

# Apriorní předpoklady regionálních demografických projekcí

Ondřej Šimpach

ondrej.simpach@vse.cz

Doktorand oboru statistika

Školitel: doc. Ing. Jitka Langhamrová, CSc., (langhamj@vse.cz)

**Abstrakt:** Regionální demografické projekce jsou důležité pro odhad budoucí věkové a pohlavní struktury konkrétní populace, přičemž konstrukce regionálních projekcí je obtížnější zejména proto, že se jedná o populace malé, za které nemusí být k dispozici dostatečně podrobná data a může tak vzniknout významné zkreslení. V případě České republiky a jejích regionů datová absence nehrozí, neboť úroveň statistiky i za regiony je na vysoké úrovni. Apriorní předpoklady, které vstupují do demografických projekcí ohledně míry úmrtnosti, úrovně plodnosti a migrace, ovlivňují výsledek tím více, čím jsou populace menší a čím delší je horizont projekce. Výpočetní systém na konstrukci projekcí, který byl pro potřeby této analýzy vytvořen, zvládne akceptovat libovolný apriorní předpoklad a tvořit tak více různých projekčních scénářů. Na některých těchto předpokladech bude demonstrováno několik regionálních projekcí, přičemž za datový vzorek budou uvažovány vybrané okresy, reprezentující všechny české kraje s výjimkou Prahy. Praha bude určitou referenční populací a poskytne nám i určité předpoklady, které budou aplikovány na zvolených okresech.

**Klíčová slova:** regionální demografická projekce, úmrtnost, plodnost, migrace

## Úvod

Pro odhad regionálních demografických věkových a pohlavních struktur se velmi často využívá komponentní metoda (viz Fiala, (2002)), kterou doplňujeme o určité předpoklady vývoje úmrtnosti, plodnosti a očekávané migrace. V předkládané studii bude provedena populační projekce ve dvou scénářích pro vybrané okresy České republiky, které reprezentují všechny kraje s výjimkou Prahy, neboť Praha bude uvažována jako referenční kategorie s nejnižší úhrnnou plodností v zemi, ke které se jednotlivé vybrané okresy budou v horizontu projekce přibližovat. Projekce bude provedena od prahu 1. 1. 2011 a její horizont bude 50 let. Vybrané reprezentativní okresy, které budou pro tuto analýzu uvažovány, jsou:

- Brno,
- České Budějovice,
- Hradec Králové,
- Jihlava,
- Karlovy Vary,
- Liberec,
- Olomouc,
- Ostrava,
- Pardubice,
- Plzeň,
- Ústí nad Labem a
- Zlín.

Dílní předpoklady, které budou v analýze využity, vyplynou dále z metodologie.

## Metodologie a předpoklady

Pro jednotlivé analyzované okresy budou využity úplné úmrtnostní tabulky mužů a úplné úmrtnostní tabulky žen z databáze ČSÚ za pětiletí 2006–2010, přičemž tabulky budou pro 0–104 dokončených let života. (105 let je  $\omega$ , což je věk, ve kterém již žádná osoba výchozí populace není naživu). Tyto tabulky budou přepočteny na zkrácené úmrtnostní tabulky mužů a zkrácené úmrtnostní tabulky žen za

pětiletí 2006–2010, přičemž 0-leté osoby budou uvažovány zvlášť. Rozsah tabulek bude tedy 0, 1–4, 5–9, 10–14, 15–19, ..., 100–104 dokončených let. Položme nyní pro každý rok  $t$  počty dožívajících se

$$l_{t,0} = l_{t+5,0} = l_{t+10,0} = \dots = 100\,000, \quad (1)$$

přičemž  $t = 2008, 2013, 2018, \dots, 2063$ . S využitím koeficientu poklesu pravděpodobnosti úmrtí  $q_x$  můžeme pro každý rok  $t$  vypočítat počty dožívajících se

$$l_{t,x} = l_{t,x-h} \times \left( 1 - k \times \frac{l_{t-5,x-h} - l_{t-5,x}}{l_{t-5,x-h}} \right), \quad (2)$$

kde  $k$  je koeficient poklesu pravděpodobnosti úmrtí  $q_x$  a  $h$  je šíře věkového intervalu (5 let).

Koeficient poklesu pravděpodobnosti úmrtí bude zvolen pro muže 0,92 a pro ženy 0,93 a byl vypočten na základě poznatků a výstupů uvedených Dotlačilovou et al. (2012). Nyní, když máme počty dožívajících se  $l_x$  ve zkrácených úmrtnostních tabulkách pro roky  $t = 2008, 2013, 2018, \dots, 2063$ , jsme již schopni vypočítat počty dožívajících se ve středech časových intervalů 2011–2015, 2016–2020, 2021–2025, ..., 2056–2060. Výpočet provedeme lineární interpolací

$$l_{t,x} = \frac{4 \times l_{t-1,x} + l_{t+4,x}}{5}. \quad (3)$$

S využitím tabulkových počtů dožívajících se osob budeme nyní schopni vypočíst střední délku života při narození, přičemž můžeme využít vztahu uvedeného např. Keyfitzem (1964)

$$e_0^0 = \frac{\sum_{x=0}^{110} l_x - \alpha \times l_0 + (\alpha - 0,5) \times l_1}{l_0}, \quad (4)$$

kde  $\alpha$  je podíl dolního elementárního souboru zemřelých (ČSÚ doporučuje stanovit na hodnotu 0,85).

Vzhledem k uvažovaným zkráceným úmrtnostním tabulkám můžeme využít jednoduššího vztahu, který je pro potřeby analýzy upraven do podoby

$$e_{0,t}^0 = h \times \frac{\sum_{x=1-4}^{100-104} l_{t,x} - \frac{l_{t,1-4}}{2}}{l_{t,1-4}}, \quad (5)$$

kde  $h$  je šíře věkového intervalu (5 let).

Pro pokračování analýzy je třeba vypočíst projekční koeficienty, přičemž projekční koeficienty budou počítány zvlášť pro živě narozené osoby, zvlášť pro 0–4 leté osoby a zvlášť pro osoby 5–9 leté a starší. Vzhledem k tomu, že analýza uvažuje do budoucna pokles pravděpodobnosti úmrtí  $q_x$ , (který je zakomponován v předchozích výpočtech tabulkových počtů dožívajících se), i projekční koeficienty budou pro jednotlivé časové intervaly 2011–2015, 2016–2020, 2021–2025, ..., 2056–2060 tento pokles zahrnovat. Projekční koeficient pro živě narozené osoby a časový interval  $t$  může mít podobu, kterou využívá Koschin (1993)

$$P_{t,*} = \frac{(1 - \alpha) \times l_{t,0} + (2 + \alpha) \times l_{t,1} + 2 \times l_{t,5}}{5 \times l_{t,0}}, \quad (6)$$

a pro zkrácené projekční tabulky této analýzy můžeme využít

$$P_{t,*} = \frac{(1 - \alpha) \times l_{t,0} + (2 + \alpha) \times l_{t,1-4} + 2 \times l_{t,5-9}}{5 \times l_{t,0}}. \quad (7)$$

Projekční koeficient pro osoby 0–4 leté a časový interval  $t$  má podobu

$$P_{t,0-4} = \frac{2,5 \times (l_{t,5} + l_{t,10})}{(1-\alpha) \times l_{t,0} + (2+\alpha) \times l_{t,1} + 2 \times l_{t,5}}, \quad (8)$$

a pro zkrácené projekční tabulky této analýzy můžeme využít vztahu

$$P_{t,0-4} = \frac{2,5 \times (l_{t,5-9} + l_{t,10-14})}{(1-\alpha) \times l_{t,0} + (2+\alpha) \times l_{t,1-4} + 2 \times l_{t,5-9}}. \quad (9)$$

V poslední řadě můžeme vypočítat projekční koeficienty pro osoby 5-leté a starší s využitím vztahu

$$P_{t,x} = \frac{l_{t,x+5} + l_{t,x+10}}{l_{t,x} + l_{t,x+5}} \text{ pro } x \geq 5, \quad (10)$$

a pro zkrácené projekční tabulky této analýzy pak vztahu

$$P_{t,x-(x+h-1)} = \frac{l_{t,(x+5)-(x+5+h-1)} + l_{t,(x+10)-(x+10+h-1)}}{l_{t,x-(x+h-1)} + l_{t,(x+5)-(x+5+h-1)}}. \quad (11)$$

Pro projekci živě narozených osob je třeba využít apriorních předpokladů. Úhrnnou plodnost je možné buď pro jednotlivé analyzované populace odhadnout (viz Langhamrová, Fiala, (2009)), nebo namodelovat (viz Bozick, Bell William, (1987)). U analyzovaných okresů České republiky je možné využít obou předpokladů či některých jiných. Výpočtové tabulky je možno přepočítat s libovolnými předpoklady, přičemž pro potřeby této studie bude využít předpoklad, že úhrnná plodnost analyzovaných okresů se bude do roku 2060 lineárně přibližovat úhrnné plodnosti referenčního okresu – Prahy, kde je nejnižší úhrnná plodnost v republice (1,36 dítěte na jednu ženu v letech 2006–2010) a my budeme předpokládat, že regiony budou tento trend napodobovat. Specifické míry plodnosti pro okres Praha v letech 2006–2010 vypočteme ze vztahu

$$f_{x,2006-2010}^P = \frac{N_{x,2006-2010}^{(v),P}}{5 \times S_{x,2008}^{(\check{Z}),P}}, \quad (12)$$

kde  $N_{x,2006-2010}^{(v),P}$  jsou počty živě narozených dětí  $x$ -leté matce (kde  $x = 15-49$  dokončených let) v Praze v časovém období 2006–2010 a

$S_{x,2008}^{(\check{Z}),P}$  je počet žen ve věku  $x$  (kde  $x = 15-49$  dokončených let) v Praze v roce 2008,

přičemž úhrnná plodnost je sumací všech specifických měr plodnosti s uvažováním šířky věkového intervalu  $h$  (5 let)

$$\acute{u}f_{2006-2010}^P = 5 \times \sum_{x=15-49} f_{x,2006-2010}^P. \quad (13)$$

Následně můžeme vypočíst specifické míry plodnosti pro každý jednotlivý uvažovaný okres v letech 2006–2010 dle vztahu

$$f_{x,2006-2010}^{okres} = \frac{N_{x,2006-2010}^{(v),okres}}{5 \times S_{x,2008}^{(\check{Z}),okres}}, \quad (14)$$

kde  $N_{x,2006-2010}^{(v),okres}$  jsou počty živě narozených dětí  $x$ -leté matce (kde  $x = 15-49$  dokončených let) v analyzovaném okrese v časovém období 2006–2010 a

$S_{x,2008}^{(\check{Z}),okres}$  je počet žen ve věku  $x$  (kde  $x = 15-49$  dokončených let) v analyzovaném okrese v roce 2008

a dále úhrnnou plodnost pro tento okres dle vztahu

$$\dot{u}f_{2006-2010}^{okres} = 5 \times \sum_{x=15-19}^{45-49} f_{x,2006-2010}^{okres} \quad (15)$$

Specifické míry plodnosti na konci projekce v letech 2056–2060 vypočteme nejdříve, až posléze se zaměříme na specifické míry plodnosti ve středu délky projekce (roky 2031–2035). Specifické míry plodnosti na konci projekce v letech 2056–2060 jsou

$$f_{x,2056-2060}^{okres} = \frac{\dot{u}f_{2056-2060}^{okres,př.}}{\dot{u}f_{2006-2010}^P} \times f_{x,2006-2010}^P \quad (16)$$

kde  $\dot{u}f_{2056-2060}^{okres,př.}$  je předpokládaná úroveň úhrnné plodnosti v uvažovaném okrese v letech 2056–2060, (přičemž u všech analyzovaných okresů bude uvažována současná úroveň úhrnné plodnosti v Praze).

Předpokládaná úhrnná plodnost v analyzovaném okrese ve středu délky projekce (v letech 2031–2035) je

$$\dot{u}f_{2031-2035}^{okres,př.} = \dot{u}f_{2006-2010}^{okres} - \frac{1}{2} \times (\dot{u}f_{2006-2010}^{okres} - \dot{u}f_{2056-2060}^{okres,př.}) \quad (17)$$

a příslušné specifické míry plodnosti ve středu délky projekce (v letech 2031–2035) jsou

$$f_{x,2031-2035}^{okres} = \frac{\dot{u}f_{2031-2035}^{okres,př.}}{\dot{u}f_{2006-2010}^P} \times f_{x,2006-2010}^P \quad (18)$$

Lineární interpolací jsme nyní schopni vypočítat specifické míry plodnosti pro jednotlivá časová období před středem délky projekce jako

$$f_{x,t}^{okres} = f_{x,(2006-2010)}^{okres} + \frac{(f_{x,2031-2035}^{okres} - f_{x,(2006-2010)}^{okres})}{(2031-2006) \times (t-2006)} \quad (19)$$

kde  $t$  jsou časová období 2011–2015, 2016–2020, 2021–2025 a 2026–2030 a  $h$  je délka intervalu (5 let).

Taktéž vypočteme všechny specifické míry plodnosti pro jednotlivá časová období po středu délky projekce a to vztahem

$$f_{x,t}^{okres} = f_{x,(2031-2035)}^{okres} + \frac{(f_{x,2056-2060}^{okres} - f_{x,(2031-2035)}^{okres})}{(2056-2031) \times (t-2031)} \quad (20)$$

kde  $t$  jsou časová období 2036–2040, 2041–2045, 2046–2050 a 2051–2055 a  $h$  je délka intervalu (5 let).

Analýza bude dále zahrnovat migraci, přičemž klíčový pro nás bude přírůstek osob stěhování. Komponentní metodu projekce obyvatelstva se zjednodušeným modelem migrace využívá např. Langhamrová, Fiala (2012), modelování migrace využívá ve své studii Kale et al. (2005). Pro předkládanou studii zjistíme, jaký byl trend v posledních 5 letech, za která máme data. Tento trend byl konstantní a to ve všech analyzovaných okresech. Nastává tedy otázka: bude v horizontu 50 let možné, aby se udržel stejný trend přírůstku obyvatel stěhování, jaký byl v posledních 5 letech, za která máme data? U některých okresů možná ano, ale spíše tento předpoklad platit nebude. Některé okresy měly za poslední roky významný odliv obyvatel, jiné okresy měly zase významný příliv obyvatel. Udržení odliv migrantů by způsobil, že by za 50 let v daném okrese skoro nikdo nežil, udržení příliv migrantů by způsobil, že by se velikost okresu musela zdvojnásobit nebo dokonce ztrojnásobit. Jedním z předpokladů, který se využívá v mnoha přírodních vědách pro nastoupení rovnováhy, je tzv. „exponenciální pokles“. Exponenciální pokles je možno pozorovat ve fyzice i v chemii (ustálení odrazů tenisového míčku či pokles pěny šumivých nápojů), dále v rámci ekonomických a statistických věd se využívá pro určování pravděpodobnosti, životnosti zařízení, pro řešení problémů teorie hromadné obsluhy a pro řešení teorie grafů (viz Berge (1962)), nebo v nastoupení rovnováhy

u ekonometrických modelů v analýzách impuls reakce (viz Pesarana et al. (1998). Vychýlení modelu z rovnováhy jednotkovým impulzem je sledováno, přičemž kvalitní model se po dostatečně krátké době navrácí do rovnováhy s exponenciálním poklesem. Kromě konstantního trendu migrace bude tedy stanoven ještě druhý předpoklad, který bude v analýze předložen a to předpoklad exponenciálního poklesu mezi počátkem projekce a koncem projekce. Vztah pro tento pokles můžeme získat s využitím modifikace hustoty pravděpodobnosti exponenciálního rozdělení jako

$$MIGR_t^{okres} = \lambda e^{-\lambda t} \quad (21)$$

kde  $t$  jsou časová období a  $\lambda$  je vhodný parametr.

S využitím celkového podílu mužů migrantů a žen migrantů z napozorovaných dat za poslední pětiletí se pokusíme odhadnout relativní podíly mužů migrantů a žen migrantů v dokončeném věku  $x$  let (relativní věkovou strukturu migrantů). Jednotlivé indexy pro dokončený věk  $x$  můžeme označit

$i_x(p)^M$  pro muže, respektive  $i_x(p)^{\check{z}}$  pro ženy.

Z předpokladu konstantního trendu migrace do budoucna nebo z předpokladu exponenciálního poklesu migrace stanovíme předpokládané počty migrantů  $ppm_t^{M+\check{z}}$  (mužů i žen dohromady) pro časová období  $t = 2011-2015, 2016-2020, \dots, 2056-2060$ . Počet migrantů v daném časovém období  $t$ , dokončeném roce života  $x$  a pohlaví určíme jednoduše vztahem

$$MIGR_{x,t}^M = ppm_t^{M+\check{z}} \times i_x(p)^M \text{ pro muže, respektive} \quad (22)$$

$$MIGR_{x,t}^{\check{z}} = ppm_t^{M+\check{z}} \times i_x(p)^{\check{z}} \quad (23)$$

Samotná populační projekce bude tvořena s prahem k 1. 1. 2011, přičemž jako vstupní data za jednotlivé analyzované okresy můžeme využít zkrácenou demografickou strukturu podle věku a pohlaví v 5-letých věkových intervalech ( $h = 5$ ) k 31. 12. 2010, neboť počáteční stavy roku  $t$  jsou shodné s koncovými stavy roku  $t - 1$ . Můžeme využít vztahů, uvedených např. Fialou (2002), které můžeme pro potřeby této analýzy modifikovat na vzorec

$$S_{x,t}^{(M),okres} = N_{t-h}^{(v),(Ch),okres} \times P_{*,t-h}^{(M),okres} + \frac{\left( MIGR_{x,t-h}^{(M),okres} \times \sqrt[3]{P_{*,t-h}^{(M),okres}} \right)}{2} \text{ pro } x = 0 - 4 \quad (24)$$

pro muže a analyzovaný okres a dále

$$S_{x,t}^{(\check{z}),okres} = N_{t-h}^{(v),(D),okres} \times P_{*,t-h}^{(\check{z}),okres} + \frac{\left( MIGR_{x,t-h}^{(\check{z}),okres} \times \sqrt[3]{P_{*,t-h}^{(\check{z}),okres}} \right)}{2} \text{ pro } x = 0 - 4 \quad (25)$$

pro ženy a analyzovaný okres. Starší obyvatele, muže a ženy v analyzovaném okrese, můžeme vypočítat s využitím vztahu

$$S_{x,t}^{(M),okres} = S_{x-h,t-h}^{(M),okres} \times P_{x-h,t-h}^{(M),okres} + \frac{\left( MIGR_{x-h,t-h}^{(M),okres} \times \left( P_{x-h,t-h}^{(M),okres} \right)^{\frac{2}{3}} + \sqrt[3]{MIGR_{x+h,t-h}^{(M),okres}} \right)}{2} \quad (26)$$

pro  $x \geq 5 - 9$ , pro muže a analyzovaný okres, respektive s využitím vztahu

$$S_{x,t}^{(\check{z}),okres} = S_{x-h,t-h}^{(\check{z}),okres} \times P_{x-h,t-h}^{(\check{z}),okres} + \frac{\left( MIGR_{x-h,t-h}^{(\check{z}),okres} \times \left( P_{x-h,t-h}^{(\check{z}),okres} \right)^{\frac{2}{3}} + \sqrt[3]{MIGR_{x+h,t-h}^{(\check{z}),okres}} \right)}{2} \quad (27)$$

pro  $x \geq 5 - 9$ , pro ženy a analyzovaný okres. Vzhledem k tomu, že projekční tabulky by se nám z vrchu začínaly vyprazdňovat, (protože jsme prozatím neřešili živě narozené osoby, které do projekce-

ních tabulek v každém roce, respektive časovém období  $t$  vchází), vypočteme nyní počty živě narozených dětí pro časová období  $t = 2011-2015, 2016-2020, \dots, 2056-2060$ . S využitím vztahu

$$N_{x,t}^{(v),okres} = 5 \times \left( \frac{S_{x,t}^{(\check{Z}),okres} + S_{x,t+h}^{(\check{Z}),okres}}{2} \right) \times f_{x,t}^{okres} \quad \text{pro } x = (15-19) - (45-49) \quad (28)$$

vypočteme počty živě narozených dětí  $x$ -letým matkám pro uvažované časové období a analyzovaný okres a dále pak celkový počet živě narozených chlapců pro uvažované časové období jako

$$N_t^{(v),(Ch),okres} = \sum_{x=15-19}^{45-49} N_{x,t}^{(v),okres} \times 0,515 \quad (29)$$

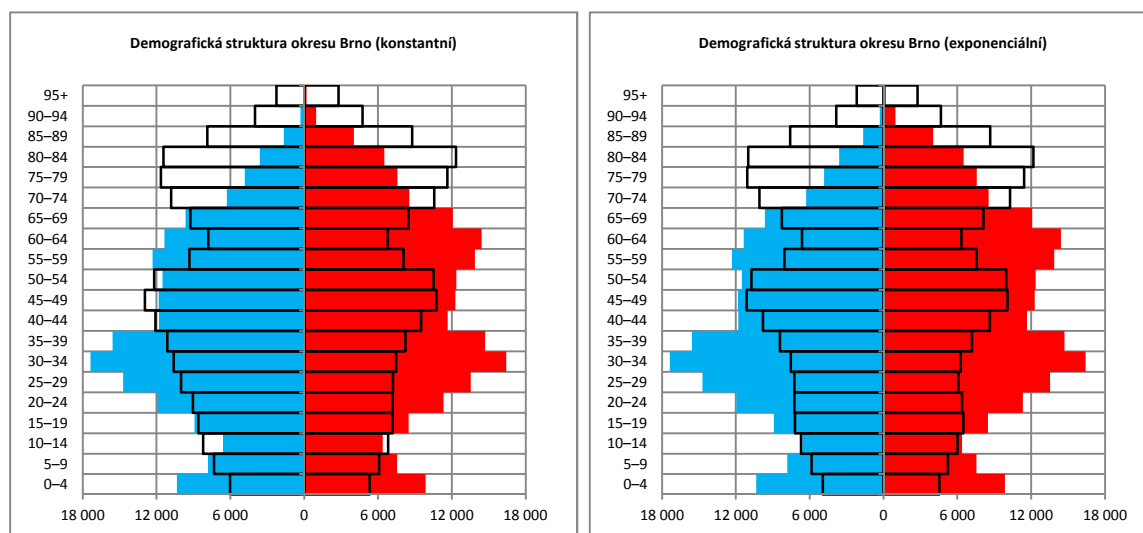
a celkový počet živě narozených děvčat pro uvažované časové období jako

$$N_t^{(v),(D),okres} = \sum_{x=15-19}^{45-49} N_{x,t}^{(v),okres} \times 0,485, \quad (30)$$

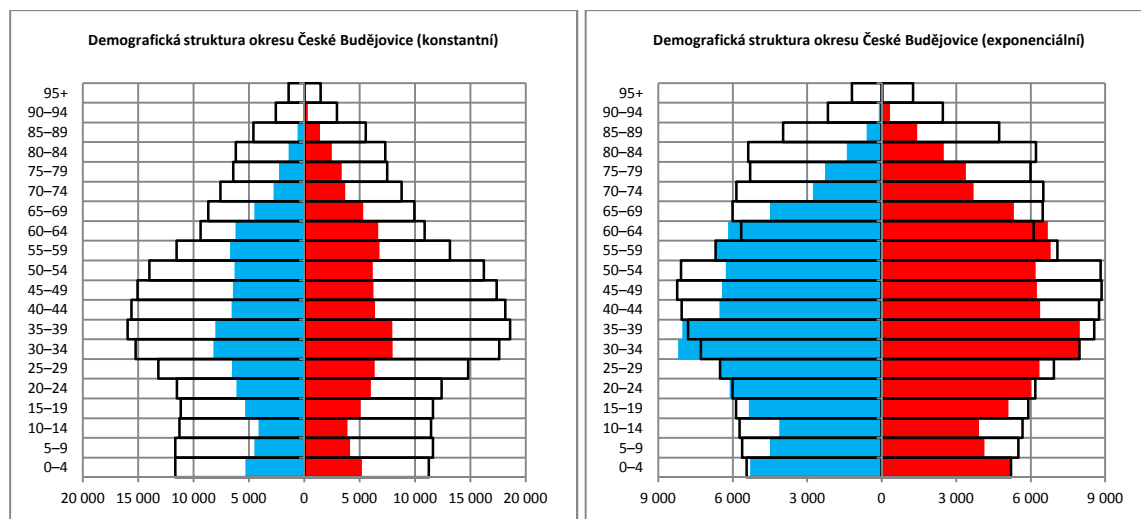
přičemž podíly chlapců (0,515) a děvčat (0,485) při narození uvádí např. Pavlík et al. (1986).

## Provedené experimenty

S využitím zmíněných apriorních předpokladů a výše uvedených vzorců byl připraven výpočetní systém, v němž byly vypočteny regionální demografické projekce. Demografické projekce tedy uvažují pokles pravděpodobnosti úmrtí  $q_x$  (respektive prodloužení střední délky života  $e_x^0$ ), tendenci úhrnné plodnosti tihnout k úhrnné plodnosti Prahy (s lineárním trendem) a dva scénáře migrace. Ve většině případů se jeví konstantní trend migrace do budoucna jako nereálný a **neudržitelný**, ať už z toho důvodu, že okresy s vysokým migračním přírůstkem by se za následných 50 let zdvojnásobily nebo dokonce ztrojnásobily, nebo v opačném případě zase okresy s vysokým migračním úbytkem by za následných 50 let mohly téměř zmizet. Levé obrázky vždy zobrazují demografickou projekci analyzovaného okresu s konstantním trendem migrace, pravé obrázky zobrazují demografickou projekci analyzovaného okresu s exponenciálním poklesem migrace. V Obr. 1 je zobrazena projektovaná demografická a pohlavní struktura okresu Brno, v Obr. 2 Českých Budějovic, v Obr. 3 Hradce Králové, v Obr. 4 Jihlavy, v Obr. 5 Karlových Varů, v Obr. 6 Liberce, v Obr. 7 Olomouce, v Obr. 8 Ostravy, v Obr. 9 Pardubic, v Obr. 10 Plzně, v Obr. 11 Ústí nad Labem a v neposlední řadě v Obr. 12 Zlína.

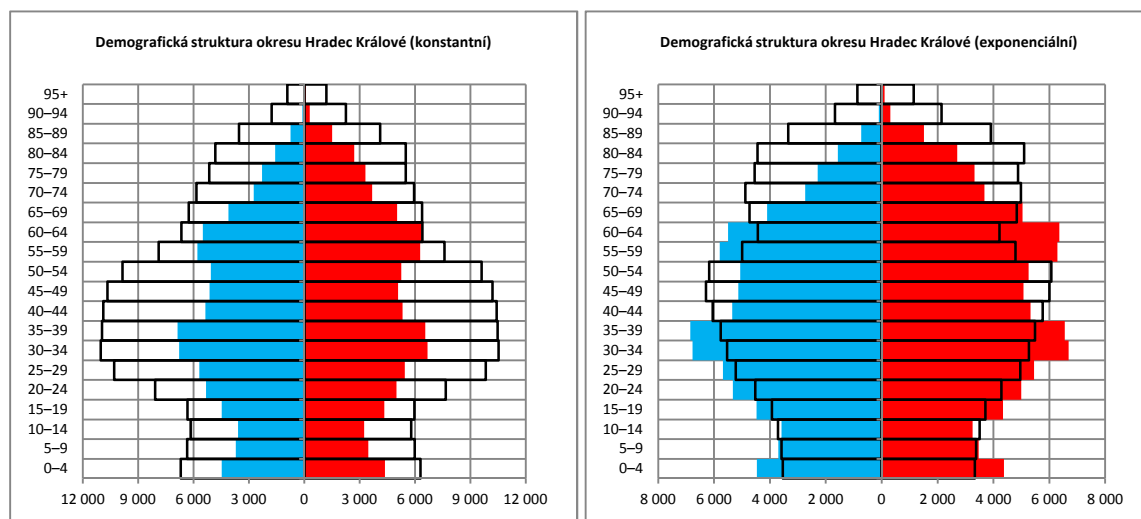


Obrázek 22: Demografická struktura okresu Brno k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo) Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce



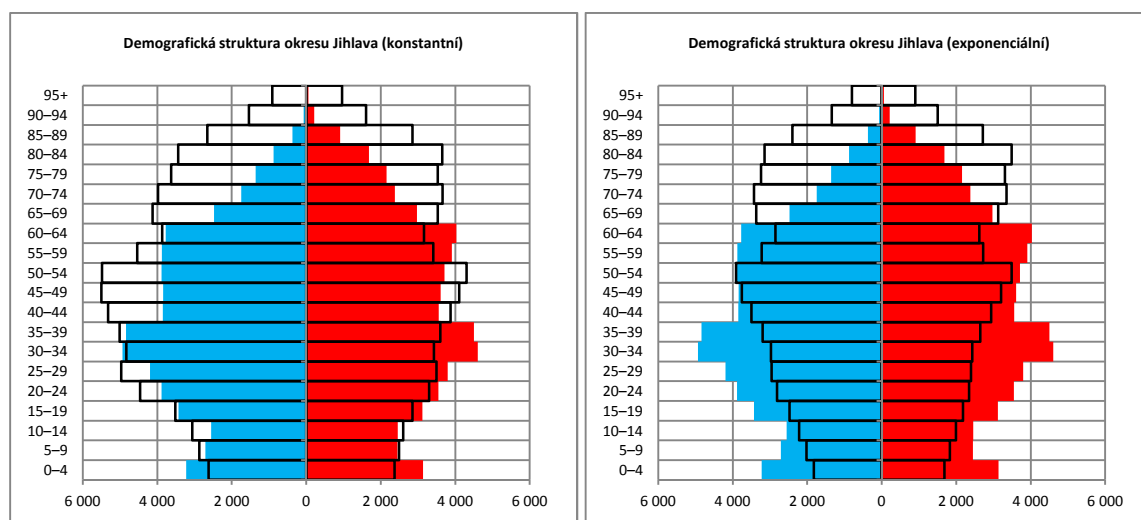
**Obrázek 2: Demografická struktura okresu České Budějovice k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)**

Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce



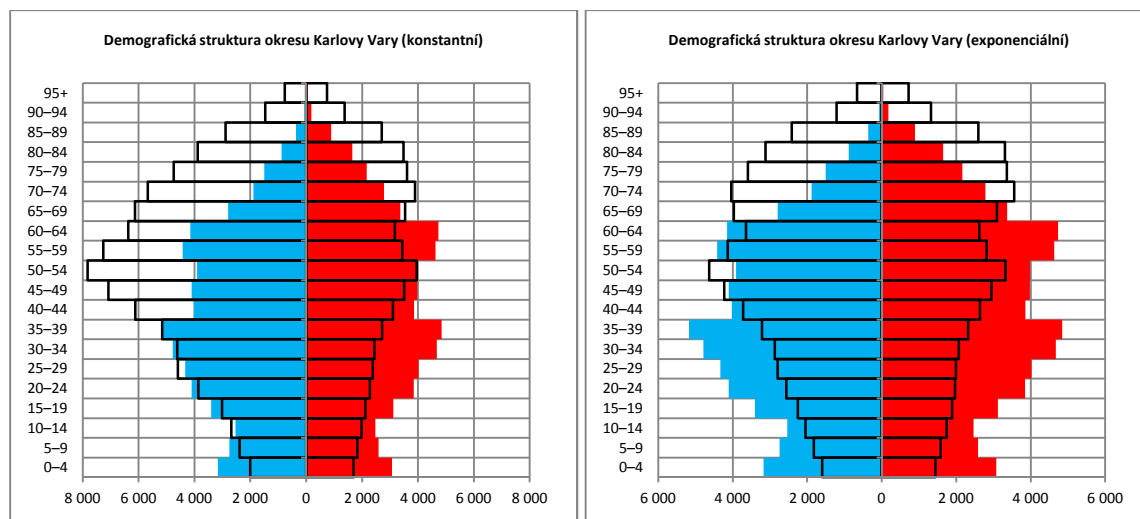
**Obrázek 3: Demografická struktura okresu Hradec Králové k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)**

Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce

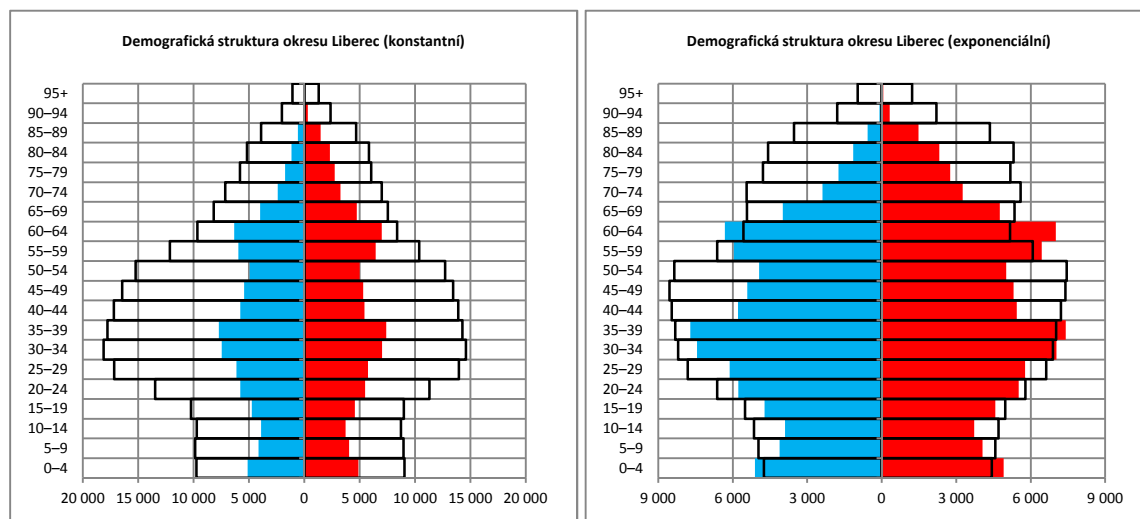


**Obrázek 4: Demografická struktura okresu Jihlava k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)**

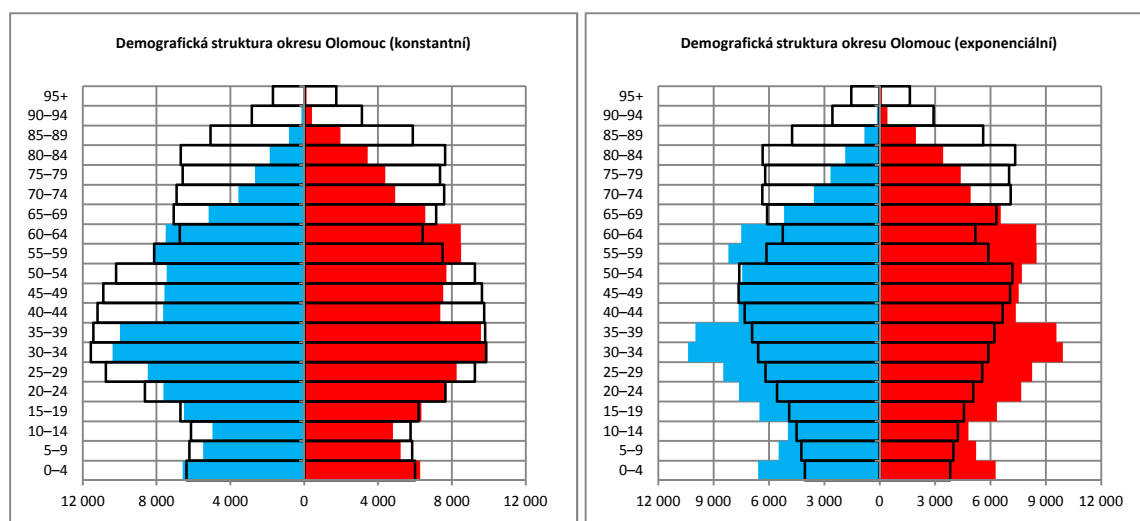
Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce



**Obrázek 5: Demografická struktura okresu Karlovy Vary k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo) Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce**

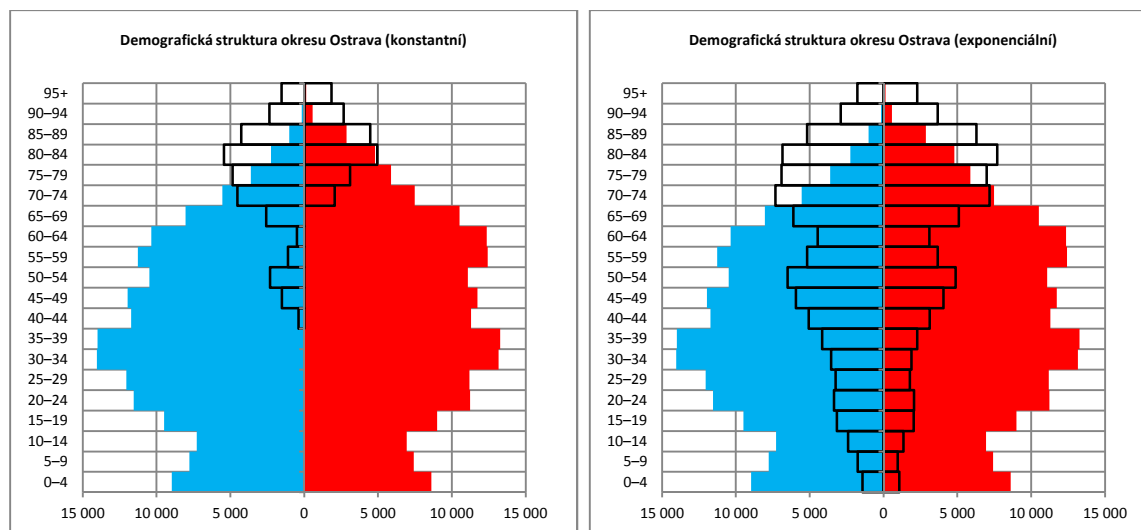


**Obrázek 6: Demografická struktura okresu Liberec k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo) Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce**

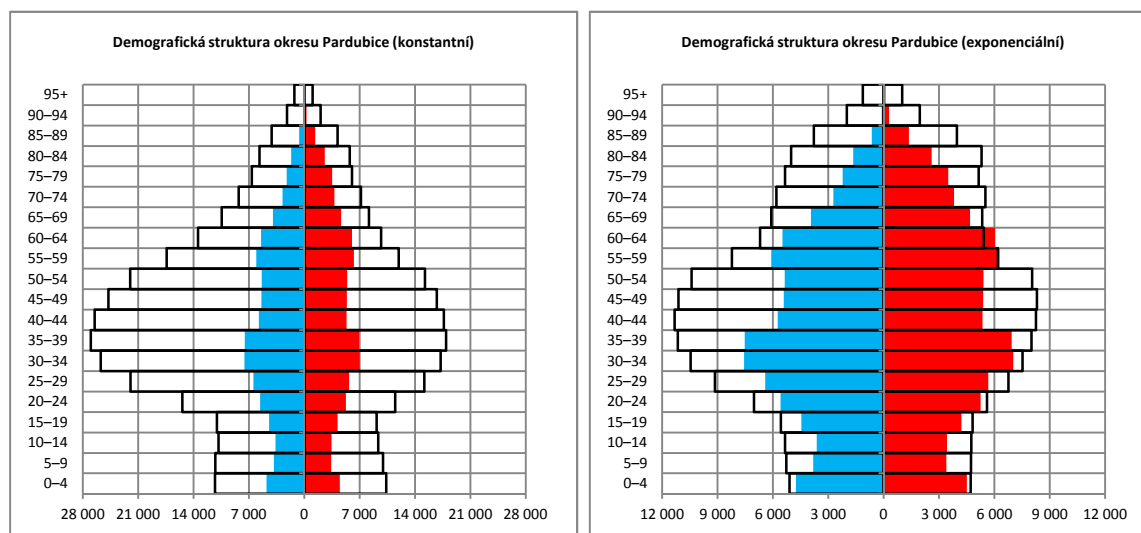


**Obrázek 7: Demografická struktura okresu Olomouc k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo) Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce**

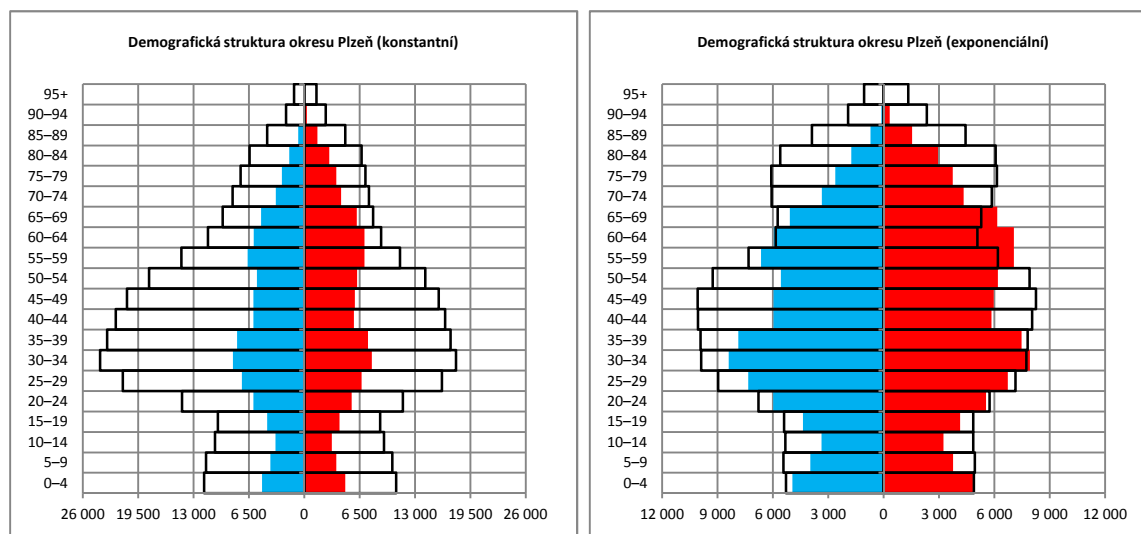




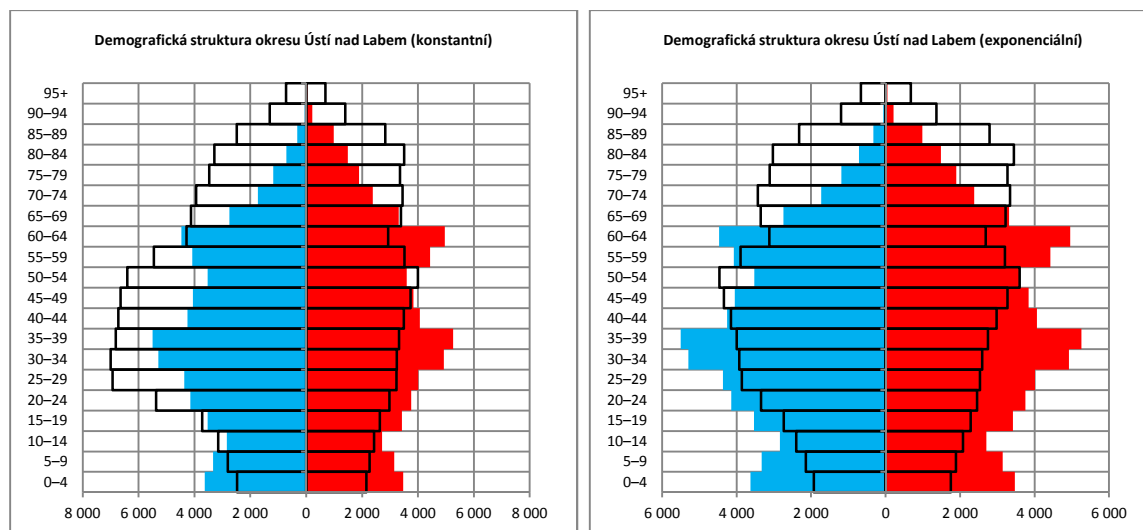
**Obrázek 8: Demografická struktura okresu Ostrava k 1.1.2011 a 1.1.2016 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)** Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce



**Obrázek 9: Demografická struktura okresu Pardubice k 1.1.2011 a 1.1.2016 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)** Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce

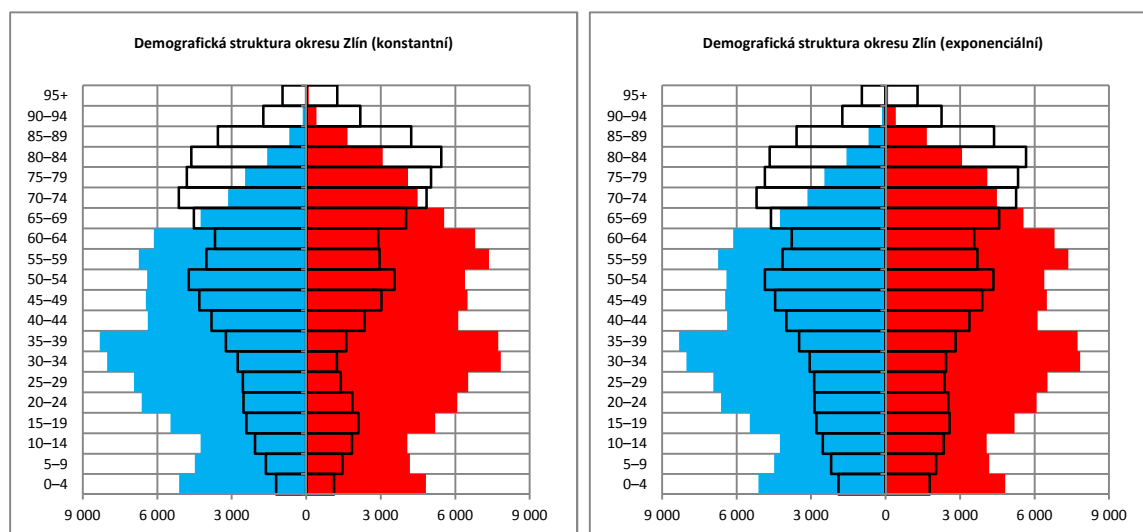


**Obrázek 10: Demografická struktura okresu Plzeň k 1.1.2011 a 1.1.2016 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)** Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce



**Obrázek 11: Demografická struktura okresu Ústí nad Labem k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)**

Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce



**Obrázek 232: Demografická struktura okresu Zlín k 1.1.2011 a 1.1.2061 s konstantním trendem migrace (vlevo) a s exponenciálním poklesem migrace (vpravo)**

Zdroj: ČSÚ, vlastní konstrukce

## Závěr

V případě okresu Brno není ani tak patrný rozdíl mezi konstantním trendem migrace a exponenciálním poklesem migračního trendu, protože migrační přírůstek obyvatel je v Brně velmi malý. V případě Českých Budějovic, Hradce Králové, Jihlavy, Karlových Varů, Liberce a Olomouce je spíše na místě uvažovat trend migrace s exponenciálním poklesem, protože zejména v některých případech (viz Liberec) by v horizontu 50 let nastalo téměř ztrojnásobení populace, což se zdá být dosti nepravděpodobné, s ohledem i na územní plánování (populace by někde musela bydlet). Ostrava má v posledních letech prakticky největší odliv obyvatel vůbec. V případě, že by se tento odliv obyvatel udržel i nadále, za 50 let by zde prakticky nikdo nežil. Proto budeme předpokládat, že i tento silný migrační úbytek se jednou dostane do rovnováhy a exponenciálně poklesne. Okresy Pardubice a Plzeň mají také velmi silné migrační přírůstky a tudíž budeme za reálnější uvažovat model s exponenciálním poklesem migračního trendu, v případě Ústí nad Labem a Zlína jsou výsledky obou scénářů podobné. Ústí nad Labem má významný migrační přírůstek mužů, kteří, pokud by zde po ukončení produktivní činnosti zůstali, zestárnou a struktura by byla takto vychýlená.

## Literatura

- BERGE, C. (1962), „*The Theory of Graphs and its applications*“, London: Methuen, New York: Wiley, 1962, 511 p.
- BOZICK, J. E., BELL, WILLIAM R. (1987), „Forecasting Age Specific Fertility Using Principal Components“ *Proceedings of the American Statistical Association, Social Statistics Section*, p 369–401, 1987.
- DOTLAČILOVÁ, P., LANGHAMROVÁ, J., ŠIMPACH, O. (2012), „Vybrané logistické modely používané pro vyrovnávání a extrapolaci křivky úmrtnosti a jejich aplikace na populace vybraných zemí Evropské unie“. *Forum Statisticum Slovacum [online]*, 2012, roč. 8, č. 7, s. 21–25.
- FIALA, T. (2002), „*Demografické výpočty v tabulkovém procesoru*“. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2002. 218 s.
- FIALA, T., LANGHAMROVÁ, J. (2009), „Projekce obyvatelstva v ČR a jejích krajů.“ *Forum Statisticum Slovacum*, 2009, roč. 7, č. 5, s. 44–55.
- KALE, B., ROBERTSON, D. E., PALIT, Ch. D., VOSS, P. R. (2005), „The Migration Component in a Population Projections Model, *Proceedings of the Survey Research Methods Section*, American Statistical Association, USA, 2005, pp 1970–1976.
- KEYFITZ, N. (1964), „The population projection as a matrix operator“, *Demography*, Springer-Verlag, Volume 1, Issue 1, March 1964, pp 56-73.
- KOSCHIN, F. (1993), „*Aktuárská demografie*“. 1.vyd. Praha: Oeconomica VŠE, 1993. 141 s.
- LEE, R. (2000), “The Lee-Carter Method for Forecasting Mortality, with Various Extensions and Applications“, *North American Actuarial Journal*, January 2000, Vol. 4, Iss. 1.
- PAVLÍK, Z., RYCHTAŘÍKOVÁ, J., ŠUBRTOVÁ, A.: „*Základy demografie*“, 1. vyd. Praha: Academia, 1986. 732 s.
- PESARANA, H. H., SHIN, Y. (1998), „Generalized impulse response analysis in linear multivariate models“, *Economics Letters*, Volume 58, Issue 1, 1 January 1998, Pages 17–29.

**JEL Classification:** J11

## Summary

### Apriori assumptions of the regional demographic projections

Regional demographic projections are important for predicting the future age and sex structure of specific population, and the construction of regional projections is particularly difficult because it is a small population, for which they may not be sufficiently detailed data and this can lead to a significant distortion. In the case of the Czech Republic and its regions, there is no lack of data, as well as level statistics for the regions are high. Apriori assumptions that enter into the demographic projections regarding mortality, fertility and migration, affect the outcome of the more, the populations are smaller and the horizon of the projections is longer. Computational system for construction projections, which was created for the purpose of this analysis, is able to accept any apriori assumption and create so many different projection scenarios. On some of these assumptions there were demonstrated several regional projections, the data was considered for selected districts, representing all Czech regions with the exception of Prague region. The Prague region was set up as the reference population and provided us the certain assumptions which was applied to selected districts.

**Key words:** regional demographic projection, mortality, fertility, migration.