mimo interval $-3,29$ až $+3,29$. Tieto prípady aj s reálnymi a predikovanými hodnotami uvádzame v tabuľke 4. Ešte sa pozrieme na predpoklad o homoskedasticite – čiže zhode rozptylov pre jednotlivé kategórie/hodnoty nezávislých premenných. Homoskedasticitu možno identifikovať tak, že na porovnávacom grafe štandardizovaných rezíduí a štandardizovaných predikovaných hodnôt nemožno identifikovať žiaden kompaktný obrazec resp. trend. Ako vidieť na obrázkoch 13 až 15, tento predpoklad neplatí znovu v období 1971–1975, v ktorom možno identifikovať dva samostatné zhluky hodnôt. Ako naznačuje obrázok 1, je to hlavne dôsledok rozdielnej variability centier a zázemí v tomto období.

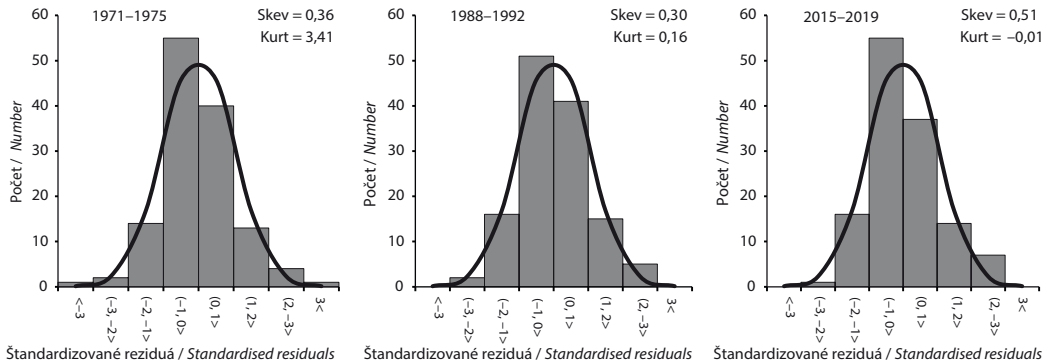
Práve pre nesplnenie viacerých predpokladov pre realizáciu korektnej regresnej analýzy sme sa rozhodli zo štatistického súboru pre obdobie 1971–1975 vylúčiť identifikované extrémne hodnoty a výpočty zrealizovať znova. Výsledky znázorňujeme v tabuľke 5. Po našej úprave sa zvýšila hodnota adjustovaného

regresného koeficientu o 6 percentuálnych bodov. V rámci regresných koeficientov sa najväčšie zmeny prejavili práve u premenných vyjadrujúcich geografickú polohu. Regresný koeficient zodpovedajúci

dichotomickej premennej mesto-vidiek sa prakticky nezmenil. Predpoklady pre regresnú analýzu vyzerajú po našej úprave lepšie. Rezidúá vykazujú normálne rozdelenie a extrémne hodnoty už nie sú zastúpené.

Obr. 10 až 12: Rozdelenie početnosti pre hodnoty štandardizovaných reziduí

Frequency distribution for standardised residual values



Štandardizované rezidúá / Standardised residuals

Štandardizované rezidúá / Standardised residuals

Štandardizované rezidúá / Standardised residuals

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 4: Štatistické jednotky s hodnotu štandardizovaných reziduí mimo interval – 3,29 až + 3,29

Statistical units with the value of the standardised residuals outside the range of –3.29 to + 3.29

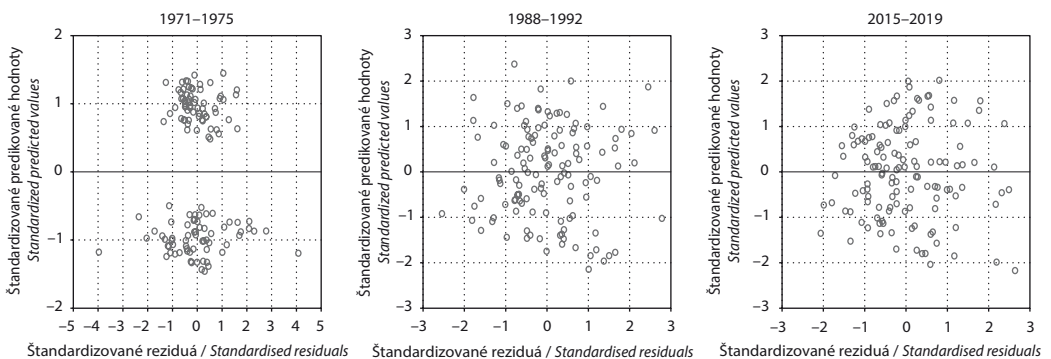
Názov / Name	Štandardizované rezidúum Standardised residual	Reálna hodnota Real value	Predikovaná hodnota Predicted value	Reziduum Residual
Ružomberok_C	-3,96	2,72	13,31	-10,6
Kežmarok_C	4,08	24,19	13,28	10,9

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Obr. 13 až 15: Hodnoty štandardizovaných reziduí a štandardizovaných predikovaných hodnôt – kontrola homoskedasticity

Values of the standardised residuals and standardised predicted values – homoscedasticity control



Štandardizované rezidúá / Standardised residuals

Štandardizované rezidúá / Standardised residuals

Štandardizované rezidúá / Standardised residuals

Zdroj: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Ďurček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), ŠÚ SR (2020), authors' calculations.

Tab. 5: Výsledky regresnej analýzy pre obdobie 1971–1975 po odstránení extrémnych hodnôt

Results of a regression analysis for the period 1971–1975 after removing the extreme values

Vyhodnotenie celého modelu / Evaluation of the whole model

Obdobie / Period	R	R ²	adj R ²	F _{sig}
1971–1975	0,6	0,36	0,34	5,50E-12

Regresné koeficienty / Regression coefficients

Obdobie / Period	b _{konst}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	66,65	0,01	–	14,96	118,34
Obdobie / Period	b _{m-v}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	3,39	4,00E-13	0,58	2,56	4,21
Obdobie / Period	b _{diz}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	0,09	0,59	0,04	-0,24	0,41
Obdobie / Period	b _{sir}	P-value	std Beta	Lower 95 %	Upper 95 %
1971–1975	-1,12	0,05	-0,16	-2,23	-0,02

Zdroj: Dúřček (2017), Gašparová (2019), Halás a kol. (2014), Oravec (2020), SÚ SR (2020), vlastné spracovanie.

Source: Dúřček (2017), Gašparová (2019), Halás et al. (2014), Oravec (2020), SÚ SR (2020), authors' calculations.

Avšak predpoklad homoskedasticity zostáva stále nespĺnený. Tento problém sa dá pravdepodobne vyriešiť len nájdením a použitím ďalšej vysvetľujúcej premennej, ktorá by rozdielnu variabilitu v mestskom a vidieckom prostredí dokázala lepšie vystihnúť.

ZHRNUTIE

Mortalitu, ako jeden z hlavných demografických procesov, sme skúmali v troch časových obdobiach 1971–1975, 1988–1992 a 2015–2019. Hlavný dôraz bol kladený na regionálnu diferenciáciu, a to medzi mestskými centrami a vidieckym zázemím vo funkčných regiónov dochádzky. Vyššie uvedené výsledky možno zhrnúť nasledovne.

V prvom sledovanom období 1971–1975 bola dominantná vnútroregionálna diferenciácia medzi mestom a vidiekom. Upevňovanie moci a budovanie socialistického štátu prebiehalo dovtedy dosť selektívne a to sa prejavilo aj na charaktere diferenciácie medzi mestským a vidieckym prostredím. Existencia rozdielov v intenzite úmrtnosti sa prejavila aj na globálnej hodnote nerovnomernosti, ktorá dosahovala na začiatku 70. rokov 20. storočia najväčšie hodnoty spomedzi všetkých sledovaných období. Do konca socializmu sa intenzita úmrtnosti v celorepublikovom

meradle zmenila len minimálne, avšak dochádza k zásadným premenám charakteru priestorovej diferenciácie. Obdobie 1988–1992 vykazuje celkový pokles globálnej hodnoty nerovnomernosti ako aj pokles rozdielov medzi mestom a vidiekom. Domnievame sa, že tento pokles rozdielov je výsledkom snahy vtedajšej garnitúry o zníženie spoločenských disparít. Vtedajšie vedenie štátu to realizovalo pomocou masívnejšej industrializácie a s ňou spojenou urbanizáciou, ktoré zasiahli prakticky každý región Slovenska. V 90. rokoch 20. storočia dochádza k postupnému zlepšovaniu úmrtnostných pomerov. Je to výsledok modernizácie v zdravotníctve a zmeny charakteru životného štýlu obyvateľstva. Keďže tieto transformačné zmeny neboli aplikovaná úplne rovnomerne, v období 2015–2019 evidujeme mierny nárast rozdielov medzi mestami a vidiekom, ako aj v globálnych vyjadreniach nerovnomernosti. Avšak tento nárast nie je veľmi veľký, hlavne ak ho porovnáme so začiatkom normalizačného obdobia.

Naša analýza úrovne relatívnej regionálnej diferenciácie naznačuje, že úmrtnosť bola ovplyvnená dlhodobým spoločensko-politickým vývojom, ktorý mal veľmi komplexný charakter. Preto sme sa pozreli na úroveň rozdielov v intenzite úmrtnosti pomocou regresnej analýzy, kde boli ako vysvetľujúce premenné

použitie vyjadrenia polohy, a to geografické súradnice. Síce sú tieto premenné zástupnými a nie priamymi vysvetľujúcimi premennými, ale práve v nich by sa mohla odrážať lokálna komplexnosť všetkých faktorov, ktoré pôsobia na samotnú úmrtnosť v danej lokalite/regióne.

Naše zistenia z regresnej analýzy možno zhrnúť nasledujúco. Malá premenlivosť koeficientov b_{dlz} a b_{sir} v čase naznačuje, že priestorový obraz intenzity úmrtnosti sa od 70. rokov 20. stor. po súčasnosť príliš nemenil. Zásadnou prestavbou však prešla vnútroregionálna diferenciácia, kde došlo k zníženiu rozdielov medzi mestom a vidiekom. To nám zase potvrdzujú hodnoty regresného koeficientu b_{m-v} .

Keď porovnáme hodnoty koeficientov b_{dlz} a b_{sir} medzi sebou, môžeme tak dospieť k nasledujúcim zisteniam. Aj napriek tomu, že medzi západom a východom krajiny panujú pomerne silné socioekonomické rozdiely (popísané napr. v prácach *Madajová a kol.*, 2014; *Michálek – Veselovská*, 2014; *Korec – Rusnák*, 2016) takýto priestorový obraz možno u intenzity úmrtnosti identifikovať len čiastočne, kdeže pri posune o dĺžkový stupeň sa intenzita úmrtnosti mení v priemere len o 0,2 zomrelého na 1000 obyvateľov. Dokonca ak sa pozeráme samostatne len na vidiecke zázemia, tak v prvom sledovanom období 1971–1975 a je jasne dosahovaný opačný trend (čiastočne to možno sledovať aj v období 1988–1992). To znamená, že úmrtnosť na vidieku smerom zo západu na východ mierne klesala. V oveľa väčšej miere sa však prejavuje rozdiel v intenzite úmrtnosti medzi severom a juhom, pretože v každom sledovanom období tu pri posune o šírkový stupeň úmrtnosť klesne viac ako o jedného zomrelého na 1 000 obyvateľov.

Pre objektivnosť uvádzame aj niekoľko obmedzení našej práce:

1. Do istej miery je výskum zaťažený tzv. ekologickou chybou. Tento problém sa týka predovšetkým vidieckych zázemí. V zázemiach sa môžu nachádzať obce, ktoré sú intenzitou úmrtnosti veľmi blízke priemernej hodnote. Pre takéto obce je priemerná hodnota za celé zázemie výpovedná. Avšak v zázemí môžu byť aj obce výrazne nadpriemerné a zároveň výrazne podpriemerné. V takýchto prípadoch je priemerná hodnota skresľujúca.
2. S tým môže súvisieť aj druhý problém. Aj keď *Bezák* (2002) konštatoval, že vymedzenie prirod-

zených spádových regiónov sa od obdobia normalizácie prakticky nemenilo, nemôžeme vylúčiť, že v priebehu posledných 50 rokov nedochádzalo k presunu inklinácie niektorých obcí (predovšetkým okrajových) k iným regionálnym centráram.

3. Ďalším problémom je fakt, že v priebehu sledovaných 50 rokov došlo k integrovaniu demografického správania vidieckeho a mestského obyvateľstva. Prvé dva sledované rezy boli nesporne ovplyvnené koncentračnými procesmi – urbanizácia. Tým sa životný štýl a zvyklosti vidieka dostávali do mestského prostredia. V poslednom sledovanom období sa naopak prejavujú hlavne dekoncentračné procesy ako suburbanizácia. Tu naopak dochádza k importu mestského spôsobu života (s príslušnou intenzitou chorobnosti a úmrtnosti) do vidieckeho prostredia. Problém predstavujú hlavne tie zázemia, kde je suburbanizácia veľmi silná a je do istej miery otáznne, či takéto zázemia možno označiť za vidiecky priestor.
4. Ďalším limitom našej štúdie je príliš zjednodušujúci pohľad v prípade regresnej analýzy. Vysvetľujúce premenné boli zvolené len s cieľom modelovo popísať ako sa so zmenou geografickej polohy mení úroveň úmrtnosti a zároveň ako sa na jej variabilite podieľajú rozdiely medzi mestskými centrami a ich zázemiami.

Našou štúdiou, zameranou na rozdiely medzi mestom-vidiekom a celými regiónmi, sme chceli zanalyzovať vývoj úmrtnosti v troch vybraných obdobiach a zároveň tak poskytnúť možnosť zamyslenia sa nad eventúlnymi scenármi vývoja disparít v budúcnosti. Takýto výskumný zámer je však nad rámec našej štúdie a predstavuje zaujímavý nápad pre realizáciu ďalších vedeckých prác. Naš prístup zároveň možno obohatiť aj o tzv. interakciu, to znamená o premenné, ktoré by zohľadňovali spolupôsobenie geografickej polohy a mestského-vidieckeho priestoru na vysvetľovanú premennú. Ďalší zaujímavý výskumný smer predstavuje dopĺňanie nových premenných do regresného modelu, ktoré by mohli zohľadňovať úroveň environmentálneho zaťaženia, pracovné podmienky, bytové podmienky, vzdelanie obyvateľstva, príjmové možnosti, úroveň regionálneho zdravotníctva, mieru prevencie, zdravý životný štýl či iné.

PodĎakovanie

Tento článok vznikol v rámci projektu projektu APVV VV-17-0079 s názvom Analýza a prognóza demografického vývoja Slovenskej republiky v horizonte 2080: identifikácia a modelovanie dopadov na sociálno-ekonomickú sféru v rozličných priestorových mieračkach.

Literatúra

- Bezák, A. 2002. Interregionálne migrácie na Slovensku v rokoch 1981-1998. *Sociológia*, 34(4), s. 327-344.
- Bleha, B. – Nováková, G. 2010. *Praktikum z demogeografie a geografie*. Geografika, Bratislava, 138 s., ISBN 978-80-89317-31-4.
- Burcin, B. – KUČERA, T. 2008. Úmrtnosť. In: *Populační vývoj České republiky 1990-2002*. Praha. DemoArt, s. 57-67.
- Carlson, E. – HOFFMANN, R. 2011. The State Socialist Mortality Syndrome. *Population and Policy Review*, 30(3), s. 355-379. <https://doi.org/10.1007/s11113-010-9192-z>.
- Caselli, G. – Vallin, J. – Wunsch, G. 2006. *Demography: Analysis and Synthesis*. London, Elsevier. British Library Cataloguing-in-Publication Data, ISBN 13: 978-0-12-765660-1.
- Cockerham, W. C. 1997. The social determinants of the decline of life expectancy in Russia and Eastern Europe: A lifestyle explanation. *Journal of Health and Social Behavior*, 38(2), s. 117-130. <https://doi.org/10.2307/2955420>.
- Ďurček, P. 2017. Údaje o bilancii pohybu obyvateľstva v obciach v roku 1972 a ich úprava na úroveň obcí v roku 2011. *Slovenská štatistika a demografia*, 27(1), s. 6-19.
- Ďurček, P. – Šprocha, B. 2017. Centrá a zázemia funkčných mestských regiónov na Slovensku optikou kohortnej plodnosti. Bratislava. *Geografický časopis*, 69(3), s. 225-244.
- Ďurček, P. – Šprocha, B. 2019. Transformácia plodnosti na Slovensku v kontexte rozdielov medzi centrom a zázemím. *Geografie*, 124(3), s. 281-313. <https://doi.org/10.37040/geografie2019124030281>
- Faltan, L. 2019. Socio-priestorové premeny vidieckych sídiel na Slovensku v začiatkoch 21. storočia - sociologická reflexia. *Sociológia – Slovak Sociological Review*, 51(2), s. 95-114. <https://doi.org/10.31577/sociologia.2019.51.2.5>.
- Faltan, L. – Pašiak, J. 2004. *Regionálny rozvoj Slovenska. Východiská a súčasný stav*. Bratislava, Sociologický ústav Slovenskej akadémie vied, s. 5-78, ISBN 80-85544-35-0.
- Field, A. 2014. *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics*. London: Sage. s. 915. ISBN 9781446249185.
- Gašparová, L. 2019. *Zložky prirodzeného prírastku obyvateľstva Slovenskej republiky v období 1971-1975: komparácia so súčasným stavom*. Bratislava, Univerzita Komenského, Bakalárska práca, s. 69.
- Gašparová, L. 2021. *Zložky celkového pohybu obyvateľstva s dôrazom na rozdiely medzi mestom a vidiekom*. Bratislava, Univerzita Komenského, Diplomová práca, s. 107.
- Gavurová, B. – Vagašová, T. 2015. The significance of amenable mortality quantification for financing the health system in Slovakia. *Procedia Economics and Finance*, 32, s. 77-86. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01367-2](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01367-2).
- Guo, G. 2015. Mortality trends and causes of death: A comparison between Eastern and Western Europe, 1960s-1980s. *European Journal of Population*, 9(2), s. 287-312. <https://doi.org/10.1007/BF01266021>.
- Halás, M. a kol. 2014. Funkčné regióny na Slovensku podľa denných tokov do zamestnania. *Geografický časopis*, 66(2), s. 89-114
- Hampl, M. 1998. *Realita, spoločnosť a geografická organizácia: hľadání integrálneho rádu*. Praha, Přírodovědecká fakulta UK, s. 110.
- Harvey, D. 1973. *Social justice and the city*. London: Edward Arnold, s. 236.
- Hendl, J. 2012. *Přehled statistických metod*. Praha: Portál, s. 736. ISBN 9788026202004.
- Hlavačka, S. – Wágner, R. – Riesberg, A. 2004. Health Care Systems in Transition- Slovakia. Denmark. *WHO Regional Office for Europe*, 6(10), s. 118, ISSN 1020-9077.
- Hulíková Tesárková, K. 2017. The Czech republic and Slovakia in terms of mortality from malignant neoplasms: similar or opposite tendencies? *Cent Eur J Public Health*, 25(3), s. 177-184. <https://doi.org/10.21101/cejph.a4360>.
- Ira, V. – Michálek, A. – Podolák, P. 2008. Evaluation of the Territorial Disparities in Selected Aspects of Life Quality in Slovakia. In: Gajdoš, P. (ed.) *Regional Disparities in Central Europe*. Sociologický ústav SAV, Bratislava, s. 156-179.

- Kassie, M. – Ndiritu, S. – Stage, J. 2014. What Determines Gender Inequality in Household Food Security in Kenya? Application of Exogenous Switching Treatment Regression. *World Development*, 56(1), s. 153–171. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.10.025>.
- Korec, P. – Rusnák, J. 2016. Zaoštvávajúce regióny Slovenska v kontexte nového (európskeho) regionalizmu. *Geografické informácie*, 20(2), s. 216–230. <https://doi.org/10.17846/GI.2016.20.2.216-230>.
- Kučera, M. 1994. *Populace České republiky 1918–1991*. Praha, ACTA DEMOGRAPHICA XII., Česká demografická společnost. Sociologický ústav AV ČR, s. 198.
- Madajová, M. – Michálek, A. – Podolák, P. 2014. Úroveň regionálnych disparít na Slovensku a jej zmena v období rokov 2001–2011. *Geographia Slovaca*, 28, s. 127–152.
- Mareš, P. – Rabušic, L. – Soukup, P. 2019. *Statistická analýza sociálnovedných dat*. Brno: Muni Press. s. 576. ISBN 9788021092471.
- Meslé, F. – Vallin, J. 2002. Mortality in Europe: the Divergence Between East and West. *Population*, 57(1), s. 157–197. <https://doi.org/10.3917/pope.201.0157>.
- Michálek, A. – Veselovská, Z. 2014. Vývoj regionálnych disparít z aspektu chudoby na Slovensku po roku 2001. *Geographia Slovaca*, 28, s. 153–171.
- Mládek, J. – Čupelová, K. 2008. Diferencovanosť populačných procesov a štruktúr v urbánnych a rurálnych priestoroch Slovenska. *Geografická revue*, 4(2), s. 273–309.
- MŽP SR. 2002. *Správa o stave životného prostredia Slovenskej republiky v roku 2002*. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky – Slovenská agentúra životného prostredia: Bratislava, s. 15.
- MŽP SR. 2010. *Štátny program sanácie environmentálnych záťaž*. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky – Slovenská agentúra životného prostredia: Bratislava, s. 127.
- Netrdová, P. – Nosek, V. 2009. Prístupy k méréniu významu geografického rozměru spoločenských nerovnomerností. Praha, katedra sociálnej geografie a regionálneho rozvoja Prírodovedecké fakulty UK. *Geografie – Sborník CGS*, 114(1), s. 52–65. <https://doi.org/10.37040/geografie2009114010052>.
- Očovský, Š. 1989. *Domy, byty, bývanie. Geografická analýza materiálnej substance sídel a bývania*. Veda: Bratislava, s. 238.
- Oravec, O. 2020. *Priestorová autokorelácia zložiek celkového pohybu obyvateľstva Slovenskej republiky*. Diplomová práca. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta, s. 107.
- Rokosová, M. – Háve, P. 2005. Health Care Systems in Transition: Czech Republic. Denmark. *WHO Regional Office for Europe*, 7(1), s. 89, ISSN 1020-9077.
- Rusnák, J. – Korec, P. 2020. *Teórie regionálneho rozvoja a výskum regiónov*. Bratislava: Univerzita Komenského v Bratislave.
- Senior, M. – Williams, H. – Higgs, G. 2000. Urban-rural mortality differentials: controlling for material deprivation. *Social Science & Medicine*, 51, s. 289–305. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(99\)00454-2](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(99)00454-2).
- Slavík, V. – Grác, R. 2009. Proces urbanizácie a migrácia obyvateľstva v kontexte vývoja sídelnej štruktúry Slovenskej republiky. In Bleha, B. (eds.) *Populačný vývoj Slovenska na prelome tisícročí - kontinuita či nová éra?* Bratislava: Geografika, 336 s.
- Šprocha, B. – Bleha, B. – Garajová, A. – Pilinská, V. – Mészáros, J., Vaňo, B. 2019. Populačný vývoj v krajoch a okresoch Slovenska od začiatku 21. storočia. Bratislava. INFOSTAT, s. 46–110.
- Šprocha, B. – Majo, J. 2016. *Storočie populačného vývoja Slovenska I.: demografické procesy*. Bratislava: INFOSTAT, s. 185, ISBN 978-80-89398-30-0 EAN.
- Šveda, M. 2014. Bytová výstavba v zázemí veľkých slovenských miest v kontexte suburbanizácie a regionálnych disparít. *Geographia Slovaca*, 28, s. 23.
- Valkonen, T. 2001. Trends in differential mortality in European countries. In: Vallin, J. – Meslé, F. – Valkonen, T. Trends in mortality and differential mortality. Council of Europe Publishing. *Population studies*, 36.
- Vallin, J. – Meslé, F. – Valkonen, T. 2001. Trends in mortality and differential mortality. Council of Europe Publishing. *Population studies*, 36, s. 185–321.
- Vaus, D. de. 2014. *Surveys In Social Research*. London: Routledge. s. 400. ISBN 978-0415530187.
- Woods, R. 2003. Urban-Rural Mortality Differentials: An Unresolved Debate. *Population and Development Review*, 29(1), s. 29–46. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2003.00029.x>.

- Zajec, P. a kol. 2020. *Socializmus: Realita namiesto mýtov*. Bratislava, Konzervatívny inštitút M. R. Štefánika, s. 218-236, ISBN: 978-80-8912118-2.
- Zeng, J. – Pang, X. – Zhang, L. – Medina, A. – Rozelle, S. 2014. Gender Inequality In Education In China: A Meta-Regression Analysis. *Contemporary Economic Policy*, 32(2), s. 474–491. <https://doi.org/10.1111/coep.12006>.

Internetové zdroje:

- Štatistický úrad Slovenskej republiky. 2020. Prehľad a bilancia obyvateľstva SR. Databáza DATAcube. [online]. [cit. 27.6.2020]. Dostupné na:
[http://datacube.statistics.sk/#!/view/sk/VBD_DEM/om7103rr/Preh%C4%BEd%20pohybu%20obyvate%C4%BEstva%20-%20obce%20\(ro%C4%8Dne\)%20%5Bom7103rr%5D](http://datacube.statistics.sk/#!/view/sk/VBD_DEM/om7103rr/Preh%C4%BEd%20pohybu%20obyvate%C4%BEstva%20-%20obce%20(ro%C4%8Dne)%20%5Bom7103rr%5D).
- VDC. 2021. Demografické údaje – Tabuľka základných údajov SR. [online]. [cit. 27.6.2021]. Dostupné na: http://www.infostat.sk/vdc/sk/index.php?option=com_wrapper&view=wrapper&Itemid=35.

PAVOL ĎURČEK

Pôsobí ako odborný asistent na katedre ekonomickej a sociálnej geografie, demografie a územného rozvoja na Prírodovedeckej fakulte UK v Bratislave. Pri pedagogickej činnosti zameranej na štatistické metódy, kartografiu a demografickú analýzu sa venuje základnému výskumu priestorovej diferenciácie demografických procesov a štruktúr.

LENKA GAŠPAROVÁ

Od roku 2021 je absolventkou magisterského študijného odboru Humánna geografia a demografia v štátnej správe a samospráve na Prírodovedeckej fakulte UK v Bratislave. V rámci štúdia sa absolventka venovala najmä výskumnej činnosti v oblasti tvorby databázy a analýz demografických procesov na regionálnej úrovni. V súčasnosti sa aj popri práci venuje publikačnej činnosti zameranej na priestorovú diferenciáciu demografických procesov.

SUMMARY

The article presented an analysis of mortality as a main demographic process in the urban and rural areas of the Slovak Republic in 1971–1975, 1988–1992, and 2015–2019. The main concept used in this analysis was relative regional differentiation. Significant intra-regional differentiation was observed between urban and rural areas in 1971–1975. The consolidation of power and the building up of socialism occurred only in selective areas and this became a source of urban and rural differentiation]. The differences in mortality intensity were also reflected in the global level of inequality, which reached a peak in the early 1970s. By the end of the state-socialist period, the intensity of mortality had changed little on a national

scale, but there were fundamental changes in spatial differentiation. An overall decrease in the global level of inequality and a decrease in urban-rural disparities can be observed in 1988–1992. In our opinion, massive industrialisation and urbanisation affected every region in Slovakia. In the 1990s, mortality rates gradually improved. This was the result of modernisation in health care and a change in the lifestyle of the population. In 2015–2019 a slight increase was recorded in urban-rural disparities and in global indicators of inequality. Our analysis of the level of relative regional differentiation suggests that mortality was influenced by long-term socio-political developments, which were very complex. Our findings from the regression analysis demonstrate

that the spatial picture of mortality intensity has not changed much since the 1970s. However, intra-regional differentiation has transformed significantly, with a decrease in disparities between urban and rural areas. There are relatively strong socio-economic disparities between the western and eastern parts of the country. This spatial picture is only partly mirrored in the intensity of mortality because with each shift in a degree of longitude to the east/west mortality intensity changes on average by only 0.2 deaths per 1,000 inhabitants. Even in the first periods, the opposite trend was

observed and mortality declined slightly from west to east. However, there is a much bigger difference in the intensity of mortality between the north and the south of the country, because in each observed period the mortality rate in this case decreased by more than one death per 1,000 inhabitants. In our study of the differences between urban and rural areas and entire regions, we sought to analyse the development of mortality in three selected periods and at the same time provide an opportunity to think about possible scenarios for the development of disparities in the future.

MLADÍ DOSPĚLÍ V PRAŽSKÉM METROPOLITNÍM REGIONU: TIKAJÍCÍ BOMBA VE SVĚTLE METODICKÝCH ZÁKRUT GEODEMOGRAFIE A DEMOGEOGRAFIE

Luděk Sýkora¹⁾ – Otakar Bursa²⁾

YOUNG ADULTS IN THE PRAGUE METROPOLITAN REGION: A TICKING TIME-BOMB IN THE LIGHT OF METHODOLOGICAL TWISTS AND TURNS IN GEODEMOGRAPHY AND DEMOGEOGRAPHY

Abstract

This article analyses the changing population of young adults aged 18–26 and its geographic distribution in the Prague metropolitan region between 2002 and 2017. It reveals a dynamically declining proportion of young adults in all parts of the metropolitan region as the result of major changes that have occurred in the general age structure of the population and age-specific migration to the suburbs. However, the number of young adults living in the Prague hinterland has increased as the result of massive suburban population growth. While young adults have been somewhat less visible until now, they will gain increasing importance in the coming decades, as the large cohorts of children born to suburbanites will gradually reach the age of young adulthood.

Keywords: young adults, suburbanisation, Prague metropolitan region

Demografie, 2022, **64(1): 24–45**

DOI: <https://doi.org/10.54694/dem.0294>

ÚVOD

Proces rezidenční suburbanizace, který se v pražském metropolitním regionu začal projevovat v druhé polovině 90. let 20. století (Sýkora, 1999; Ouředníček,

2007), nejen znásobil počet obyvatel mnoha obcí, ale rovněž pozměnil jejich demografickou strukturu. Zatímco počátkem 90. let charakterizovalo obce v zázemí Prahy starší obyvatelstvo³⁾, postupně se

1) Univerzita Karlova, Přírodovědecká fakulta, katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, kontakt: sykora@natur.cuni.cz.

2) Univerzita Karlova, Přírodovědecká fakulta, katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, kontakt: bursa@natur.cuni.cz.

3) V roce 1991 byl index stáří (počet osob ve věku 65 a více let na 100 osob ve věku 0–14 let) v pražském zázemí (73,4) vyšší než v Česku (62,0). Zatímco v zázemí Prahy poklesl na 69,7 v roce 2011, v Česku vyrostl na 110,4.

4) Viz Obrázek 10 ukazující mimořádné zastoupení populace ve věku 0–4 a 25–35 mezi přistěhovalými do pražského zázemí.

do suburbánního prstence začaly stěhovat mladé rodiny s dětmi⁴⁾ a v pražském zázemí, na rozdíl od jiných regionů Česka, poklesl index stáří (*Sídlo – Šprocha*, 2020). Dynamický růst počtu dětí v suburbánních lokalitách přitáhl pozornost politiků, širší veřejnosti a odborných analýz, a to zejména s ohledem na nedostačující kapacity školských zařízení (*Puldová – Ouředníček*, 2011). Mimo hlavní pozornost zatím zůstává dorůstání dětí do věku mladé dospělosti, k níž ve významnější míře začíná docházet až v současnosti.

Mladí dospělí, kteří vyrůstají v nově postavených suburbánních, si zasluhují mimořádnou pozornost. V tomto období života stojí před volbou svého vlastního bydlení. Většina nového suburbánního bydlení byla stavěna jako jednogenerační, respektive pro rodinu s dětmi⁵⁾, a nikoli pro sdílení mezi dvěma či dokonce třemi generacemi, jak tomu bylo častěji před rokem 1990. Proto, v případě osamostatnění, mladí dospělí obvykle nemohou bydlet ve vlastním bytě v rodinném domě sdíleném se svými rodiči. Hledání vlastního bydlení a potenciální migrace mladých dospělých je zásadní otázkou také pro lokality, v nichž vyrůstají a kam se stěhují. Mladí dospělí svojí volbou bydliště a migrací spoluutváří podobu pražského metropolitního regionu⁶⁾.

Klademe si proto otázku: „Jak významná je generace dětí suburbánních novousedlíků dorůstající do věku mladé dospělosti v dynamicky se proměňujícím pražském zázemí?“ Naším cílem je zachytit změny ve věkové skupině mladých dospělých z hlediska jejich zastoupení na suburbánní populaci a identifikovat jejich nejvýznamnější koncentrace v zázemí Prahy, tj. míst, z nichž lze v nejbližších letech očekávat významné proudy vystěhování. Nabízí se otázky, zda mladí dospělí zůstanou v suburbánních nebo budou preferovat bydlení v centru velkoměsta, nebo zda je růst cen a tím i nedostupnosti bydlení nasměruje do čtvrtí a lokalit s dostupnějším bydlením. V předkládaném článku se nicméně primárně zaměříme na to, kde k takovému rozhodování bude docházet, tj. kde dorůstají generace suburbánních dětí do věku mladé dospělosti.

V první části příspěvku diskutujeme a definujeme generaci mladých dospělých. Pak se věnujeme používaným datům, územnímu vymezení a postupu analýzy. Následně představujeme výsledky analýzy, k nimž jsme dospěli při využití metodicky odlišných přístupů pro sledování rozmístění a vývoje věkové skupiny mladých dospělých v pražském metropolitním regionu se zaměřením na pražské zázemí. V závěrečné části diskutujeme věcné výsledky a metodická poučení z provedených analýz.

MLADÍ DOSPĚLÍ

Období mladé dospělosti je spojováno s dosažením významných životních milníků, jakými jsou formální dospělost osmnáctiletých, dokončení středoškolského vzdělání, vstup do pracovního procesu, realizace vysokoškolského vzdělání, osamostatnění se od rodičů nebo navázání dlouhodobých partnerských vztahů vedoucích k vlastnímu sociálnímu ukotvení (*Clark – Huang*, 2003; *Morrow-Jones – Wenning*, 2005; *Langmeier – Krejčířová*, 2006). Jde o období života, kdy u člověka vyvstávají otázky o pokračující závislosti na rodičích a utváření vlastní domácnosti v jiných místech, než je bydliště rodičů (*Clark – Mulder*, 2000; *Heath – Calvert*, 2011). Jejich řešení vede k zásadnímu posunu v životním cyklu (*Feijten*, 2005), který je spojován s vysokou mobilitou této skupiny obyvatel (*King – Rui-Gelices*, 2003; *Kährlik a kol.*, 2012).

K dosažení uvedených životních milníků dochází v určitém věku, který se u jednotlivců liší. Zpravidla se pohybuje od 18 let, které jsou v naší společnosti symbolicky a formálně spojené s dosažením dospělosti, do 26–30 let, kdy je dosahováno samostatnosti na rodičích (*Vágnerová*, 2007). V kvalitativně zaměřených studiích z oblasti vývojové psychologie, založených na biografickém sledování jednotlivců, je období

5) V České republice v letech 1999–2020 připadalo na jeden nově postavený rodinný dům 1,046 bytů, ve Středočeském kraji v letech 2010–2020 1,056 bytů a v Praze 1,059 bytů (údaje na základě zdrojových dat ČSÚ Bytová a nebytová výstavba a stavební povolení - časové řady, https://www.czso.cz/csu/czso/bvz_cr).

6) V dnešní době mladá generace s potřebou vlastního bydlení naráží na jeho narůstající nedostupnost. Na koupi průměrného bytu o velikosti 70 m² je potřeba vynaložit jedenáct průměrných ročních příjmů, což řadí Česko mezi země s nejméně dostupným bydlením (*ARTN*, 2021; *OECD*, 2021).

mladé dospělosti spojováno s intimními prožitky, upevňováním vlastní identity a sebeidentifikací s rolí dospělého (Říčan, 2004).

V migračně zaměřených studiích je mladá dospělost spojována s obdobím, kdy děti po dosažení dospělosti setrvávají v bydlišti rodičů (Ford a kol., 2002; Clapham a kol., 2014) a s jejich prvním stěhováním (Mulder, 2003; Hochstenbach – Boterman, 2015). Tyto studie ukazují, že plného osamostatnění je dosahováno do 26–30 let. Z hlediska stěhování bývá rozlišováno období rané dospělosti do 21 let, tzv. *early nesters*, pro které jsou typické krátkodobé migrační trajektorie (Clapham a kol., 2014), a pozdější období, ve kterém roste podíl dlouhodobého stěhování (Mulder, 2003).

V kvantitativních analýzách zaměřených na studium populací je nezbytné období mladé dospělosti definovat věkovým rozmezím (Druta – Ronald, 2018; Heider, 2019; Opit a kol., 2020), jelikož věk je na rozdíl od konkrétních životních kroků běžně šetřenou charakteristikou populace. Přesné vymezení kategorie věkem se používá při vědomí, že někteří lidé s vlastnostmi mladých dospělých jsou v takto nastaveném výběru vynecháni, a naopak. Pro analýzy provedené v tomto článku definujeme generaci mladých dospělých věkovým rozmezím od 18 do 26 let. K věkové hranici 26 let se přikláníme také proto, že koresponduje i s formální hranicí sociální politiky v Česku ve vztahu k nezaopatřeným dětem studujícím na vysokých školách.

POSTUP ANALÝZY MLADÝCH DOSPĚLÝCH V PRAŽSKÉM METROPOLITNÍM REGIONU

V analýze se zaměřujeme na (1) zastoupení mladých dospělých v populaci, (2) sledujeme změny mezi lety 2002 až 2017 a (3) rozmístění s cílem identifikovat lokality s vysokým počtem a růstem podílu mladých dospělých. Podíl mladých dospělých na populaci, jejich geografické rozmístění a dynamiku změn v jejich

počtech sledujeme ve čtyřech časových horizontech (2002, 2007, 2012 a 2017⁷⁾) a pro tři pětiletá období (2002–2007, 2007–2012, 2012–2017).

Rok 2002 jsme pro analýzu mladých dospělých zvolili za počáteční z následujících důvodů. Začátek suburbanizace spojujeme s rokem 1997, kdy se začalo zvyšovat přistěhování do pražského zázemí (obr. 1). Za mladého dospělého vyrůstajícího v suburbii považujeme takového, kdo zde vyrůstal alespoň pět let. O prvních dětech suburbanitů dorůstajících do věku mladé dospělosti tak můžeme hovořit až od roku 2002. V roce 2002 nicméně ve věku mladé dospělosti žily v zázemí Prahy především děti původních obyvatel. Přestože populace suburbánních obcí v té době rostla přistěhování nových obyvatel, generace jejich potomků byla v prvopočátcích.

Období 2002–2007 zachycuje roky s mimořádným rozvojem suburbanizačního procesu (Ouredníček – Posová, 2006; Sýkora – Ouredníček, 2007; Sýkora – Posová, 2007). Analýzu jsme prováděli s očekáváním, že v důsledku desetiletí narůstající dynamiky suburbanizace (obr. 1) již dorůstá první kohorta dětí suburbanitů do věku mladé dospělosti. V té době nešlo o děti vyrůstající v suburbii od narození, ale o děti, které se přistěhovaly ve věku školní docházky. Období 2007–2012 charakterizuje vrchol a následně pokles tempa suburbánního růstu v důsledku hospodářské recese (Sýkora – Muliček, 2014). Nicméně pro toto období již očekáváme vyšší vstup dětí suburbanitů do věku mladé dospělosti. I v tomto případě jde o děti, které se do suburbii přistěhovaly až po svém narození. Období 2012–2017 charakterizuje opětovný, ale oproti nultým letům již pozvolnější rozvoj suburbanizace (viz např. Křesťanová a kol., 2019). Nás však zajímá dorůstání generace potomků suburbánních novousedlíků, kteří v roce 2017 budou v celém rozpětí 18–26 let zahrnovat děti, kteří v suburbii vyrůstali, tj. koncem 90. let minulého století se zde narodily nebo se přistěhovaly před nastoupením školní docházky (na tuto skutečnost poprvé upozornil Ouredníček a kol., 2015).

7) Údaje o obyvatelstvu ve věku 18–26 let byly poskytnuty Českým statistickým úřadem za územní strukturu k roku 2017 a jejich platnost je k 31. 12. uvedeného roku. Přestože jsme v úvodu článku nárůst významu mladých dospělých v suburbánních lokalitách spojovali s dynamickým rozvojem suburbanizace, data nám bohužel neumožňují rozlišit mladé dospělé na potomky nové příchozí suburbanitů a potomky původních obyvatel.

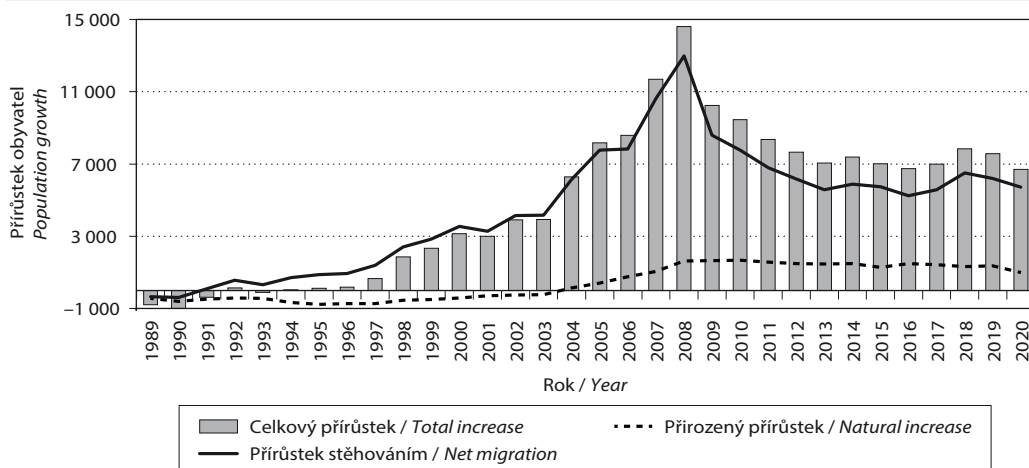
Z demogeografického pohledu nás zajímá, zda lze v rozmístění mladých dospělých vypozařovat zřetelný prostorový vzorec a vývojový trend. Vycházíme z očekávání, že v důsledku rozvoje suburbanizace bude docházet k nárůstu mladých dospělých v zázemí Prahy. Tím se zde bude koncentrovat věková skupina, u níž lze předpokládat stěhování se z místa bydliště po osamostatnění od rodičů. Jelikož se suburbanizace nerozvíjela rovnoměrně, nýbrž některé obce rostly dříve než jiné a další výrazněji než ostatní, provádíme analýzy na úrovni středočeských obcí (1 144) a pražských městských částí (57). Tuto primární geograficky detailní analýzu 1201 územních jednotek doplňujeme o generalizovaný pohled na celkové změny ve struktuře metropolitního regionu, který členíme

v duchu konceptu nodálního regionu na jádro a zázemí (Hápl, 1966; van den Berg, 1982; Sýkora – Mulíček, 2012). Srovnáváme tři funkční zóny pražského metropolitního regionu (obr. 2), kterými jsou Praha, jako centrum, okresy Praha-východ a Praha-západ, které ztotožňujeme s pražským zázemím (obdobně Ouředníček – Sýkora, 2002; Ouředníček, 2003), a ostatní okresy Středočeského kraje, jež reprezentují širší metropolitní oblast⁸⁾.

K demogeografické analýze vývoje rozmístění mladých dospělých v pražském metropolitním regionu využíváme několika odlišných, ale navzájem se doplňujících pohledů. Přiznáváme, že to nebylo původním záměrem našich analýz. Vzhledem k tomu, že nám prvotní analytický pohled neposkytl výsledky,

Obr. 1: Přírůstek obyvatel v pražském zázemí

Population growth in the hinterland of Prague



Pozn.: Pražským zázemím se rozumí okresy Praha-východ a Praha-západ (vysvětlení v poznámce pod čarou č. 8).

Note: The hinterland of Prague comprises the Prague-East and Prague-West districts.

Zdroj: Český statistický úřad (ČSÚ).

Source: Czech Statistical Office (CZSO).

8) Jsme si vědomi, že takové vymezení je jistým zjednodušením. Území intenzivní suburbanizace zahrnuje i tzv. vnitřní suburbia v rámci hlavního města Prahy a zároveň i obce Středočeského kraje za hranicemi okresů Praha-východ a Praha-západ. Existuje celá řada vzájemně se lišících vymezení suburbánní zóny Prahy (např. Sýkora – Posová, 2007; Sýkora – Mulíček, 2014; Ouředníček a kol., 2018). Naším cílem ale není tato vymezení diskutovat, nýbrž poskytnout základní vstupní pohled na mladé dospělé v pražském zázemí. Obce v okresech Praha-východ a Praha-západ jsou vždy zahrnuté do vymezení suburbánní zóny Prahy a představují tak jednoznačně vymezené teritorium pro zachycení demografických a geografických trendů spojených s mladými dospělými – potomky suburbánních novousedlíků. Vedle geograficky generalizované analýzy porovnávací tři území celky pražské metropolitní oblasti provádíme analýzy a u vybraných výsledků je prezentujeme na úrovni obcí a městských částí, přičemž v interpretacích reflektujeme i zjištění například pro okrajové městské části Prahy.

Obr. 2: Funkční zóny pražského metropolitního regionu

Functional zones of the Prague metropolitan region



kteří jsme očekávali, hledali jsme alternativní způsoby vzhledů do problematiky. Příspěvek prostřednictvím tří postupných řezů ukazuje posloupnost našich úvah a v souhrnu postupně odkrývání horizontů a rozkrývání provázanosti demografických a geografických transformací, jež zásadně ovlivňují významnost mladých dospělých v pražských suburbii. V obecné rovině jde o příspěvek ke geodemografii, tj. geografii odlišných demografických skupin a jejich nerovnoměrného zastoupení v prostoru, a zároveň demogeografii, tj. jak demografické změny ovlivňují geografické prostředí.

PRVNÍ ŘEZ: ZASTOUPENÍ MLADÝCH DOSPĚLÝCH V POPULACI KLESÁ

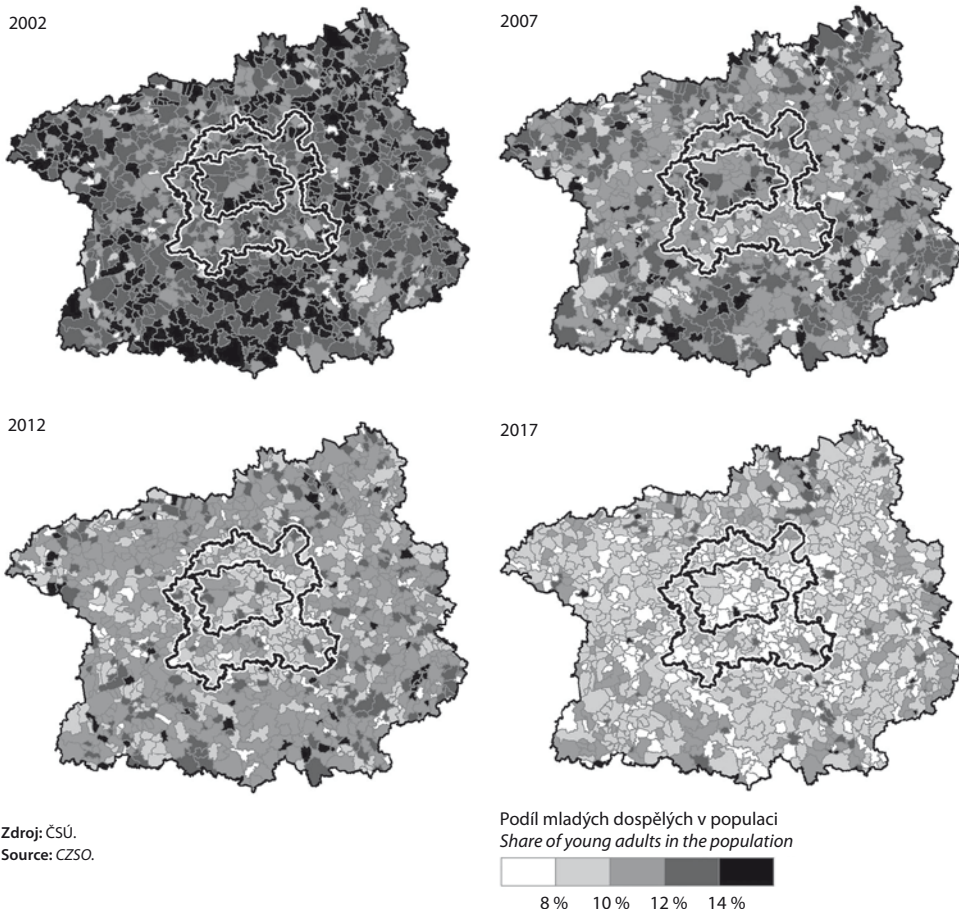
Pro prvotní náhled na rozmístění mladých dospělých představujeme kartogramy s jejich podílem na populaci obcí Středočeského kraje a městských částí Prahy pro roky 2002, 2007, 2012 a 2017 (obr. 3). Výsledek ukázal, že (1) ve sledovaném období obecně docházelo k poklesu zastoupení mladých dospělých v populaci, a (2) nelze z těchto dat zřetelně identifikovat prostorový vzorec, který

by ukazoval růst mladých dospělých v pražském zázemí. Naopak, kartogramy naznačují, že o něco vyšší podíl mladých dospělých je spíše v okrajových částech Středočeského kraje a k výraznějšímu snižování zastoupení této skupiny v populaci docházelo v městských částech Prahy a okolních obcích, a to zejména na jihovýchodě, kde byla přitom suburbanizace značně intenzivní (Sýkora – Posová, 2007; Sýkora – Muliček, 2014). Takové zjištění nás ovšem vede k otázkám: „Proč se výchozí předpoklad nenaplnil?“ a „Jaký alternativní postup můžeme využít k dokumentaci trendu, který očekáváme?“

Jak naznačují kartogramy v obrázku 3, podíl mladých dospělých na celkové populaci pražského metropolitního regionu se mezi lety 2002 a 2017 snižoval, a to z 13,3 % na 8,5 % (tab. 1). Tuto změnu vysvětluje obecný populační vývoj v Česku během osmdesátých a devadesátých let 20. století. Na pokles podílu mladých dospělých v populaci mělo vliv nerovnoměrné zastoupení populačních kohort ve věkové struktuře obyvatel (obr. 4). V letech 2002 až 2007 z věku mladé dospělosti odcházely populačně silné ročníky druhé poloviny 70. let a nahrazovaly je výrazně slabší ročníky z 80. let. K poněkud mír-

Obr. 3: Vývoj podílu mladých dospělých v obcích a městských částech pražského metropolitního regionu

Changes in the share of young adults in the municipalities and boroughs of the Prague metropolitan region



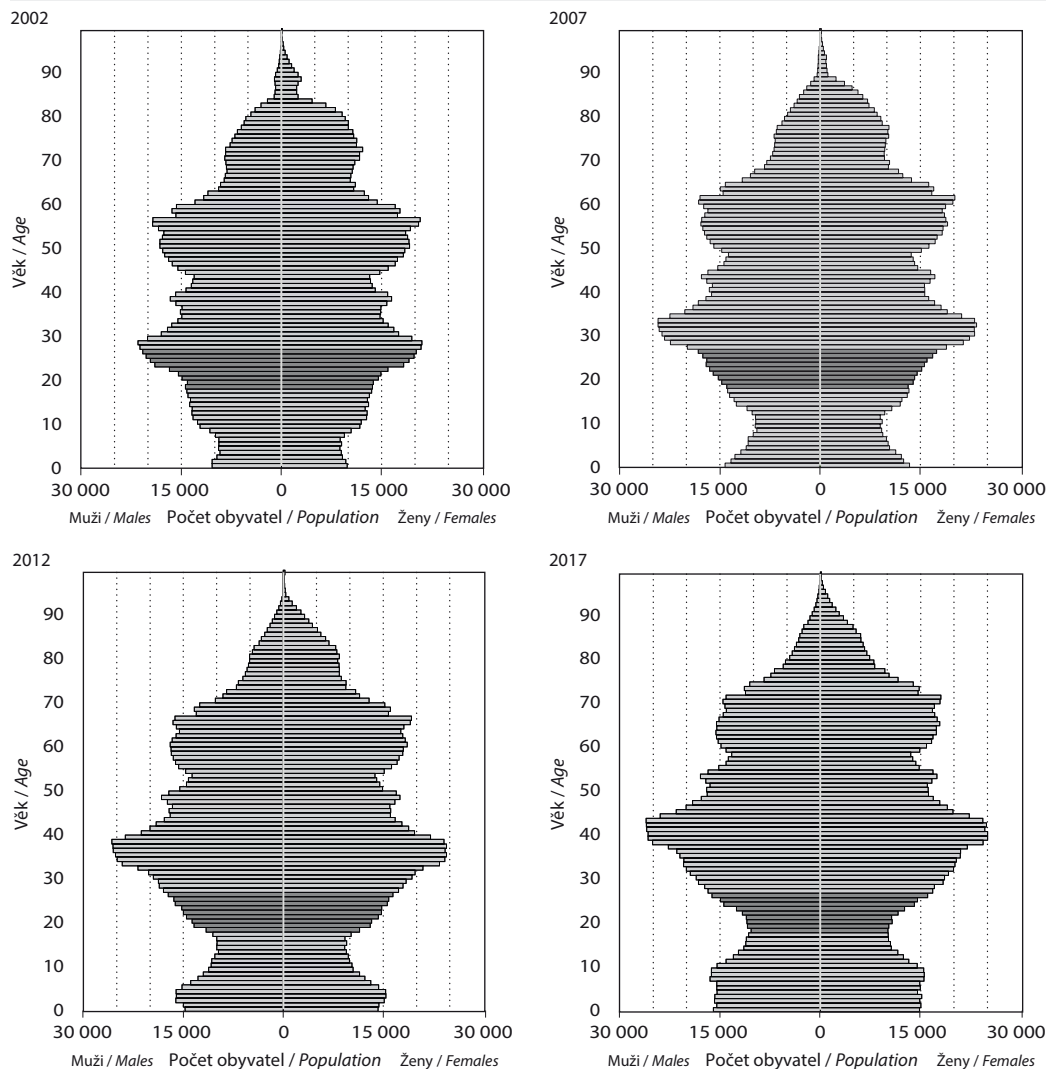
nějšimu úbytku populace ve věku mladé dospělosti docházelo i v letech 2007 až 2012. V období 2012 až 2017 do věku mladé dospělosti dorůstaly populačně slabé ročníky narozené v 90. letech, jejichž podíl na celkové populaci je výrazně nižší než populačně silnější, ale stárnoucí 80. ročníky (Müller, 2010; Fučík – Chromková, 2014), které do kategorie mladých dospělých už v roce 2017 nepatří. V tomto kontextu je nezbytné podotknout, že v období 2017–2022 pravděpodobně dojde k dalšímu poklesu podílu mladých dospělých, kdy budou postupně zahrnovat narozené v letech 1996–2004, tj. populačně nejslabší ročníky.

Nicméně jsme očekávali, že v důsledku dynamiky suburbanizace by podíl mladých dospělých v zázemí Prahy mohl postupně začít narůstat. Podíl mla-

dých dospělých se mezi lety 2002 a 2017 obdobně snižoval ve všech třech částech metropolitního regionu: v Praze z 13,2 % na 8,2 %, širší metropolitní oblasti z 13,5 % na 8,9 % i v pražském zázemí z 12,9 % na 8,1 %. Proti našim prvotním očekáváním je zastoupení mladých dospělých nejnižší právě v pražském zázemí, které bylo přitom nejvíce ovlivněno suburbanizací. Jistý a v čase zřetelně opožděný vliv suburbanizace na podíl mladých dospělých v pražském zázemí se začal projevovat až v posledním sledovaném období 2012–2017, kdy byl pokles jejich zastoupení nižší než v Praze a také v širší metropolitní oblasti (tab. 1). Podrobnější vhled do této změny ale mohou poskytnout až další analytické postupy.

Obr. 4: Vývoj věkové struktury obyvatel pražského metropolitního regionu

Changes in the age structure of the population in the Prague metropolitan region



Pozn.: Zvýrazněný odstín odpovídá populaci ve věku mladé dospělosti.

Note: The darker grey represents young adults.

Zdroj: ČSÚ.

Source: CZSO.

Provedený náhled s cílem dokumentovat nárůst mladých dospělých v pražském zázemí v důsledku dynamického rozvoje suburbanizace poskytl důležité poučení. Geografie ve smyslu prostorové diferenciacie územního rozvoje se dostala do pozadí pod vlivem obecných demografických trendů, v našem případě v důsledku disproporcí ve věkové struktuře obyvatel,

kdy do věku mladé dospělosti vstoupily méně početné ročníky než ty, které ho opouštěly. Usuzujeme, že v případě strukturálních demografických změn jsou významné geografické transformace jako suburbanizace spíše sekundární, respektive jejich vliv se v kontextu demografických transformací téměř vytrácí. V dalších krocích ověřujeme, zda tomu tak skutečně je.

Tab. 1: Vývoj podílu mladých dospělých

The changing share of young adults in zones of the Prague metropolitan region 2002–2017

Rok / Year	Území / Area	Počet obyvatel (v tis.) / Population (in thous.)	Podíl mladých dospělých / Share of young adults	Období / Period	Průměrná roční změna / Avg. annual change
2002	Praha / Prague	1 151,9	13,2 %	2002–2007	–0,28 p. b.
	pražské zázemí Prague hinterland	191,1	12,9 %		–0,42 p. b.
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	934,5	13,5 %		–0,32 p. b.
	celkem / total	2 277,5	13,4 %		–0,34 p. b.
2007	Praha / Prague	1 212,1	11,8 %	2007–2012	–0,32 p. b.
	pražské zázemí Prague hinterland	233,9	10,8 %		–0,26 p. b.
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	968,7	11,9 %		–0,24 p. b.
	celkem / total	2 413,9	11,7 %		–0,28 p. b.
2012	Praha / Prague	1 246,8	10,2 %	2012–2017	–0,40 p. b.
	pražské zázemí Prague hinterland	283,9	9,5 %		–0,23 p. b.
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	1 007,9	10,7 %		–0,36 p. b.
	celkem / total	2 538,6	10,3 %		–0,36 p. b.
2017	Praha / Prague	1 294,5	8,2 %	2002–2017	–0,33 p. b.
	pražské zázemí Prague hinterland	319,1	8,1 %		–0,32 p. b.
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	1 033,7	8,9 %		–0,31 p. b.
	celkem / total	2 647,3	8,5 %		–0,33 p. b.

Pozn.: p. b. – procentní body.

Note: p. b. – percentage points.

Zdroj: ČSÚ.

Source: CZSO.

DRUHÝ ŘEZ: SNIŽUJE SE PODÍL MLADÝCH DOSPĚLÝCH NA POPULACI PRAŽSKÉHO ZÁZEMÍ

Předchozí náhled ukázal zásadní vliv snižování podílu mladých dospělých na jejich rozmístění v pražském metropolitním regionu. S cílem zachytit jejich geograficky nerovnoměrný vývoj v důsledku rozvoje suburbanizace a identifikovat lokality, kde se koncentrují, jsme zvolili alternativní metodický postup. Ten spočívá v abstrahování od vlivu obecného snižování podílu mladých dospělých v populaci. K tomu využíváme rozdělení územních jednotek (obcí a městských částí) do kvintilů, tj. na pět stejně četných skupin⁹⁾ územních jednotek, seřazených podle

podílu věkové skupiny mladých dospělých na celkové populaci (obr. 5). Takto můžeme identifikovat a pro různé časové řezy porovnat území (obce, městské části a jejich shluky) z hlediska relativního zastoupení mladých dospělých v pražském metropolitním regionu.

Výsledek umožňuje abstrahovat od obecného trendu poklesu podílu mladých dospělých v populaci, oproti očekávání ale neukazuje žádný zřetelný prostorový vzorec, který by naznačoval zvyšování přítomnosti mladých dospělých v pražském zázemí (obr. 5). V pražském zázemí spadl po celé sledované období nadpoloviční podíl obcí do dvou kvintilů s nejnižším podílem mladých dospělých (tab. 2). Zatímco v roce 2002 to bylo 51,3 % obcí, v roce 2012 šlo o 62,4 %. Poté nicméně došlo ke snížení

9) Rozdělení 1 201 územních jednotek pražského metropolitního regionu (1 144 obcí Středočeského kraje a 57 pražských městských částí) bylo provedeno tak, že kvintily obsahují 240 jednotek až na 3. kvintil s počtem 241 jednotek.

na 54,5 % v roce 2017 a zároveň mírně rostl podíl obcí v prvním kvintilu s nejvyššími podíly mladých dospělých. Nejde ale o žádný zásadní obrát. Ani teď se nepodařilo dokumentovat růst významu mladých dospělých v územích spojovaných s procesem suburbanizace. Zajímavé je, že v analyzovaném období došlo k výraznému snížení počtu městských částí Prahy v kvintilu s nejvyšším relativním zastoupením mladých dospělých, a naopak velkému zvýšení počtu v kvintilu s jejich nejnižším podílem. Mezi územní jednotky s nejnižším podílem mladých dospělých v pražském metropolitním regionu patří i některé okrajové městské části Prahy, které přitom byly významně ovlivněné suburbanizací. Takové zjištění

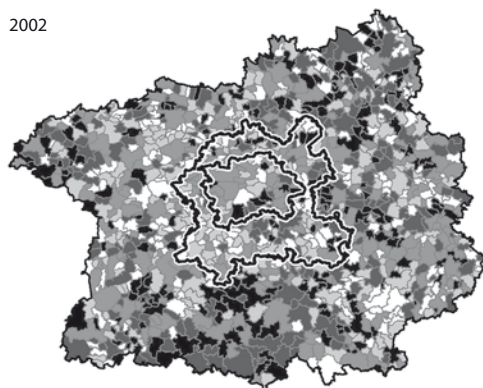
je v přímém rozporu s naší výchozí úvahou o mladých dospělých vyrůstajících v zázemí Prahy. Jak můžeme tato překvapivá zjištění vysvětlit?

Paradoxně je to stěhování do pražského zázemí, které dočasně přispívá k poklesu podílu mladých dospělých na místní populaci. Do pražského zázemí přicházejí především věkové skupiny dětí 0–4 a dospělých 25–39 (obr. 6; Čermák, 2005) a tím roste jejich zastoupení populaci, a to na úkor mladých dospělých. V důsledku věkově selektivní migrace je proto zastoupení mladých dospělých v nové populaci nižší než v té původní. Nižší podíl mladých dospělých může být důsledkem nejen nízkého podílu mladých dospělých mezi přistěhovalými, ale také vystěhování

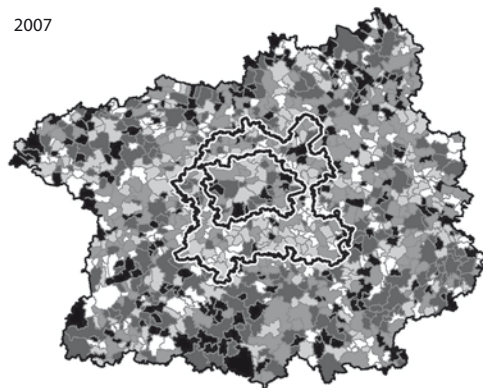
Obr. 5: Vývoj prostorového rozmístění podílu mladých dospělých v pražském metropolitním regionu

Changes in the spatial distribution of the proportion of young adults in the Prague metropolitan region

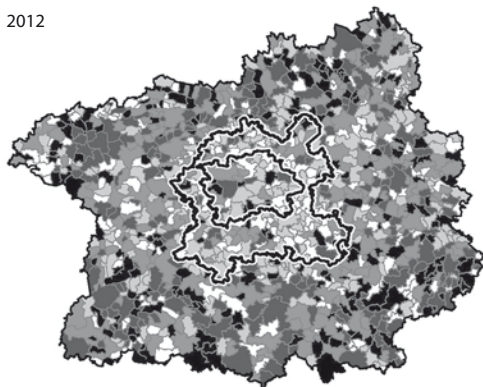
2002



2007



2012



2017



Kvintil (podle podílu mladých dospělých v populaci)
Quintile (according to the share of young adults in the population)



Zdroj: ČSÚ.
Source: CZSO.

potomků původních obyvatel pražského zázemí do měst (Ouédrineček a kol., 2015). Posledně zmíněný proces je v současnosti významný pro zázemí východoněmeckých měst, kde proces suburbanizace nastartoval již na počátku 90. let (Haase a kol., 2017; Siedentop a kol., 2018, Kabisch a kol., 2019).

V druhém analytickém řezu se geografie dostala zpátky do popředí, ovšem ve významné kombinaci s demografickými proměnami. Očekávaný růst mladých dospělých v pražském zázemí se z pohledu jejich vyššího zastoupení v populaci nekonal, a to nejen vzhledem k dlouhodobým nerovnoměrnostem

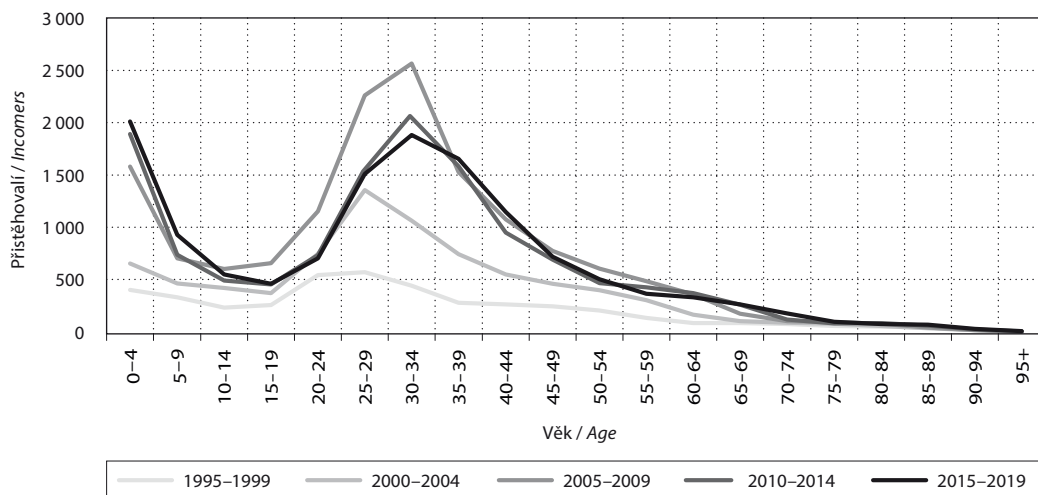
Tab. 2: Vývoj prostorového rozmístění mladých dospělých

Changes in the spatial distribution of young adults

Rok Year	Území / Area	Kvintil / Quintile									
		Pátý / Fifth		Čtvrtý / Fourth		Třetí / Third		Druhý / Second		První / First	
		Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share
2002	Praha / Prague	5	8,8 %	12	21,1 %	23	40,4 %	8	14,0 %	9	15,8 %
	pražské zázemí Prague hinterland	49	25,9 %	48	25,4 %	40	21,2 %	28	14,8 %	24	12,7 %
	širší metropolitní oblast / wider metropolitan area	186	19,5 %	180	18,9 %	178	18,6 %	204	21,4 %	207	21,7 %
2007	Praha / Prague	1	1,8 %	15	26,3 %	13	22,8 %	16	28,1 %	12	21,1 %
	pražské zázemí Prague hinterland	44	23,3 %	60	31,7 %	42	22,2 %	21	11,1 %	22	11,6 %
	širší metropolitní oblast / wider metropolitan area	195	20,4 %	165	17,3 %	186	19,5 %	203	21,3 %	206	21,6 %
2012	Praha / Prague	9	15,8 %	21	36,8 %	12	21,1 %	5	8,8 %	10	17,5 %
	pražské zázemí Prague hinterland	62	32,8 %	56	29,6 %	27	14,3 %	26	13,8 %	18	9,5 %
	širší metropolitní oblast / wider metropolitan area	169	17,7 %	163	17,1 %	202	21,2 %	209	21,9 %	212	22,2 %
2017	Praha / Prague	17	29,8 %	17	29,8 %	13	22,8 %	4	7,0 %	6	10,5 %
	pražské zázemí Prague hinterland	53	28,0 %	50	26,5 %	39	20,6 %	25	13,2 %	22	11,6 %
	širší metropolitní oblast / wider metropolitan area	170	17,8 %	173	18,1 %	189	19,8 %	211	22,1 %	212	22,2 %

Obr. 6: Věkově specifická suburbánní migrace: přistěhovalí do pražského zázemí

Age-specific suburban migration: incomers to the hinterland of Prague



Pozn.: Pětileté roční průměry počtu přistěhovalých.

Note: Five-year annual averages of the number of incomers.

Zdroj: ČSÚ.

Source: CZSO.

ve věkové struktuře populace. Suburbanizace, nejvýznamnější proces měnící geografickou organizaci metropolitního regionu (Sýkora – Ouředníček, 2007; Sýkora – Posová, 2007; Stanilov – Sýkora, 2014), je do významné míry utvářena migrací obyvatel, která je selektivní z hlediska věkové skladby migrantů. Migrace do suburbíí v aktuální dobu stěhování zahrnuje větší podíl jiných věkových kategorií, než jsou mladí dospělí a tím v danou chvíli přispívá ke snížení podílu mladých dospělých v suburbánní populaci.

TŘETÍ ŘEZ: POČET MLADÝCH DOSPĚLÝCH V PRAŽSKÉM ZÁZEMÍ ROSTE

V předchozích částech jsme dokumentovali, že zastoupení mladých dospělých klesá v celém pražském metropolitním regionu, a oproti očekáváním i v pražském zázemí. Na druhou stranu jsme si vědomi, že stále větší počet mladých dospělých žije v suburbíích, odkud cestuje do škol a zaměstnání do Prahy a řeší otázky spojené s místem svého dalšího života (podobně Pospíšilová a Ouředníček (2011) analyzující dospívající obyvatele pražského zázemí). Zobrazení prostorového vzorce, které odpovídá úvodním očekáváním, posky-

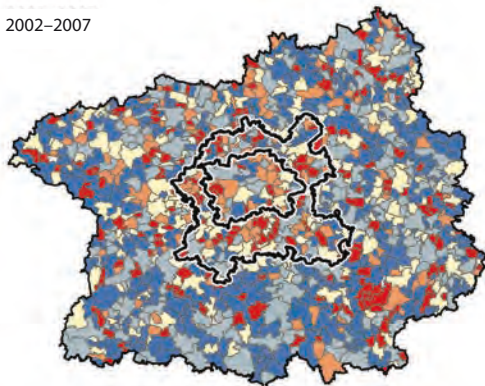
tují kartogramy vývoje absolutního počtu mladých dospělých v obcích a městských částech pražského metropolitního regionu. Zobrazeny jsou průměrné roční intenzity změny počtu mladých dospělých za územní jednotky pro tři dílčí období a zároveň celé období 2002–2017 (obr. 7).

Změny v počtu mladých dospělých poskytují odlišný obraz o rozmístění mladých dospělých v pražském metropolitním regionu, než analýzy založené na sledování jejich relativního zastoupení v celkové populaci. Mezi lety 2002 a 2007 rostlo 40,8 % obcí v pražském zázemí intenzitou 1 a více % ročně, přičemž v období 2007–2012 to byly téměř dvě třetiny obcí (64 %) (tab. 3). Mezi lety 2012 a 2017 to však byla již jen třetina obcí (34,4 %), kde intenzita populačního růstu mladých dospělých díky suburbanizaci překonala vliv nerovností ve věkové struktuře populace. Geografickou nerovnoměrnost populačního růstu dokumentují údaje z období 2012–2017, kdy se počty mladých dospělých snižovaly o více než 1 % ve dvou třetinách městských částí Prahy (68,4 %) a obcí širší metropolitní oblasti (64,5 %). Pokles počtu mladých dospělých v populaci zde nebyl nahrazen populačním růstem obdobným tomu v suburbánních lokalitách. Růst počtu mladých

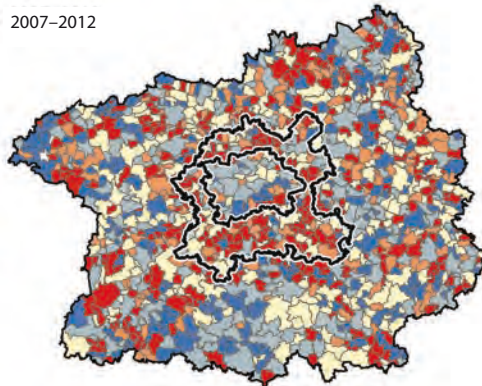
Obr. 7: Vývoj počtu mladých dospělých v pražském metropolitním regionu

The changing number of young adults in the Prague metropolitan region

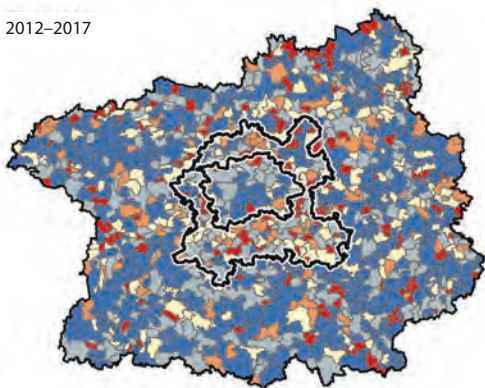
2002–2007



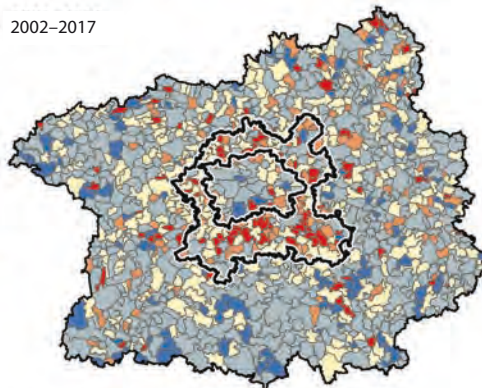
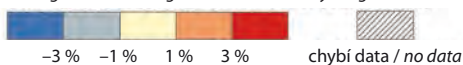
2007–2012



2012–2017



2002–2017

Průměrná roční změna počtu mladých dospělých
Average annual changes in the number of young adultsZdroj: ČSÚ.
Source: CZSO.

dospělých v pražském zázemí dobře vystihuje celková změna v období 2002–2017, kdy zde 47,1 % obcí rostlo o 1 a více % ročně, což je významně více než v Praze (29,8 %) a širší metropolitní oblasti (13,0 %).

Vývoj mezi lety 2002 a 2017 ukazuje odlišnosti v souběhu vlivu dynamiky suburbanizačního procesu a měnící se věkové struktury populace a jejich vliv na odlišný vývoj pražského zázemí od ostatních částí metropolitního regionu. Zatímco v prvních dvou obdobích 2002–2007 a 2007–2012 ubývalo mladých dospělých v Praze (–1,4 %, resp. –2,1 %) i širší metropolitní oblasti (–1,8 %, resp. –1,2 %), v pražském zázemí jejich počet rostl (+0,1 %, resp. +1,4 %) (tab. 4). Zejména v období nejintenzivnějšího stěhování

do pražského zázemí (Obrázek 1), v našem případě jde o 2007–2012, byl vliv změn ve věkové struktuře na snížení počtů mladých dospělých dostatečně kompenzován početními přírůstky migrací. Mezi lety 2012 a 2017 však došlo k poklesu i v pražském zázemí (–1,0 %); šlo ale o nižší pokles než v jádru (–3,4 %) a širší metropolitní oblasti (–3,0 %). Takové zjištění poukazuje na skutečnost, že významný geografický trend suburbanizace pražského zázemí, ovlivněný věkově selektivní migrací, nebyl v těchto letech schopný vykompenzovat pokles věkové kategorie mladých dospělých v populaci, jež byl způsoben vstupem populačně nejslabších 90. ročníků do věku mladé dospělosti. Na druhou stranu, výrazně nižší míra poklesu

Tab. 3: Klasifikace územních jednotek podle změny počtu mladých dospělých

A typology of area units according to the change in the number of young adults

Období Period	Území Area	Průměrná roční změna počtu mladých dospělých Average annual change of number of young adults									
		méně než -3 % less than -3%		-3 % až -1,01 %		-1 % až -0,99 %		1 % až 2,99 %		3 % a více 3% or more	
		Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share	Četnost N	Podíl Share
2002–2007	Praha / Prague	6	10,5 %	10	17,5 %	7	12,3 %	21	36,8 %	13	22,8 %
	pražské zázemí Prague hinterland	39	20,6 %	34	18,0 %	39	20,6 %	30	15,9 %	47	24,9 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	363	38,0 %	208	21,8 %	152	15,9 %	82	8,6 %	150	15,7 %
	celkem / total	408	34,0 %	252	21,0 %	198	16,5 %	133	11,1 %	210	17,5 %
2007–2012	Praha / Prague	13	22,8 %	15	26,3 %	9	15,8 %	12	21,1 %	8	14,0 %
	pražské zázemí Prague hinterland	12	6,4 %	23	12,2 %	33	17,5 %	27	14,3 %	94	49,7 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	205	21,5 %	180	18,8 %	189	19,8 %	121	12,7 %	260	27,2 %
	celkem / total	230	19,2 %	218	18,2 %	231	19,2 %	160	13,3 %	362	30,1 %
2012–2017	Praha / Prague	20	35,1 %	19	33,3 %	11	19,3 %	4	7,0 %	3	5,3 %
	pražské zázemí Prague hinterland	37	19,6 %	48	25,4 %	39	20,6 %	25	13,2 %	40	21,2 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	421	44,2 %	193	20,3 %	141	14,8 %	77	8,1 %	120	12,6 %
	celkem / total	478	39,9 %	260	21,7 %	191	15,9 %	106	8,9 %	163	13,6 %
2002–2017	Praha / Prague	5	8,8 %	23	40,4 %	12	21,1 %	13	22,8 %	4	7,0 %
	pražské zázemí Prague hinterland	2	1,1 %	37	19,6 %	61	32,3 %	40	21,2 %	49	25,9 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	106	11,1 %	446	46,7 %	279	29,2 %	71	7,4 %	53	5,6 %
	celkem / total	113	9,4 %	506	42,1 %	352	29,3 %	124	10,3 %	106	8,8 %

Pozn.: V období 2012–2017 jsou z výpočtu vynečány tři obce ze širší metropolitní oblasti, jejichž procentní růst nelze vzhledem k nulové výchozí hodnotě vypočítat. Jde o obce s velmi nízkým počtem obyvatel, které nemají žádné zástupce věkové skupiny mladých dospělých.

Note: Between 2012 and 2017 three municipalities in the wider metropolitan area were excluded from the analysis because their initial values of zero meant that the growth could not be calculated. These are municipalities with a very small population, which have no members of the young adult category among their residents.

Zdroj: ČSÚ.
Source: CZSO.

Tab. 4: Vývoj počtu obyvatel a mladých dospělých

Development of young adult population

Rok Year	Území Area	Obyvatel celkem (v tis.) Population in thous.	Počet mladých dospělých Number of young adults	Období Period	Prům. roční růst obyvatel Avg. ann. population growth	Prům. roční růst ml. dospělých Avg. ann. growth in the no. of young adults
2002	Praha / Prague	1 151,9	153,8	2002–2007	+1,0 %	–1,4 %
	pražské zázemí Prague hinterland	191,1	25,1		+4,1 %	+0,1 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	934,5	126,4		+0,7 %	–1,8 %
	celkem / total	2 277,5	305,3		+1,2 %	–1,5 %
2007	Praha / Prague	1 212,1	142,8	2007–2012	+0,6 %	–2,1 %
	pražské zázemí Prague hinterland	233,9	25,2		+4,0 %	+1,4 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	968,7	114,8		+0,8 %	–1,2 %
	celkem / total	2 413,9	282,8		+1,0 %	–1,4 %
2012	Praha / Prague	1 246,8	127,7	2012–2017	+0,7 %	–3,4 %
	pražské zázemí Prague hinterland	283,9	27,0		+2,4 %	–1,0 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	1 007,9	108,0		+0,5 %	–3,0 %
	celkem / total	2 538,6	262,7		+0,8 %	–3,0 %
2017	Praha / Prague	1 293,5	106,3	2002–2017	+0,8 %	–2,1 %
	pražské zázemí Prague hinterland	319,1	25,7		+3,5 %	+0,2 %
	širší metropolitní oblast wider metropolitan area	1 033,7	91,7		+0,7 %	–1,8 %
	celkem / total	2 646,3	223,7		+1,0 %	–1,8 %

Zdroj: ČSÚ.
Source: CZSO.

počtu mladých dospělých v pražském zázemí oproti ostatním částem pražského metropolitního regionu je důsledkem vlivu suburbanizace na jejich celkové počty.

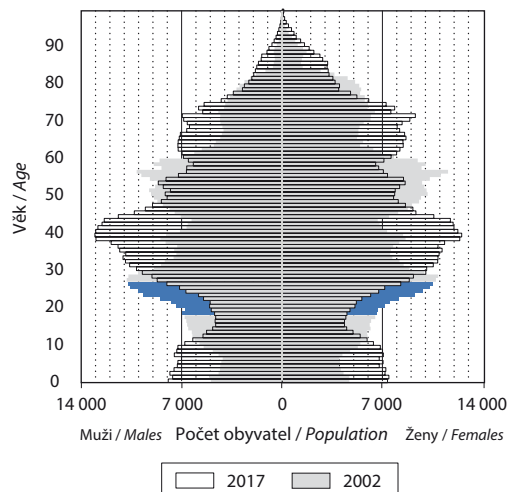
Třetí analytický řez jednoznačně ukázal vliv suburbanizace na kvantitativní význam mladých dospělých v pražském zázemí. Mimořádný populační růst byl schopný udržet stabilní počet mladých

dospělých a to i přes značný pokles jejich zastoupení v populaci. Vývoj věkových struktur obyvatel třech funkčních částí metropolitní oblasti mezi lety 2002 a 2017 jasně ukazuje vliv suburbanizace na velmi mírně rostoucí počty mladých dospělých v pražském zázemí v porovnání s výrazným poklesem v Praze a širší metropolitní oblasti (obr. 8).

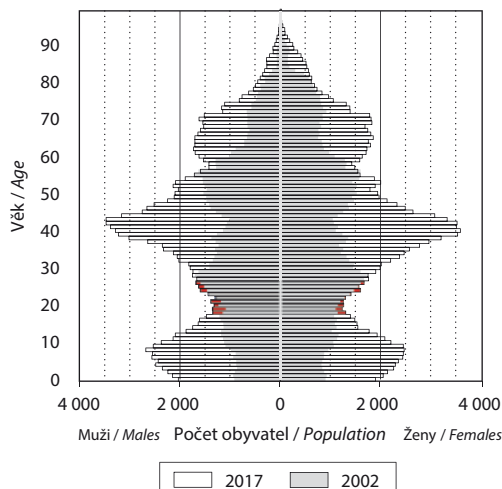
Obr. 8: Věková struktura obyvatel pražského metropolitního regionu a jeho funkčních zón

Age structure of the population in Prague metropolitan region and its zones

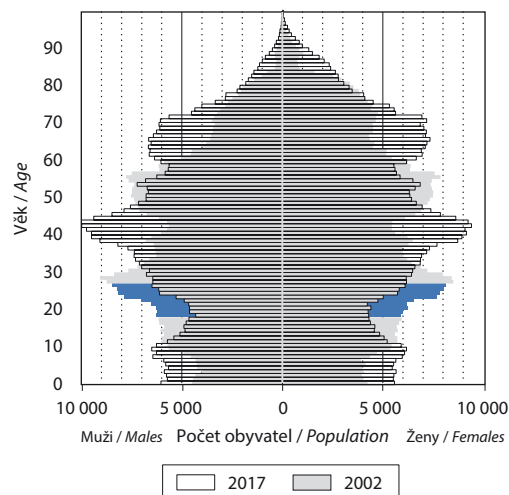
Praha / Prague



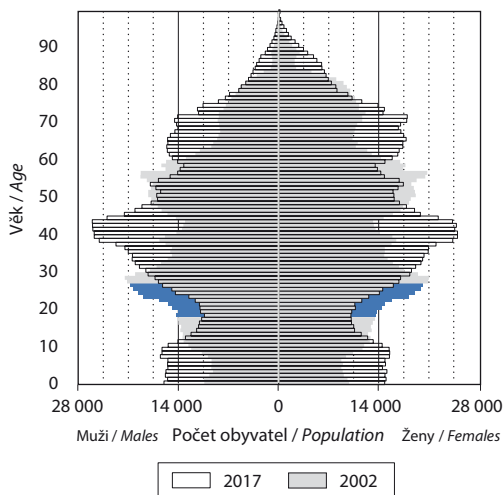
pražské zázemí / Prague hinterland



širší metropolitní oblast / wider metropolitan area



pražský metropolitní region / Prague metropolitan region



Pozn.: Modré zaznačení (červené zaznačení) odpovídá velikosti úbytku (nárůstu) věkové skupiny mladých dospělých mezi lety 2002 až 2017.

Note: The blue marking (red marking) highlights the decrease (increase) in the age group of young adults between 2002 and 2017.

Zdroj: ČSÚ.

Source: CZSO.

FINÁLNÍ ŘEZ: RYZÍ SUBURBIA A VÝVOJOVÉ TRENDY, ANEB KDYŽ SE (NE)POTKÁVAJÍ VLIVY DEMOGRAFIE A GEOGRAFIE

Naše výchozí předpoklady o nárůstu významu mladých dospělých v pražském zázemí jsme odvozovali ze situace v suburbánních lokalitách s mimořádně dynamickou populační změnou, kde nově příchozí obyvatelé výrazně převažují nad původní populací, a to včetně mladých dospělých. Jenže ne každá obec v pražském zázemí byla ovlivněna takto radikální suburbanizací a přeměněna v ryzí suburbia s převažující novou populací. Třetí analytický řez nastínil, že pouze v těchto ryzích suburbii byl dostatečně významný kvantitativní populační růst schopný vykompenzovat vliv obecného trendu snižujícího se zastoupení mladých dospělých v populaci a specifického vlivu věkově selektivní suburbánní migrace a vést k početnímu růstu mladých dospělých. V mnoha dalších případech spíše docházelo k poklesu počtu, a ještě výrazněji podílu této věkové skupiny, která i přes vliv suburbanizace nebyla dostatečně nahrazena mladými dospělými mezi nově příchozími obyvateli.

Abychom v pražském zázemí rozlišili vliv suburbanizace, selektivně jsme analyzovali vybrané obce, prototypy dynamické suburbanizace a populační změny. V pražském zázemí jsme vyčlenili obce s nejvyšší intenzitou bytové výstavby, tj. počtu dokončených bytů na obyvatele v letech 2003–2007¹⁰⁾. V hodnocení jsme se zaměřili na skupinu 5 % a také 20 % obcí s nejvyšší intenzitou bytové výstavby a pro porovnání i obce s nejnižší mírou bytové výstavby. Výsledky v první řadě potvrzují předchozí zjištění. Čím vyšší byla intenzita bytové výstavby a s tím spojené migrace nových obyvatel, tím vyšší byl absolutní nárůst a zároveň relativní pokles mladých dospělých (tab. 5). U 5 % obcí s nejvyšší intenzitou bytové výstavby se počet mladých dospělých mezi lety 2002–2017 zdvojnásobil (z 1007 na 1926), zatímco v souboru všech obcí stagnoval (+0,2 % ročně). Naopak podíl mladých dospělých v těchto obcích, který byl v roce 2002 vyšší (13,6 %) než průměr za celé území (12,9 %), poklesl do roku 2017 na téměř poloviční hodnotu (7,4 %), jež byla pod průměrem (8,1 %) pražského zázemí. Zjištění poukazují na dvojí charakter dynamického rozvoje v ryzích suburbii: růst počtu mladých dospělých při současném snižování jejich zastoupení v populaci.

Tab. 5: Vývoj věkové skupiny mladých dospělých v pražském zázemí v souvislosti s intenzitou bytové výstavby

Changes in the young adult population in relation to housing development intensity

Území / Area	Počet mladých dospělých Number of young adults				Prům. roční změna počtu mladých dospělých Average annual change in the no. of young adults			
	2002	2007	2012	2017	2002–2007	2007–2012	2012–2017	2002–2017
pražské zázemí / Prague hinterland	25 084	25 155	27 039	25 703	+0,1 %	+1,5 %	-1,0 %	0,2 %
z toho obce s 5 % nejvyšších hodnot IBV of which areas w/5 % of highest HDI	1 007	1 373	1 823	1 925	+7,3 %	+6,6 %	+1,1 %	6,1 %
z toho obce s 20 % nejvyšších hodnot IBV of which areas w/20 % of highest HDI	5 732	6 453	7 517	7 451	+2,5 %	+3,3 %	-0,2 %	2,0 %
z toho obce s 20 % nejnižších hodnot IBV of which areas w/20 % of lowest HDI	3 666	3 404	3 401	3 099	-1,4 %	-0,0 %	-1,8 %	-1,0 %
z toho obce s 5 % nejnižších hodnot IBV of which areas w/5 % of lowest HDI	663	600	580	535	-1,9 %	-1,0 %	-1,6 %	-1,3 %

10) Výstavbu v letech 2003–2007 spojujeme s přistěhováním nejen mladých dospělých, ale rovněž dětí, které postupně dorůstají do věku mladé dospělosti. Mezi přistěhoválými do pražského zázemí mají větší zastoupení děti do 4 let, ale již ne děti ve věku 5–19 let (obr. 10). Vzhledem k 10 až 15letému odstupu mezi roky 2002–2017 proto nelze v analyzovaném období předpokládat výraznější vstup ročníků dětí ve věku do 5 let, jež byly mezi migranty více zastoupeny, do věkové kategorie mladých dospělých. Analýza tudíž reflektuje ty kohorty, které měly v migraci do suburbii nižší zastoupení, než je v populaci běžné.

Tab. 5: dokončení / continuation

Území / Area	Podíl mladých dospělých v populaci Share of young adults in the pop.				Prům. roční změna podílu mladých dospělých Avg. ann. change in the share of young adults			
	2002	2007	2012	2017	2002–2007	2007–2012	2012–2017	2002–2017
pražské zázemí / Prague hinterland	12,9 %	10,8 %	9,5 %	8,1 %	-0,42 p. b.	-0,26 p. b.	-0,23 p. b.	-0,32 p. b.
z toho obce s 5 % nejvyšších hodnot IBV of which areas w/5 % of highest HDI	13,6 %	10,1 %	8,8 %	7,4 %	-0,70 p. b.	-0,26 p. b.	-0,28 p. b.	-0,41 p. b.
z toho obce s 20 % nejvyšších hodnot IBV of which areas w/20 % of highest HDI	12,9 %	10,2 %	9,0 %	7,7 %	-0,58 p. b.	-0,24 p. b.	-0,26 p. b.	-0,35 p. b.
z toho obce s 20 % nejnižších hodnot IBV of which areas w/20 % of lowest HDI	12,6 %	11,0 %	10,0 %	8,3 %	-0,32 p. b.	-0,20 p. b.	-0,34 p. b.	-0,29 p. b.
z toho obce s 5 % nejnižších hodnot IBV of which areas w/5 % of lowest HDI	13,0 %	11,6 %	10,7 %	9,5 %	-0,28 p. b.	-0,18 p. b.	-0,33 p. b.	-0,23 p. b.

Pozn.: Intenzita bytové výstavby (IBV) v letech 2003–2007.

Note: Housing development intensity (HDI) in 2003–2007.

Zdroj: ČSÚ.

Source: CZSO.

V kontextu obecného snižování počtů mladých dospělých v populaci patří tyto ryzí suburbia mezi mimořádné lokality. Jejich význam z hlediska koncentrace mladých dospělých přitom začne postupně a výrazně narůstat. V první řadě, po roce 2020 začnou v pražských suburbiih do věku mladé dospělosti dorůstat populačně silnější ročníky zatímco tuto kategorii budou opouštět populačně menší. Dorůstání dětí a dospívajících do věku mladé dospělosti se však netýká jen obecné věkové struktury populace. V suburbiih budou totiž do věku mladé dospělosti dorůstat potomci suburbanitů, kteří se zde buď narodili, nebo přistěhovali se svými rodiči. Otázkou je, kdy se jejich nárůst projeví nejen ve výraznějším zvýšení počtu, ale také v zastoupení v populaci. Pokud považujeme za začátek rozvoje suburbanizace rok 1997, pak děti narozené v suburbiih v roce 1997 se do věku mladé dospělosti dostaly v roce 2015 a setrvávají v něm až do roku 2023, kdy dosáhnou 26 let. Tudíž teprve rok 2023 můžeme považovat za počátek období, kdy budou ve věkové kategorii mladých dospělých zastoupeni v celém věkovém rozsahu potomci suburbanitů narození od roku 1997. Nutno ovšem poznamenat, že v druhé polovině 90. let migrace do suburbiih teprve začínala a vrcholu

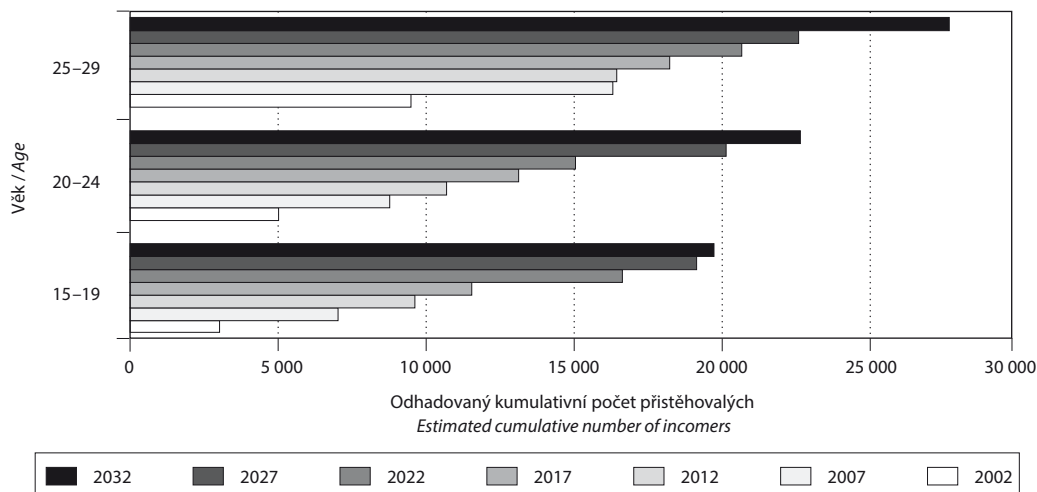
dostala až o dekádu později. Tudíž i vliv migrace na populační proměnu v suburbiih narůstá postupně. Pokud budeme rok 2006 považovat za počátek období s vysokými migračními přírůstky, pak se děti těchto suburbanitů dostanou do dospělosti až v roce 2024, respektive k plnému prostoupení kategorie mladých dospělých dojde nejdříve v roce 2032.

Ve stejném období budou zároveň do věku mladé dospělosti dorůstat kohorty migrujících dětí ve věku do 4 let, popř. také 5–9 let, jež jsou mezi migranty zastoupené nadprůměrně. Postupně se bude zvyšovat počet mladých dospělých, kteří se jako děti nebo adolescenti přistěhovali do pražského zázemí (obr. 9)¹¹⁾. S odkazem na vývoj stěhování do pražského zázemí (obr. 1), kdy se počty přistěhovalých až do roku 2002 pohybovaly pod úrovní let 2003–2017, předpokládáme, že vliv posunu dětí ve věku 0–9 let a migrujících do roku 2005 do věku mladé dospělosti bude v procentuálním zastoupení v populaci negován výraznějším počtem dětí 0–9 let, jež se do zázemí stěhovaly od roku 2006 a tím ovlivnily jejich rostoucí zastoupení v populaci zázemí na úkor mladých dospělých (Obr. 10). Tento trend byl posílen tím, že podíl dětí ve věku 0–9 let mezi migranty od roku 2009 výrazně stoupl,

11) Pro hrubý odhad vývoje mladých dospělých, jež se do suburbiih přistěhovali, jsme v letech 2002–2032 využili kumulativní načítání věkových kohort migrantů z let 1995–2019 a pro simulaci migrace po roce 2019 jsme použili počet nově přistěhovalých ve věkové struktuře odpovídající rokům 2015–2019.

Obr. 9: Odhadovaný kumulativní počet přistěhovalých do pražského zázemí podle věku v letech 2002–2032

Estimated cumulative number of incomers to the hinterland of Prague between 2002 and 2032



Zdroj: ČSÚ; vlastní výpočty.

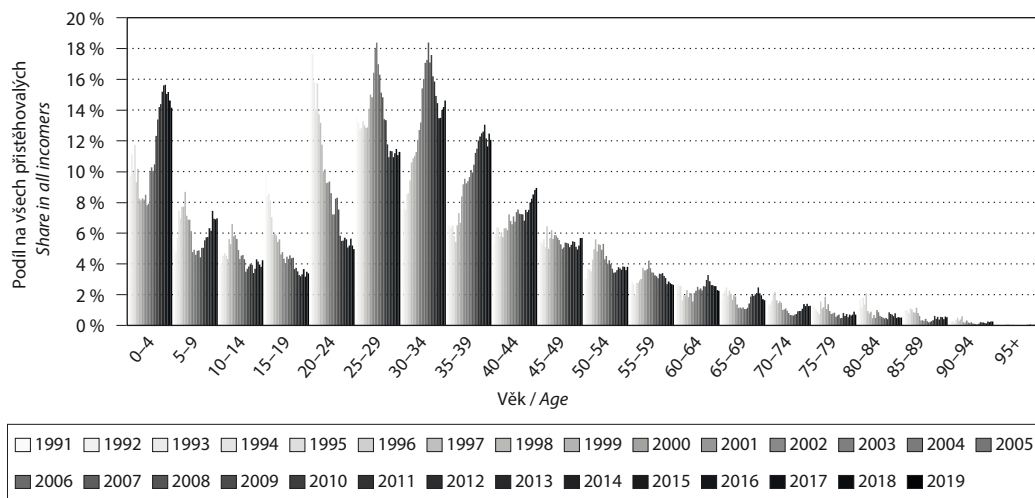
Source: CZSO; authors' calculations.

zatímco zastoupení 15–24letých mezi migranty pokleslo. Výsledkem bude pouze zpomalení růstu podílu mladých dospělých v populaci, respektive posunutí a rozložení tohoto růstu do delšího období. Po roce 2020 můžeme tudíž v suburbii očekávat postupně narůstající vzájemně pozitivní efekt geografických

a demografických transformací, tj. suburbánního populačního růstu, v čase zpožděného efektu věkové selektivní suburbánní migrace dětí a samozřejmě suburbánního přirozeného přírůstku a v neposlední řadě vstupu silnějších populačních ročníků do věku mladé dospělosti.

Obr. 10: Zastoupení věkových kategorií mezi migranty do pražského zázemí v letech 1991–2019

Distribution of the age categories of incomers to the hinterland of Prague between 1991 and 2019



Zdroj: ČSÚ.

Source: CZSO.

ZÁVĚRY: KLID PŘED BOUŘÍ A METODICKÁ POUČENÍ

V článku jsme se zaměřili na vývoj zastoupení a prostorového rozmístění věkové skupiny mladých dospělých ve věku 18–26 let v pražském metropolitním regionu v letech 2002–2017 s nastíněním vývoje v dalším období do roku 2032. Naše očekávání, že jejich zastoupení v pražském zázemí poroste v důsledku suburbanizace, se nepotvrdilo. Zprvč, analýzy ukázaly, že prostorový vzorec rozmístění mladých dospělých v pražském metropolitním regionu byl primárně podmíněn poklesem jejich zastoupení v populaci vlivem vstupu početně slabších ročníků narozených v 80. a 90. letech 20. století do mladé dospělosti. Zadržet, v pražském zázemí sice věková skupina mladých dospělých početně rostla, ale pomaleji než jiné věkové skupiny, čímž výrazně klesal její podíl na celkové populaci. Do suburbii se totiž stěhovaly především děti ve věku 0–4 let a dospělí ve věku 25–39 let. Na rozdíl od stárnutí populace v periferních oblastech (Česka a rovněž širší metropolitní oblasti Prahy) v důsledku početně slabých mladších ročníků, se tak pražské zázemí může díky suburbanizaci pochlubit příznivější demografickou situací.

Mladí dospělí – potomci suburbánních novousedlíků – jsou zatím v pražském zázemí méně výraznou věkovou skupinou. Jde ale o dočasný stav, neboť děti suburbanitů se postupně posouvají do věku mladé dospělosti. K významnějšímu nárůstu významu této věkové skupiny bude docházet, a to s dorůstáním početné generace dětí, která v suburbii vyrůstala. V této souvislosti nicméně upozorňujeme na vysokou mobilitu mladých dospělých, jež může vést k procesům (re)formujícím prostorovou organizaci pražského metropolitního regionu.

Poděkování

Příspěvek vznikl za finanční podpory Grantové agentury Univerzity Karlovy v rámci projektu „Migrační trajektorie dospívající generace v pražském zázemí“ č. 814119, byl podpořen programem Univerzitní výzkumná centra UK a projektem UNCE/HUM/018 “Regiony a lokality v podmínkách intenzivní globalizace: hybné síly a mechanismy jejich vývoje”, projektem Specifického vysokoškolského výzkumu č. 260566, a programem Cooperatio Geography.

Prvotní nepotvrzení výchozího předpokladu o významném nárůstu mladých dospělých v pražském zázemí nám poskytl významné zpětné vazby k metodice hodnocení populací, území, a populací v území, jež ve všech těchto dimenzích prochází dynamickými transformacemi. Konvenční využití metodických postupů totiž zpravidla počítá jen s jednou dimenzí transformace, tj. s populační dynamikou při abstrakci od geografických změn, nebo naopak při abstrakci od geografických změn, nebo naopak s územní dynamikou při abstrahování od strukturálních změn v populaci. Kombinace demografických a geografických transformací, které se mohou navzájem nejen posilovat, ale naopak působit ve výsledných důsledcích proti sobě a jedna druhou negovat, vyžaduje citlivé propojení metodických postupů a interpretace zjištění. Postupná kombinace analytických řezů nám umožnila komplexnější náhled na geografii a demografii, respektive geodemografii a demogeografii mladých dospělých v pražském metropolitním regionu.

Nutno ovšem podotknout, že k těmto mimořádným situacím dochází ve specifických geodemografických respektive demogeografických konstelacích, jako je v našem případě dynamicky se měnící populace dynamicky se měnících suburbánních lokalit. Nerovnoměrný územní rozvoj způsobený procesem suburbanizace se v analyzovaném období let 2002–2017 vzájemně prolínal s nerovnoměrným demografickým vývojem. Proto také je mimořádně obtížné dospět k jednoznačným výsledkům na základě konvenčních postupů, jak by tomu bylo v případě stabilizovaných populací při vyrovnaném územním rozvoji. Klíč k porozumění dynamicky se měnící populaci a území poskytuje kombinace ukazatelů ukazujících demografické a geografické změny a jejich citlivá kontextualizace a interpretace, spíše než sada v čase stabilních indikátorů.

Literatura

- ARTN 2021. *Trend report 2021*. Praha: ARTN – Asociace pro rozvoj trhu nemovitostí.
- Clapham, D. et al. 2014. The housing pathways of young people in the UK. *Environment and Planning A*, 46(8), s. 2016–2031. <https://doi.org/10.1068/a46273>.
- Clark, W. A. – Mulder, C. H. 2000. Leaving home and entering the housing market. *Environment and Planning A*, 32(9), s. 1657–1671. <https://doi.org/10.1068/a3315>.
- Clark, W. A. – Huang, Y. 2003. The life course and residential mobility in British housing markets. *Environment and Planning A*, 35(2), s. 323–339. Čermák, Z. 2005. Migrace a suburbanizační procesy v České republice. *Demografie*, 47(3), s. 169–176. <https://doi.org/10.1068/a3542>.
- Druta, O. – Ronald, R. 2018. Intergenerational support for autonomous living in a post-socialist housing market: homes, meanings and practices. *Housing Studies*, 33(2), s. 299–316. <https://doi.org/10.1080/02673037.2017.1280141>.
- Feijten, P. 2005. *Life events and the housing career: A retrospective analysis of timed effects*. Eburon publishers.
- Ford, J. – Rugg, J. – Burrows, R. 2002. Conceptualising the contemporary role of housing in the transition to adult life in England. *Urban Studies*, 39(13), s. 2455–2467. <https://doi.org/10.1080/0042098022000027059>.
- Fučík, P. – Chromková, B. 2014. *Rodičovské dráhy: dvacet let vývoje české porodnosti v sociologické perspektivě*. MuniPress. <https://doi.org/10.5817/CZ.MUNI.M210-7688-2014>.
- Haase, A. et al. 2017. Reurbanisation in Postsocialist Europe. A Comparative View of Eastern Germany, Poland, and the Czech Republic. *Comparative Population Studies-Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 42, s. 353–389. <https://doi.org/10.12765/CPoS-2018-02>.
- Hampl, M. 1966. Příspěvek k teorii regionu. *Sborník Československé společnosti zeměpisné*, 71(2), s. 97–114.
- Heath, S. – Calvert, E. 2011. *The role of family and friends in the housing pathways of single young adults*. ESRC Centre for Population Change.
- Heider, B. 2019. What drives urban population growth and shrinkage in postsocialist East Germany? *Growth and Change*, 50(4), s. 1460–1486. <https://doi.org/10.1111/grow.12337>.
- Hochstenbach, C. – Boterman, W. R. 2015. Navigating the field of housing: Housing pathways of young people in Amsterdam. *Journal of Housing and the Built Environment*, 30(2), s. 257–274. <https://doi.org/10.1007/s10901-014-9405-6>.
- Kabisch, N. – Haase, D. – Haase, A. 2019. Reurbanisation: A long-term process or a short-term stage? *Population, Space and Place*, 25(8). <https://doi.org/10.1002/psp.2266>.
- Kährik, A. – Leetmaa, K. – Tammaru, T. 2012. Residential decision-making and satisfaction among new suburbanites in the Tallinn urban region, Estonia. *Cities*, 29(1), s. 49–58. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2011.07.005>.
- King, R. – Ruiz-Gelices, E. 2003. International student migration and the European ‘year abroad’: effects on European identity and subsequent migration behaviour. *International Journal of Population Geography*, 9(3), s. 229–252. <https://doi.org/10.1002/ijpg.280>.
- Křestanová, J. – Šídlo, L. – Šprocha, B. 2019. Pohyb obyvatelstva Česka a Slovenska na úrovni obcí v období 1996–2015 pohledem Webbova diagramu. *Demografie*, 61(1), s. 28–41.
- Langmeier, J. – Krejčířová, D. 2006. *Vývojová psychologie*. Praha: Grada.
- Morrow-Jones, H. A. – Wenning, M. V. 2005. The housing ladder, the housing life-cycle and the housing life-course: Upward and downward movement among repeat home-buyers in a US metropolitan housing market. *Urban Studies*, 42(10), s. 1739–1754. <https://doi.org/10.1080/00420980500231647>.
- Mulder, C. H. 2003. The housing consequences of living arrangement choices in young adulthood. *Housing Studies*, 18(5), s. 703–719. <https://doi.org/10.1080/02673030304255>.
- Müller, J. 2010. Demografické změny a jejich územní souvislosti, posilování či oslabování měst, suburbánní rozvoj a jeho diferencovaná dynamika. *Urbanismus a územní rozvoj*, 14, s. 31–39.
- OECD 2021. *Housing Affordability in Cities in the Czech Republic*. OECD Urban Studies. Paris: OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/bcdcf4a-en>
- Opit, S. – Witten, K. – Kearns, R. 2020. Housing pathways, aspirations and preferences of young adults within increasing urban density. *Housing Studies*, 35(1), s. 123–142. <https://doi.org/10.1080/02673037.2019.1584662>.

- Ouředníček, M. 2003. Suburbanizace Prahy. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 39(2), s. 235–253. <https://doi.org/10.13060/00380288.2003.39.2.06>.
- Ouředníček, M. – Posová, D. 2006. Suburbánní bydlení v Pražském městském regionu: etapy vývoje a prostorové rozmístění. In *Sociální geografie Pražského městského regionu*, s. 96–113.
- Ouředníček, M. 2007. Differential suburban development in the Prague urban region. *Geografiska Annaler: Series B, Human Geography*, 89(2), s. 111–126. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0467.2007.00243.x>.
- Ouředníček, M. – Sýkora, L. 2002. Současné změny v rozmístění obyvatelstva a v sociálně prostorové struktuře Prahy. *Demografie*, 44(4), s. 270–272.
- Ouředníček, M. – Šimon, M. – Kopečná, M. 2015. The reurbanisation concept and its utility for contemporary research on post-socialist cities: The case of the Czech Republic. *Moravian Geographical Reports*, 23(4), s. 26–35. <https://doi.org/10.1515/mgr-2015-0022>.
- Ouředníček, M. – Špačková, P. – Klsák, A. – Nemeškal, J. 2018. Zóny rezidenční suburbanizace v obcích Česka 2016. Specializovaná mapa. Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy.
- Pospíšilová, L. – Ouředníček, M. 2011. Časoprostorové chování středoškolských studentů bydlicích v zázemí Prahy. In Vacková, B. – Galčanová, L. – Ferenčuhová, S. (eds) *Třetí město*. Brno: Masarykova univerzita, s. 99–132.
- Puldová, P. – Ouředníček, M. 2011. Suburbanizace a školy. In Ouředníček, M., Temelová, J., Pospíšilová, L. (eds) *Atlas sociálně prostorové diferenciacie České republiky*. Praha, Karolinum, s. 133–134.
- Řičan, P. 2004. *Cesta životem, přepracované vydání*. Praha: Portál.
- Siedentop, S. – Zakrzewski, P. – Stroms, P. 2018. A childless urban renaissance? Age-selective patterns of population change in North American and German Metropolitan areas. *Regional Studies, Regional Science*, 5(1), s. 1–20. <https://doi.org/10.1080/21681376.2017.1412270>.
- Stanilov, K. – Sýkora, L. 2014. Post-socialist Suburbanization Patterns and Dynamics: A Comparative Perspective. In: Stanilov, K. – Sýkora, L. (eds) *Confronting Suburbanization: Urban Decentralization in Postsocialist Central and Eastern Europe*. Wiley–Blackwell, s. 256–295. <https://doi.org/10.1002/9781118295861.ch9>.
- Sýkora, L. 1999. Changes in the internal spatial structure of post-communist Prague. *GeoJournal*, 49(1), s. 79–89. <https://doi.org/10.1023/A:1007076000411>.
- Sýkora, L. – Muliček, O. 2012. Urbanizace a suburbanizace v Česku na počátku 21. století. *Urbanismus a územní rozvoj*, 15(5), s. 27–38.
- Sýkora, L. – Muliček, O. 2014. Prague: Urban Growth and Regional Sprawl. In: Stanilov, K. – Sýkora, L. (eds) *Confronting Suburbanization: Urban Decentralization in Postsocialist Central and Eastern Europe*. Wiley–Blackwell, s. 133–162. <https://doi.org/10.1002/9781118295861.ch5>.
- Sýkora, L. – Posová, D. 2007. Specifika suburbanizace v post-socialistickém kontextu: nová bytová výstavba v metropolitní oblasti Prahy 1997–2005. *Geografie*, 112(3), s. 334–356. <https://doi.org/10.37040/geografie2007112030334>.
- Sýkora, L. – Ouředníček, M. 2007. Sprawling post-communist metropolis: commercial and residential suburbanisation in Prague and Brno, the Czech Republic. In: Dijst, M. – Razin, E. – Vazquez, C. (eds) *Employment Deconcentration in European Metropolitan Areas: Market Forces versus Planning Regulations*. Dordrecht: Springer, s. 209–233. https://doi.org/10.1007/978-1-4020-5762-5_8.
- Šídlo, L. – Šprocha, B. 2020. Changes in the Population Age Structure of Czech Districts in 1989–2019. *Demografie*, 62(4), s. 227–239.
- van den Berg, L. et al. 1982. *A Study of Growth and Decline: Urban Europe*. Oxford: Pergamon Press.
- Vágnerová, M. 2007. *Vývojová psychologie II., Dospělost a stáří*. Praha: Karolinum.

LUDEK SYKORA

Profesor na katedře sociální geografie a regionálního rozvoje Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy. Zabývá se proměnami postsocialistických měst a sídelního systému s důrazem na metropolitní oblasti. Zaměřuje se zejména na procesy suburbanizace a rezidenční segregace a na jejich rizikové důsledky pro společnost.

OTAKAR BURSA

Student postgraduálního studia sociální geografie a regionálního rozvoje na katedře sociální geografie a regionálního rozvoje Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy. Kromě generace mladých dospělých v Pražském metropolitním regionu v disertační práci se zabývá rezidenční spokojeností a suburbanizací.

SUMMARY

Residential suburbanisation has not only multiplied the size of the population in many municipalities in Prague hinterland, it has also fundamentally changed their demographic composition towards a higher proportion of families with children. The first generation of children to grow up in the suburbs is now reaching the age of young adulthood and is facing decisions about their future. This article analysed the dynamically changing population of young adults aged 18–26 and its geographic distribution in the Prague metropolitan region between 2002–2017. The analysis documented dynamic declines in the proportion of young adults in every part of the metropolitan region as the result of changes in the age structure, as the smaller age cohorts born in the 1980s and 1990s are now reaching the age of young adults. At the same time, the number of young adults in the hinterland of Prague grew as the result of massive suburban population growth.

However, their increase was smaller than the increase of other age groups, which affected the declining proportion of the young adult population. This was mainly caused by age-specific migration to the suburbs, where there is a disproportionately high share of children aged 0–4 years and adults aged 25–39 years among migrants. Despite our initial expectation about suburbanisation causing a growth of young adults, this was not confirmed for 2002–2017. However, their importance will increase after 2020, due to the coincidence of two effects. First, large generation groups born in the country in the new millennium will reach the age of young adults. Second, the larger cohorts of children born in suburbs of Prague to suburbanites will gradually reach the age of young adulthood. While young adults have been somewhat less visible to now, in the coming decades they will start to reshape the geo-demographic structure of the Prague metropolitan area.

K POZADÍ KONCEPCE RETROSPEKTIVNÍHO/ HISTORICKÉHO LEXIKONU OBCÍ ČESKÉ REPUBLIKY

Ludmila Fialová

V odborném časopisu věnovaném demografickému výzkumu nebývá zvykem recenzovat paměti historika a archiváře. V případě paměti Václava Davídka, které vydal v roce 2020 Národní archiv, je však vhodné udělat výjimku.¹⁾ Jen málokdo, kdo se zabýval dějinami osídlení České republiky v nové době, totiž nezná *Historický lexikon obcí České republiky 1869–2015*²⁾ případně starší verzi z roku 2009. Historický lexikon obcí, jak jej vydává Český statistický úřad, bezprostředně navázal na *Retrospektivní lexikon obcí ČSSR 1850–1970*,³⁾ který byl vydán Federálním statistickým úřadem v letech 1978–1979. A spoluautorem koncepce Retrospektivního lexikonu obcí a spolupracovníkem při jeho přípravě byl právě Václav Davídek.

Václav Davídek (1919–1993) byl profesí historik a archivář, působil i jako kartograf, regionální historik, genealog. Vystudoval obory dějepis – český jazyk a národopis na Karlově univerzitě (1933–1936) a Státní archivní školu v Praze (1934–1937). V letech 1935–1951 působil v Československém archivu zemědělském. To bylo prostředí jemu blízké, neboť jeho odborný zájem se upínal v prvé řadě k venkovu.

A jak sám píše, nacházel v této práci uspokojení, neboť mu bylo blízké archiválie jak studovat, tak systematizovat. Z Československého archivu zemědělského byl však roku 1951 propuštěn, formálně v rámci akce 77 tisíc úředníků státní správy do výroby, dle jeho názoru byla důvodem spíše nevráživost se strany vedoucích pracovníků archivu související mimo jiné s jeho osobními postoji. Potom pracoval nějakou dobu manuálně, v letech 1955–1967 již opět blíže své profesi v Kartografickém a reprodukčním ústavu, v letech 1968–1970 ve Státním (od 1.1.1969 Federálním) statistickém úřadu. A právě v této době se aktivně podílel na přípravě koncepce a pak částečně i na zpracování Retrospektivního lexikonu obcí.

Václav Davídek dovedl své paměti formálně do roku 1973, kdy odešel do starobního důchodu, doplnil je však i o události mladší. Z textu lze vysledovat jeho náboženské citění, od dětství rozvíjený zájem o dějiny venkova, zvláště rodného Spálenopoříčska a následně Podřipska, speciálně pak Budče. Jako archivář měl smysl pro systematičnost a pro detail. Z textu je patrné, že to byl člověk zásadový, zřejmě i přímý. Byl také velmi pracovitý, když jej téma zaujalo, neváhal dohledávat data, hledat souvislosti, případně spekulovat; na svém přesvědčení pak ale lpěl, nebyl ochoten ke kompromisům. Proto se asi s mnoha historiky či archiváři názorově rozešel.

1) Davídek, Václav a Kuprová, Renáta, ed. *Václav Davídek – cestou necestou*. Vydání: první. Praha: Národní archiv, 2019. 422 stran. ISBN 978-80-7469-092-1.

2) Růžková, Jiřina a kol. *Historický lexikon obcí České republiky 1869–2005*. 1. vyd. Praha: Český statistický úřad, 2006. 2 sv. (759, 623 s.). ISBN 80-250-1277-8.

3) *Retrospektivní lexikon obcí Československé socialistické republiky 1850–1970: počet obyvatelů a domů podle obcí a částí obcí podle správního členění k 1. lednu 1972 a abecední přehled obcí a část obcí v letech 1850–1970*. Praha: SEVT, 1978. 4 sv.

Retrospektivnímu lexikonu věnoval Václav Davídek dvě kapitoly. V kapitole 22 předkládá svůj koncept tohoto díla, v kapitole 23 pak uvádí komentovaný podrobný výčet svých studií k dějinám osídlení, vzniklých v rámci přípravných prací na Retrospektivním lexikonu. Tyto studie byly vesměs publikovány v časopisech *Demografie* a *Demosta*. Autorem záměru vydat souborně data o počtech obyvatel a domů podle obcí podle současné platného územního členění od roku 1869 do roku 1970 byl Vladimír Srb, tehdy vedoucí odboru obyvatelstva Státního statistického úřadu. Václav Davídek se ochotně této myšlenky ujal a hned ji také rozvinul. Zatímco V. Srb vycházel zřejmě z koncepce tradičního zpracování dat za obce, jak bylo publikováno v roce 1941 ve Zprávách Státního úřadu statistického pro roky 1869–1940⁴⁾, Václav Davídek viděl vše mnohem širěji.

Pro Václava Davídka byly počty obyvatel a domů jen součástí rozsáhlého kompendia, které by mapovalo (částečně i doslova) dějiny osídlení Čech. Ale ne až od roku 1869; od počátku mu tanulo na mysli zpracovat souborně postup osídlení českých zemí již od středověku. Jako archivář znal možnosti pramenné základny a tak si představoval důkladnou excerpci všech pramenů, na základě kterých by bylo možno získat informace i o době, ve které bylo to které sídlo založeno. A pak průběžně doplnit všechna dostupná data o daném sídle, jak se jeho velikost měnila v průběhu staletí. Protože se věnoval také onomastice, chtěl doplnit i vývoj názvů jednotlivých vsí či měst. Navrhl realizovat anketu, v níž by se získaly informace o všem, co se na území té které obce nachází, od přírodních a kulturních památek, přes napojení na dopravní síť po přítomnost výrobních či zemědělských závodů, kulturních, školských či jiných zařízení, významných rodáků. Celkem se jednalo o 12 tematických okruhů, jak jsou v úvodu k Retrospektivnímu lexikonu také uvedeny. A to mělo být doplněno kresbami, historickými mapami, kartogramy, apod. S nadsázkou lze říci, že v roce 1967

navrhl Václav Davídek koncepci, na které jsou dnes založeny webové stránky českých obcí.

Dlužno říci, že anketu Federální statistický úřad skutečně realizoval, i když ne všechny obce na ni odpověděly. Následně však data použita nebyla a po vydání Retrospektivního lexikonu v podobě, který známe, byla anketa skartována. Použity byly jen informace o nejstarší písemné zmínce a nadmořské výšce sídel; definitivní přepis těchto dat do rukopisu lexikonu Václav Davídek již nezajišťoval, takže za vysokou chybovost zejména nejstarších zmínek o obci odpovědnost nenese.

Václav Davídek si to, že vysoce přecenil možnosti statistického úřadu, později uvědomil, což ve svých pamětech také uvádí. Vrací se v nich také ke svému sporu o zařazení dat za rok 1850, který měl se statistiky, zejména s profesorem Korčákem. Opět zde zdůvodňuje, proč trval na zařazení dat o počtech obyvatel jednotlivých sídel již od roku 1850, i když konskripce v roce 1850 byla založena na konceptu domácího obyvatelstva, nikoli přítomného jako sčítání počínající rokem 1869. S neústupností sobě vlastní opakuje své důvody.

I když nemusíme s Václavem Davídkem vždy souhlasit, jsou jeho paměti užitečné především pro pochopení okolností, za nichž se Retrospektivní lexikon v 70. letech 20. století na půdě Státního a následně Federálního statistického úřadu připravoval a proč do něj byly zařazeny ony diskutabilní rubriky, které se statistickým dílem mnoho společného neměly.

Paměti Václava Davídka byly k tisku připraveny velmi pečlivě. Editorka Renata Kuprová rukopis doplnila o jmenný rejstřík a o poznámky, což jsou z velké části biografické údaje o osobách v textu zmiňovaných, a to nejen archivářů, historiků a statistiků, ale i politiků či jiných veřejně činných osob. Z toho, že těchto poznámek je více než sedm set, je zřejmé, o jak náročnou práci šlo. Výsledná publikace je užitečná pro každého, koho zajímají (nejen) dějiny statistiky případně historie historického lexikonu obcí.

4) Např. Počet obyvatelstva v sudetských zemích 1869–1940. Svazek I, Střední a severozápadní Čechy. Zprávy Ústředního statistického úřadu. Ročník XXII., 1941, číslo 53–60, s. 377–435.

The 13th Conference of Young Demographers went hybrid!

For the 13th year in a row, during the first four days of February 2022 at the Faculty of Science, Charles University hosted the annual Conference of Young Demographers, co-organised with the Association for Historical Demographers. Every year, the conference's goal is to provide a platform for early-career researchers (mainly PhD students) to share their work in progress and get valuable feedback from their peers in a relaxed, friendly, and fun environment.

As the conference closed the international demography on-site conferencing in February 2020, organisers were eager to bring people on-site after two years without almost any in-person events. Therefore, the conference was held in a hybrid format. This was a great challenge for organisers, as they had to ensure everything ran smoothly.

The conference opened with the keynote speaker *Mariona Lozano Riera* (Centre for Demographic Studies, Autonomous University of Barcelona), who talked about her experience with academic writing and publishing and shared some tips with participants in the discussion. Her incredible openness and warmth brought the talk to a wholly different level.

The first poster session was also held online. The experience with the Gather Town platform from 2021 came in handy again. In the first poster session, twelve presenters presented their posters. Topics varied from educational inequalities in healthy life expectancy through effects of ageing on migrants to economic aspects of having family in Russia.

The halls of the Faculty of Science welcomed on-site participants very early on Wednesday morning. The on-site part of the conference opened with a presentation putten together by organisers, where they spoke about some statistics behind the conference organisation. The Ross Award winner was announced at the end of the opening presentation. Ross Award is an award that was named after Ross Barker and was given for the most accurate tip on the number of submissions. The winner was *Luca Dei Bardi*.

The prize consisted of a crystal ball, European Demographic Data Sheet 2020 signed by Ross and the right to announce the following year's challenge that will win the now renamed Luca Award. Congratulations!

Jitka Slabá chaired the first session, and three presenters shared their work in family demography and fertility. First, *David Sánchez Páez* presented his work on fertility stalls in sub-Saharan African countries. Next, *Fruzsina Leitheiser* talked about the early return to labour market after childbirth in Hungary. Third, *Juliana Jaramillo* introduced her research on the connection between radio announcements and fertility all the way from Colombia. That gave the organisers the first opportunity to test their technological skills.

The second session was chaired by *Tim Riswick* and both presentations were broadcasted to the lecture room. First, *Damjan Bakic* and *Nevena Trnavčević* co-presented their work on the plague epidemic in the 16th century in Nahia Rudnik. After that, *Pierre Joffre* brought us in time and space to the early 20th century Paris.

After lunch, the audience gathered in the lecture room for the third session, chaired by *Anna Altová*. The first presentation by *Claudia Reiter* on how to include measures of literacy into research on inequalities was an excellent introduction for the rest of the session that revolved around inequalities in health. Second, *Anna Vera Jørring Pallesen* analysed educational inequalities in incidence, age at diagnosis and survival of 999 diseases in Denmark. Third, *Jesus-Daniel Zazueta-Borboa* showed how alcohol-related mortality explains less of the educational gap in life expectancy than it used to. Finally, the last presenter of the session, *Niko Eskelinen*, presented from Finland about the role of perinatal health in educational attainment.

The last on-site oral session was chaired by *Klára Hulíková* and was the most extensive one, with five presenters in total. *Rafael Navaro's* talk uncovered the

story of violence in Colombia and its demographic costs. *Niklas Ulrich* introduced us to an innovative approach for measuring longevity – death expectancy. A lively discussion on this topic was also joined by probably the youngest of Young Demographers – lovely three-year-old *Anna Kashnitskaya*. *Paola Vazquez-Castillo* introduced her extensive analysis of prospective ageing in Mexico. *Maria Gültzow* talked about the contributions of health behaviours to the depression risk across birth cohorts. The session closed with *Vitalie Stirba's* presentation on his analysis of cancer mortality in 14 European countries.

Thursday was almost entirely on-site. Two poster sessions were held in slightly unconventional premises of the Chlupáčovo muzeum. The dominant of the space was for sure the dinosaur skeleton, which was overlooking all the posters presented that day. Poster sessions started with the traditional flesh session, where each presenter had three minutes to promote their research. The posters showed a great variety of research: from educational inequalities in depression, through the use of web scraping to investigate the motherhood experiences, the 19th-century inequalities in hospital care, demography of Saxon communities in Transilvania and stability of educationally hypogamous couples to the feminisation of healthcare. All the on-site participants got to vote for the best poster. *Margherita Moretti* then received the award for the poster “Gender and territorial inequalities in disability-free grandparenthood among Italian older adults.” Congratulations!

After posters, brief announcements of possibilities for young researchers to publish were made. First, *Svetlana Biryukova* introduced the Population and Economics Journal and then *Kateřina Maláková* on behalf of Roman Kurkin introduced Demografie.

Thursday's formal part was closed with a keynote lecture given by *José Manuel Aburto* (Department of Sociology, University of Oxford): “Demography as a discipline to study structural social changes.” During this rather rigorously titled lecture, he talked about his way through demography and all the burning questions (research and non-research related) he had along the way. The on-site participants then had the chance to discuss everything during the informal social event.

The last day of the conference was again entirely online. It began on Friday morning with the second online poster session. Similarly, multiple fascinating posters were presented in the session. Participants could enjoy a visit to the households of São Paulo, uncover the disparities of migration from the South of Italy, investigate the sex gaps in lifespan variation or follow the single mothers' health and life satisfaction trajectories. Finally, the conference closed with the online oral session chaired by *Kateřina Maláková*. *Liliana Patricia Calderón Bernal* presented her complex work on mortality statistics in Colombia. The second presenter, *Carolina Coimbra Vieira* showed how she investigates cultural similarities between populations using Facebook data. In the third presentation, *Gonzalo Garcia* talked about the high-skilled migrants in Barcelona. The last presenter of the conference, *Jasmin Abdel Ghany*, showed her work-in-progress on the impact of climate change on people living in West Asia and North Africa.

After the end of the conference, audience was given a chance to vote for the best oral presentation. The results were very tight, with three presenters getting an equal number of votes: *Carolina Coimbra Vieira*, *Claudia Reiter* and *Juliana Jaramillo*. Congratulations to all of them for great work!

To conclude with some statistics: this year, about 40 people participated on-site and approximately 40 online. There were two keynotes, 27 online posters, 25 on-site posters, ten online oral presentations and eight on-site. The organisers believe that given the challenging circumstances of organising a hybrid conference, this year was again very successful, and they received very positive feedback from everyone who participated. That was made possible also by contributions of other people and organisations, namely: the Department of Demography and Geodemography, the Faculty of Science, Charles University, Vice-dean of the Geographical Institute, Faculty of Science, Charles University, Czech Statistical Office, Insitute of Sociology of Czech Academy of Sciences, European Society of Historical Demography, Radboud University, N. W. Posthumus Institute and Tim Riswick from the Association for the Young Historical Demographers. Special thanks go to Ilya Kashnitsky (@ikashnitsky) for reporting the whole conference

in an extensive Twitter thread. A reader may also feel the atmosphere by searching #YoungDemographers on Twitter.

It is a great pleasure for us, that the conference has reached such popularity in recent years and young scholars from more than 40 institutions all around the world participated, including some Czech ones that were a bit out of the reach for us in the past for years (e.g. Masaryk University).

Finally, we would like to invite everyone to the 14th Conference of Young Demographers, which will be held in Prague in 2023, probably again at the beginning of February.

Anna Altová, Klára Hulíková Tesárková, Barbora Janáková Kuprová, Kateřina Maláková, Jitka Slabá and Martin Vondrášek as the team of Young Demographers¹⁾

Konference Aktivní stárnutí prostřednictvím inovací: Poučení z pandemie COVID-19

V rámci dlouhodobého projektu *(ne)stárneme!* proběhne v termínu 8.–9. června 2022 v Praze již pátý ročník mezinárodní konference & technologického veletrhu věnovaný problematice populačního stárnutí. Nový ročník s názvem „Aktivní stárnutí prostřednictvím inovací: Poučení z pandemie COVID-19“ se zaměří na témata spojená s překonáním nejistot a výzev, kterým starší lidé čelí v souvislosti s probíhající pandemií, a na potřebu zlepšení národní a mezinárodní politiky stárnutí plynoucí z neblahé pandemické zkušenosti.

V nadcházejících desetiletích bude většina zemí velmi postižena důsledky populačního stárnutí a aktuální zkušenost s pandemií přinesla nové výzvy nejen pro starší populaci. Pro adaptaci na tyto důsledky a výzvy se jeví jako nezbytné detailní zhodnocení dopadů pandemie na životy seniorů, sdílení zkušeností a poznatků z krize a příprava kroků pro zlepšení života starých lidí i pro zlepšení současného rámce národní a mezinárodní politiky stárnutí. Zaměření konference je proto blíže vymezeno těmito třemi tematickými okruhy:

A. Detailní analýza pandemie COVID-19 a návrh opatření pro lepší ochranu starších členů společnosti před dopady podobných krizí v budoucnosti;

B. Odstranění ageismu a sociálního vyloučení starších lidí a snaha o zvýšení jejich digitální gramotnosti;

C. Inovace politiky stárnutí na národní a mezinárodní úrovni.

Program konference bude složen z prezentací akademických prací, odborných přednášek, panelových diskusí a networkingových akcí. Do posledního online ročníku konference v roce 2021 se aktivně zapojili odborníci z 19 zemí a sledovali ve více jak 50 zemích.

Populační vývoj i aktuální pandemická zkušenost rovněž ukazují, jak důležitý je rozvoj technologických a sociálních inovací, které podporují starší občany v tom, aby mohli co nejdéle žít sebeurčený život ve svých domovech a byli co nejvíce zapojeni do všech oblastí společenského života. Technologický veletrh představí technologické produkty a inovace zaměřené na seniory a jejich specifické potřeby

1) Department of Demography and Geodemography, Faculty of Science, Charles University

a měl by sehrát roli katalyzátoru pro pokrok v zavádění nových technologií do života starších lidí. V roce 2021 byly na veletrhu představeny projekty z šesti evropských zemí. Pro rok 2022 je v jednání mj. účast Japonska a Izraele, což jsou země s velmi rychle stárnoucí populací a zároveň hojně využívající svého technologického pokroku ve prospěch starších lidí, a mohou tedy ostatním zemím v tomto směru zprostředkovat unikátní know-how a zkušenosti. Partnerem technologického veletrhu je Český institut informatiky, robotiky a kybernetiky Českého vysokého učení technického v Praze (CIIRC ČVUT).

Organizátory projektu *(ne)stárneme!*, který byl založen v roce 2015, jsou nevládní organizace Centrum aktivního stárnutí (CAS) a společnost KEYNOTE. Cílem projektu je svou činností podpořit společenskou debatu o stárnutí populace a jeho dopadech, zlepšit kvalitu života starších lidí, jejich sociální postavení a mezigenerační vztahy a přispět ke změně negativních stereotypů o seniorech ve společnosti.

Pracovním jazykem konference a technologického veletrhu je angličtina. Informace, jak se přihlásit k účasti, jsou k dispozici na www.engagingprague.com.

Martin Špáta

6. ročník soutěže České demografické společnosti o nejlepší kvalifikační práci v oboru demografie

Česká demografická společnost, z.s. vyhlásila v říjnu 2021 již svůj šestý ročník soutěže o nejlepší kvalifikační práci v oboru demografie. Do soutěže bylo možné přihlásit obhájené bakalářské, diplomové i doktorské práce z oboru demografie nebo jiných příbuzných oborů, tj. s tématem práce, které se věnuje populační problematice (např. z oborů sociologie, geografie, epidemiologie, ekonomie...), které byly obhájeny v akademickém roce 2020/2021.

Celkem se přihlásilo rekordních 20 kvalifikačních prací – 5 bakalářských, 13 diplomových a 2 dizertačních, a to nejen ze dvou stěžejních tuzemských demografických pracovišť (katedra demografie a geodemografie PŘF UK a katedra demografie FIS VŠE v Praze). Práce byly hodnoceny ve třech samostatných kategoriích (bakalářské/diplomové/dizertační práce), přičemž ocenění bylo spojeno

s finanční odměnou a poukazem na roční předplatné časopisu Demografie. Odborná komise hodnotila kvalitu jednotlivých prací a jejich přínos s ohledem na typ práce, sledována byla jak obsahová náplň práce, tak i formální stránka jejího zpracování. Vyhlášení výsledků proběhlo online formou ve středu 8. prosince 2021. Jednotliví ocenění ještě předtím, než se dozvěděli výsledné pořadí, měli v krátkosti možnost za pomoci předem připravené prezentace představit svou práci ostatním účastníkům tohoto online setkání a pokusit se získat tzv. Cenu publika pro nejlepší prezentaci.

Níže přinášíme přehled oceněných prací a zdůvodnění hodnotící komise. Zároveň jsme potěšeni, že již několik prací, které byly ohodnoceny v předchozích ročnících soutěže, již byly zpracovány do formy článků a publikovány (nejen) v časopise Demografie.

KATEGORIE BAKALÁŘSKÉ PRÁCE

1. místo – Filip Trejbal za práci „Vývoj celkové úmrtnosti a úmrtnosti podle příčin v zemích V4 od počátku tisíciletí“; práce obhájená na katedře demografie a geodemografie PŘF UK (vedoucí práce: Mgr. Anna Altová).

Ze zdůvodnění hodnotící komise: *Téma práce je nejen aktuální, ale je zpracováno nápaditě, jedná se o metodicky zajímavou analýzu, kde kromě obvyklých metod demografické analýzy jsou použity i složitější metody, než je u bakalářských prací obvyklé. Práci lze považovat za užitečnou pro praxi i vědu. Autor prokázal širší rozhled v teoretické oblasti na základě studia české i cizojazyčné literatury, k níž přistupuje kriticky, umí si vytvořit a prezentovat vlastní názor. Podobně přistupuje i k výchozím datům – vychází především z dat publikovaných Eurostatem, jež doplňuje z dalších pramenů, přičemž hodnotí kriticky jejich kvalitu, upozorňuje na možné rozdíly v kódování v klasifikaci podle příčin smrti. Použité metody jsou vybrány na základě studia relevantní analytické literatury, jsou adekvátní cílům práce, jsou dobře popsány, výpočty jsou korektní. Tím dokazuje dobrou uživatelskou i odbornou znalost základních demografických analytických metod (výpočty zkrácených úmrtnostních tabulek, standardizované ukazatele), i složitějších analytických metod – je použita Pollardova metoda dvojrozměrné dekompozice rozdílu v naději dožití za určité období, jejíž podstatou je rozklad celkového rozdílu na příspěvky způsobené věkovou strukturou a příspěvky způsobené skupinami příčin smrti. Autor používá srozumitelné formulace, stylisticky je práce čtivá, jen poněkud trpí množstvím číselných údajů. Citace literatury v textu korespondují se seznamem literatury, který je strukturován a tím tak více přehledný. Formální stránka grafů a tabulek je kvalitní, relevantnost tvrzení v textu vhodně doplňuje i 22 příloh. Autor prokázal výbornou znalost metod demografické analýzy, dobře je v práci použil i interpretoval.*

2. místo – Hana Vrbatová za práci „Konstrukce HDI pro kraje České republiky“; práce obhájená na Fakultě informatiky a statistiky VŠE v Praze (vedoucí práce: Ing. Kristýna Vltavská, Ph.D.)

Ze zdůvodnění hodnotící komise: *Práci lze hodnotit jako výbornou pro její nápaditost a aktuálnost. Autorka se ztotožnila s otázkou, zda je možné měřit blahobyt populací ještě jinými způsoby než ekonomickými uka-*

zati, podobně, jak to měří a publikuje OSN pomocí ukazatele Human Development Index (Index lidského rozvoje), a zda je možné nalézt podobné ukazatele, které by měřily zdraví, úroveň vzdělání a životní úroveň i na regionální úrovni, konkrétně na úrovni krajů ČR. V práci autorka vysvětluje historii způsobu výpočtu Indexu lidského rozvoje, jež je publikován pro státy světa od roku 1990. Na základě kritického studia značného množství literatury, citované podle citačních norem zavedených na VŠE, stanovila hypotézy a podařilo se jí nalézt ukazatele podobného charakteru jako používá HDI a obdobný index zkonstruovat. Výpočet indexu je přizpůsoben svou konstrukcí poměrům a možnostem výpočtu pro kraje ČR. Hana Vrbatová zvolila netradiční výběr ukazatelů, neboť využívá výsledky výběrových šetření i základních demografických ukazatelů pro stanovení ukazatele pro úroveň vzdělanosti, životní standardu i zdraví. Všechna data jsou vybrána a převzata z veřejných statistik ČSÚ a MŠMT, jež vhodně vybrala a upravila. Odpovídající index zkonstruovaný pro kraje ČR a roky 2000, 2009 a 2019 je prezentován v práci a jeho vývoj kriticky zhodnocen. Tomu napomáhají i kartogramy dílčích indexů, z nichž je index lidského rozvoje pro kraje ČR sestaven, i diskuse nad změnami pořadí krajů pomocí Spearmanova korelačního koeficientu pořadí i kritické zhodnocení jeho konstrukce. Práce je napsána čtivě, úsporně, drobné gramatické chyby nebrání srozumitelnosti. V nadpisu není uvedeno časové období, jehož se práce týká. Text vhodně doplňuje 21 tabulek v příloze, jež uvádějí výpočty indexu pro jednotlivé roky celého období.

3. místo – Filip Vlasák za práci „Sebevražednost v české společnosti na přelomu 19. a 20. století“; práce obhájená na katedře demografie a geodemografie PŘF UK (vedoucí práce: doc. PhDr. Alice Velková, Ph.D.)

Ze zdůvodnění hodnotící komise: *Práce z oboru historické demografie je svým tématem zřejmě průkopnická, zajímavá spíše z hlediska vědy, avšak stručnou komparací se stavem a diferencemi v úmrtnosti na sebevraždy v současnosti se stává také aktuální. K analýze jsou vybrány jednoduché analytické metody a ukazatele, v tomto případě adekvátní datovým možnostem. Cíle vytyčené v úvodu práce splňuje, autor výsledky komentuje ve stručném závěru. Lze ocenit pracnou excerpci dat z rakouských statistických pramenů, včetně doplnění chybějících dat i z jiných zdrojů. Autor se na základě prostudované literatury i dobře*

vypořádal s interpolací dat v intercenzálních obdobích. Správně zasazuje suicidální chování do kontextu sociálně ekonomického vývoje, pečlivé studium dostupné literatury české provenience mu pomohlo pochopit i sociálně psychologické důvody neúplného zachycení sebevražd jako příčin úmrtí. Interpretace analýzy je ale dost stručná, stejně jako i výsledky regionální analýzy. Na druhé straně oceňujeme kritický přístup autora jak k datovým možnostem, tak i k výsledkům analýzy. Struktura práce je logická, text je stylisticky obstojný, formální stránce grafů i tabulek nebyla obecně věnována dostatečná pozornost. Správně jsou v textu citovány prameny, jež korespondují s literaturou a zdroji dat uvedenými v přehledně strukturovaném seznamu v závěru práce. Jedná se o zdařilou bakalářskou práci analyticko-komparativního charakteru, autor si uvědomuje možnosti dalšího výzkumu.

KATEGORIE DIPLOMOVÉ PRÁCE

1. místo – Kateřina Martínková za práci „Asistovaná reprodukce – vliv na plodnost a vybrané charakteristiky novorozenců v Česku“; práce obhájená na katedře demografie a geodemografie PřF UK (vedoucí práce: PhDr. Anna Štastná, Ph.D.)

Ze zdůvodnění hodnotící komise: Posun rodičovství do vyššího věku a rozvoj reprodukční medicíny je provázen rostoucím počtem žen, které absolvují některý z cyklů asistované reprodukce. Podrobné informace o průběhu léčby pomocí metod asistované reprodukce jsou každoročně publikovány v ročenkách ÚZIS ČR, dosud však chybí detailní analýza vlivu těchto metod na úroveň plodnosti a její časování, tj. poznání asistované reprodukce optikou demografie a jejich ukazatelů. Práce zkoumá širší demografické souvislosti asistované reprodukce a její vliv na úroveň a časování plodnosti v Česku v letech 2013–2018. Zvýšená pozornost je věnována identifikaci vlivu asistované reprodukce na ukazatele plodnosti, analyzovány jsou i vybrané charakteristiky dětí narozených po asistované reprodukci a vliv výběru metody. V teoretické části práce je zhodnocen fenomén odkládání rodičovství do vyššího věku, následuje podrobná informace o vývoji asistované reprodukce v Česku a jejich metodách. Výzkumné otázky jsou zaměřeny na vliv asistované reprodukce na celkovou úroveň plodnosti, její časování, věk matek při porodu, pořadí a vybraná specifika narozených dětí a matek, výběr

metod a jejich úspěšnost. V analytické části je uvedena podrobná informace o metodice, analyzovaná data vychází z individuálních anonymizovaných záznamů Národního registru asistované reprodukce Ústavu zdravotnických informací a statistiky ČR, která byla propojena s daty za narozené děti sledovanými ČSÚ. Podrobná analýza potvrdila, že se rozšiřování asistované reprodukce významně odráží i na celkové demografické situaci v Česku, a to především v možnosti starších žen realizovat svou plodnost. Naznačeny byly i určité rozdíly z hlediska poporodních charakteristik, potvrzen byl i jistý vliv výběru metody asistované reprodukce na výskyt nízké porodní hmotnosti. Práce má interdisciplinární charakter a snahou je propojit demografický a lékařský pohled na tuto vysoce aktuální problematiku, která se stává nedílnou součástí transformace reprodukčního chování nejen v Česku, ale i v evropském prostředí.

2. místo – Jakub Straka za práci „Vybrané determinanty zdraví populace a jejich vliv na úmrtnost v evropských státech“; práce obhájená na katedře demografie a geodemografie PřF UK (vedoucí práce: RNDr. Luděk Šidlo, Ph.D.)

Ze zdůvodnění hodnotící komise: Diplomová práce je zaměřena na vztah determinantů životního stylu mužů a žen ve vybraných evropských zemích v roce 2014 s jejich subjektivní (délka života ve zdraví) a objektivní (naděje dožití) úrovní úmrtnosti a s jejich intenzitou úmrtnosti na nejčastější příčiny, kterými jsou ischemické choroby srdeční, cerebrovaskulární onemocnění a zhoubné nádory průdušek, průdušnice a plic. Vybranými determinanty zdraví je fyzická aktivita, BMI, konzumace ovoce a zeleniny, kouření a konzumace alkoholu. Úvodní část práce má teoretický charakter a přehlednou formou seznamuje s teoretickými koncepty a přístupy ke studiu úmrtnosti. Pro zkoumání vlivu vybraných determinantů zdraví na úroveň úmrtnosti byla použita vícenásobná lineární regrese. V práci je také analyzován vývoj a úroveň délky života ve zdraví mužů a žen v přesném věku 65 let v období 2004–2014 s ohledem na naděje dožití a zkoumáno, zda došlo u evropské populace mezi prvními dekády 21. století a rokem 2014 k nárůstu prožitých let života ve zdraví. Výchozím zdrojem dat jsou výběrová šetření EHIS a EU-SILC. Pomocí zvolených metod bylo zjištěno, že délka života ve zdraví měla tendenci stagnovat a ve vybraných evropských zemích docházelo spíše k úbytku procenta let prožitých ve zdraví. Dále se ukázalo, že existovala významná diference

jak u objektivní úrovně úmrtnosti, tak i u subjektivně hodnocené délky života mužů a žen ve starším věku mezi zeměmi západní Evropy a států bývalého východního bloku. Potvrdilo se pomocí vícenásobných lineárních regresí, že největší vliv na úroveň objektivní i subjektivní úrovně úmrtnosti měla aerobní fyzická aktivita, a to u obou pohlaví. V závěru autor navrhuje klasifikaci evropských států podle vztahu úmrtnosti s morbiditou, názorná a vhodně doplňující je i kartografická prezentace zjištěných výsledků. Práce představuje kvalitní podklad pro aktuální analýzy podobného zaměření.

3. místo – Jakub Vachuška za práci „Analýza vývoje plodnosti ve vybraných zemích Evropy mezi lety 1970 a 2014 s využitím alternativních metod“; práce obhájená na katedře demografie a geodemografie PřF UK (vedoucí práce: RNDr. Olga Kurtinová, Ph.D.)

Ze zdůvodnění hodnotící komise: *Časování a jeho vliv na souhrnné demografické ukazatele patří v demografii k často diskutovaným tématům, v otázce plodnosti nabyly diskuse na intenzitě spolu s dynamickým procesem odkladu plodnosti do vyššího věku. Práce je zaměřena na analýzu trendů vývoje plodnosti ve vybraných evropských zemích s důrazem na změnu časování a její vliv na úroveň plodnosti v období 1970–2014. Pro tyto účely byly jako základ analýzy využity ukazatele úhrnná plodnost a očištěná úhrnná plodnost Bongaartse a Feeneyho, vybranými státy jsou Švédsko, Norsko, Česko, Slovensko, Estonsko a Litva. Teoretická část práce zahrnuje diskuzi zkrácení standardně užívaného transverzálního ukazatele úhrnné plodnosti vlivem tzv. tempo efektů, návrhy očištěného ukazatele, předpoklady navrhovaného řešení, jeho limity a také kritiku formulovanou dalšími autory. Druhou obsahovou linií teoretické části je otázka odkladu plodnosti do vyššího věku, která je výchozí problémovou situací pro analytickou část práce. Se zaměřením na vliv tempa efektu jsou na příkladu vybraných evropských zemí uvedeny a vysvětleny hlavní změny, které byly pozorovány ve druhé polovině 20. století. Analytická část práce vychází z dat Human Fertility Database. Autor nejprve demonstruje na všech vybraných zemích vývoj úrovně plodnosti a změny jejího časování použitím standardně užívaných ukazatelů (úhrnná plodnost a průměrný věk matky při narození dítěte), poté konstruuje očištěný ukazatel úhrnné plodnosti a vyčísluje komponent tempa, tedy jak velkou změnu v konvenčním ukazateli úhrnné plodnosti lze vysvětlit*

právě změnou časování. Podrobněji pak rozpracovává dopady ve změnách časování plodnosti podle pořadí narození na příkladu Švédska a Česka. V závěru jsou shrnuta hlavní zjištění, zodpovězeny výzkumné otázky a nastíněny další možnosti studia této problematiky. Analyzované období 1970–2014 poskytuje možnost srovnání vývoje plodnosti ve Švédsku a Norsku po již ukončeném druhém demografickém přechodu a v Česku, na Slovensku, v Estonsku a Litvě nejdříve v období poměrně stabilní úrovně plodnosti a později v období předělovém s rozsáhlými změnami reprodukčního chování.

KATEGORIE DIZERTAČNÍ PRÁCE

1. místo – Barbora Janáková Kuprová za práci „Obyvatelstvo na středočeském panství Škvorec od poloviny 18. století do konce 19. století“; práce obhájená na katedře demografie a geodemografie PřF UK (školitel: doc. RNDr. Ludmila Fialová, CSc.)

Ze zdůvodnění hodnotící komise: *Práce z historické demografie, jak již název napovídá, která ale nezůstává svým zpracováním zdaleka jen v hranicích tohoto oboru. Spojuje totiž poznatky získané tradičními i pokročilými metodami historické demografie (především metody rekonstrukce rodin a následného výpočtu demografických ukazatelů z rodinných listů) s metodami historické sociologie (sociální stratifikace na venkově ve vztahu k demografickým procesům sňatečnosti, porodnosti a úmrtnosti). Má tedy interdisciplinární charakter a navíc tím, že v analýze jsou použity i pokročilé statistické metody (analýza přežívání neboli historie událostí, Coxův regresní model), se stala i prací v české historické demografii téměř průkopnickou (v první studii v české historické demografii využívající analýzu přežívání pro obyvatelstvo Jablonce n. Nisou je spoluautorkou). V analýze historie událostí je vysvětleno a ukázáno využití metody tzv. cenzorování, jež umožňuje do analýzy zahrnout i neúplné záznamy, a tím tedy zvětšit rozsah analyzovaných souborů. Díky tomu, že v disertaci je věnována pozornost i analýze plodnosti mužů, se česká historická demografie staví na úroveň moderní evropské historické demografie. Bonusem v hodnocení práce je velký rozsah přípravných prací spojených s excerpcí dat nejen z církevních matrik. Obsáhla diskuse se zahraniční i českou literaturou poskytla teoretická východiska pro stanovení cílů a výzkumných otázek a navíc umožnila*

akceptovat širší souvislosti demografického i sociálního vývoje venkovské společnosti od období před úsvitem demografické a industriální revoluce až po jejich rozvinuté fáze na konci 19. století. Autorka shrnuje výsledky analýz jednotlivých demografických procesů a struktury domácností (rekonstrukce rodin) v závěru každé kapitoly a průběžně je také komparuje s historicko-demografickými výzkumy v dalších lokalitách českých zemích prováděných jinými autory. Dále jsou výsledky shrnuty v obšírně pojednaném hodnotícím závěru, kde jsou začleněny do širších souvislí a okomentovány z hlediska. Velkým přínosem práce je to, že se autorce podařilo obohatit české historicko-demografické bádání o metodické přístupy, obvyklé v analytické demografii, které jsou v zahraničí v historické demografii dnes poměrně běžně využívány ale v českých zemích zatím pouze okrajově. Po formální stránce je práce velmi zdařilá, text je čtivý, osvěžují jej přeložené texty z dobových pramenů či fotokopie církevních záznamů aj. dobových listin v rozsáhlé příloze. Tabulky i dobře provedené grafy a kartogramy vhodně doplňují text.

CENA PUBLIKA O NEJLEPŠÍ PREZENTACI

1. místo – Barbora Janáková Kuprová za práci „Obyvatelstvo na středočeském panství Škvorec od poloviny 18. století do konce 19. století“; práce obhájená na katedře demografie a geodemografie PŘF UK (školitel: doc. RNDr. Ludmila Fialová, CSc.). Prezentovaná práce získala 25,6 % všech odevzdaných hlasů.

Česká demografická společnost, z.s. výhercům gratuluje a děkuje všem účastníkům soutěže za přihlášení své práce. Stejně jako předchozí ročníky, také 6. ročník soutěže byl realizován díky finanční podpoře Rady vědeckých společností České republiky v rámci Akademie věd ČR, které tímto rovněž děkujeme. Již nyní těšíme se na další ročník této soutěže, v pořadí již 7. ročník bude vyhlášen opět na podzim 2022. Přehled všech výsledků soutěže i za předchozí ročníky lze nalézt na stánkách:

<https://www.czechdemography.cz/soutez>.

HV ČDS

Konference České demografické společnosti: ohlédnutí za výročním 50. ročníkem a pozvánka na 51. ročník

Ve dnech 15.–17. září 2021 se uskutečnila v Ostravě v prostorách Ostravské univerzity 50. výroční konference České demografické společnosti, z.s. Konference, která se musela v důsledku nepříznivé epidemické situace odložit (původní termín konání byl stanoven na květen, resp. září roku 2020), přinesla nejen mnoho odborných příspěvků, ale také možnost po delší době osobního setkání a diskusí, ať už nad aktuálními demografickými tématy, nebo i neformální povahy v rámci bohatého doprovodného programu.

Odborný program konference byl rozdělen do tří dnů, resp. několika odborných sekcí, které byly doplňovány příspěvky z aktuálního demografického výzkumu. Po oficiálním zahájení, jehož se ujala jak předsedkyně Společnosti Jitka Langhamrová, tak zástupci vedení Ostravské univerzity, se konala první **odborná sekce Důchodová reforma**, v rámci níž proběhla panelová diskuse na téma „Tři desetiletí snah o reformu českého důchodového systému“. Jako panelisté vystoupili *Martin Potůček* (FSS UK, předseda Odborné komi-

se pro důchodovou reformu 2014–2017), *Vladimír Bezděk* (AVANT investiční společnost, a.s.; předseda dvou komisí pro důchodovou reformu 2004–2006 a 2010) a *Tomáš Kučera* (PřF UK; vedoucí Pracovního týmu 2 Odborné komise pro důchodovou reformu 2014–2017), kteří se mezi ostravské publikum připojili s ohledem na pracovní vytížení distanční formou. Po ukončení sekce konference pokračovala blokem aktuálního demografického výzkumu s příspěvky na **téma COVID-19**. Zaznělo celkem pět zajímavých prezentací: *Terezie Štyglerová* a *Magdaléna Baštecká* z ČSÚ informovaly o tom, jak výrazně promluvil COVID-19 jako nová příčina do statistiky úmrtnosti ČR; *Dagmar Džúrová* a *Klára Hulíková* z PřF UK se zaměřily na pandemii COVID-19 a její dopad na úmrtnost v Česku; *Kryštof Zeman* za STFF tým z Wittgenstein Centre for Demography and Global Human Capital prezentoval příspěvek o koronavirové pandemii a krátkodobých změnách plodnosti ve vyspělých zemích; *Domínika Sladká* a *Martin Kreidl* z FSS Masarykovy univerzity promluví o sladování pracovních a rodinných povinností při práci z domova v době probíhající pandemie; *Luděk Sýkora* z PřF UK se zabýval problematikou rezidenční segregace v Ostravě a změnami, jež přinesl pandemický rok 2020. První den byl posléze ukončen pro zájemce komentovanou prohlídkou města Ostrava s průvodcem, včetně výstupu na věž Nové radnice.

Čtvrteční program zahájily čtyři příspěvky z aktuálního demografického výzkumu na obecnější témata: *Tadeusz Siwek* z Ostravské univerzity sdělil mnohé zajímavosti z populačního vývoje domorodých Australanů, *Ivan Šotkovský* z VŠB-TU Ostrava naopak představil populační vývoj Moravskoslezského kraje po roce 1990. Metodiku známek života představil *David Morávek* z ČSÚ a téma odkládání rození dětí na Slovensku *Branislav Šprocha* (SAV, Infostat – VDC) a *Anna Fialová* (UK v Bratislave). Následovala druhá **odborná sekce Reprodukční stárnutí**, kterou organizovala a uvedla *Jiřina Kocourková* z PřF UK a v rámci níž zazněly příspěvky jak jejích kolegů (*Anna Štátná*, *Boris Burcin*, *Luděk Šídlo*), tak studentek, které se touto problematikou zabývaly ve svých závěrečných pracích (*Eva Waldaufová*, *Tereza Havelková* a *Adéla Volejníková*); problematiku doplnily ještě tři přednášející: lékařský pohled představil *Tomáš Fait* (2LF UK), společenský pohled *Lenka Slepíčková* (UP

v Olomouci) a etické aspekty zmínila *Hana Konečná* (JČU).

Odpolední čtvrteční program zahájila posterová sekce, kde bylo prezentováno 12 posterů různorodých témat a které mohly stručným úvodním slovem autoři představit. Poslední část čtvrtečního odborného programu se opět věnovala různorodým příspěvků z oblasti aktuálního demografického výzkumu: *Veronika Svetlíková*, *Zuzana Poláková*, *Eva Matejková* a *Zlata Sojková* ze Slovenské poľnohospodárskej univerzity v Nitre se zaměřily na porovnání zemí EU z hlediska stárnutí populace; *Martin Vávra*, *Jiří Šafr* a *Magdaléna Gorčíková* ze SoÚ AV ČR představily příspěvek zaměřený na koncepcce a možnosti měření výchovných stylů v rodině; blok zakončila *Šárka Nekvapil Jirásková* z Univerzity Pardubice, která se zamýšlela nad směřováním historická demografie na počátku 21. století. Čtvrteční podvečer pak byl věnován dalšímu doprovodný programu, a to prohlídce areálu Dolní Vítkovice, kde také proběhl v Kavárně U6 společenský večer.

Poslední den konference zahájila **odborná sekce Zdravé stárnutí**, jež čítala čtyři příspěvky: *Tomáš Fiala*, *Jitka Langhamrová* a *Jana Vrabcová* z VŠE se zabývali otázkou, zda zvyšování důchodového věku je kompenzováno zlepšováním zdravotního stavu, *Jan Mertl* z VŠFS představil fiskální aspekty financování zdravotní péče ve stárnoucí populaci; nad otázkou, zda o nás bude mít kdo pečovat, se zamyslel *Ladislav Průša* z VŠE, a *Jaroslav Sixta* a *Karel Šafr* z VŠE představili možnosti modelování strukturálních změn v ekonomice způsobených stárnutím populace. Poslední blok odborných příspěvků celé konference pak byl opět věnován příspěvkům, které opět pokrývají aktuální demografický výzkum, avšak dotýkají se tématu zdraví a zdravotního stavu. *Šárka Daňková*, *Miroslav Zvolský* a *Dana Krejčová* informovali o připravované 11. revizi Mezinárodní klasifikaci nemocí, *Jana Vrabcová*, *Markéta Majerová* a *Kornélia Svačinová* z VŠE porovnávaly úmrtnost související s alkoholem ve vybraných evropských zemích a USA, *Michaela Lustigová*, *Ivana Kulhánová*, *Anna Altová* z PřF UK se zamyslely nad motivacemi a bariérami v rámci účasti českých žen na screeningu karcinomu děložního hrdla; poslední příspěvek zazněl od *Kateřiny Malákové* z PřF UK na téma čerpání ambulantních zdravotních služeb diabetickými pacienty v Česku.

50. výroční konference v Ostravě splnila a možná i předčila dle mnohých účastníků to, co od ní očekávali – přinesla řadu zajímavých a podnětných příspěvků, stejně jako umožnila po dlouhé době setkání kolegů napříč nejen demografickými pracovišti, čemuž pomohl také pestrý neformální doprovodný program. Organizátoři konference děkují nejen všem účastníkům, ale také Ostravské univerzitě, která umožnila konferenci na své akademické půdě uspořádat. Příspěvky z konference je možné si prohlédnout ve formátu na stránkách konference <https://www.czechdemography.cz/akce/konference/konference-cds-2021/>.

Již nyní můžeme obrátit pozornost na další ročník konference. V době redakční uzávěrky můžeme prozatím pouze informovat, že **51. ročník konference České demografické společnosti proběhne 25.–27. května v Táboře**, nicméně po vydání tohoto čísla časopisu budou již podrobnější informace zveřejněny na stránkách <https://www.czechdemography.cz>. Věříme, že se v Táboře opět shledáme a že následující konference se svým odborným i doprovodným programem minimálně přiblíží té poslední.

HV ČDS

51. konference České demografické společnosti
 25.–27. května 2022
 Tábor | CUT – Centrum Univerzita Tábor

ČESKÁ
 DEMOGRAFICKÁ
 SPOLEČNOST

Více informací na: <http://www.czechdemography.cz>

Zveme Vás do Ústřední statistické knihovny

- jediná odborná statistická knihovna v ČR
- výběr aktuální statistické literatury
- statistická periodika z ČR i ze zahraničí
- unikátní historické statistické publikace, ročenky, mapy nebo lexikony obcí
- čtyři počítače pro veřejnost s přístupem na internet
- vyhledávání v on-line katalogu
- prodej statistických publikací a periodik
- možnost kopírování a skenování

Na padesátém 81, 100 82 Praha 10
 (stanice metra A, Skalka)

knihovna@czso.cz

Tel.: 274 052 361

<https://www.czso.cz/csu/czso/knihovna>

Výpůjční doba knihovny:

Po 8.00 – 17.00

Út 9.00 – 12.00 13.00 – 15.00

St 8.00 – 17.00

Čt 9.00 – 12.00 13.00 – 15.00

Pá 9.00 – 12.00

Co a kdy přinese 11. revize Mezinárodní klasifikace nemocí

Mezinárodní klasifikace nemocí (MKN) je systém klasifikace onemocnění, příznaků, příčin onemocnění a dalších stavů souvisejících se zdravím nebo kontaktem se zdravotními službami. Od roku 1994 je v České republice platná 10. revize této klasifikace (MKN-10), využívá se v rámci řady registrů, datových systémů a statistik.

Využívá se pro standardizaci nejčastěji v elektronické podobě předávané informace o zdravotním stavu pacienta nebo důvodu kontaktu se zdravotními službami. Informace je ve formátu MKN-10 zadávána do elektronických informačních systémů a zaslána (vykazována) do systému vykazování zdravotních služeb zdravotních pojišťoven, do registrů Národního zdravotnického informačního systému (NZIS), u zemřelých osob jako příčiny smrti na Listu o prohlídce zemřelého, do evidence pracovní neschopnosti a dalších informačních systémů a sběrů dat.

Stávající desátá revize klasifikace byla průběžně aktualizována, nicméně její obsah, struktura i formát se postupem času a s rozvojem medicínského poznání a techniky stala nevyhovující požadavkům dnešní doby.

Se zapojením širokého spektra klinických odborníků byla od devadesátých let 20. století vyvíjena její 11. revize. Sběr podnětů pro aktualizaci a tvorbu nové revize byl realizován zejména prostřednictvím webové platformy, jejich vyhodnocení a zapracování, sběr návrhů na úpravy či doplnění probíhá transparentně a kontinuálně. MKN-11 reaguje na potřeby uživatelů z různých oblastí: popsat vyšší úroveň klinického detailu, řada odborností oceňuje detailnost a nově zařazené oblasti, které dříve nebylo možné prostřednictvím klasifikace identifikovat.

Z nejvýznamnějších změn v nové revizi lze zmínit např. samostatné kapitoly Onemocnění krve a krevetvorných orgánů, Onemocnění imunitního systému, Poruchy spánku, Stavy související se sexuálním zdravím a Tradiční medicína. Došlo také k přesunu částí klasifikačního stromu (např. cerebrovaskulární onemocnění) do jiných kapitol klasifikace. Byly vý-

znamně rozšířeny možnosti upřesnění kódovaných záznamů, a to zejména díky tzv. rozšiřujícím kódům, které umožňují kódovat širokou škálu dimenzí, jako např. závažnost stavu, etiologii, časové určení stavu, specifický anatomický detail, rozsah a typ poranění, stav vědomí apod.

Mimo to klasifikace zahrnuje jako integrální součást Doplňkovou část pro posuzování funkčních schopností. Ta zahrnuje přehled domén a výběr kategorií z Mezinárodní klasifikace funkčních schopností, disability a zdraví (MKF) a dále dva praktické nástroje pro sběr příslušných údajů: Dotazník Světové zdravotnické organizace pro hodnocení disability (WHODAS 2.0) a Modelové šetření o disabilitě.

Klasifikace jako taková byla přijata rezolucí v rámci 72. Světového zdravotnického shromáždění s platností od roku 2022. Povinnost sběru dat je však uložena pouze pro oblast mortality, a to s 5letým přechodným obdobím. Jelikož se jedná převážně o elektronický nástroj, její použití, distribuce a implementace je ve srovnání s předchozími revizemi výrazně jednodušší.

Základem MKN-11 je tzv. Foundation, terminologická vrstva, která obsahuje přes 130 tisíc klinických termínů, z nichž se skládají další struktury. Na ni navazuje tzv. MMS – Morbidity and Mortality Statistics, klasifikace určená pro kódování morbidity a mortality. Mohou však být vytvořeny i další, specifické zjednodušené klasifikační pohledy (tzv. linearizace) a seznamy, založené na standardních termínech definovaných ve Foundation.

S představením MKN-11 připravila Světová zdravotnická organizace (WHO) několik nástrojů, a to sice:

- ICD-11 Browser jako prezentaci struktury klasifikace <https://icd.who.int/browse11>,
- ICD-11 Coding Tool jako nástroj pro nalezení správného kódu, včetně nástrojů pro identifikaci doplňkových informací v rámci tzv. postkoordinace <https://icd.who.int/ct11>,
- Řadu manuálů (Implementation and Transition Guide, Reference Guide, ICD-Fit Tool pro trénování kódování).

Obr. 1: Příklad zakódování Diabetu s komplikacemi dle MKN-10 a MKN-11

Diabetes mellitus 2. typu s gangrénou pravého bérce a oboustrannou proliferativní diabetickou retinopatií

MKN-10	MKN-11
E11.5 DM2. typu s oběhovými komplikacemi E11.3+, H36.0* diabetická retinopatie	5A11 Diabetes mellitus 2. typu MC85 Gangréna XA5U49 Distální část bérce 9B71.01 Proliferativní diabetická retinopatie XK9J Bilaterálně
E11.5, E11.3+, H36.0*	5A11/MC85&XA5U49/9B71.01&XK9J

Pro usnadnění práce s databázovým obsahem MKN-11 byl vytvořen také webový portál „Maintenance platform“, který umožňuje zobrazení základní terminologické vrstvy (Foundation), příspěvky a diskuse nad změnou obsahu a administraci překladu různých jazykových verzí.

Vytvořené kódy jsou poněkud komplikovanější a jsou primárně určeny pro elektronické a databázové zpracování i zadávání pomocí specifických k elektronických nástrojů, aplikací, a to buď přímo v browseru klasifikace na webu WHO, kdy uživatel pomocí prohlížeče kód tzv. poskládá, nebo prostřednictvím odvozených aplikací, vycházejících ze strukturovaných datových podkladů.

Zavedení MKN-11 v ČR je spojené s celou řadou přípravných a procesních aktivit. Kromě vytvoření české verze klasifikace je nutné vytvořit i další podklady nezbytné pro její praktické použití v informačních systémech, klíčové je především rozhodnutí o způsobu technické realizace sběru dat, použití a prezentace klasifikace v ČR a o tom, jaké nástroje budou nezbytné ke sběru dat v elektronických informačních systémech. Dále je nutné vytvořit manuály a pravidla pro kódování, příp. odvozené seznamy a číselníky. Kromě vyškolení uživatelů pro práci s novou revizí klasifikace je nutné ošetřit její zavedení také legislativně, aktualizací nezbytných právních předpisů. Finální etapou je pak praktická implementace klasifikace, včetně úpravy datových rozhraní, implementace do informačních systémů a zapracování do CZ-DRG.

Práce směřující k zavedení MKN-11 v ČR byly iniciovány v roce 2020, a to nejprve řadou mapovacích

a monitorovacích aktivit. V současné době probíhá především tvorba české verze klasifikace.

Překlad termínů pro českou verzi je prováděn v datovém modelu MKN-11, zpřístupněném ve speciálním nástroji WHO v rámci Maintenance platform. Překládá se samotná terminologická vrstva MKN-11 (tzv. Foundation layer), obsahující okolo 130 tisíc termínů. Překlad realizuje 12členný interní tým z ÚZIS ČR, ve spolupráci s experty z Ústavu dějin lékařství a cizích jazyků, 1. LF UK. Předběžné překlady jsou následně ověřovány a doplňovány klinickými experty nominovanými jednotlivými odbornými společnostmi České lékařské společnosti Jana Evangelisty Purkyně.

Importem byly nahrány termíny převzaté z MKN-10 (názvy kódovaných položek), ty pokrývají asi 2 % obsahu MKN-11. Aktuálně je předběžně přeloženo 96.100 termínů (72 % obsahu), které jsou nyní validovány a ověřovány experty. Validovaná verze by měla být připravena v polovině roku 2022.

Paralelně s přípravou obsahu české verze klasifikace probíhají aktivity a jednání nezbytné ke zmapování potřeb a preferencí na straně potenciálních uživatelů MKN-11, které jsou postupně přetřansformovávány do podoby konkrétního plánu zavedení MKN-11, včetně plánu realizace a kroků nezbytných k zavedení MKN-11. Tato činnost je zajišťována Meziřesortní pracovní komisí pro přípravu a koordinaci zavedení MKN-11 v ČR, která je složena ze zástupců zainteresovaných institucí.

Plán implementace zahrnuje podrobný rozpis aktivit a jejich rámcové časové zasazení. Předběžná podoba harmonogramu počítá s aktivitami přípravy zavedení

MKN-11 v rozsahu zhruba šesti let. konkrétní proces a jeho načasování však bude ovlivněn řadou dalších aspektů a faktorů.

<https://www.uzis.cz/index.php?pg=registry-sber-dat--klasifikace--mezinarodni-klasifikace-nemoci-mkn-11>

Šárka Daňková, Miroslav Zvolský,
Dana Krejčová

Národní centrum pro medicínské nomenklatury
a klasifikace, Ústav zdravotnických informací
a statistiky ČR

Za PhDr. Pavlou Horskou, CSc.

(5. února 1927 – 28. prosince 2021)

V nevlídných dnech letošního ledna, pouhý měsíc před nedožitými pětadevadesátými narozeninami, se naše odborná veřejnost rozloučila s PhDr. Pavlou Horskou, CSc., dlouholetou pracovnící Historického a později Sociologického ústavu ČSAV, přední představitelskou dvou jen zdánlivě vzdálených oborů – historie a demografie. Pavla Horská, absolventka francouzského gymnázia v Praze a Filozofické fakulty Univerzity Karlovy, jež zakončila roku 1952 doktorátem z historie, záhy po absolutoriu nastoupila jako vědecká pracovnice do Historického ústavu ČSAV v Praze. Tam se zprvu věnovala počátkům českého průmyslu. Tato problematika ji pak přivedla k sociálním dějinám 9. a 20. století, k nimž publikovala vedle četných studií cennou monografii *Hlavní otázky vzniku a vývoje českého strojírenství do r. 1918*. Nakonec se však její hlavní specializací stala historická demografie. Ta v této době na Západě prožívala velký rozvoj. Dosavadní dějiny obyvatelstva, sledující především počty obyvatelstva a jejich časové proměny, byly v té době nahrazeny studiem přirozené měny, opírajícím se o nové typy pramenů a využívající nových metod jejich zpracování, a to v širokém sociálním kontextu. Rozmach historické demografie souvisel úzce s tehdejší celkovým zaujetím pro kvantifikační postupy v rámci strukturalisticky pojaté historie tehdy neobyčejně vlivné francouzské historiografické školy Annales. Pavle Horské, která nikdy nebyla přitahována událostní historiografií,



byly velmi blízké, ostatně ona sama šla podobným směrem ve svém studiu sociálních dějin. Že nové podněty historické demografie rychle pronikly i k nám, byla především zásluha právě Pavly Horské. Pochopení ze strany vedení ústavu i přátelské vazby k Francii navázané za dob studií jí umožnily několikrát vyjet do Paříže a účastnit se mezinárodních setkání předních historických demografů a navázat s nimi plodný kontakt. Z Francie pak k nám Pavla Horská přinášela nejen cenné podněty, zejména metodické, ale i u nás nedostupnou literaturu a o vše se ochotně dělila se zájemci.

Z pověření ředitele Historického ústavu Josefa Macka se rovněž vedle vlastní vědecké práce začala věnovat i organizaci oboru historická demografie v Československu. Roku 1967 se jí podařilo založit při HÚ Komisi pro historickou demografii, která sdružila významné pracovníky oboru, zejména z Karlovy univerzity, Ostravské univerzity i ze Slovenska. Komise kromě organizace vědeckých setkání začala vydávat ročenku (dnes časopis) historická demografie, která zpřístupnila své stránky široké obci zájemců o nový obor. Pavla Horská stála v čele tohoto periodika více než čtyři desetiletí a díky ní si Historická demografie získala dobré jméno nejen u nás, ale i v zahraničí.

V sedmdesátých letech ovšem novému oboru hrozilo umrtvení. Komise pro historickou demografii byla reorganizována, Pavla Horská byla z komise i vedení ročenky vyloučena, posléze byla i poslána do důchodu. Nesložila však ruce do klína. Místo zideologizované a přísně střežené historické vědy se pokusila, a to úspěšně, najít novou institucionální základnu pro historickou demografii mezi demografy. Projevila přitom svou příslovečnou houževnatost i organizační nadání. Roku 1975 stála u zrodu Československé demografické společnosti při ČSAV, založila při ní pracovní skupinu pro historickou demografii, posléze se na řadu let stala členkou hlavního výboru společnosti. Patřila v ní k neaktivnějším členům. Za pomoci Zdeňka Pavlíka se Pavle Horské také podařilo získat pro svůj obor novou institucionální základnu, a to na přírodovědecké fakultě UK a v Sociologickém ústavu ČSAV, kde byla historickodemografická problematika zařazena do rámce dvou vědecko-výzkumných úkolů státního plánu. K jejich realizaci pak iniciovala vznik pracovní skupiny pro historickou demografii při archivní správě MV, která sdružovala především archiváře. Jejich práce byla orientována na statistické zpracování údajů církevních matrik ze 16.–18. století za účelem studia přirozené měny, a to jak cestou globálního anonymního zpracování hlavních údajů matrik, tak mimořádně pracným detailním studiem v rámci jednotlivých farností, opírajícím se o rekonstrukci jednotlivých rodin, například ve farnostech Jablonec nad Nisou, Domažlice, Ústí nad Labem nebo Broumov. Součástí práce skupiny byla i důkladná metodická příprava, na níž se opět výrazně podílela Pavla Horská.

Tvůrčí i organizační aktivity Pavly Horské se ale mohly plně rozvinout až po roce 1989, kdy se vrátila do Historického ústavu, do čela Komise i její ročenky, a po čase přešla společně s Ludmilou Fialovou do Sociologického ústavu, kde se jim podařilo vytvořit nové demografické pracoviště. Teprve nyní mohla také zúročit výsledky práce českých historických demografů, publikované po léta zejména v Historické demografii, v Demografii i v dalších časopisech a sbornících, včetně výzkumů vlastních. Iniciovala rovněž vznik několika syntetizujících kolektivních monografií a dala jim svoji koncepci. Byly to knihy *Dětství, rodina a stáří v dějinách Evropy* (1990), *Dějiny obyvatelstva českých zemí* (1996–1998) a *Zrod velkoměsta* (2002). Sama v nich zpracovala pasáže týkající se 19. a 20. století, která byla trvale předmětem jejího odborného zájmu. Na nástup genderové problematiky v naší historiografii reagovala jako jedna z prvních knížkou *Naše babičky feministky* (1999) a do známé syntézy *Histoire de la population de l'Europe* (Paris, 1998) přispěla československou kapitolou. Kromě toho publikovala četné stati v odborných časopisech, zpravidla opět s důrazem na metodologii a na široký sociální kontext demografických jevů. Vedle demografie se v jejích pracích objevilo i nové téma, dějiny česko-francouzských vztahů. I z něho výtěžila několik studií a jednu knihu. Velkou pomoc pro svou organizační práci našla v pražském nově založeném Francouzském centru pro výzkum ve společenských vědách (CEFRES). Spolupráce s ním jí umožnila pozvat do Prahy a organizovat k přednáškovým pobytům řadu francouzských předních historických demografů a organizovat několik významných vědeckých setkání. Zdravotní problémy, které s sebou přinášel věk, bohužel v posledních letech pozvolna její aktivitu utlumovaly. I když již nepřicházela mezi nás, stále dlouho sledovala obor a udržovala kontakt se svými přáteli a někdejšími spolupracovníky. Ti všichni budou dlouho vzpomínat na její neuvěřitelnou činorodost, na nové podněty, s kterými mezi ně přicházela, na její živá vystoupení na konferencích a seminářích. Bez ní by česká historická demografie nebyla zdaleka tím, čím dnes je.

POPULAČNÍ VÝVOJ OBCÍ MORAVSKOSLEZSKÉHO KRAJE PO ROCE 1990

Ivan Šotkovský¹⁾

POPULATION DEVELOPMENT OF MUNICIPALITIES IN THE MORAVIAN-SILESIAN REGION AFTER 1990

Abstract

This article presents a regional analysis of the population size of municipalities in the Moravian-Silesian Region after 1990. Population size, determined by natural change and migration behaviour, is always a key issue for municipalities with a view to their future development. As part of the background to population development in the municipalities in this region, the article analyses population development in the Czech regions since 1869, with a more detailed focus on the Moravian-Silesian Region, especially since 1994. It looks at natural change and migration behaviour in 300 municipalities in the Moravian-Silesian Region from 1994 to 2020, and it examines the basic differences in population growth or decline in the municipalities in two different periods (1994–2008 and 2009–2020). It also analyses the differences in the long-term development of the population size of municipalities in the Moravian-Silesian Region from the perspective of the size categories of municipalities.

Keywords: Czech regions, municipalities in the Moravian-Silesian Region, net migration, population growth, population size

Demografie, 2022, 64(1): 62–76

DOI: <https://doi.org/10.54694/dem.0292>

ÚVOD

Pojem trvale udržitelného rozvoje se zrodil koncem 80. let minulého století (*World Commission on Environment and Development*, 1987). Nejjednodušší definice trvale udržitelného rozvoje jej vidí v naplnění potřeb přítomných generací, aniž by došlo k ohrožení schopnosti budoucích generací naplňovat potřeby své. Základními třemi pilíři udržitelného rozvoje jsou ekonomický, environmentální a sociální (obr. 1). Ale samou podstatou udržitelného rozvoje a naší budoucností je existence lidské populace, vlastně obyvatelný svět. Jako podstatnou záležitost v tomto

ohledu musíme tak vnímat populační velikost. Přestože má lidstvo dlouhodobý zájem o zpřesňování populační velikosti na různých prostorových řádech, považujeme všechny dostupné informace o populační velikosti od minulosti k současnosti za odhady. Odhady budoucího vývoje potom nazýváme nejčastěji projekcemi. Stejně při odhadech populační velikosti je tak co nejpřesnější naplňování základní demografické rovnice.

Žijeme stále v době velkých rozporů z pohledu hodnocení významu populační velikosti. Velikost všech jejich dílčích složek (přirozená měna a migrační

1) Ekonomická fakulta, VŠB – Technická univerzita Ostrava, kontakt: ivan.sotkovsky@vsb.cz.

chování) je často velmi odlišně interpretována. V tomto ohledu je potom velmi složité rozhodování se záměrem ovlivnit populační velikost. To můžeme vidět zejména při uplatňování různých politik, např. pronatalitní, protinatalitní, rodinné, migrační apod. Navíc je uplatňování těchto politik stejně jako posuzování populační velikosti dále velmi odlišné nejen z pohledu prostorového řádu (od globální po lokální úroveň), ale také v souvislosti s rozvojem společnosti v tak zásadních oblastech, jakými jsou ekonomika, bezpečnost, životní prostředí, sociologie, psychologie, technologie apod. Nelze se tedy divit, že odborné i ostatní debaty na téma populační velikosti bývají často rozporuplné, vyhocené či populistické. Nezdá se, že v této souvislosti svědky zneužívání populační problematiky ke zcela jiným záměrům.

Obr. 1: Základní pilíře udržitelného rozvoje

The basic pillars of sustainable development



Zdroj: Upraveno autorem podle Adams (2006: s. 2)

Note: A modified schema by the author based on Adams (2006: s. 2)

Samotný fakt populační velikosti nesehrává roli „rozhodujícího“ důvodu zlepšení života lidí ani není příčinou snižování kvality života lidí. Za obě tendence mohou primárně ekonomický, ekologický, sociální, politický a bezpečnostní rozvoj. Velice dobře to dokumentuje případ čínské protinatalitní politiky. Poté, co došlo především k ekonomickému rozvoji Číny od konce 90. let minulého století, tak zde rovněž došlo k výrazným poklesům přirozeného přírůstku obyvatel. A dnes oficiálně čínská politika razí

přechod na model rodiny alespoň se dvěma dětmi. Určitě tento návrat nebude lehký, když si uvědomíme, že se to má týkat několika předchozích generací negativně postižených všemi důsledky protinatalitní politiky (Johnson, 2016; Fong, 2016). Přitom již na přelomu 60. a 70. let bylo zřejmé, že dochází ke snižování tempa růstu světové populace z tehdejšího ročního maxima přes 20 ‰ na současných 11 ‰. K poklesům absolutních ročních přírůstků světové populace došlo od 90. let minulého století, tedy se zpožděním okolo 20 let. Ano, dnes ještě máme některé výraznější regionální nerovnováhy. Ale v podstatě jde jenom o subsaharskou Afriku a část jihozápadní Asie, kde je současné tempo ročních přírůstků nad světovým průměrem (okolo 20 ‰). Nicméně už také s tendencí snižování této hodnoty, což zajisté souvisí s teorií demografického přechodu (Caldwell a kol., 2006). Z pohledu teorie demografického přechodu již řada ekonomicky vyspělých států dosáhla jeho zatím poslední známé 4. fáze, pro kterou je typická velmi nízká a mírně oscilující hodnota porodnosti. Protože k těmto státům patří i Česko, budeme tak v tomto teoretickém kontextu provádět analýzu a hodnocení populačního vývoje obcí Moravskoslezského kraje (MSK).

TEORETICKÉ POZADÍ A METODOLOGICKÉ POSTUPY VÝZKUMU

Zkoumání populační velikosti v časových a regionálních odlišnostech můžeme označit za základní přístup k porozumění lidské společnosti. Podobnou zmínku můžeme najít už v uznávané sociologické učebnici „Lidská společnost“ (Human Society) z roku 1949 od amerického sociologa Davise Kingsleyho (Kingsley, 1949: s. 551). V sociálním pilíři, který usiluje o společenský pokrok a spravedlivý a obyvatelný svět, vidíme nejpřímější propojení se samotnou podstatou existence budoucích generací. Za tu můžeme považovat lidskou reprodukci, jinak řečeno zabezpečení narození nových generací. Demografie jako vědní obor dlouhodobě řeší vše podstatné spojené s populační reprodukcí. V rámci sledování populačního vývoje obcí Moravskoslezského kraje za posledních 27 let budeme pracovat se základní demografickou rovnicí (Poston – Bouvier, 2017: s. 6).

Všechny potřebné vztahy tak můžeme vyjádřit následovně:

$${}_t P = {}_{t-1} P + {}_t N^v - {}_t D + {}_t I - {}_t E \quad (1)$$

Populační velikost v daném čase (${}_t P$) je výsledkem připočtení nebo odečtení všech působících hlavních proměnných k původní populační velikosti (${}_{t-1} P$). Těmi jsou na straně jedné živě narozené děti (${}_t N^v$) a zemřelí (${}_t D$), kteří v souhrnu udávají přirozenou měnu (PP). Na druhé straně jsou potřebnými proměnnými přistěhovalí (${}_t I$) a vystěhovalí (${}_t E$), kteří v souhrnu dávají migrační saldo (MS). Teprve součtem těchto dvou vah získáme celkový přírůstek populace (CPP). Vzhledem k našemu cíli zkoumání, kterým je změna populační velikosti sídel MSK od roku 1994 do roku 2020, si naši základní demografickou rovnici upravíme výrazem:

$${}_t P = {}_{t-1} P + {}_t PP + {}_t MS \quad (2)$$

$$\text{nebo} \quad {}_t P = {}_{t-1} P + {}_t CPP \quad (3)$$

V článku se zaměříme nejen na změny populační velikosti na lokální úrovni MSK. Vedle analyzování rozdílů změny populační velikosti současných 300 obcí MSK po roce 1990 budeme hodnotit tyto odlišnosti na úrovni všech českých krajů. Změny počtu obyvatel budeme hodnotit nejen podle absolutních hodnot, ale rovněž s využitím demografických ukazatelů pro posouzení relativních změn (hmcpp, hmpp, hmms).

Širší kontext posuzování přirozené měny a migračního chování (*Křestanová – Šídlo – Šprocha, 2019*) dává více možností porozumět trendům a hodnotám populačního vývoje Moravskoslezského kraje a jeho obcí.

Použitá data v analýze populačního vývoje Česka, krajů a obcí Moravskoslezského kraje jsou data Českého statistického úřadu. Historická data pocházejí z Historického lexikonu obcí České republiky – 1869–2011 sestaveného podle stavu územního členění státu platného k 1.1.2016. Data pro roky 1993 až 2020 na úrovni státu a jeho krajů vycházejí z demografické bilance stejně jako data pro obce Moravskoslezského kraje od roku 1994.

POPULAČNÍ VÝVOJ KRAJŮ ČESKA

Během tohoto dlouhého období se odehrávaly významné změny vývoje počtu obyvatel Česka a také jeho čtrnácti krajů. V tomto období se často měnilo plošné vymezení všech hodnocených prostorových celků. Proto vycházíme z dat retrospektivně upravených ČSÚ až k současné plošné velikosti českých krajů. Poslední plošná úprava výměry MSK (5 427 km²) byla v roce 2005, kdy došlo k administrativnímu převedení tří obcí MSK (Moravský Beroun, Norberčany, Huzová) ke kraji Olomouckému. Můžeme tak provádět historickou komparaci vývoje počtu jejich obyvatel. Moravskoslezský kraj zaznamenal za posledních více než 150 let od roku 1869 výrazný populační nárůst

Tab. 1: Porovnání relativní změny počtu obyvatel krajů Česka v různých obdobích od roku 1869

Comparison of the relative change in the population of the regions of the Czech Republic in different periods since 1869

Časové období Time period	Změny populační velikosti krajů ČR ve vybraných obdobích (roční průměr v %) Changes in the population size in the regions of the Czech Republic in selected periods (annual average in %)														
	ČR	PHA	STC	JCK	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JMK	OLK	ZLK	MSK
1869–1890	0,7	2,9	0,6	0,2	0,5	0,8	1,4	0,5	0,4	0,3	0,2	0,8	0,6	0,6	1,0
1890–1921	0,5	2,2	0,2	0,1	0,4	0,7	0,9	0,1	0,0	0,1	0,1	0,8	0,3	0,4	1,1
1921–1940	0,7	3,1	0,4	-0,3	0,2	1,0	0,8	0,8	0,3	0,2	-0,2	0,8	0,6	0,8	0,9
1940–1950	-2,1	-0,9	-1,4	-2,1	-2,7	-5,5	-3,8	-3,7	-2,1	-2,0	-1,2	-1,2	-2,3	0,3	-1,9
1950–1993	0,4	0,4	0,1	0,3	0,1	0,6	0,3	0,3	0,1	0,3	0,4	0,4	0,3	0,6	1,1
1994–2020	0,1	0,4	0,9	0,1	0,2	-0,1	-0,0	0,1	-0,0	0,1	-0,1	0,2	-0,1	-0,1	-0,3
1869–2020	0,3	2,6	0,3	-0,0	0,0	-0,1	0,2	-0,0	-0,0	0,0	0,0	0,5	0,1	0,6	0,7

Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ; (využito retrospektivního pohledu k současné územní velikosti), do roku 1950 jde o stavy obyvatel podle SLDB, v roce 1993 a 2020 jde o koncový stav (KS), v roce 1994 o počáteční stav (PS).

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations; a retrospective view is applied to the current territorial size of the country; to 1950 the population is based on the Population and Housing Census; in 1993 and 2020 end-of-year figures are used, and 1994 start-of-year figures are used.

o přibližně 111 %, když průměrná roční hodnota je 0,7 % (tab. 1). Většího nárůstu počtu obyvatel dosáhl jediný kraj, a to Hlavní město Praha. Dokonce u čtyř krajů (Karlovarský, Jihočeský, Královéhradecký a Liberecký) došlo k poklesu počtu obyvatel v řádu několika desítek tisíc obyvatel. U samotného Moravskoslezského kraje došlo ke zvýšení počtu obyvatel o více než 600 tisíc.

Mezi nejvýraznější vlivy změn populační velikosti krajů patřily zejména:

- obě světové války, především však druhá světová válka,
- industrializace spojená s rostoucí těžbou zejména černého uhlí,
- transformace české ekonomiky po roce 1990 a
- restrukturalizace národního hospodářství po roce 1990.

Dlouhé období od roku 1869 ukazuje na možnost maximálního rozdělení do šesti odlišných časových etap podle významnějších změn ve vývoji populační velikosti. Rozdílnost těchto období je velice dobře rozlišitelná právě u Moravskoslezského kraje. Je to

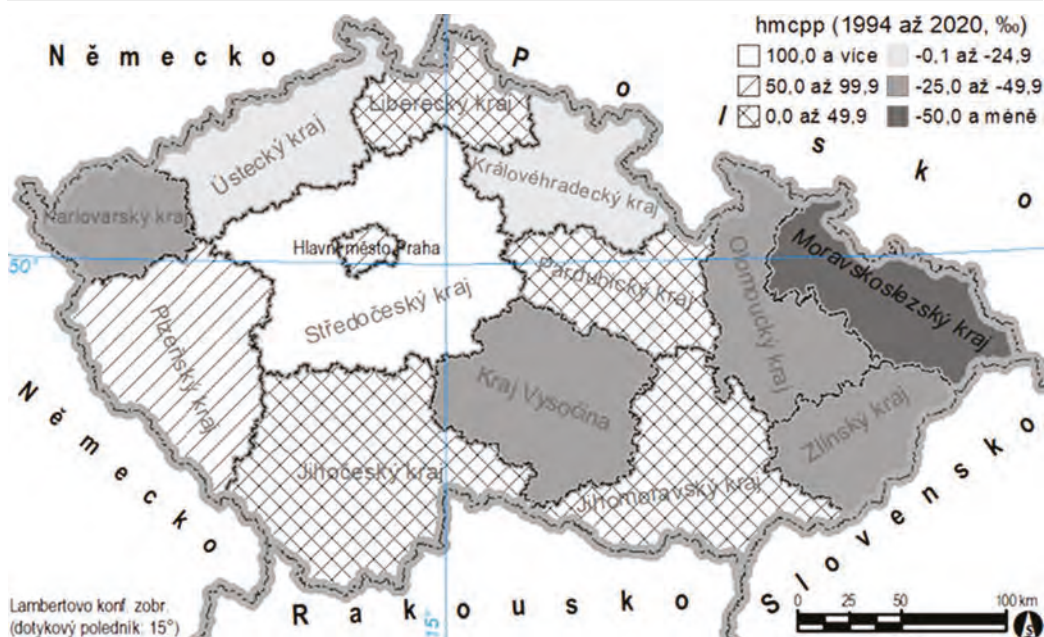
mimo jiné také tím, že v tomto prostoru se nejvíce projeví výše zmíněné výrazné vlivy na populační velikost Česka a hlavně všech jeho krajů.

V období let 1950 až 1993 byl MSK jednoznačně nejrychleji rostoucím územím Česka s výraznou převahou nad ostatními kraji včetně kraje Hlavní město Praha. V těchto více než čtyřech dekadách se jeho počet obyvatel zvýšil téměř o polovinu (nárůst o více než 420 tisíc). Další dva absolutně nejvíce populačně rostoucí kraje (Jihomoravský a Hlavní město Praha) zaznamenali mnohem menší přírůstky obyvatel s hodnotami okolo 160 tisíc. Přírůstky ostatních krajů už nepřekročily sto tisíc v tomto období více než čtyř dekad.

V následujících letech od roku 1994, kdy se výrazněji mění především ekonomické a následně i demografické chování obyvatel Česka, jsme svědky další odlišné etapy populačního vývoje mezi českými kraji (obr. 2). Polovina krajů zaznamenala populační ztrátu v celkové výši 170 tisíc a polovina krajů růst obyvatel v celkové výši 530 tisíc obyvatel (podle dat ČSÚ o stavu obyvatel na základě jeho úprav podle

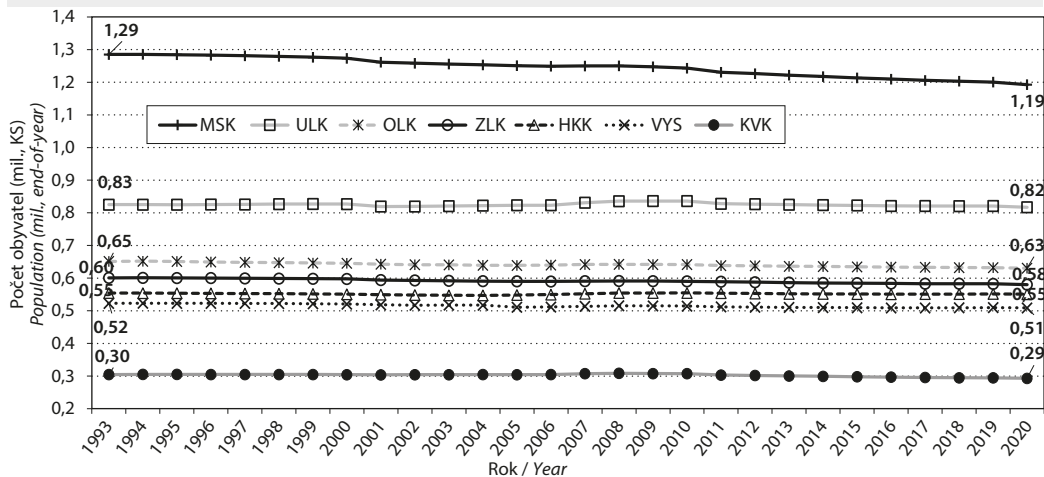
Obr. 2: Vývoj hrubé míry celkového přírůstu v krajích Česka v letech 1994 až 2020

The gross rate of total population growth in the regions of the Czech Republic between 1994 and 2020



Graf 1: Vývoj počtu obyvatel populačně klesajících krajů od roku 1994

The size of the population since 1994 in regions experiencing population decline



Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations.

výsledků cenzů a bilancí). Výsledkem byl celkový nárůst počtu obyvatel Česka o více než 360 tisíc (o 3,4 %).

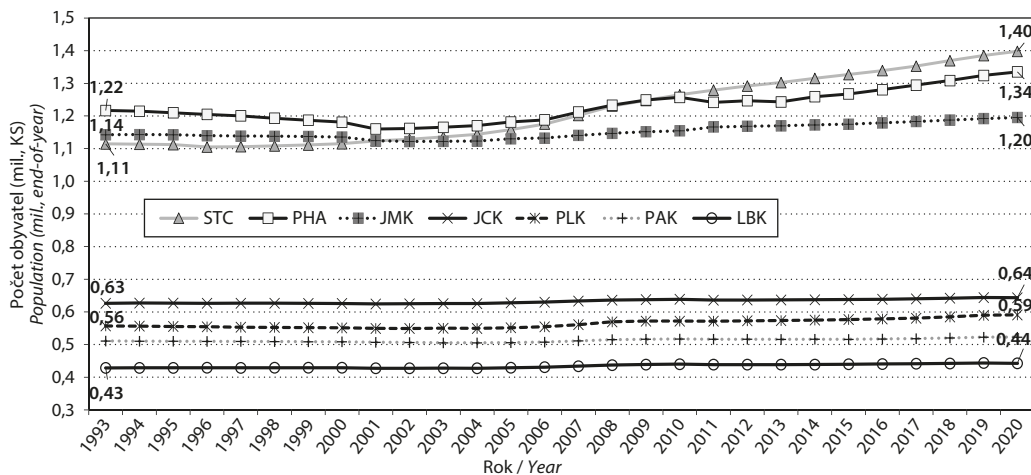
Největší ztráta obyvatel postihla právě kraj Moravskoslezský s hodnotou populační ztráty za posledních 27 let 7,7 % (přes 90 tisíc obyvatel podle evidence obyvatel). Až za ním následují kraje Zlínský, Olomoucký, Vysočina a Karlovarský, kde došlo ke ztrátě obyvatel

přes 2,5 %. To představovalo u krajů Zlínského a Olomouckého pokles počtu obyvatel o 21 tisíc, u Vysočiny o 14 tisíc a u kraje Karlovarského o 11 tisíc (graf 1).

Naopak nejvyšší nárůst počtu obyvatel zaznamenal Středočeský kraj (graf 2, kde přibýlo více než 280 tisíc obyvatel (nárůst o více než 25 %). Druhý v pořadí byl potom kraj Hlavní město Praha

Graf 2: Vývoj počtu obyvatel populačně rostoucích krajů od roku 1994

The size of the population since 1944 in regions experiencing population growth



Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations.

s nárůstem počtu obyvatel o 118 tisíc obyvatel (nárůst o téměř 10 %). Třetím populačně nejvíce rostoucím krajem byl kraj Jihomoravský (nárůst o 53 tisíc), dále potom kraje Plzeňský (nárůst o 34 tisíc) a Jihočeský (nárůst o 17 tisíc).

Přestože posledních 27 let vnímáme MSK jako nejvíce populačně ztrátový ze všech krajů Česka, nesmíme opomenout skutečnost, že za posledních více než 150 let (od prvního cenzu z roku 1869) byl druhým nejrychleji rostoucím krajem u nás po Hlavním městě Praze. Právě po sto letech od roku 1890 zaznamenal MSK nejvýraznější změnu ve vývoji počtu obyvatel ze všech krajů Česka. V posledním sledovaném období od počátku roku 1994 se region stává nejvíce populačně ztrátovým. Jde tedy z pohledu hodnocení dlouhodobé historie populační velikosti nejen za zcela novou situaci, ale především o výraznou změnu trendu populačního vývoje. Ztráta počtu obyvatel od roku 1994 v celkové výši přes sedm procent není určitě vysoká, přesto to znamená pokles počtu obyvatel kraje o 92 tisíc, když porovnáváme stavy obyvatel podle běžné evidence. Když však vezmeme data podle bilance obyvatel za posledních 27 let, je ztráta počtu obyvatel podle ukazatele CPP nižší (přes 73 tisíc obyvatel, necelých 6 %). Protože jsme pracovali s daty s retrospektivním pohledem (přepočítávání na současné území kraje) je rozdíl daný přesností

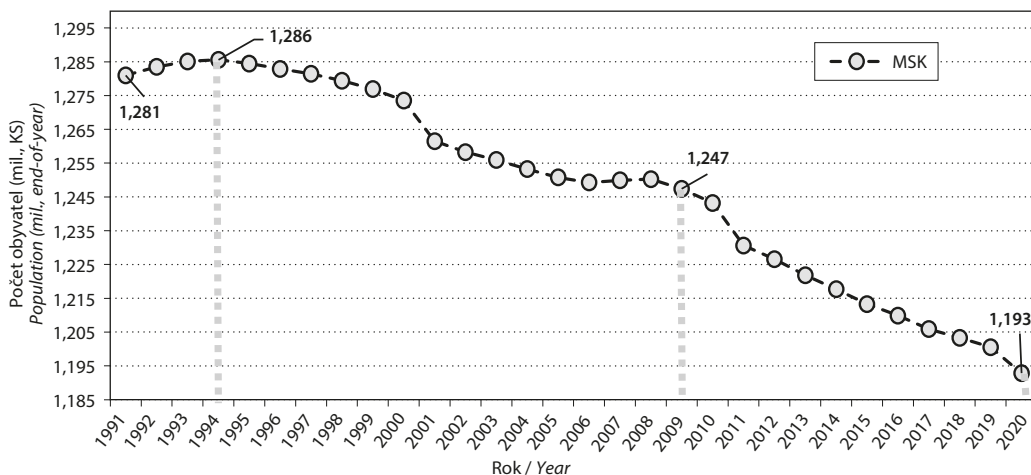
statistických možností obou přístupů něco přes 12 %. Na populační ztrátě v posuzovaném období 27 let (podle bilančních hodnot) se migrační ztráta podílela téměř 45 tisíci (59 %) a přirozený úbytek téměř 31 tisíci (41 %). Ze sedmi populačně ztrátových krajů Česka tak byl MSK nejvíce ztrátový absolutně i relativně, když ztráty ostatních šesti krajů se pohybovaly přibližně v rozmezí od -4 tisíc (Královéhradecký kraj) do -18 tisíc (Zlínský kraj).

POPULAČNÍ VÝVOJ MORAVSKOSLEZSKÉHO KRAJE PO ROCE 1990

Moravskoslezský kraj byl nejlidnatějším krajem Česka od konce 60. let minulého století až do poloviny roku 2009, kdy byl předstížen dvěma kraji (hlavním městem Prahou a Středočeským). Dnes je až čtvrtým nejlidnatějším, když v roce 2020 dosáhl většího počtu obyvatel také kraj Jihomoravský. Nejvíce občanů s trvalým bydlištěm v MSK bylo v polovině roku 1994, kdy jich v kraji trvale žilo téměř 1,286 milionů. Prokazatelně rostl počet obyvatel v Moravskoslezském kraji od poloviny 19. století, kdy na jeho území žilo okolo půl milionů obyvatel, až do poloviny roku 1993 (z pohledu posuzování ročních koncových stavů) s výjimkou období průběhu 2. světové války.

Graf 3: Vývoj počtu obyvatel Moravskoslezského kraje po roce 1990

Population development in the Moravian-Silesian Region since 1990



Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ; stavy ke konci roku (KS).

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations; end-of-year state.

Od následujícího roku 1994 až k poslednímu hodnocenému roku 2020 je patrný setrvalý úbytek obyvatel kraje. Musíme upozornit ještě na metodické rozdílnosti na základě odlišné přístupu určení počtu obyvatel mezi Informačním systémem evidence obyvatel (ISEO) a počty založenými na bilancích ČSÚ, který nevede evidenci obyvatel a jeho publikované stavy jsou vždy navazovány na výsledky posledního sčítání lidu. V horizontu námi analyzovaných 27 let bilanční suma za obce MSK u celkového přírůstku obyvatelstva přesahuje hodnotu -73 tisíc. Ale prostý rozdíl počtu obyvatel mezi koncovými stavy roků 1993 a 2020 nám dává hodnotu -92 tisíc (graf 3).

Zde se nám zřetelně oddělily dvě období:

1. 1994 až 2008 (úbytek obyvatel MSK o 26,5 tisíc, roční průměrná ztráta 1 800) a
2. 2009 až dosud (ke konci roku 2020 úbytek o 46,5 tisíc, roční průměrná ztráta 3 900).

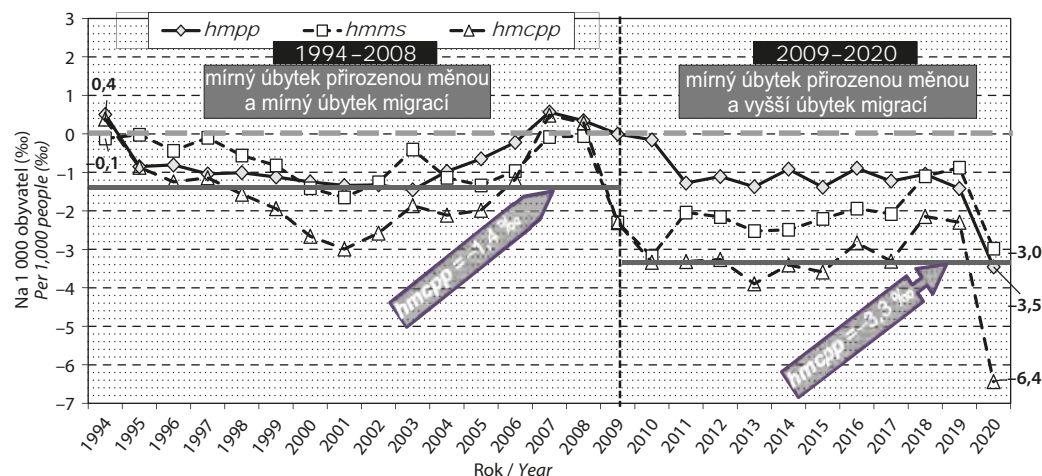
Pro tato dvě odlišná období budeme provádět prostorovou typologii obcí MSK na základě měření hlavních charakteristik demografického vývoje. Důležitou součástí tohoto přístupu bude také využití rozdílů demografického vývoje podle deseti úrovněových velikostních kategorie obcí. Ze čtrnácti českých krajů má MSK třetí nejnižší počet obcí po krajích Karlovarském (134 obcí) a Libereckém (215 obcí). Nejvíce obcí má kraj Středočeský a jeho počet 1 144 ukazuje na veliké

rozdíly mezi jednotlivými českými kraji z pohledu počtu obcí celkem i podle velikostních kategorií.

Změny populační velikosti 300 obcí MSK budeme analyzovat v časovém horizontu od roku 1994. Jde o zlomový rok při hodnocení demografického chování českého obyvatelstva (Šotkovský, 2015), které bylo zcela určitě ovlivněno nástupem velkých politických, společenských a ekonomických změn po roce 1990. Navíc z pohledu populačního vývoje MSK jsou v tomto období patrná dvě odlišná časová pásma (graf 4): 1994 až 2008 (15 let) a 2009 až dosud (12 let). Jsou to obě období, kdy MSK ztrácí počet obyvatel jak z důvodu záporné hodnoty přirozené měny, tak také migračního salda. V prvním období mezi roky 1994 až 2008 se počet obyvatel MSK snížil o přibližně 27 tisíc. Na tomto snížení počtu obyvatel kraje se přirozená měna a migrační saldo podíleli zhruba stejně s tím, že o něco vyšší ztráta byla způsobena přirozenou měnou (Šotkovský - Tvrdý, 2003). V období let 2009 až 2020 dosáhla ztráta počtu obyvatel MSK více než 46 tisíc. Přitom jde o období o tři roky kratší než předcházející období. Větší úbytek byl způsoben migrační ztrátou ve výši téměř 29 tisíc obyvatel, úbytek přirozenou měnou se mírně zvýšil (17 tisíc). V prvním období vymezeném patnácti lety dosáhla průměrná hodnota ukazatele *hmcpp* -1,4 ‰. Ve druhém dvanáctiletém období od roku 2009 se průměr ukazatele *hmcpp*

Graf 4: Populační vývoj Moravskoslezského kraje od roku 1994

Population development in the Moravian-Silesian Region since 1994



Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ; stavy ke konci roku (KS).

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations; end-of-year state.

přiblížil hodnotě $-3,3\%$, tzn. více než dvojnásobně ve srovnání s prvním hodnoceným obdobím. Dopady onemocnění COVID-19 na zvýšení měr úmrtnosti v roce 2020 jsou viditelné (zvýšení o 1 až 2 % u všech krajů), což se projevilo výrazně na snížení hodnoty *hmpp* u MSK ($-3,5\%$), která byla dokonce o $-0,5\%$ nižší než *hmms*. Zápornou hodnotu vykazovaly všechny kraje s výjimkou Hlavního města Prahy ($0,8\%$). Ještě nižší hodnotu měly kraje Karlovarský ($-4,6\%$) a Ústecký ($-3,5\%$).

SÍDELNÍ STRUKTURA MORAVSKOSLEZSKÉHO KRAJE

Naše analýza se bude týkat počtu 300 obcí Moravskoslezského kraje. Za posledních padesát let prošel vývoj počtu obcí kraje dalekosáhlými změnami. Na počátku 70. let bylo v kraji téměř 410 obcí. O pouhých patnáct let později se tento počet razantně snížil na hodnotu necelých 160 obcí. Tento propad byl výsledkem administrativních zásahů státu, když více než 60 % obcí kraje ztratilo samostatnost. Šlo o výsledek realizace záměru nové koncepce uspořádání struktury osídlení, která se pod názvem *středisková*

struktura osídlení zrodila v roce 1967²⁾. Po zásadních politických změnách na přelomu 80. a 90. let minulého století došlo ke zrušení koncepce střediskovosti sídel, která se velmi intenzivně promítla do sídelní struktury Česka zejména z pohledu velkého snížení obcí v 1. polovině 80. let 20. století. Byl nastartován opačný proces sídelní decentralizace. Dotýkal se sice „jenom“ 15 % obyvatelstva kraje, ale zásadnější byly prostorové změny z pohledu vývoje počtu obcí. Opačný proces dezintegrace obcí započal od roku 1990 a skončil v roce 2010. Od roku 2011 je tak počet obcí MSK stále 300, když k největšímu počtu osamostatnění obcí došlo hned v první polovině devadesátých let minulého století. Rekordní byl rok 1991, kdy získalo zpět samostatnost více než sto obcí. V námi hodnoceném období mezi roky 1994 až 2020 došlo k nárůstu počtu obcí MSK o devět (tab. 2). Protože tyto administrativní úpravy představují 3 % z celkového současného počtu obcí, nemělo by to mít na základní analýzu demografického chování na úrovni obcí jakkoli významný vliv. Také proto, že bylo až k roku 1994 provedeno územní sjednocení z pohledu plošné velikosti MSK ke konci roku 2020 všude tam, kde to bylo nutné.

Tab. 2: Vývoj počtu obcí Moravskoslezského kraje od roku 1971

Development in the number of municipalities in the Moravian-Silesian Region since 1971

Velikostní kategorie obcí / Size categories of municipalities	Počet obcí / Number of municipalities											Počet obyvatel (%) / Population (%)					
	1971	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2020	1971	1980	1990	2000	2010	2020
do 999 / to 999	254	229	49	40	46	148	151	154	147	146	141	10,57	2,12	1,93	6,02	6,13	6,12
1 000–9 999	140	128	97	97	99	129	131	129	136	139	144	30,26	23,18	21,92	27,18	29,01	32,44
10 000 a více 10 000 and more	14	15	21	22	22	16	16	16	16	15	15	59,17	74,70	76,16	66,81	64,86	61,45
Celkem / Total	408	372	167	159	167	293	298	299	299	300	300	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations.

- 2) Hlavním záměrem bylo soustředování občanské a technické vybavenosti do vybraných sídel s cílem zajistit obyvatelstvu optimální životní podmínky při respektování ekonomických aspektů výstavby a provozu potřebných zařízení. Středisková koncepce rozlišovala dvě kategorie: středisková sídliště a ostatní sídla.

Velmi zajímavé rozložení rozdílů v demografickém chování obcí kraje nám poskytne právě velikostní kategorie obcí. Pro tento případ budeme využívat maximální počet kategorií, tak jak s nimi dlouhodobě pracuje ČSÚ. Sledování demografického vývoje obcí MSK provádíme v letech 1994 až 2020. Během daného čtvrtstoletí docházelo pochopitelně ke změnám počtu obcí, ať už z důvodu samotné změny plošného vymezení kraje, tak z důvodu zrušení koncepce střediskovosti obcí, a následně z toho plynoucího procesu jejich osamostatňování po roce 1989. Nicméně tyto změny od roku 1994 můžeme považovat za malé, když za posledních 27 let získalo samostatnost deset obcí MSK (Bítov, Bravantice, Chotěbuz, Kujavy, Libhošť, Nové Sedlice, Písečná, Ropice, Vendryně, Vražné) a jedna obec Tábor samostatnost ztratila a stala se součástí obce Velké Heraldice od roku 1999. Poslední změna uvnitř MSK proběhla v roce 2011, kdy se od města Nový Jičín oddělila obec Libhošť (Šotkovský, 2015). Poslední roky tak zůstává počet obcí kraje ustálený na čísle 300. Proto naše analýza na úrovni obcí pracuje s takto velikým souborem.

DEMOGRAFICKÝ VÝVOJ OBCÍ MORAVSKOSLEZSKÉHO KRAJE

Sdílíme názor, že udržitelný rozvoj je možný jenom za předpokladu udržení populační stability. Za posledních 27 let od roku 1994 ubyl počet obyvatel MSK o více než 73 tisíc obyvatel (tab. 3). Na celkové populační ztrátě obyvatel MSK za posledních 27 let se podílí výrazně vyšší mírou ztráta způsobená migračním chováním (58 %, –42 tisíc obyvatel). Přesto je důležité zdůraznit, že ztráta počtu obyvatel způsobená přirozenou měnou zůstala po celé hodnocené období rovněž významným elementem poklesu počtu obyvatel kraje ve výši téměř 31 tisíc (42 %). Obě váhy základní demografické rovnice se tak významnou měrou podíleli na celkovém úbytku obyvatel Moravskoslezského kraje. Migrační saldo, jako největší působitel na úbytek obyvatel kraje, se navíc právě ve druhém období (2009 až 2020) výrazněji prohloubilo z hodnoty –13 tisíc za 15 let v období mezi roky 1994 až 2008 na hodnotu –29 tisíc za posledních 12 let od roku 2009. Roční průměrná migrační ztráta se tak z hodnoty 870 obyvatel přibližila

Tab. 3: Změna počtu obyvatel obcí Moravskoslezského kraje od roku 1994 podle VKO

Changes in the size of the population in municipalities in the Moravian-Silesian Region since 1994 by municipality size categories

Velikostní kategorie obcí Municipality size categories	Změna počtu obyvatel (abs.) Change in the population size (abs.)			Migrační saldo (abs.) Net migration			Přirozená měna (abs.) Natural change (abs.)		
	1994–2008	2009–2020	1994–2020	1994–2008	2009–2020	1994–2020	1994–2008	2009–2020	1994–2020
	do 199 / to 99	0	–103	–103	32	–5	27	–32	–98
200–499	614	–72	542	794	217	1 011	–180	–289	–469
500–999	3 200	3 569	6 769	3 980	3 506	7 486	–780	63	–717
1 000–1 999	6 498	7 335	13 833	7 986	7 259	15 245	–1 488	76	–1 412
2 000–4 999	5 939	6 019	11 958	8 269	7 254	15 523	–2 330	–1 235	–3 565
5 000–9 999	562	–651	–89	4 049	1 808	5 857	–3 487	–2 459	–5 946
10 000–19 999	–398	–1 938	–2 336	–796	–1 219	–2 015	398	–719	–321
20 000–49 999	–9 794	–13 203	–22 997	–10 375	–10 698	–21 073	581	–2 505	–1 924
50 000–99 999	–18 083	–27 416	–45 499	–16 805	–22 123	–38 928	–1 278	–5 293	–6 571
100 000 a více 100 000 and more	–15 134	–20 085	–35 219	–10 230	–15 254	–25 484	–4 904	–4 831	–9 735
MSK celkem MSK Total	–26 596	–46 545	–73 141	–13 096	–29 255	–42 351	–13 500	–17 290	–30 790

Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations.

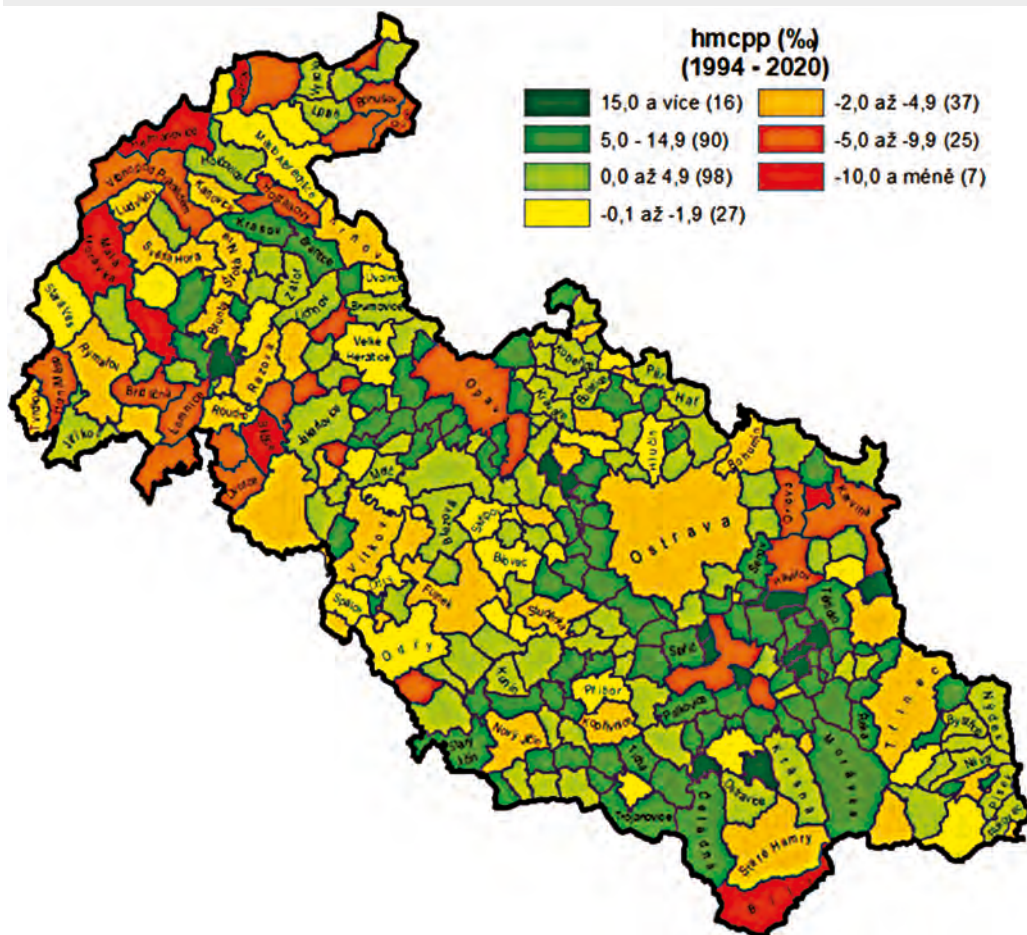
k hodnotě 2 417 obyvatel (téměř ztrojnásobení tempa migrační ztráty). Přestože hovoříme o významné ztrátě počtu obyvatel celého kraje, vidíme rovněž významné regionální rozdíly změny počtu obyvatel podle velikostních kategorií obcí.

Na celkové populační ztrátě kraje ve výši 73 tisíc se podílelo celkem **96 obcí** (z toho 94 obcí ztrácelo migračním chováním a 172 obcí přirozenou měnou). Jejich **celková ztráta** se přiblížila hodnotě **118,5 tisíc obyvatel**. Nejvyšší hodnotou na této celkové ztrátě se podílela především velká města MSK

s více než 20 tisíci obyvateli (celkem 12 měst s celkovou ztrátou přesahující **103 tisíc obyvatel**), nejvíce potom Ostrava (–35 tisíc), Karviná (–15 tisíc), Havířov, (–14 tisíc), Frýdek-Místek (–8,5 tisíc), Opava (–8 tisíc), Orlová (–6 tisíc), Třinec (–5 tisíc), Bohumín (–3 tisíce), Český Těšín (–2,5 tisíce), Krnov (–2,4 tisíce), Nový Jičín (–2,2 tisíce) a Kopřivnice (–1,9 tisíce). Propad populační velikosti ve výš 118,5 tisíc obyvatel způsobený populačními ztrátami 96 obcí mírnili přírůstky počtu obyvatel u zbývajících 204 obcí ve výši přes 45 tisíc (obr. 3). Ještě tři další

Obr. 3: Hrubá míra celkového přírůstu populace obcí MSK za období let 1994 až 2020

The crude total rate of population increase/growth in the municipalities in the Moravian-Silesian Region between 1994 and 2020



Pozn.: hmcpp jako aritmetický průměr hodnot za období let 1994 až 2020.

Note: The crude rate of population increase/growth (hmcpp) is calculated as the arithmetic mean of the values yearly increases between 1994 and 2020.

Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ.

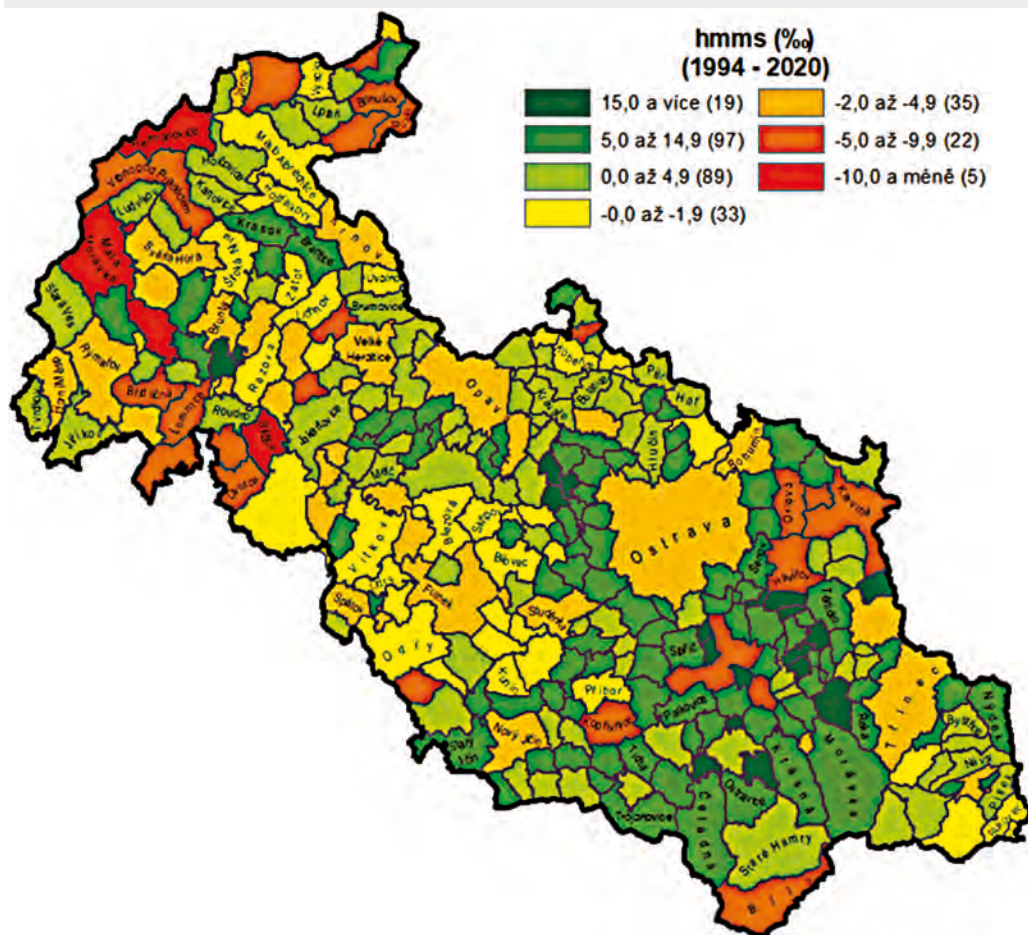
Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations.

města (Vrbno pod Pradědem, Rýmařov a Bruntál) mělo populační ztrátu vyšší než tisíc obyvatel. Těchto patnáct absolutně nejztrátovějších měst tak celkem ubylo o více než 107 tisíc obyvatel a jejich podíl na celkové populační ztrátě obcí MSK byl téměř 91 %. Zbývajících 9 % z této ztráty připadalo na zbývajících 81 obcí, z nichž 65 obcí mělo populační ztrátu ve výši od 1 do 199 obyvatel. I pro patnáct obcí s největší celkovou populační ztrátou platilo, že jejich ztráta byla vyšší ve druhém období (59 %), tedy v letech 2009 až 2020, než v období let 1994 až 2008 (41 %).

Ačkoliv 204 obcí nebylo populačně za posledních 27 let ztrátových (obr. 3), jejich celkový populační nárůst jen mírně překročil hodnotu 45 tisíc obyvatel. Nejvyššího absolutního přírůstku za posledních 27 let ve výši přes tisíc obyvatel dosáhly obce Šenov a Sviadnov. Další 24 obcí navýšilo počet obyvatel o více než 500 obyvatel, z toho o více než 750 obyvatel pouze 7 obcí (Palkovice, Baška, Horní Bludovice, Rychvald, Klimkovice, Vendryně a Čeladná). Další 44 obcí přes 250 obyvatel. Další 54 obcí získalo více než 100 a méně než 250 obyvatel.

Obr. 4: Hrubá míra migračního salda obcí Moravskoslezského kraje za období let 1994 až 2020

Crude rate of net migration in municipalities in the Moravian-Silesian Region between 1994 and 2020



Pozn.: hmms jako aritmetický průměr hodnot za období let 1994 až 2020.

Note: The crude rate of net migration (hmms) is calculated as the arithmetic mean of the values the yearly net migration figures between 1994 and 2020.

Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations.

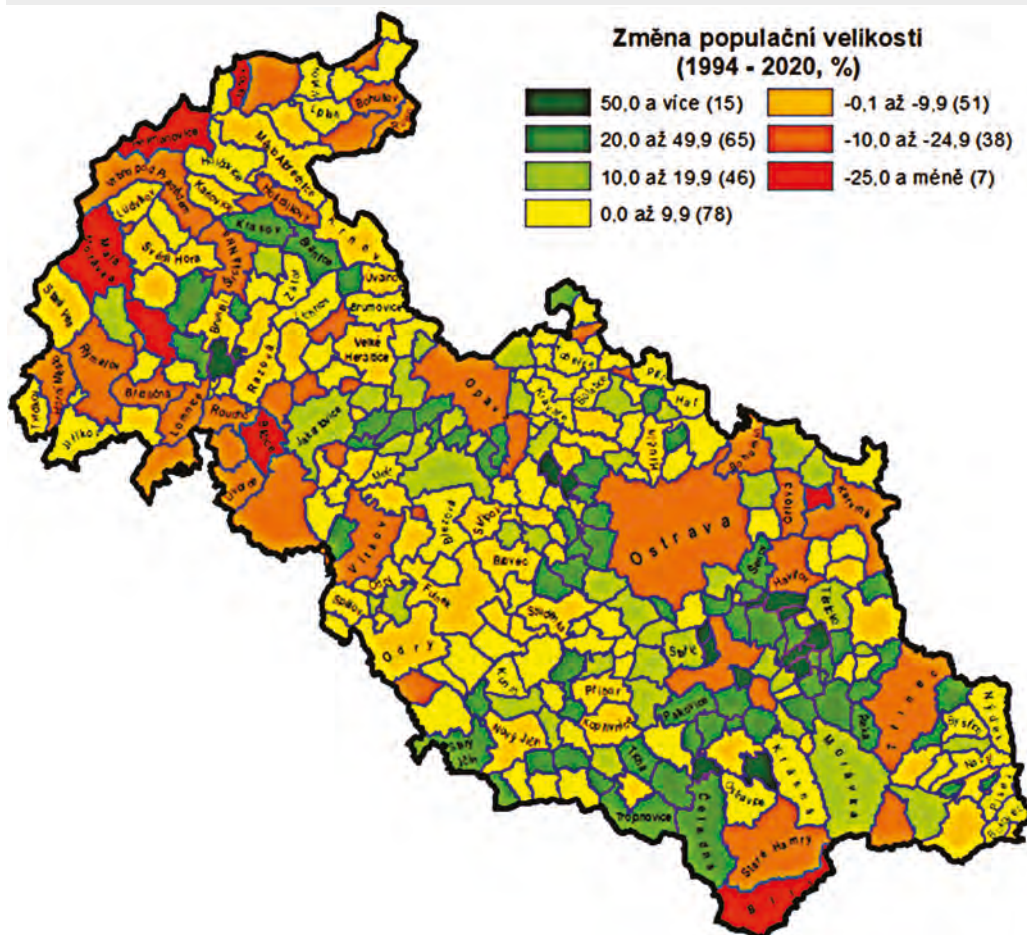
Na celkovém úbytku obyvatel přirozenou měnou se podílela většina obcí MSK (171 obcí s celkovou ztrátou 39 tisíc obyvatel). Ostatních 129 obcí zaznamenalo mírné přírůstky obyvatel přirozenou měnou v celkovém souhrnu za posledních 27 let ve výši přes 8 tisíc. To umožnilo alespoň umírnění poklesu počtu obyvatel kraje přirozenou měnou na výslednou hodnotu –31 tisíc. Rozhodujícím elementem celkové populační ztráty MSK byla však ztráta migrační ve výši přes 42 tisíc. Z celkového množství migrantů MSK jich v rámci kraje migraci ukončilo 37 %. Nové trvalé bydliště mimo kraj tak z celkového počtu

migrantů kraje našlo 63 %. Že rozhodující váhou na populačním úbytku MSK bylo migrační chování je zřejmé z obrázku 4. Tento kartogram, zobrazující rozdílné chování obcí MSK podle migračního salda, se totiž velmi podobá kartogramu zobrazujícího celkový přírůstek populace za posledních 27 let.

Největší migrační ztrátu opět zaznamenalo dvanáct měst MSK shodně jako v případě celkové populační ztráty. Těchto patnáct migračně nejztrátovějších měst tak migrací ubylo o téměř 90 tisíc obyvatel a jejich podíl na celkové migrační ztrátě obcí MSK byl téměř 92 %.

Obr. 5: Relativní změna počtu obyvatel obcí Moravskoslezského kraje za období let 1994 až 2020

Population change in municipalities in the Moravian-Silesian Region between 1994 and 2020



Pozn.: hmms jako aritmetický průměr hodnot za období let 1994 až 2020.

Note: The crude rate of net migration (hmms) is calculated as the arithmetic mean of the values the yearly net migration figures between 1994 and 2020.

Zdroj: Vlastní zpracování podle dat ČSÚ.

Source: Czech Statistical Office (CZSO); author's calculations.

ZÁVĚR

Když se podíváme na relativní změny populační velikosti obcí MSK za posledních 27 let, tedy z pohledu jejich procentuální ztráty či zisku obyvatel, dojde přece jenom k předpokládané změně v pořadí obcí a jejich zastoupení podle intervalů procentuální velikosti změny populační velikosti (obr. 5). Populačně ztrátových zůstává samozřejmě 96 obcí, ale k těm s největší relativní ztrátou ve výši 25 % a více patří těchto 7 obcí: Václavov u Bruntálu, Heřmanovice, Bílčice, Bílá, Doubrava, Janov a Malá Morávka. Pět z nich leží v okrese Bruntál, jedna obec v okrese Frýdek-Místek (Bílá) a jedna obec v okrese Karviná (Doubrava). Ale už mezi dalšími 38 obcemi s relativní ztrátou počtu obyvatel v rozmezí 10 až 24,9 % najdeme velká města jako Karviná (-23 %), Havířov (-16 %), Orlová (-17 %), Frýdek-Místek (-13 %), Opava (-13 %), Rýmařov (-11 %), Bohumín (-11 %), Třinec (-11 %) a Ostrava (-11 %). Mezi 45 relativně nejztrátovějšími obcemi MSK je většina obcí malých (počet obyvatel menší než 1 000), celkem 29 obcí, z toho 19 obcí do 500 obyvatel. Co je ovšem zapotřebí podtrhnout, je skutečnost, že do této skupiny velmi ztrátových obcí patří všech 8 největších měst kraje z velikostního intervalu 20 tisíc a více obyvatel. Tato největší města kraje tak vykazují nejen největší populační ztrátu od začátku roku 1994, ale vykazují rovněž jedny z nejvyšších relativních ztrát počtu obyvatel ve sledovaném období.

Výsledky analýzy demografického vývoje Moravskoslezského kraje můžeme shrnout takto:

- Moravskoslezský kraj prošel za posledních 150 let velmi výraznými změnami počtu obyvatel. Tyto změny lze roztrždit do šesti časových období. V těch posledních dvou byly zaznamenány největší změny populační velikosti ve srovnání s ostatními českými kraji. Charakter těchto změn se však zásadně lišil. V období let 1950 až 1993 byl MSK nejrychleji populačně rostoucím krajem (nárůst o 49 %). Naopak v posledním období od roku 1994 k současnosti je krajem nejvíce ztrátovým (pokles o 7 %).
- Největší problémy způsobené úbytkem počtu obyvatel musí řešit města ve velikostních kategoriích od 20 tisíc obyvatel. Jde celkem o 12 měst z celkového počtu 61 měst Česka. Jejich celkové ztráty počtu obyvatel za posledních 27 let se blíží 103 tisícům. Absolutně největší populační ztrátu má krajské město Ostrava následované okolními okresními městy.
- Jako mírně ztrátové se v analyzovaném období projevovaly nejmenší obce s počtem obyvatel do 500. Podobně lze takto zařadit i obce větší s počtem obyvatel od 10 tisíc do 20 tisíc (Bruntál, Hlučín a Frenštát pod Radhoštěm).
- K mírně ziskovým obcím můžeme přiřadit obce s počtem obyvatel od 2 do 5 tisíc.
- Mezi výrazně ziskové můžeme zařadit obce ve velikostní kategorii od 500 obyvatel do 2 tisíc.
- Rozdělení výše zmíněné bylo výrazné zejména v současném druhém období (2009 až 2020).
- 205 obcí vykázalo za posledních 27 let nárůst migrací, jedna obec dosáhla nulové hodnoty a zbývajících 94 obcí migrací ztratilo část své populace.
- Přibližně 50 obcí vykazovalo růst migrací přes 10 ‰ ročně, přes 5 ‰ dalších 70 obcí.
- Migrací rostly především obce v zázemí velkých měst s dobrou dostupností právě k těmto městům (Petřvald, Šenov, Rychvald, Vratimov, Baška, Dětmárovice, Sviadnov, Horní Bludovice, Dolní Lutyně, Těrlícko, Klimkovic, Vendryně, Ludčeřovice, Kaňovice apod.). Jev velmi typický pro suburbanizační proces.
- Rovněž u některých obcí se na migračním růstu projevil zájem nových obyvatel o lepší životní prostředí (Trojanovice, Kunčice pod Ondřejníkem, Dolní Domaslavice, Horní Domaslavice, Malenovice, Žermanice, Dlouhá Stráň ad.).
- Nejvíce populačně ztrátových obcí leží v okrese Bruntál.

Literatura

- Adams, W. M. 2006. *The Future of Sustainability: Re-thinking Environment and Development in the Twenty-first Century*. The World Conservation Union.
- Caldwell, J. C.- Caldwell, B. K. – Caldwell, P. – McDonald, P. F. – Schindlmayr, T. 2006. *Demographic Transition Theory*. Dordrecht, The Netherlands: Springer.
- Fong, M. 2016. *One Child: The Story of China's Most Radical Experiment*. Houghton: Houghton Mifflin Harcourt.
- Historický lexikon obcí České republiky – 1869 – 2011. ČSÚ. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/historicky-lexikon-obci-1869-az-2015>.
- Johnson, K. N. 2016. *China's Hidden Children: Abandonment, Adoption, and the Human Costs of the One-Child Policy*. Chicago: University of Chicago Press. <https://doi.org/10.7208/chicago/9780226352657.001.0001>.
- Kingsley, D. 1949. *Human Society*. New York: Macmillan.
- Křestanová, J. – Šídlo, L. – Šprocha, B. 2019. Pohyb obyvatelstva Česka a Slovenska na úrovni obcí v období 1996–2015 pohledem Webbova diagramu. *Demografie*, 61(1), s. 28–41.
- Meadows, D. H. – Meadows, D. L. – Randers, J. – Behrens, W. W. 1972. *The Limits to Growth*. London: Earth Island Ltd.
- Meadows, D. H. – Meadows, D. L. – Randers, J. 1992. *Beyond the Limits*. London: Earthscan Publications Ltd.
- Poston, D. L. jr. – Bouvier, L. F. 2017. *Population and Society: An Introduction to Demography*. 2nd edition, Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781107337237>.
- Statistický lexikon obcí 2013. ČSÚ. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/4116-13-n_2013-05.
- Synek, M. 2004. Transformace, restrukturalizace, revitalizace. *Acta Oeconomica Pragensia*, 12(3), VŠE, Praha, s. 170–195. <https://doi.org/10.18267/j.aop.266>.
- Šotkovský, I. – Tvrdý, L. 2004. Vývoj přirozeného a migračního přírůstku v obcích Moravskoslezského kraje v letech 1992 až 2001. *Demografie*, 46(1), s. 33–46.
- Šotkovský, I. 2015. *Socioekonomické struktury v rozvoji regionů. Postavení obyvatelstva Moravskoslezska v prostorové struktuře regionů soudržnosti ČR*. SAEL, vol. 38, Ostrava: VŠB – Technická univerzita Ostrava.
- Šotkovský, I. 2016. Regional Disparities of the Migration Behaviour in the European Union. In Kovářová, E., L. Melecký and M. Staničková (eds.). *Proceedings of the 3rd International Conference on European Integration 2016*. Ostrava: VŠB – Technical University of Ostrava, pp. 987–995.
- Šotkovský, I. 2020. Migration Behaviour at the Level of Municipalities of the TRITIA Region. In: Ardielli, E. (ed.). *Proceedings of the 3rd International Scientific Conference Development and Administration of Border Areas of the Czech Republic and Poland – Support for Sustainable Development*, RASPO 2020. Ostrava: VŠB – Technical University of Ostrava, 2020, pp. 220–228. ISBN 978-80-248-4412-1. ISBN 978-80-248-4413-8 (on-line).
- Weeks, John, R. 2021. *Population: An Introduction to Concepts and Issues*. 13th. ed., Boston: Cengage Learning, Inc.
- World Commission on Environment and Development 1987. *Our Common Future*. Oxford: Oxford University Press.

IVAN ŠOTKOVSKÝ

Vystudoval regionální a ekonomickou geografii na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy. Dlouhodobě působí jako odborný asistent na Ekonomické fakultě VŠB – TU Ostrava, kde je v současnosti jako člen katedry marketingu a obchodu garantem některých geografických a demografických předmětů. Ve své vědecké činnosti se zaměřuje na problematiku populačního vývoje zejména na úrovni Moravskoslezského kraje a jeho obcí.

Příloha / Annex

Tab. 4: Změny populační velikosti krajů ČR ve vybraných obdobích

Population change in regions in the Czech Republic in selected periods

Územní jednotka <i>Territorial unit</i>	Časové období / <i>Period</i>						
	1869–1890	1890–1921	1921–1940	1940–1950	1950–1993	1994–2020	1869–2020
PHA	166 984	292 447	428 089	–100 339	159 453	118 061	1 064 695
STC	116 164	83 791	90 742	–182 612	29 512	283 406	421 003
JCK	26 936	21 273	–35 804	–150 613	75 480	17 160	–45 568
PLK	59 450	81 372	20 160	–191 613	28 202	33 961	31 532
KVK	57 508	77 344	86 871	–300 024	60 756	–11 422	–28 967
ULK	187 120	227 401	153 283	–454 831	90 306	–8 253	195 026
LBK	46 094	9 652	74 252	–221 832	55 751	13 912	–22 171
HKK	52 320	5 292	30 874	–138 191	22 967	–3 697	–30 435
PAK	31 867	13 815	25 106	–108 633	62 524	11 950	36 629
VYS	17 082	9 141	–19 276	–59 799	70 195	–13 971	3 372
JMK	117 047	185 410	144 997	–137 818	164 636	52 799	527 071
OLK	67 788	52 390	72 227	–167 852	86 054	–20 755	89 852
ZLK	41 788	48 722	61 230	12 251	122 449	–20 796	265 644
MSK	112 845	234 974	156 997	–201 236	417 322	–92 271	628 631
ČR	1 100 993	1 343 024	1 289 748	–2 403 142	1 445 607	360 084	3 136 314

Tab. 5: Vývoj počtu obcí a obyvatel Moravskoslezského kraje od roku 1994 podle velikostní skupiny obcí

The number of municipalities and size of the population in the Moravian-Silesian Region since 1994 by municipality size categories

Velikostní skupina obcí <i>Municipality size categories</i>	Počet obcí <i>Number of municipalities</i>			Počet obyvatel (tis.) <i>Population (thous.)</i>			Počet obyvatel (%) <i>Population (%)</i>		
	1994	2008	2020	1994	2008	2020	1994	2008	2020
do 199 / <i>to 199</i>	14	14	14	1,9	2,1	2,0	0,15	0,17	0,17
200–499	62	57	55	20,8	19,1	18,4	1,62	1,53	1,54
500–999	72	78	72	50,7	55,8	52,6	3,94	4,47	4,41
1 000–1 999	74	77	77	105,0	110,6	109,3	8,17	8,85	9,17
2 000–4 999	38	40	50	124,6	129,7	158,9	9,70	10,37	13,32
5 000–9 999	15	17	17	109,0	115,1	118,7	8,48	9,21	9,95
10 000–19 999	4	4	3	54,2	53,0	40,5	4,22	4,24	3,39
20 000–49 999	7	7	7	211,3	193,1	175,4	16,44	15,44	14,71
50 000–99 999	4	4	4	281,4	264,0	232,1	21,89	21,12	19,46
100 000 a více <i>100 000 and more</i>	1	1	1	326,2	307,8	285,0	25,39	24,62	23,89
MSK celkem <i>MSK total</i>	291	299	300	1 285,1	1 250,3	1 192,8	100,00	100,00	100,00

RAPE MYTH ACCEPTANCE IN INDIAN ADULTS: A DEMOGRAPHIC ANALYSIS

Ivan Das¹⁾ – Anjana Bhattacharjee²⁾

Abstract

This study seeks to identify the demographic variables that are related to rape myth acceptance (RMA) among young adults in India. Adding to the scarce body of research on the subject of rape myth acceptance in India, this study draws on research that was conducted on a sample of 1000 adults, the majority of whom were women ($F_n = 660$, $M_n = 340$). Age, marital status, and a personal history of victimisation were found to be associated with the nature of rape myth acceptance (high and low RMA) among young adults. Gender, qualifications, and occupation were not linked to RMA. However, even with a smaller number of male participants in the study, a larger share of people with a high RMA was found among men than women. The highest rates above the average RMA were found among people in the 30–35 age group, people with an Mphil/PhD, people whose occupation was in the field of business, and participants who were married. A personal history of sexual victimisation was found to be associated with RMA, but most participants who had no personal history of victimisation had a higher RMA than those participants who had a history of being sexually victimized.

Keywords: rape myth; rape; demographic variables; history of sexual abuse

Demografie, 2022, 64(1): 77–85

DOI: <https://doi.org/10.54694/dem.0290>

INTRODUCTION

Rape in India

Sexual assault against women is a significant problem in Indian society (Bhattacharyya, 2015). The number of rape cases in India has increased over time, in spite of the presence of legal sanctions (Maity, 2009). However, there is very little available research on rape in India (Basu Roy – Ghosh Dastidar, 2018). The literature on rape in India relies on newspaper articles, case studies, and other social media as its source. Over time, this has created

a need to discover what factors contribute to rape in India.

India witnessed one of the most brutal cases of rape ever in December 2012, in what is commonly referred to as the ‘Delhi Rape Case’. In 2019, another gang rape and murder of a veterinary doctor in Hyderabad surfaced, and this again rocked the entire nation (Ganeshan, 2019). Thus, the list of cases goes on, and the rape statistics in India continue to rise. Table 1 shows the rising number of reported rape cases and provides an indication of how large the number of unreported cases might be.

1) Researcher, Department of Psychology, Tripura University, contact: ivandas94@gmail.com.

2) Assistant Professor, Department of Psychology, Tripura University, contact: anjanabhattacha2008@yahoo.com.

Table 1 The number of reported rape cases in India between 2010 and 2019

Year	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Cases	22,172	24,206	24,923	33,707	36,735	34,651	38,947	32,559	33,356	32,559

Source: Statista Research Department (2021).

Some important statistics related to rape in India must be discussed: 35.1% of the sample of women respondents in the third round of the National Family Health Survey (NFHS) in 2005–2006 (on which the UN Women 2011 figures for India are based) reported to researchers that they had experienced physical violence from an intimate partner; 35.4% of the women had experienced sexual or physical violence or both during their lifetime from someone (Bhattacharya, 2013). Gupta (2014) stated that every third Indian woman between the ages of 15 and 49 claimed to have experienced sexual or physical violence in their lifetime. According to data from the National Crime Records Bureau (NCRB) and NFHS in 2005, a mere 5.8% of the sexual abuse cases perpetrated by a man who was not the woman's husband were actually reported. As few as 1% of cases in which the culprit was the woman's husband were reported. Also alarming to note is the fact that there were 40 times more incidents in which the sexual violence was perpetrated by the woman's husband than incidents in which the perpetrator was not the woman's husband.

Experts often state that the patriarchal system in India is to be blamed for such a high number of rape cases. Wherever men view women as their personal property, the situation becomes too tough for women to live in (Johnson, 2005). Secondly, gender inequality has played a major role in the rising number of rape cases. A former Indian Prime Minister once stated that no nation can hold its head high if one-half of humanity (i.e. women) is discriminated against (Sharma et al., 2014). Also, as long as sex is considered a taboo subject in India, sex education will be kept at bay. The absence of proper sex education in India can lead to conservatism and the emergence of rape culture (Ismail et al., 2015). In addition to these factors, there are several cultural (Hofstede, 1998), institutional, and educational factors that also contribute to the high rate of rape in India.

Rape and rape myths

Knowledge of rape myths is crucial for understanding rape. Burt (1980: 1) has defined rape myths as 'prejudicial, stereotyped, or false beliefs about rape, rape victims, and rapists'. Rape myth acceptance is about sharing in widely held beliefs that lead people to support or reject the occurrence of sexual violence, and that ultimately justify a perpetrator's acts and lead to the victim being blamed (Newins et al., 2018). Lonsway and Fitzgerald (1994) stress the cultural factors behind rape myth acceptance (RMA). Men justify rape myths to deny that there has been any sexual violence or involvement in a crime, whereas women do it to evade personal vulnerability (harassment, damage to their reputation, etc.) after the incident has occurred. In some instances, even women may strongly endorse rape myths, which is also a part of the gender-based hypothesis of the present study. For example, if a woman believes that dressing in a provocative way leads to rape, she can make herself feel safer by deciding to 'always dress decently'. Different stereotypical rape scripts, such as 'only girls with a bad character get raped' or 'women who are substance abusers get raped', can function like rape myths (Peterson – Muehlenhard, 2004), irrespective of gender. Prevalent rape myths are known to play a major role in sustaining rape culture (Barnett et al., 2018). Scully and Marolla (1984) have argued that rape myths predict rape. Also, RMA is associated with a personal history of being sexually abused. An abused person is more likely to have rape-supportive attitudes than a person who has never had such an experience. A person who has been sexually abused can commit various crimes against other people in the future. Also included in these crimes are sexual offences (Widom – Ames, 1994).

Studies on rape myth acceptance in India are scarce. A recent study among Indian students showed that anti-social attitudes, sexist attitudes, and low self-control contribute to high RMA among students (Qureshi et al., 2021). India shows a higher tendency

to disbelieve rape claims, compared to the USA and Japan (Stephens *et al.*, 2016). Among Indian medical students, a study revealed that nearly one-fifth of their sample show a high level of RMA, among both men and women (Chudasama *et al.*, 2013). But very few studies focus on demographic variables, which may be linked with RMA.

Thus, determining the nature of the rape myth attitudes that people endorse is important for understanding how rape myths relate to the crime of rape. Hence, it is essential to determine the demographic factors related to RMA and how they are associated with different variables. This is the premise underlying the objectives of the current study designed to gather more knowledge about RMA in India.

Objectives

- 1) To discover the nature of RMA among Indian adults in different demographic strata.
- 2) To determine how the demographic variables are associated with the nature of RMA, experienced by the Indian adults

METHODS

Sample

The sample consisted of 1,000 young Indian adults. Among them, 660 were females and the other 340 were males. The participants ranged in age from 18 to 35 years and the mean age was approximately 25. Taking into account the age structure in India, 10.76% of Indians fall between the ages of 18 and 23 (as reported in knoema.com³). In the present sample, 50.2% of the participants belonged to the 18–23 age group and the rest (49.8%) fell into either the 24–29 age group or the 30–35 age group. The Indian age structure indicates that around 15% of the population are between 25 and 35 years of age (Basu, 2007). These differences between the representative sample and the population result from the fact that population data (in percentages) include age groups under the age of 18 and above the age of 35, as well. Also, not all the detailed age divisions in the current sample were available in the census data. Hence, they could not be compared accurately.

The participants had diverse educational qualifications and different occupations. All were currently working and residing in India at the time of the study. Both married and unmarried people were included in the study. One crucial criterion for inclusion in the study was that participants had to be conversant in the English language. A random sampling technique was used to derive the sample for this study.

Materials used

A basic information form was drawn up and administered to collect general demographic information from the participants. The updated Illinois Rape Myth Acceptance Scale (McMahon – Farmer, 2011) was administered to assess rape myth acceptance among the participants. This scale utilises a 5-point Likert-type scale, where the scores range from 1 (strongly agree) to 5 (strongly disagree). Higher scores in the test indicate a greater rejection of rape myths. There are four subscales in the test: i) It wasn't really rape, ii) He didn't mean to (includes both normal items and intoxication items), iii) She lied, and iv) She asked for it. The Cronbach's alphas of the subscales ranged from 0.64 to 0.80. The overall Cronbach's alpha for the entire test was found to be highly reliable ($\alpha=0.87$). The scale is especially fit for this study because it was validated in an Indian context. The test was found to possess satisfactory reliability ($\alpha=0.86$), validity, and other psychometric properties when it was administered to an Indian sample (Das – Bhattacharjee, 2021).

Procedure

Ethical norms of research were adhered to in the data collection. Consent, rapport-building, and prior knowledge of being involved in research are important ethical standards that were upheld in this study. After the process of data collection, the data were properly categorised and tabulated. The frequencies were carefully computed for each of the demographic strata (variable). The data from the IRMAS (Illinois Rape Myth Acceptance Scale) provided the four subscale scores, which were then totalled to get the full scale score. In this study, we utilised the total or full scale

3) <https://knoema.com/atlas/India/topics/Demographics/Age/Population-aged-18-23-years> (retrieved on 15 January 2022).

score, which depicts the overall nature of the rape myth acceptance, endorsed by the participants. Following the central score of the updated IRMAS scale, the participants were categorised into 'low RMA' and 'high RMA' groups. Individuals who scored below the average score of 66 were categorised as 'High RMA' and those who scored above it were categorised as 'Low RMA'. This is because higher scores in the IRMAS scale is associated with a higher rejection of rape myth acceptance (McMahon – Farmer, 2011).

The Chi-square test and Phi correlation were then conducted to determine the association and correlation between RMA and the different demographic variables. For the variables with more than two levels (resulting in a greater than 2x2 table), the contingency correlation coefficient was computed, which replaced the Phi correlation. All the statistical analyses were done in IBM SPSS v25. The interpretations, discussions, and conclusions here are based on the findings.

RESULTS

Table 2 Frequencies of the demographic variables and their associations with RMA

Age	18–23	24–29	30–35	Total	χ^2	C		
Low RMA	457 91.0%	389 90.0%	51 77.1%	897 89.7%	12.06**	0.356**		
High RMA	45 9.0%	43 10.0%	15 22.9%	103 10.3%				
Gender	Female		Male		Total	χ^2	Φ	
Low RMA	598 90.6%		299 87.8%		897 89.7%	1.73	.043	
High RMA	62 9.4%		41 12.2%		103 10.3%			
Educational qualifications	12th	Graduate	PG	M.Phil. & PhD	Others	Total	χ^2	C
Low RMA	132 89.7%	369 89.9%	344 88.8%	28 88.2%	24 100.0%	897 89.7%	3.24	.102
High RMA	15 10.3%	41 10.1%	43 11.2%	4 11.8%	0 0.0%	103 10.3%		
Occupation	Student	Self-Employed	Service	Business		Total	χ^2	C
Low RMA	641 90.0%	67 87.5%	167 90.8%	22 80.0%		897 89.7%	4.26	.134
High RMA	71 10.0%	9 12.5%	17 9.2%	6 20.0%		103 10.3%		
Marital status	Unmarried		Married		Total	χ^2	Φ	
Low RMA	839 90.3%		58 81.6%		897 89.7%	5.31*	.07*	
High RMA	90 9.7%		13 18.4%		103 10.3%			
History of victimisation	Present		Absent		Total	χ^2	Φ	
Low RMA	442 95.5%		455 84.6%		897 89.7%	31.00**	.18**	
High RMA	21 4.5%		82 15.4%		103 10.3%			

*p<.05 **p<.001

χ^2 = Chi Square, Φ = Phi Correlation, C = Contingency Correlation

All percentages are computed across the columns.

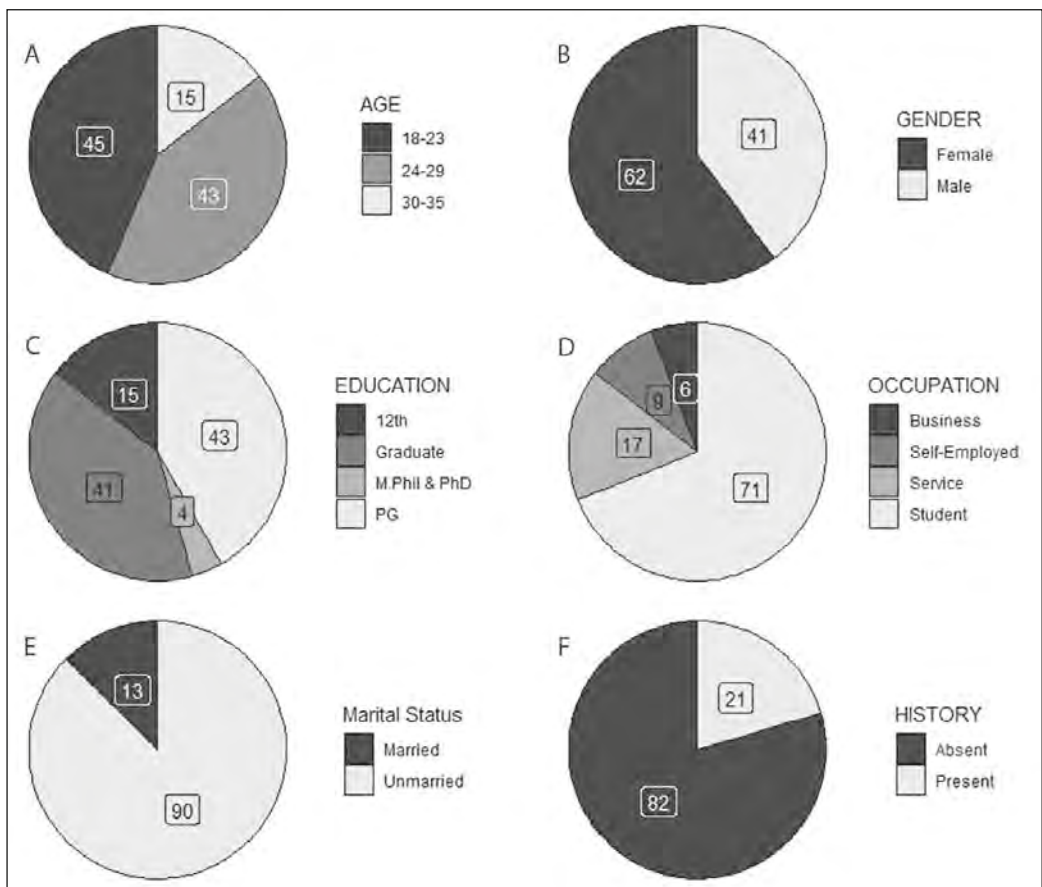
As Table 2 shows, 897 (89.7%) respondents had a low rape myth acceptance and hence were categorised into the 'Low RMA' category. There were 103 (10.3%) respondents who were categorised into the 'High RMA' category. This shows that most Indians tend to reject myths associated with rape. *Qureshi et al.* (2021) has argued that there may be a lower rape myth acceptance among the Indian people than people residing in western countries like the United States.

We will now analyse the demographic variables associated with a high or low RMA. In terms of age, we find that the majority (91%) of respondents in the 18–23 age group had low RMA scores. The same is true for the other two age groups. The largest share

of people with a high RMA (22.9%) was found in the 30–35 age group. The inferential statistics indicate that there is a significant association between age groups and the nature of RMA ($\chi^2=12.06$; $C=.356$; $p<.001$). Whether people experience low or high RMA depends on the age group they belong to.

Among both sexes, the majority of respondents belong to the low RMA category, as 91% of females and 88% of males experience a low RMA. A larger share of people with a 'high RMA' were found among men than women. The association and correlation tests showed that gender is not linked to RMA ($\chi^2 = 1.73$; $\Phi = .043$; $p > .05$). The gender of the participants does not distinguish between people who have a high and a low RMA.

Figure 1 High RMA across all the demographic variables



Note: Numerals indicate the frequencies of High RMA in the different categories.

Across all the categories of educational qualifications, the majority of respondents in each category had low RMA. The highest within group percentage of a 'high RMA' was found among people with MPhil or doctoral degrees. The other lower qualifications are seen to lag behind in terms of 'high RMA' rates. However, no significant association or correlation between RMA and people's qualifications ($\chi^2 = 3.24$; $C = .102$; $p > .05$) was found.

In terms of the occupation of respondents, all four categories show a high rate (percentage) of low RMA. The business sector showed the highest within group percentage of 'high RMA' (20%). The inferential statistics show no significant association or correlation between RMA and the occupation of the respondents, which suggests that the respondents' low or high RMA is not linked to their occupation ($\chi^2 = 4.26$; $C = .134$; $p > 0.05$).

Among both the married and unmarried participants most of the respondents had a low RMA. Only 9.7% of the unmarried group and 18.4% of the married group had a high RMA. Thus, the married group had a larger share of people with a 'high RMA'. Also, a significant association and correlation was found to exist between RMA and marital status ($\chi^2 = 5.31$; $\Phi = 0.07$; $p < 0.05$). This implies that the marital status of the participants is linked to whether they have a high or low RMA.

Finally, a history of victimisation shows a highly significant association and correlation with RMA ($\chi^2 = 31$; $\Phi = 0.18$; $p < .001$). Among participants who report a history of sexual victimisation, the majority (96%) have a low RMA. Although the number of respondents with a 'low RMA' and no history of being sexually victimised is higher than the number of those with a 'low RMA' and a history of victimisation, the number of respondents in the 'high RMA' category was also higher among those with no history. Despite these findings, the association was found to be significant, which suggests that a personal history of victimisation is linked to the nature of RMA a person endorses.

Thus, both of the study's objectives were fulfilled. The following figure provides a better illustration of the percentages of high RMA across the variables.

DISCUSSION

Early studies pointed to the role of age in the acceptance of rape myths, and the findings of this study concur with this. Younger people were found in this study to have a lower rape myth acceptance (Burt, 1980; Hudson – Ricketts, 1980). In a study conducted in 2005, older people were found to be more accepting of rape myths (Kassing et al., 2005). In the current study, the age group of '30 to 35 years' had the highest number of people with a high RMA. This may be due to generational differences, the types of family culture they were exposed to, the societal and cultural norms that existed when they were growing up, and other factors that contributed to the difference between the three age groups shown in the study.

In contrast to the present findings, past studies identified a significant association between gender and RMA. This study found, however, that although gender was not linked to RMA, high levels of RMA were more common among men than women. Davis and McCartney (2003) stated that men are the ones who tend to blame the victim the most. Women do not blame the victim or the situation and they also tend to deny that victims could easily avoid sexual assault (Kopper, 1996).

Qualification and occupation were not found to be associated with RMA in the present study. In line with the present findings, a study in Nigeria showed that rape perpetration is not associated with educational qualification (Laima et al., 2020). Kassing et al. (2005) showed that education is a notable determinant of RMA, which is consistent with the findings of this study. People with lower levels of education were found to be more accepting of rape myths. In another study, it was found that people with post-secondary education do not significantly differ from people who have a lower level of education when it comes to having rape supportive attitudes (Powers et al., 2015). This is at odds with the common notion that education liberates people and broadens their outlook in life, thus playing a significant role in their attitudes towards rape myths.

The role of occupation in RMA is a much less researched topic (Klemmack – Klemmack, 1976). People with a higher occupational status are less likely to blame a rapist than people with a lower occupational status (Sealy – Corninsh, 1973). A person's job status was also found to have an effect on whether the

rapist was blamed for rape (Deitz – Byrnes, 1971). Similar results were found in a study that employed the ‘successful employee vs student’ design, using the power differential concept (Yamawaki *et al.*, 2007). However, in this study, a larger share of people in the occupation of business were found to have a high RMA than were found among students and people in other occupations. This may be owing to the cultural differences of successful people (e.g. in business) in India.

Very few studies have been able to determine the association/relationship between RMA and marital status. In this study, a significant association was found between the two. A larger share of people with a ‘high RMA’ were found among married respondents (18%) than among their unmarried counterparts (10%). Married people are more conservative in nature (van der Toorn *et al.*, 2017) and this can lead to greater acceptance of rape myths. Unmarried people are more in touch with multiple potential partners and are more often going out on dates or meeting new people than married people are, and this can result in a lower RMA among unmarried people.

A personal history of victimisation on the part of respondents was found to be associated with the RMA they endorse. There is said to be a link between the experience of sexual abuse and committing a sexual offence (Jespersen *et al.*, 2009). People who have been a victim of sexual abuse after the age of 12 are at a greater risk of being a sexual offender in later life (Ogloff *et al.*, 2012). The ‘sexually abused-sexual abuser’ hypothesis focuses on the association between a personal history of abuse and the perpetration of sexual offences. It lays the foundation for the likelihood that a sexually abused person can abuse and victimise other people later in life (Leach *et al.*, 2016). Since RMA is known to be a predictor of the act of rape (Scully – Marolla, 1984), this explains why a personal history of sexual abuse and RMA are related. However, a unique finding in this study

was that a personal history of sexual victimisation did not lead to a high RMA among the respondents. The share of people with a ‘high RMA’ was larger among the respondents with no personal history of victimisation. This can be explained by the personal dispositions and other factors relating to the people in the ‘negative past history of victimisation’ group. And the aforesaid dispositions among these people led to this group having a higher RMA than the ‘positive past history of victimisation’ group.

CONCLUSION

To conclude, it can be stated that demographic patterns of rape myth acceptance among Indian adults were identified in this study. The study also revealed and discussed how different demographic variables are related to RMA among young adults. It was found that age, marital status, and a history of sexual victimisation were associated with the nature of RMA respondents endorsed. However, gender, educational qualifications, and occupation were found to have no significant association with RMA.

The study determined what demographic factors are linked to RMA. Since the sample in this study is fairly large, the results can be effectively generalised to apply to the Indian population. This study also provides a significant theoretical framework for similar research on other countries or cultures. The findings of the study can help to identify the demographic characteristics of people that make them most likely to support the crimes of rape and to blame the female victims. The reasons why the variables in this study are significantly associated with RMA among young adults in India should be the subject of future related research. Other studies in this area should attempt to predict RMA using other demographic variables correlated to the ones used in this study. Various sex education plans and gender-based sensitisation will help to reduce the acceptance of rape myths among people.

References

- Barnett, M. D. – Sligar, K. B. – Wang, C. D. 2018. Religious affiliation, religiosity, gender, and rape myth acceptance: Feminist theory and rape culture. *Journal of interpersonal violence*, 33(8), 1219–1235. <https://doi.org/10.1177/0886260516665110>.
- Basu, K. 2007. *India's Demographic Dividend*. BBC News, 25 July. Retrieved on 15 January, 2022 from http://news.bbc.co.uk/2/hi/south_asia/6911544.stm.
- Basu Roy, S. – Ghosh Dastidar, S. 2018. Why do men rape? Understanding the determinants of rapes in India. *Third World Quarterly*, 39(8), 1435–1457. <https://doi.org/10.1080/01436597.2018.1460200>.
- Bhattacharya, P. 2013. An epidemic of crimes against women? *Livemint* (Sep 12), viewed on, 1.
- Bhattacharyya, R. 2015. Understanding the spatialities of sexual assault against Indian women in India. *Gender, Place & Culture*, 22(9), 1340–1356. <https://doi.org/10.1080/0966369X.2014.969684>.
- Burt, M. R. 1980. Cultural myths and supports for rape. *Journal of Personality and Social Psychology*, 38, 217–230. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.38.2.217>.
- Chudasama, R. K. – Kadri, A. M. – Zalavadiya, D. – Joshi, N. – Bhola, C. – Verma, M. 2013. Attitude and myths towards rape among medical students in Rajkot, India. *Online Journal of Health and Allied Sciences*, 12(3), 1–6.
- Das, I. – Bhattacharjee, A. 2021. Factor Structure of the Updated Illinois Rape Myth Acceptance Scale in the Indian Context. *Psychological Thought*, 14(1). <https://doi.org/10.37708/psyc.v14i1.546>.
- Davies, M. – McCartney, S. 2003. Effects of gender and sexuality on judgements of victim blame and rape myth acceptance in a depicted male rape. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 13(5), 391–398. <https://doi.org/10.1002/casp.741>.
- Deitz, S. R. – Byrnes, L. E. 1981. Attribution of responsibility for sexual assault: The influence of observer empathy and defendant occupation and attractiveness. *The Journal of Psychology*, 108(1), 17–29. <https://doi.org/10.1080/00223980.1981.9915241>.
- Ganesan, B. 2019. When will our country be safe for Women? Retrieved on 30 November, 2019. *The News Minute*. Available at: <https://www.thenewsminute.com/article/when-will-our-country-become-safe-women-outrage-after-hyderabad-vets-murder-113148>.
- Gupta, A. 2014. Reporting and incidence of violence against women in India. Rice Institute, 130.
- Hofstede, G. 1998. Think locally, act globally: Cultural constraints in personnel management. In *Management and international review* (pp. 7–26). Gabler Verlag, Wiesbaden. https://doi.org/10.1007/978-3-322-90989-3_2.
- Hudson, W. W. – Ricketts, W. A. 1980. A strategy for the measurement of homophobia. *Journal of Homosexuality*, 5, 357–372. https://doi.org/10.1300/J082v05n04_02.
- Ismail, S. – Shajahan, A. – Rao, T. S. – Wylie, K. 2015. Adolescent sex education in India: Current perspectives. *Indian journal of psychiatry*, 57(4), 333. <https://doi.org/10.4103/0019-5545.171843>.
- Jespersen, A. F. – Lalumière, M. L. – Seto, M. C. 2009. Sexual abuse history among adult sex offenders and non-sex offenders: A meta-analysis. *Child abuse & neglect*, 33(3), 179–192. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2008.07.004>.
- Johnson, A. G. 2005. *The gender knot: Unraveling our patriarchal legacy*. Temple University Press.
- Kassing, L. R. – Beesley, D. – Frey, L. L. 2005. Gender role conflict, homophobia, age, and education as predictors of male rape myth acceptance. *Journal of Mental Health Counseling*, 27(4), 311–328. <https://doi.org/10.17744/mehc.27.4.9wfm24f52kqgav37>.
- Klemmack, S. H. – Klemmack, D. L. 1976. The social definition of rape. *Sexual assault*, 135–147.
- Kopper, B. A. 1996. Gender, gender identity, rape myth acceptance, and time of initial resistance on the perception of acquaintance rape blame and avoidability. *Sex Roles*, 34(1), 81–93. <https://doi.org/10.1007/BF01544797>.
- Laima, C. H. – Mohammed, A. – Hembah Hilekaan, S. K. – Abubakar, J. D. 2020. Predictors of location of rape: A survey of victim's location in Gombe state, North East Nigeria. *Tropical Journal of Obstetrics and Gynaecology*, 37(1), 167–171. https://doi.org/10.4103/TJOG.TJOG_74_19.
- Leach, C. – Stewart, A. – Smallbone, S. 2016. Testing the sexually abused-sexual abuser hypothesis: A prospective longitudinal birth cohort study. *Child abuse & neglect*, 51, 144–153. <https://doi.org/10.1016/j.chiabu.2015.10.024>.
- Lonsway, K. A. – Fitzgerald, L. F. 1994. Rape myths. *Psychology of women quarterly*, 18(2), 133–164. <https://doi.org/10.1111/j.1471-6402.1994.tb00448.x>.
- Maity, S. 2019. Performance of controlling rape in India: Efficiency estimates across states. *Journal of international women's studies*, 20(7), 180–204.

- McMahon, S. – Farmer, G. L. 2011. An updated measure for assessing subtle rape myths. *Social Work Research*, 35(2), 71–81. <https://doi.org/10.1093/swr/35.2.71>.
- Newins, A. R. – Wilson, L. C. – White, S. W. 2018. Rape myth acceptance and rape acknowledgment: The mediating role of sexual refusal assertiveness. *Psychiatry research*, 263, 15–21. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2018.02.029>.
- Ogloff, J. R. – Cutajar, M. C. – Mann, E. – Mullen, P. – Wei, F. T. Y. – Hassan, H. A. B. – Yih, T. H. 2012. Child sexual abuse and subsequent offending and victimisation: A 45 year follow-up study. *Trends and issues in crime and criminal justice*, 440, 1. <https://doi.org/10.1037/e620412012-001>.
- Peterson, Z. D. – Muehlenhard, C. L. 2004. Was it rape? The function of women's rape myth acceptance and definitions of sex in labeling their own experiences. *Sex Roles*, 51(3), 129–144. <https://doi.org/10.1023/B:SERS.0000037758.95376.00>.
- Powers, R. A. – Leili, J. – Hagman, B. – Cohn, A. 2015. The impact of college education on rape myth acceptance, alcohol expectancies, and bystander attitudes. *Deviant Behavior*, 36(12), 956–973. <https://doi.org/10.1080/01639625.2014.982747>.
- Qureshi, H. – Kulig, T. C. – Cullen, F. T. – Fisher, B. S. 2021. Rape Myth Acceptance Among College Students in India: Prevalence and Predictors in a Changing Context. *Deviant Behavior*, 1–24. <https://doi.org/10.1080/01639625.2020.1720935>.
- Scully, D. – Marolla, J. 1984. Convicted rapists' vocabulary of motive: Excuses and justifications. *Social problems*, 31(5), 530–544. <https://doi.org/10.2307/800239>.
- Sealy, A. P. – Cornish, W. R. 1973. Jurors and their verdicts. *The Modern Law Review*, 36(5), 496–508. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2230.1973.tb01381.x>.
- Sharma, R. R. – Pardasani, R. – Nandram, S. 2014. The problem of rape in India: a multi-dimensional analysis. *International Journal of Managing Projects in Business*.
- Statista Research Department 2021. *Total number of rape cases reported in India from 2005 to 2019*. Retrieved on 14 July, 2021. Available at: <https://www.statista.com/statistics/632493/reported-rape-cases-india/>.
- Stephens, T. – Kamimura, A. – Yamawaki, N. – Bhattacharya, H. – Mo, W. – Birkholz, R. – Makomenaw, A. – Olson, L. M. 2016. Rape myth acceptance among college students in the United States, Japan, and India. *Sage Open*, 6(4), 1–8. <https://doi.org/10.1177/2158244016675015>.
- Van der Toorn, J. – Jost, J. T. – Packer, D. J. – Noorbaloochi, S. – Van Bavel, J. J. 2017. In defense of tradition: Religiosity, conservatism, and opposition to same-sex marriage in North America. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 43(10), 1455–1468. <https://doi.org/10.1177/0146167217718523>.
- Widom, C. S. – Ames, M. A. 1994. Criminal consequences of childhood sexual victimization. *Child abuse & neglect*, 18(4), 303–318. [https://doi.org/10.1016/0145-2134\(94\)90033-7](https://doi.org/10.1016/0145-2134(94)90033-7).
- Yamawaki, N. – Darby, R. – Queiroz, A. 2007. The moderating role of ambivalent sexism: The influence of power status on perception of rape victim and rapist. *The Journal of social psychology*, 147(1), 41–56. <https://doi.org/10.3200/SOCP.147.1.41-56>.

IVAN DAS

is a scholar who conducts research in the social sciences at Tripura University, India. His PhD thesis is on the psychology of sexual assault. He has published work in eminent journals. His interests extend beyond the social sciences, and he has worked on and published research on the pure and applied sciences as well. Hailing from the town of Kolkata, India, Mr Das has a keen interest in reading and writing literary works, and also in physical fitness.

ANJANA BHATTACHARJEE

is an assistant professor in the Department of Psychology, Tripura University, and has been teaching for 14 years and been conducting research for 15 years. She is currently conducting research on domestic violence, the mental health of women, adolescents' mental health, and the prevention of drug addiction and suicide. She has written more than 75 research articles on different aspects of mental health and authored two books, and five research scholars have been awarded a PhD under her guidance. She is a member of different national and international associations in various capacities.

Otevřená data

Strojově čitelné, úplné,
ve velkém detailu, volně k dispozici
pro zpracování a další šíření



volební výsledky



výsledky
Sčítání 2011



aktuální
ekonomické údaje



klasifikace, číselníky,
ukazatele



czso.cz/csu/czso/otvorena-data-v-katalogu-produktu-csu

PODKLADY

Redakce přijímá rukopisy v elektronické podobě.

ROZSAH PŘÍSPĚVKU:

Textová část studie/článku nesmí 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, recenze 4 NS, zprávy 2 NS a anotace literatury 0,5 NS. Je třeba, aby studie obsahovala anglický abstrakt do 5 řádků (Ř), klíčová slova v angličtině, anglické resumé do 20 Ř, abecední seznam citované literatury a CV – stručnou informaci o autorovi a jeho odborném zaměření (do 5 Ř). Součástí článku je abecední seznam citované literatury.

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. 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. Anglický text je revidován rodilým mluvčím na náklady redakce.

ZÁSADY PRO OPTIMÁLNÍ PODOBU PODKLADŮ

A. TEXTY (v textovém editoru MS Word)

1. V nastavení odstavce používejte pouze zarovnání VLEVO (na levou zarážku).
2. Vyznačování v odstavci (kurzívou, tučně) a používání indexů bude do sazby korektně přeneseno.
3. Nepoužívejte (v nastavení vypněte) funkci, která nuceně přesunuje do další řádky jednohláskové předložky a spojky (a, s, z, v, k apod.), jež by jinak vyšly na konec řádku. Textový editor vsune do textu programové informace o tomto tzv. nuceném dělení, které nelze jinak než pracně odstranit.

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

Pokud má dokument přiděleno doi, musí být v citaci uvedeno.

Příklady základních druhů citací:

Monografie

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

dí 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

Dudová, R. – Vohlídalová, M. 2018. Muži a ženy pečující o seniory v rodině. *Sociologický časopis*, 54(2), s. 219–252. <https://doi.org/10.13060/00380288.2018.54.2.400>.

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, 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). (Dudová – Vohlídalová, 2018)

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),
Marie Průšová (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, Markéta Majerová, 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, Česká Republika

Telefon: +420 274 054 240

E-mail: redakce@czso.cz

Web: <https://www.czso.cz/csu/czso/demografie>

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: Informační servis, Český statistický úřad, Na padesátém 81,
100 82 Praha 10-Strašnice, Česká republika, e-mail: objednavky@czso.cz

Grafická úprava: Český statistický úřad

Grafický návrh: Ondřej Pazdera

Tisk: Český statistický úřad

Cena jednoho výtisku: 58,- Kč

Roční předplatné 4 x 58,- Kč + poštovné

Indexové číslo 46 465, ISSN 0011-8265 (Print), ISSN 1805-2991 (Online),
Reg. Zn. MK ČR E 4781

Číslo 1/2022, ročník 64

Toto číslo vyšlo v březnu 2022

© Český statistický úřad 2022