

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra statistiky**



**Diplomová práce**

**Statistická analýza demografických ukazatelů pohybu  
obyvatelstva v ČR**

**Bc. Michaela Dörlová**

© 2019 ČZU v Praze

# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Michaela Dörlová

Veřejná správa a regionální rozvoj

Název práce

**Statistická analýza demografických ukazatelů pohybu obyvatelstva v ČR**

Název anglicky

**Statistical analysis of demographic indicators of population movement in the Czech Republic**

---

### Cíle práce

Změny v demografickém vývoji a struktuře společnosti patří v posledních letech mezi jednu z nejvíce diskutovaných problematik, která se dotýká většiny vyspělých zemí Evropy. Demografický vývoj determinuje množství disponibilní pracovní síly. Ačkoliv změny v demografickém vývoji nastávají relativně pomalu a jsou většinou známy v předstihu, mohou mít v budoucnosti významný dopad na stav celé národní ekonomiky země.

Hlavním cílem diplomové práce je statistická analýza vývoje vybraných demografických ukazatelů pohybu obyvatelstva v České republice; specifikace trendů vývoje a jeho predikce. Dílčím cílem je specifikace pozice jednotlivých krajů v celorepublikovém srovnání. Studentka se ve svých analýzách a komentářích zaměří na největší rozdíly mezi regiony a bude hledat řešení, které by vedlo k eliminaci nežádoucích disparit.

### Metodika

K analýze sekundárních dat bude využito vybraných statistických metod analýzy časových řad a indexní analýzy. Bude provedena grafická analýza a dynamika změn vybraných demografických ukazatelů bude popsána pomocí elementárních charakteristik časových řad. S ohledem na jejich vývoj budou zvoleny vhodné interpolační a extrapolací metody. Studentka bude ve svých statistických analýzách vycházet ze sekundárních dat – dlouhodobých časových řada poskytovaných zejména Českým statistickým úřadem a Ústavem zdravotnických informací a statistiky.

Analýza časových řad bude provedena s využitím specializovaného statistického softwaru.

**Doporučený rozsah práce**

60 – 80 stran

**Klíčová slova**

statistika, demografie, analýza, natalita, mortalita, migrace, region, disparita,

---

**Doporučené zdroje informací**

BUDÍKOVÁ, M., KRÁLOVÁ, M., MAROŠ, B.: Průvodce základními statistickými metodami. Praha, Grada Publishing, 2010. ISBN 978-80-247-3243-5.

FORBELSKÁ, M.: Stochastické modelování jednorozměrných časových řad. Brno: Masarykova univerzita, 2009. 251 s. ISBN 978-80-210-4812-6.

KALIBOVÁ, K., PAVLÍK, Z., VODÁKOVÁ, A.: Demografie (nejen) pro demografy. Praha: Sociologické nakladatelství, 2009. 241 s. ISBN 978-807419-012-4.

KLUFOVÁ, R., POLÁKOVÁ Z.: Demografické metody a analýzy: demografie české a slovenské populace. 1. vydání. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2010. 308 s. ISBN 978-80-7357-546-5.

KOSCHIN, F.: Demografie poprvé. 2. vydání. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2005. 122 s. ISBN 80-245-0859-1.

LOSTER, T., ŘEZANKOVÁ, H., LANGHAMROVÁ, J.: Statistické metody a demografie, 1. vydání. Praha: Vysoká škola ekonomická 2009. 291 s. ISBN 978-80-86730-43-1.

ROUBÍČEK, V.: Úvod do demografie. 2. vydání. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2005. 122 s. ISBN 80-245-0859-1.

ŠUBRTOVÁ, A.: Dějiny populačního myšlení v českých zemích. 1. vydání. Praha: Česká demografická společnost, 2006. 316 s. ISBN 80-239-8369-5.

YAFFEE, R., A., McGee, M.: Introduction to Time Series Analysis and Forecasting. Academic Press, London, 2000, 528 s. ISBN 0-12-767870-0.

---

**Předběžný termín obhajoby**

2019/20 ZS – PEF (únor 2020)

**Vedoucí práce**

Ing. Radka Procházková, Ph.D.

**Garantující pracoviště**

Katedra statistiky

---

Elektronicky schváleno dne 5. 12. 2018

**prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.**

Vedoucí katedry

---

Elektronicky schváleno dne 5. 2. 2019

**Ing. Martin Pelikán, Ph.D.**

Děkan

V Praze dne 21. 11. 2019

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Statistická analýza demografických ukazatelů pohybu obyvatelstva v ČR" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 26.11.2019

---

### **Poděkování**

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Radce Procházkové, Ph.D., za cenné rady, věnovaný čas a ochotu, které mi poskytla při zpracování této diplomové práce.

# Statistická analýza demografických ukazatelů pohybu obyvatelstva v ČR

## Abstrakt

Cílem diplomové práce byla analýza a predikce vývoje vybraných ukazatelů porodnosti, úmrtnosti a migrace v letech 2002 – 2017. Práce se zaměřuje na celou Českou republiku a jednotlivé kraje.

Pomocí metod analýzy časových řad bylo v případě porodnosti a plodnosti zjištěno, že v posledních letech dochází ve všech krajích k růstu porodnosti. Rovněž roste věk matky při narození prvního dítěte a podíl dětí narozených mimo manželství.

Ze statistické analýzy vývoje úmrtnosti vyplývá, že se postupně prodlužuje naděje dožití a snižuje úmrtnost kojenců. Podíl úmrtí z důvodu rakoviny a nemocí oběhového systému klesá. Na druhou stranu se zvýšil podíl úmrtí z důvodu nemocí cest dýchacích a trávicí soustavy.

Ukazatele migrace byly značně ovlivněny ekonomickou krizí. Před rokem 2009 dosahovaly ukazatele mezikrajské i zahraniční migrace velmi vysokých hodnot, po roce 2009 došlo k značnému propadu a snížení počtu migrovaných lidí. V posledních letech dochází znovu k růstu v oblasti mezikrajské migrace, což je způsobeno zejména dobrou ekonomickou situací. U zahraniční migrace dochází k růstu zejména v oblasti imigrace do ČR.

**Klíčová slova:** statistika, demografie, analýza, natalita, mortalita, migrace, region, disparita

# Statistical analysis of demographic indicator of population movement in the Czech Republic

## **Abstract**

The main goal of the master thesis is the analyzation of the selected indicators of natality, mortality and migration between the years 2002 and 2017. The thesis is focused on the whole Czech Republic and individual regions.

With the using of the methods of time series was in the case of natality and fertility discovered, that in the recent years birth-rate is increasing in all the Czech regions. Also, the age of first-time mothers grows with share of births outside of marriage.

According to the statistics analysis of mortality, life expectancy gradually extends, and infant mortality decreases. The death rate from cancer and circulatory system is declining. On the other hand, the death rate from respiratory diseases and the digestive tract has increased.

The indicators of migration were significantly affected by the economic crisis. Before the year of 2009, indicators of between-regions and foreign migration had reached very high numbers. After the year of 2009, there has been a significant decline and decrease of the migrated people. In the recent years there has been the grown in between-regions migration, which is mainly due to good economic situation. Foreign migration is increasing especially because of immigrants.

**Keywords:** statistics, demography, analysis, natality, mortality, migration, region, disparity

# Obsah

<b>1 Úvod.....</b>	<b>12</b>
<b>2 Cíl práce a metodika .....</b>	<b>13</b>
2.1 Cíl práce .....	13
2.2 Metodika .....	13
2.2.1 Definice časových řad a vybrané elementární charakteristiky .....	13
2.2.2 Modelování časových řad a popis trendu .....	16
2.2.2.1 Volba vhodného modelu trendu .....	17
2.2.2.2 Predikce a posouzení vhodnosti prognózy .....	19
2.2.3 Adaptivní přístupy k modelování časových řad .....	20
2.2.3.1 Exponenciální vyrovnání .....	21
2.2.4 Analýza rozptylu dvojnásobného třídění a vizualizace vstupních dat .....	21
2.2.4.1 Neparametrická obdoba analýzy rozptylu .....	23
<b>3 Teoretická východiska .....</b>	<b>25</b>
3.1 Vysvětlení pojmu demografie .....	25
3.2 Obory demografie .....	26
3.3 Zdroje demografických dat .....	28
3.4 Pohyb obyvatel.....	31
3.4.1 Porodnost a plodnost.....	32
3.4.1.1 Populační politika a problematika nízké plodnosti .....	35
3.4.1.2 Ukazatele plodnosti .....	39
3.4.2 Úmrtnost .....	41
3.4.2.1 Ukazatele úmrtnosti.....	43
3.4.3 Migrace .....	45
3.4.3.1 Ukazatele migrace .....	47
3.5 Stručná charakteristika krajů ČR .....	48
<b>4 Vlastní práce .....</b>	<b>54</b>
4.1 Statistická analýza vývoje porodnosti a plodnosti v ČR.....	54
4.1.1 Vývoj hrubé míry porodnosti.....	54
4.1.2 Vývoj obecné míry porodnosti .....	57
4.1.3 Vývoj věku matky při narození prvního dítěte .....	60
4.1.4 Vývoj narozených mimo manželství .....	63
4.1.5 Vývoj úhrnné plodnosti .....	67
4.1.6 Srovnání krajů v porodnosti.....	70
4.2 Statistická analýza vývoje úmrtnosti v ČR .....	72



4.2.1	Vývoj standardizované míry úmrtnosti.....	72
4.2.2	Vývoj naděje dožití.....	79
4.2.3	Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti .....	86
4.2.4	Vývoj příčin úmrtí .....	88
4.2.5	Srovnání krajů v úmrtnosti .....	92
4.3	Statistická analýza vývoje migrace v ČR.....	93
4.3.1	Vývoj migračního salda .....	93
4.3.2	Vývoj vnitřní migrace (Mezikrajská migrace).....	98
4.3.3	Vývoj zahraniční migrace .....	103
4.3.4	Srovnání krajů v migraci.....	109
<b>5</b>	<b>Výsledky a diskuse .....</b>	<b>111</b>
<b>6</b>	<b>Závěr.....</b>	<b>122</b>
<b>7</b>	<b>Seznam použité literatury.....</b>	<b>124</b>
<b>8</b>	<b>Přílohy.....</b>	<b>131</b>

## Seznam grafů

Graf 1 - Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR od roku 2002 do roku 2017 .....	54
Graf 2 - Graf exponenciálního vyrovnání – hrubá míra porodnosti – roky 2002 – 2017 a předpověď 2018 – 2021 .....	55
Graf 3 - Hrubá míra porodnosti v krajích ČR 2002 a 2017 .....	56
Graf 4 - Vývoje obecné míry plodnosti v ČR od roku 2002.....	57
Graf 5 - Graf exponenciálního vyrovnání – obecná míra plodnosti – roky 2002 – 2017 a předpověď 2018 – 2021 .....	58
Graf 6 - Obecná míra plodnosti v krajích ČR 2002 a 2017 .....	59
Graf 7 – Grafické srovnání obecné míry plodnosti mezi kraji v letech 2002 – 2017.....	60
Graf 8 - Vývoj věku matky při narození prvního dítěte v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 – 2021 .....	61
Graf 9 - Věk matky při narození prvního dítěte v krajích ČR 2002 a 2017 .....	62
Graf 10 – Grafické srovnání věku matky při narození prvního dítěte mezi kraji v letech 2002 – 2017 .....	63
Graf 11 - Vývoj počtu živě narozených mimo manželství v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021 .....	64
Graf 12 - Podíl narozených mimo manželství v krajích ČR 2002 a 2017 .....	65
Graf 13 – Grafické srovnání narozených mimo manželství mezi kraji v letech 2002 – 2017 .....	66
Graf 14 - Vývoj úhrnné plodnosti v ČR v letech 2002 - 2017 a predikce 2018 - 2021 .....	67
Graf 15 - Úhrnná plodnost v krajích ČR 2002 a 2017 .....	68
Graf 16 – Grafické srovnání úhrnné plodnosti mezi kraji v letech 2002–2017.....	70
Graf 17 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021 (muži) .....	72
Graf 18 - Standardizovaná míra úmrtnosti mužů v krajích ČR 2002 a 2017 .....	73
Graf 19 - Grafické srovnání standardizované míry úmrtnosti mužů mezi kraji v letech 2002 - 2017 .....	75

Graf 20 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021 (ženy).....	76
Graf 21 - Standardizovaná míra úmrtnosti žen v krajích ČR 2002 a 2017.....	77
Graf 22 - Grafické srovnání standardizované míry úmrtnosti u žen mezi kraji .....	79
Graf 23 - Vývoj střední délky života při narození v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 – 2021 (muži).....	80
Graf 24 - Naděje dožití mužů v krajích ČR 2002 - 2003 ve srovnání s 2016 - 2017 .....	81
Graf 25 - Grafické srovnání střední délky života u mužů mezi kraji v letech 2002 až 2017 .....	82
Graf 26 - Vývoj střední délky života při narození (ženy).....	83
Graf 27 - Naděje dožití žen v krajích ČR 2002 - 2003 ve srovnání s 2016 - 2017.....	84
Graf 28 - Grafické srovnání střední délky žen mezi kraji v letech 2002 - 2017.....	85
Graf 29 - Vývoj kojenecké míry úmrtnosti v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021 .....	86
Graf 30 - Kvocient kojenecké úmrtnosti v krajích ČR 2002 a 2017 .....	87
Graf 31 - Grafické srovnání kojenecké míry úmrtnosti mezi kraji v letech 2002 – 2017 ...	88
Graf 32 - Vývoj příčin úmrtí u mužů (novotvary, nemoci oběh. soustavy) v letech 2002 - 2017 .....	89
Graf 33 - Vývoj příčin úmrtí u mužů (nemoci dýchacích cest, trávicí soustavy) v letech 2002 - 2017 .....	90
Graf 34 - Vývoj příčin úmrtí u žen (novotvary, nemoci oběh. soustavy) v letech 2002 - 2017 .....	91
Graf 35 - Vývoj příčin úmrtí u žen (nemoci dýchacích cest a trávicí soustavy) v letech 2002 - 2017 .....	91
Graf 36 - Celkové migrační saldo v krajích ČR – součet z let 2002 až 2017.....	93
Graf 37 - Celkové vnitřní saldo v krajích ČR – součet let 2002 až 2017 .....	94
Graf 38 - Celkové zahraniční saldo v krajích ČR – součet let 2002 až 2017 .....	95
Graf 39 - Grafické srovnání celkového salda mezi kraji v letech 2002 - 2017 .....	96
Graf 40 - Saldo stěhování podle krajů (na 1 000 obyvatel) v letech 2002 - 2017 .....	97
Graf 41 - Vývoj obratu migrace mezi kraji v letech 2002 - 2017.....	98
Graf 42 - Graf exponenciálního vyrovnání mezikrajské migrace 2002–2017 a predikce 2018 - 2021 .....	99
Graf 43 - Grafické srovnání vnitřního salda mezi kraji v letech 2002 - 2017 .....	100
Graf 44 - Vývoj podílu mužů a žen na migraci mezi kraji v letech 2002 - 2017 .....	100
Graf 45 - Graf exponenciálního vyrovnání podílu mužů na mezikrajské migraci v letech 2002 - 2017 a predikce 2018 - 2021 .....	101
Graf 46 - Podíl věkových skupin na mezikrajské migraci v letech 2002 a 2017 .....	102
Graf 47 – Vývoj počtu přistěhovalých do České republiky v letech 2002 - 2017.....	103
Graf 48 - Vývoj počtu odstěhovaných z České republiky v letech 2002 - 2017 .....	104
Graf 49 – Vývoj salda zahraniční migrace v letech 2002 - 2017 .....	105
Graf 50 - Grafické srovnání zahraničního salda mezi kraji v letech 2002 - 2017 .....	106
Graf 51 - Vývoj podílu mužů a žen na počtu přistěhovalých do ČR v letech 2002 - 2017 .....	106
Graf 52 - Podíl věkových skupin na zahraniční migraci srovnání let 2002 a 2017 .....	107
Graf 53 - Země původu přistěhovalých do ČR srovnání let 2002 a 2017 .....	108

## Seznam tabulek

Tabulka 1 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u úhrnné plodnosti s dalšími analýzami (2003-2020).....	112
Tabulka 2 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u úhrnné plodnosti s projekcí obyvatelstva ČR (2018-2021) .....	114
Tabulka 3 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití mužů s dalšími analýzami (2003-2020).....	116
Tabulka 4 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití žen s dalšími analýzami (2003-2020) .....	117
Tabulka 5 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití mužů s projekcí obyvatelstva ČR (2018-2021) .....	118
Tabulka 6 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití žen s projekcí obyvatelstva ČR (2018-2021).....	118
Tabulka 7 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u migračního salda s další analýzou (2003-2010).....	121

## Seznam obrázků

Obrázek 1 - Krabicový graf .....	23
Obrázek 2- Mapa ČR .....	49

## Seznam použitých zkratek

PHA – Kraj Hlavní město Praha
STC – Kraj Středočeský
JHC – Kraj Jihočeský
PLK – Kraj Plzeňský
KVK – Kraj Karlovarský
ULK – Kraj Ústecký
LBK – Kraj Liberecký
HKK – Kraj Královehradecký
PAK – Kraj Pardubický
VYS – Kraj Vysočina
JHM – Kraj Jihomoravský
OLK – Kraj Olomoucký
ZLK – Kraj Zlínský
MSK – Kraj Moravskoslezský

# 1 Úvod

Demografie a konkrétně ukazatele pohybu, do kterých se řadí porodnost, úmrtnost a migrace, se týkají každého člověka, ať už vědomě či nikoliv. Každý se někdy narodil, každý někdy zemře a velká část populace se někdy přestěhuje. Všichni jsou tak započtení v hodnotách těchto ukazatelů. Tito ukazatelé razantně ovlivňují strukturu a demografický vývoj společnosti, což je jedna z nejvíce diskutovaných problematik posledních let, a to zejména v Evropě.

Česká republika a ostatní vyspělé země vykazují dlouhodobý trend nedostatečné reprodukce, na tomto základě populace České republiky stárne, a v některých vyspělých zemích i vymírá. Do budoucna tento vývoj představuje vážnou hrozbu v podobě nadměrně přestárlé populace a hrozí tak extrémní zatížení ekonomiky, kdy mladší generace nebudou představovat dostatečný ekonomický zdroj pro uživení generací starších. Nízkou porodnost lze do jisté míry nahradit migrací z jiných zemí, v tomto případě však do diskuze vstupují kulturní odlišnosti, národní identita a problém integrace imigrovaných lidí do dané společnosti. Tato témata, jsou i z důvodu současné migrační krize, aktuální, kontroverzní a intenzivně probírány napříč všemi zeměmi.

Důležité je i sledování ukazatelů úmrtnosti. Na základě statistiky lze vysledovat trendy příčin úmrtnosti a následně určit financování potřebných oborů ve zdravotnictví.

I na malém území jako je Česká republika, jsou značné demografické rozdíly mezi regiony. Velkým problémem jsou ekonomicky slabé regiony, odkud spousta lidí migruje do krajů s lepší životní úrovní. Tyto kraje se pak vylidňují a jejich situace se zhoršuje, špatná situace se navíc umocňuje z důvodu, že se z krajů stěhují zejména vzdělaní lidé, místo toho, aby jim byl dán důvod pro setrvání ve svém domovském kraji a snažili se situaci vylepšit. I na tomto případu vývoje je vidět, jak je vývoj demografických ukazatelů ovlivněn ekonomikou, životní úrovní, politikou a dalšími faktory. V rámci demografické analýzy je tedy nutné hledat souvislosti s příčinami, které daný vývoj ovlivňují.

Zjistit správnou příčinu vývoje je důležité pro použití správných nástrojů vedoucích k eliminaci disparit. Špatně použitá politika státu může negativně ovlivnit strukturu společnosti v dané zemi či regionu po následující desetiletí.

## 2 Cíl práce a metodika

### 2.1 Cíl práce

Hlavním cílem předložené diplomové práce byla analýza a predikce vývoje ukazatelů pohybu obyvatelstva (porodnosti, úmrtnosti a migrace) v ČR. Analyzovaným obdobím byly roky 2002-2017. Predikce byla provedena na období 2018-2021. V práci byly využity časové řady, analýza rozptylu a popis vybraných ukazatelů za pomoci elementárních charakteristik. Dílčím cílem byla komparace demografického vývoje v jednotlivých regionech ČR.

V oblasti porodnosti byly vybrány ukazatele hrubé a obecné míry porodnosti a plodnosti, věk matky při narození prvního dítěte, podíl narozených mimo manželství a úhrnná plodnosti, často využívaný ukazatel pro účely mezinárodního srovnání. U úmrtnosti byly vybrány ukazatele standardizované míry úmrtnosti (přepočteny na počet obyvatel daného kraje), naděje dožití u právě narozených, kvocient kojenecké úmrtnosti a vývoj příčin úmrtí. Pro analýzu migrace byly využity ukazatele celkového salda, vnitřní migrace (mezikrajské) a migrace zahraničí, včetně analýzy vývoje věkových skupin, podílu jednotlivých pohlaví na migraci a zemí původu u přistěhovalých ze zahraničí.

### 2.2 Metodika

#### 2.2.1 Definice časových řad a vybrané elementární charakteristiky

Za časovou řadu se považuje posloupnost hodnot kvantitativního ukazatele seřazených v čase. U ukazatele je pak předpokládáno shodné věcné a prostorové vymezení, uvedená posloupnost pak umožňuje hodnocení vlivu časových změn na chování ukazatele. Statistická analýza za pomoci časových řad se využívá k popisu dosavadního vývoje. Na tomto základě pak lze předpovědět vývoj do budoucna.

Dle povahy ukazatele se časové řady rozdělují na okamžikové časové řady a intervalové časové řady. Okamžikové časové řady se vztahují k jednomu určitému časovému okamžiku a v časové řadě tvoří posloupnost stavů zjištěných po stále stejných časových okamžicích (např. počet obyvatel na konci měsíce po celý rok). U intervalových časových řad je důležitá volba časového intervalu s tím, že zvolené hodnoty ukazatele vyjadřují rozsah sledovaného jevu za určitý časový úsek (Souček, 2006, s. 167-168).

Pokud je časové rozpětí u intervalových časových řad kratší než jeden rok, jedná se o krátkodobé časové řady. Pokud je interval delší, jedná se o dlouhodobé časové řady. Toto rozdělení se liší v použití metodických postupů pro následný popis a analýzu časových řad (Floreková a kol., 2006, s. 68).

Prvním důležitým bodem při analýze časových řad je snaha získat rychle orientační představu o charakteristice procesu, který daná časová řada představuje. Mezi základní metody pak patří analýza ukazatele za pomoci grafů společně s určením elementárních statistických charakteristik. Za pomoci grafického zobrazení časové řady lze rozpoznat např. dlouhodobou tendenci časové řady nebo některé se opakující periodické změny apod. Pro účely hlubší analýzy časové řady, poznání hlubších souvislostí však tato metoda není dostačující (Hindls a kol., 2004, s. 251).

Pro hlubší analýzu se využívají základní charakteristiky dynamiky a regresní analýza za pomoci trendových funkcí. Mezi charakteristiky dynamiky se řadí např. posloupnost absolutních přírůstků a posloupnost řetězových indexů.

Případ, kdy jsou vyjádřeny po sobě jdoucí rozdíly v časové řadě se nazývá posloupnost absolutních přírůstků (**první diference**).

$$\Delta_t = y_t - y_{t-1} \quad t = 2, 3, \dots, n \quad [2.1]$$

Při sestavení rozdílů po sobě následujících prvních diferencí  $\Delta_t - \Delta_{t-1}$ , vznikne posloupnost tzv. **druhých diferencí**, které se využívají zejména u křivočarých trendových funkcí (Souček, 2006, s. 173). Druhé diference slouží k určení absolutního zrychlení/zpomalení. Udává o kolik se následující přírůstek zvýšil či zmenšil, oproti přírůstku předcházejícímu (Svatošová a kol., 2008, s. 39).

Posloupnost řetězových indexů (**koeficient růstu**) již nepočítá s rozdíly po sobě jdoucích hodnot, ale s jejich poměrem. Vyjadřuje se tak relativní vyjádření změny. Jednotlivý koeficient růstu pak určuje „kolikrát“ vzrostla daná hodnota v časové řadě mezi obdobím  $i$  a obdobím  $i-1$  (Souček, 2006, s. 173). Pokud je koeficient růstu vyjádřen v procentech, jedná se o **tempo růstu** (Svatošová a kol., 2008, s. 39).

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad t = 2, 3, \dots, n \quad [2.2]$$

**Průměrný koeficient růstu** z řady vypočtených koeficientů růstu se stanovuje za pomoci geometrického průměru, jelikož součin všech koeficientů růstu v dané časové řadě

odpovídá růstu celkovému. Použití průměrného koeficientu růstu pro budoucí průběh se využívá jen u řad, u kterých je vykázána dlouhodobá stabilita absolutních přírůstků (Souček, 2006, s. 173-174).

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \quad [2.3]$$

Všechna tato uvedená kritéria se řadí mezi kritéria tzv. **interpolační**, model trendu se určuje na základě analýzy časové řady v minulosti.

Pro odhad budoucího vývoje časové řady jsou však nevhodnější **extrapolační kritéria**, která jsou založena na principu simulace. Simulace spočívá v odstranění posledních hodnot z analyzované časové řady a následná predikce těchto hodnot. Vhodnost trendu poté posuzujeme na základě porovnání s reálnými hodnotami, které jsme prvně odebraly (Floreková, a další, 2006, s. 74). Dle Hindlse (2004, s. 293) je však polovina všech modelů, které úspěšně popisují minulost, nevyhovujících pro popis budoucnosti.

Míra kvality předpokladu se nejčastěji vyjadřuje pomocí koeficientu nesouladu. Nesoulad zde představuje rozdíl mezi simulovanou předpovědí a známou skutečností.

**Theilův koeficient nesouladu**  $T_H = \sqrt{T_H^2} \cdot 100$

$$T_H^2 = \frac{\sum_{j=1}^D (y_{N+j} - \hat{P}_j)^2}{\sum_{j=1}^D y_{N+1}^2} \quad [2.4]$$

$N$  představuje délku časové řady, která je použita pro odhad modelu,

$D$  je zkrácení časové řady,  $D = n - N$ ,

$\hat{P}_j$  je extrapolace na období  $j$  dopředu modelem odhadnutým na základě první  $N$  hodnot časové řady,

$T_H$  představuje relativní chybu extrapolace, udávána je v procentech.

Jestli se koeficient nesouladu pohybuje mezi 3-5 %, lze chybu považovat za malou a daný model může (zároveň však nemusí) představovat dobrý nástroj pro tvorbu predikce. Jestli se chyba pohybuje v rozmezí 5-10 %, tak použití daného modelu není vyloučené, jestli se však chyba pohybuje už nad 10 %, daný model je pro účely extrapolace považován za nevhodný (Floreková, a další, 2006, s. 74).

### 2.2.2 Modelování časových řad a popis trendu

Základem pro model časových řad je jednorozměrný model:

$$y_t = f(t, \varepsilon_t) \quad [2.5]$$

Hodnota  $y_t$  zde představuje hodnotu ukazatele v čase  $t$ .  $\varepsilon_t$  je hodnota náhodné složky v čase  $t$ .

Jeden ze způsobů, jak přistupovat k tomuto typu modelu je pomocí klasického modelu časové řady, která vychází z dekompozice řady na čtyři složky časového pohybu. Tyto složky tvoří dohromady systematickou část průběhu časové řady a cílem je najít správné nástroje, které dokáží vysvětlit chování daného sledovaného procesu. Existence všech čtyř složek v časové řadě není bezpodmínečně nutná, její přítomnost se odvíjí od druhu sledovaného ukazatele. Čtyři složky časové řady jsou trendová složka  $T_t$ , sezónní složka  $S_t$ , cyklická složka  $C_t$  a náhodná složka  $\varepsilon_t$ .

Časovou řadu pak lze dekomponovat pomocí tvaru rozkladu:

$$y_t = T_t + S_t + C_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad [2.6]$$

Za trend se považuje hlavní tendence vývoje hodnota daného ukazatele v delším časovém období. Může být rostoucí, klesající nebo konstantní, kdy hodnoty daného ukazatele v daném časovém období kolísají okolo dané, prakticky neměnné hladiny.

Sezónní složka představuje pravidelně se opakující odchylku, která se vyskytuje u časových řad s pravidelností kratší jednoho roku nebo rovnou jednomu roku. Kolísání může být způsobeno např. střídáním ročních období či různou délkou měsíců.

Cyklická složka představuje kolísání z důvodu dlouhodobého cyklického vývoje s časovou délkou delší než jeden rok. Ve statistice je pak cyklus chápán jako dlouhodobé kolísání, kdy je perioda považována za neznámou.

Náhodná složka představuje složku, která zůstává po vyškrtnutí trendové, cyklické a sezónní složky. Nedá se popsat za pomoci žádné existující funkce času (Hindls a kol., 2004, s. 254-255).

Hlavním cílem dekompozice časové řady je odhad základního trendu a jeho předpověď budoucího vývoje. Je nutné mít k dispozici průměrný rozsah dat. Příliš dlouhé časové řady se vystavují riziku razantně se měnícímu charakteru dat. Na druhou stranu, značně krátké



časové řady nemusí dostatečně vystihnout specifický průběh řady (Floreková a kol., 2006, s. 70).

#### 2.2.2.1 Volba vhodného modelu trendu

Mezi základní kroky v analýze časových řad se řadí zkoumání jejich trendové složky a popis tendence vývoje. Pro zjištění trendové složky se využívá několik metod. Mezi jednoduché grafické metody se řadí vybalancování výkyvů, zprůměrnování cyklů a metoda součtu ploch trojúhelníků (Floreková a kol., 2006, s. 70).

V této diplomové práci byly využity trendové funkce, kdy se celá časová řada vyrovná jednou funkcí. Za vyrovnání se považuje nahrazení časové řady hodnotami, které jsou očištěny od náhodného a opakujících se výkyvů.

Trendových funkcí existuje několik typů, kdy se od nich především vyžaduje matematická jednoduchost ve formě minimálního počtu členů v rovnici, minimální možné mocniny argumentu, linearita v parametrech, spojitost a minimální počet extrémů a inflexních bodů.

V této práci byly využity tyto trendové funkce:

$$\text{Lineární: } y_t = a + bt \quad [2.7]$$

$$\text{Kvadratická: } y_t = a + bt + ct^2 \quad [2.8]$$

$$\text{Exponenciální: } y_t = a \cdot b^t \quad [2.9]$$

Pro jejich správný výběr se požaduje správný odhad na základě toho, která z těchto funkcí nejlépe charakterizuje vývoj sledovaného ukazatele v minulosti a rovněž rozpoznání tendence jeho možného vývoje do budoucna.

Pro volbu se rovněž využívá grafická analýza pozorovaných hodnot u dané veličiny, tato metoda je ovšem často nepřesná a značně subjektivní. Pomocí analýzy dynamických vlastností funkce lze využít poznatky charakterizující dané křivky. U lineární funkce jsou absolutní přírůstky sledované  $Y$  konstantní. U exponenciální funkce se předpokládá, že u absolutních přírůstků časové proměnné  $t$  jsou relativní přírůstky sledované veličiny konstantní. Za předpokladu, kdy se přírůstky zkoumané proměnné úměrně rovnají relativním přírůstkům proměnné  $t$  se doporučuje vyrovnání za pomoci logaritmické funkce. Tento postup je ovšem při možnosti velkého množství vhodných vyrovnávajících křivek značně zdlouhavý a nemusí být vždy jednoznačný (Svatošová a kol., 2008, s. 44-45).

Často se rovněž využívá empirická metoda nejmenších čtverců, kdy je vyžadováno, aby se součet čtverců odchylek jednotlivých hodnot časové řady lišil od trendu co nejméně. Metoda nejmenších čtverců se používá v případech, kdy je vybraná trendová funkce v parametrech lineární (jedná se o regresní model lineární).

$$\sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2 = \min \quad [2.10]$$

$y_t, t = 1, \dots, n$  jsou sledované hodnoty časové řady

$y'_t, t = 1, \dots, n$  jsou očekávané hodnoty vypočtené trendovou funkcí

Metoda nejmenších čtverců má několik výhod. Jedná se o poměrně jednoduchou metodu, minimalizuje se rozptyl reziduální složky a navazuje na některé požadavky při výběru vhodného trendu, které mají základ u součtu čtverců reziduí. Při využití metody nejmenších čtverců se u lineární, kvadratické a logaritmické trendové funkce dají přímo odhadnout parametry (Hošková a další, 2014, s. 102).

Adekvátnost vybraného modelu se dá posoudit i podle často využívaného indexu determinace  $I^2$  (Svatošová a kol., 2008, s. 47):

$$I^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad [2.11]$$

Hodnota indexu determinace se pohybuje v intervalu od nuly do jedné. Jestliže index determinace vyjde přesně 1, znamená, že se sledované hodnoty přesně shodují s vypočtenými hodnotami z vybraného modelu. Čím více se hodnota blíží k 0, tím je závislost slabší a vybraný model méně adekvátní. Index determinace se často násobí 100 a následně uvádí v procentech. Index determinace uvedený v procentech vypovídá o tom, jaká část variability závislé proměnné  $Y$  je daným vybraným modelem vysvětlena (Budíková a kol., 2010, s. 253).

Odmocnina indexu determinace se nazývá index korelace.

$$I = \sqrt{I^2} \quad [2.12]$$

I zde se za vhodné modely považují ty, u kterých se hodnota indexu blíží jedné (Svatošová a kol., 2008, s. 47).

Jelikož se stále více využívají statistické programy, roste i používání dalších kritérií, které jsou založené na porovnání součtu (průměru čtverců odchylek empirických a teoretických hodnot.

Mezi často užívaný patří střední absolutní procentuální chyba M.A.P.E. (Mean Absolute Percent Error). Čím je výsledná hodnota menší, tím je model považován za lepší (Hošková a další, 2014, s. 106-107).

$$M.A.P.E. = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} \quad [2.13]$$

#### 2.2.2.2 Predikce a posouzení vhodnosti prognózy

Pro prognózu vývoje časové řady se ve statistice nejčastěji využívají metody extrapolace. Při použití těchto metod se využívá deterministický přístup, kdy se pro předpověď budoucího vývoje využívají poznatky z vývoje v minulosti a přítomnosti. Pro použití této metody je tedy nutná neměnnost vývojové tendence časové řady. Za předpokladu podstatných kvalitativních výkyvů je tento model nevhodný.

Technika extrapolace časových řad má nesporné výhody, jedná se o relativně jednoduchou a rychlou metodu (při využití statistického softwaru). Pro její využití je dostačující znalost vývoje sledovaného jevu v minulosti, bez nutnosti konstrukce prognóz jiných jevů, které vysvětlují daný extrapolovaný jev. Nedostatky techniky jsou kromě zmíněné podmíněnosti neměnného vývoje sledované veličiny, zejména v posuzování každého jednotlivého jevu samostatně. Při extrapolaci trendu, který je ovlivněn větším počtem navzájem se ovlivňujících veličin, se tak dané kauzální a stochastické závislosti neberou v potaz. Dalším nedostatek je náročnost výběru typu modelu trendu, který je nejvhodnější pro popis dané časové řady a extrapolací prognózu. Nutné je využití formálních statistických kritérií, znalosti o předpokladech dynamického vývoje jevů a práce s výsledky kvalitativní analýzy. V některých případech je zapotřebí i využití intuice. Rovněž je zapotřebí respektovat, že extrapolací technika má největší význam u krátkodobých prognóz (Hindls a kol., 2004, s. 330-331).

Výběr způsobu extrapolace závisí na charakteru časové řady. Samotná předpověď poté může být bodová nebo intervalová.

**Bodová předpověď** spočívá v odhadu pomocí jednoho čísla. V případě časové řady, která nevykazuje trend ani periodické kolísání, se extrapolace provede výpočtem průměru hodnot časové řady. Extrapolace u časových řad s trendem se provede za pomoci trendové funkce a odhadu hodnoty daného ukazatele pro  $i$ -té období predikce. Hodnota ukazatele se

odhadne dosažením hodnoty, která v chronologické posloupnosti připadá na  $i$ -té období, do trendové funkce za proměnnou  $t$ . Pokud je časová řada rovněž ovlivněna sezónními výkyvy – musí se předpověď poupravit za pomoci sezónní odchylky nebo výpočtem sezónního indexu.

Jelikož vykazuje bodová předpověď nedostatky v neschopnosti zakombinovat možnou povahu daných sledovaných jevů a možného vlivu náhodné složky na časovou řadu, využívá se v některých případech (zejména u ekonomických predikcí) **intervalová předpověď**. U intervalové předpovědi se prvotně určí interval spolehlivosti, predikovaná hodnota se pak může v tomto intervalu za předem dané pravděpodobnosti nacházet. Ovšem i intervalová předpověď má jisté nedostatky, které spočívají zejména v tom, že sama vychází z předpovědi bodové. Při práci s více modely, se jednotlivé předpovědi u každého z nich mohou kvantitativně lišit. Je poté náročné určit, ke které bodové předpovědi se má daná intervalová předpověď vztahovat (Hošková a kol., 2014, s. 116-117).

Hodnocení přesnosti předpovědi se většinou provádí za pomoci metody *ex post*, kdy už známe skutečné výsledky

Nejčastěji se přesnost hodnotí pomocí relativní chyby (míry) prognózy.

$$u_r = \left| \frac{\text{prognóza} - \text{skutečnost}}{\text{skutečnost}} \right| * 100 [\%] \quad [2.14]$$

V případě výsledku  $u_r < 5 \%$  - predikce je velmi přesná a vybraný model velmi dobře **predikuje**.

pokud  $u_r \in ( 5 ; 10 ) \%$  - Predikce je dostatečná, model je pro prognózu uspokojivý (ČZÚ, 2009).

### 2.2.3 Adaptivní přístupy k modelování časových řad

V případech, kdy průběh časové řady vykazuje malou stabilitu trendu a v dlouhodobém vývoji ukazatele lze vysledovat zlomy, není vhodné pro modelování použít jen jedinou funkci. Některé úseky časové řady pak nemají dostačující přilnavost k empirickým údajům a v případech, kdy jsou posuzovány odchylky hodnot ukazatele od

trendu, nelze daný předpoklad, že jsou dané parametry konstantní, považovat za dostačující a s danou trendovou funkcí pak nelze uspokojivě předikovat vývoj budoucích hodnot ukazatele.

Adaptivní techniky pracují s časovými řadami, u kterých není možné popsat trend jen jednou trendovou funkcí, ale musí se použít řada trendových funkcí pro různé části časové řady (Souček, 2006, s. 181). S modely s konstantním průběhem mají společné to, že nepopisují kauzální mechanismus vývoje analyzovaného ukazatele, ale pouze průběh časové řady v čase. Oproti klasickým modelům je velký rozdíl v tom, že adaptivní modely nepředpokládají stabilitu analyzovaného tvaru, konstantní vývoj parametrů v čase a ani spojitost trendové funkce (Hindls a kol., 2004, s. 321).

Mezi nejvyužívanější koncepty adaptivních metod patří metoda klouzavých průměru a, v této práci využita, metoda exponenciálního vyrovnání (Souček, 2006, s. 181).

#### 2.2.3.1 Exponenciální vyrovnání

Důležitým typem adaptivních modelů jsou Brownovy modely exponenciálního vyrovnání (Svatošová a kol., 2008, s. 53)., které v případě extrapolací prognózy berou v potaz stárnutí informací a posledním pozorováním časové řady přiřazují největší váhu, starší pozorování pak hodnotí menší váhou nebo je úplně vyřadí z analýzy (Hindls a kol., 2004, s. 321).

U Brownova exponenciálního vyrovnání lze rozlišovat tři druhy:

- Jednoduché exponenciální vyrovnání – předpokládá, že jsou v průběhu časové řady krátká období, kdy je trend konstantní.
- Dvojitě exponenciální vyrovnání – předpokládá, že jsou v průběhu časové řady krátká období, kdy je trendová složka lineární.
- Trojitě exponenciální vyrovnání – zde jsou krátké části časové řady modelovány kvadratickou funkcí (Svatošová a kol., 2008, s. 53).

#### 2.2.4 Analýza rozptylu dvojného třídění a vizualizace vstupních dat

Analýza rozptylu (ANOVA) se řadí mezi statistické metody, které umožňují vícenásobné porovnávání středních hodnot. Využívá se pro případy, kdy je zkoumaný kvantitativní statistický znak ovlivněn jedním nebo více faktory. Případy, kdy je hodnocen vliv více než jednoho faktoru se nazývají tzv. analýza rozptylu dvojného třídění.

Pro statistické oprávnění využití ANOVY je nutno ověřit několik předpokladů:

- Podmínka normality rozdělení náhodných veličin.
- Statistická nezávislost náhodných chyb.
- Homogenita rozptylu (homoskedastictia – přibližná shoda rozptylů uvnitř skupin. Homogenita rozptylu se dá testovat pomocí **Levenova testu**, který využívá analýzu rozptylu absolutních hodnot rozdílů od skupinového mediánu.

Pokud je pomocí Levenova testu prokázána homogenita rozptylu a následná samotná analýza rozptylu prokáže statisticky významný rozdíl min. mezi dvěma testovanými skupinami, lze pokračovat za využití podrobnější analýzy rozptylu (Hošková a další, 2014, s. 62-66).

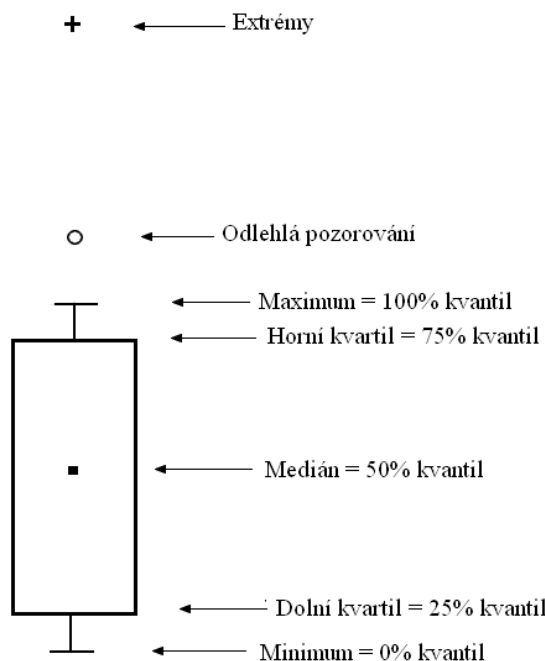
Pro podrobnější hodnocení analýzy rozptylu se používají statistické metody, které určují nehomogenitu středních hodnot, tzn. určují, které dvojce výběrových průměrů se od sebe odlišují statisticky významně, či jen náhodně.

Statistické metody, které toto určují, se nazývají metody mnohonásobných porovnáání. Jedny z nejčastěji využívaných metod je Scheffého metoda (tzv. S-metoda) a Tukeyova metoda, která je použita i v této práci. Tukeyova metoda (tzv. T-metoda) citlivěji hledá rozdíly mezi středními hodnotami, a je tak silnější než S-metoda. Zároveň však požaduje vyváženost testovaného vzorku (Kába a další., 2008, s. 89).

Jeden z nástrojů využívaných pro vizualizaci kvantitativních dat je tzv. krabicový graf (box plot). Jedná se o obdélníkový graf, který je doplněn o tzv. fousky. Každý prvek krabicového grafu odpovídá významným kvantilům vypočteným z vysledovaných dat. Uprostřed grafu je vyznačen medián, jedná se tak o 50 % kvantilu. Samotný obdélník pak vyznačuje polohu dolního a horního kvartilu (25 % a 75% kvantilu). Tyto dva kvantily představují kvartilové rozpětí, které vyznačuje 50 % pozorovaných hodnot. Samotné fousky, které přesahují obdélníkový tvar, vyznačují hodnoty, které jsou více vzdálené od mediánu. Nejčastěji se pak jedná o 5 % kvantilu (spodní fousek) a 95 % kvantilu (horní fousek). Rovněž můžou představovat minimum a maximum zjištěných hodnost (Pavlík a další., 2012, s. 24).

Hodnoty, které přesahují 1,5násobek kvartilového rozpětí se považují za tzv. odlehlá pozorování. V případě, kdy hodnoty přesahují 3násobek kvartilového rozpětí mluvíme o extrémech. Odlehlá pozorování a extrémy se v grafu označují jako samostatné body (Hošková a další, 2014, s. 33).

Obrázek 1 - Krabicový graf



(Zdroj: Vlastní nákres dle Pavlík a další, 2012, s. 24 a Hošková a další, 2004 s. 33)

#### 2.2.4.1 Neparametrická obdoba analýzy rozptylu.

Pokud nejsou splněné předpoklady rozdělení dat pro použití metody ANOVY, či není jistota normálního rozdělení u malých výběrových souborů, využívají se tzv. neparametrické testy. Neparametrické testy využívají pořadová čísla jednotlivých hodnot variační řady a dají se využít i u dat bez číselného významu, kde čísla slouží jako pořadí. Jejich výhoda spočívá zejména v použitelnosti na všechny typy rozdělení. Na druhou stranu, nevýhodou je obecně slabší síla testu než u parametrických protějšků. Důležité je rovněž zachovat podmínku, aby byly zkoumané veličiny spojitého typu.

Využívanou obdobou parametrické analýzy rozptylů ke Kruskal – Wallisův test.

Kruskal – Wallisův test testuje nulovou hypotézu, že  $k > 2$  nezávislých náhodných výběrů o rozsahu  $n_1, n_2, \dots, n_k$  pochází ze stejného rozdělení. Princip testování stojí na sloučení výběrových souborů do souboru jednoho, kde je každé hodnotě vzestupně přiřazeno jedno pořadové číslo. K stejným hodnotám se pak přiřadí pořadí průměrné. Pro každý výběrový soubor samostatně se následně pořadová čísla sečtou a označí  $T_1, T_2, \dots, T_k$ .

Tvar testovacího kritéria je:

$$KW = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{T_i^2}{n_i} - 3(n+1), \quad [2.15]$$

kde  $n = \sum_{i=1}^k n_i$ .

V případě, kdy se v posloupnosti zjištěných údajů vyskytují stejné hodnoty, u kterých se přiřazuje průměrné pořadí, je nadále nutno dělit hodnotu KW korekčním faktorem:

$$K = 1 - \frac{\sum_{i=1}^p (t_i^3 - t_i)}{n^3 - n}, \quad [2.16]$$

Kde:  $p$  ..... počet tříd se stejným pořadím,  $t_i$  ..... počet hodnot se stejným pořadím v  $i$ -té třídě. Při tvorbě kritického oboru platí, že u dostatečně velkých  $n_i$  se nulová hypotéza řídí  $\chi^2$ -rozdělením o  $(k-1)$  stupních volnosti. V případě, kdy se  $KW \geq \chi^2_{\alpha; k-1}$ , se nulová hypotéza zamítá a je přijímána hypotéza alternativní, že se hodnoty minimálně u dvou výběrových souborů statisticky významně liší.

V programu Statistica se  $p$ -hodnota porovná s hladinou významnosti  $\alpha$ . Pokud je  $p < \alpha$ , nulová hypotéza se zamítá (rozdíl min. mezi dvěma vybranými soubory je statisticky významný) a naopak. Pro zjištění podrobnějších výsledků v případě statisticky významných rozdílů se využívá **Neményiho metoda** (Hošková a další, 2014, s. 70-75).

Při použití Neményiho metody se vypočítá  $|T_1 - T_k|$  a v tabulkách se vyhledá kritická hodnota pro dané  $\alpha$ ,  $p$  a  $r$ . V případě, kdy je  $|T_1 - T_k| \geq$  než tabelovaná hodnota, zamítá se hypotéza, že  $l$ -ty  $k$ -tý výběr pochází ze stejného rozložení na hladině významnosti  $\alpha$  (Budíková a další, 2010, s. 201).



## 3 Teoretická východiska

### 3.1 Vysvětlení pojmu demografie

Počátek vědního oboru demografie lze datovat od poloviny 17. století, kdy J. Graunt publikoval svojí práci zabývající se problémy úmrtnosti v Londýně. Pojem demografie pak byl poprvé použit A. Guillardem v roce 1855 (Kalibová, a kol., 2009 s. 13). Slovo demografie má řecký původ a doslova ho lze přeložit jako popis obyvatel (demos = lid, obyvatelstvo, grafein = popisovat). Než se stalo slovo demografie přijatelné pro vědu, používaly se i konkurenční názvy jako populační studie, populacionistika nebo demologie. V České republice se pak slovo demografie ustálilo až po druhé světové válce (Šotkovský, 1996, s. 9).

Demografie se řadí mezi společenské vědy a jejím předmětem zkoumání jsou lidské populace, které jsou zkoumány i v jiných vědních oborech (Kalibová, a kol., 2009, s. 13). Demografie je pak specificky zaměřená na proces reprodukce lidské populace, kterou lze chápat jako obnovu obyvatelstva určitého území, jednak pomocí biosociálních procesů (porodnost a úmrtnost) tak pomocí stěhování (migrace). Tyto procesy bývají považovány za základní demografické události (jevy) (Roubíček, 1997, s. 15). Definovat význam slova lidské populace lze dle Jurčové, Mészároše a Vaňa (2003, s. 11) jako skupinu osob s totožnými biologickými, kulturními a sociálními znaky, v rámci, které dochází k reprodukci. Taková skupina lidí pak nemusí podmíněně žít na určitém území. Jako synonymum slova populace se v demografii používá slovo obyvatelstvo, jenž má však obvykle spojitost s územním vymezením.

Důležitou součástí demografie je i studium podmíněnosti demografické reprodukce, přičemž pro určení podmínek, které mají být zkoumány demografií je jejich dopad na demografickou reprodukci. Z tohoto důvodu se za demografické jevy rovněž považují události typu rozvod, nemoc, sňatek apod (Kalibová a kol., 2009, s. 14-15). Reprodukční chování ovlivňují i další instituce jako je škola, náboženství a stát, který do demografického chování zasahuje za pomoci nástrojů známých jako populační a sociální politika (Klufová a kol., 2010, s. 23). Při reprodukci se tak žádný člověk nechová úplně autonomně, jelikož není ovlivněn jen svojí biologii a genetikou, ale i prostředím v kterém žije. Do rozhodování o potomstvu zasahují i faktory jako výchova, bytová situace, práce nebo jednoduchý fakt, že spousta lidí děti nechce nebo mít nemůže (Vaňa a kol., 2003, s. 13).

Koschin (2005, s. 7) rovněž definici demografie rozšiřuje: „*Demografie do své sféry zájmu zahrnuje i vztahy ovlivňující reprodukci (například sňatky a rozvody). Takový systém (populace, její reprodukce plus vztahy ovlivňující reprodukci) pak nazýváme demografickým systémem. Přidáme-li ještě podmínky, za nichž k reprodukci dochází, tedy sociální systém, dostaneme demo-sociální systém.*“ Demografii tak lze považovat za vědu, která studuje demo-sociální systémy.

Demografie je jedinečným vědním oborem v tom, že se zabývá soustavným studiem nejen demografické struktury, ale i nedemografických jevů a procesů. Pro tyto účely si demografie, jako jediná vědní disciplína, vytvořila široce použitelný metodický aparát, jakými jsou např. populační modely známé jako tabulky úmrtnosti. Nejedná se sice o primárně zkoumané demografické znaky, ale studium demografické struktury obyvatelstva např. podle rodinného stavu, ekonomické aktivity nebo vzdělání obohacuje a prohlubuje získané závěry (Roubíček, 1997, s. 16).

Na základě sesbíraných dat studuje demografie tyto události jako hromadné jevy: metodicky je upraví do procesů úmrtnosti, porodnosti, sňatečnosti, rozvodovosti a potratovosti. Vzápětí se tyto procesy zanalyzují a hledá se jejich pravidelnost (Kalibová a kol., 2009, s. 14-15). Jednotlivé události tak nejsou předmětem zkoumání demografie, ale až jejich agregovaná podoba demografických procesů. Zkoumáno není narození jedné osoby, ale počet dětí, které se narodilo v určitém období a na určitém místě (Váňo a kol., 2003, s. 12).

Pro pochopení předmětu zkoumání demografie považuje Roubíček (1997, s. 16) za důležité kromě vymezení hlavního problému (reprodukce obyvatelstva) nutné určit zkoumané znaky, které demografie pozoruje. Specifickým znakem pro demografii je demografická struktura obyvatelstva neboli rozdělení obyvatelstva podle věku a pohlaví, což jsou dva základní demografické znaky. Tyto znaky lze považovat za hlavní podmínky pro vznik reprodukce obyvatel určité struktury a rozsahu. Na základě jejich analýzy jde zároveň vysledovat důsledky a obraz působení takové reprodukce na obyvatelstvo.

### **3.2 Obory demografie**

Dnešní demografie stojí na rozmezí přírodních a společenských oborů. Hranice s vědními obory, vnitřní členění nebo chápání předmětu bádání je pak různorodé. Na tomto základě pak existuje široké množství oborů demografie (Šotkovský, 1996, s. 12). Rovněž

jiné vědní obory jsou ovlivněny demografií, jelikož přejímají demografická data či výsledky s kterými pak pracují z pohledu svého vědního oboru (Roubíček, 1997, s. 18).

Vědní obory se dají dělit podle různých aspektů. Při zaměření na problematiku, která je v určité vědní části studována, lze demografii rozdělit na:

- Teoretickou demografii
- Demografická metodologie
- Demografickou prognostiku
- Demografickou analýzu
- Demografickou statistiku (Váňo a kol., 2003, s. 13)

Demografie se zabývá jak vysledováním obecných zákonitostí demografické reprodukce, tak na konkrétní projevy u specifických populací. Obecné zákonitosti a systém pravidelnosti je předmětem demografie **teoretické**, kterou je pak nutné oddělit od demografické metodologie. Obor, s kterým je teoretická demografie značně propojena je filozofie (Kalibová a kol., 2009, s. 15).

Dle Pavlíka (2005, s. 14) je **demografická analýza**: „Z části kvantitativní demografie, která se snaží vyjádřit vliv velikosti a struktury populace a eventuálně i jiných proměnných na demografické jevy nebo demografické události, izolovat vliv jednotlivých proměnných a zejména přitom vyloučit působení tzv. rušivých jevů.“

Demografická analýza se snaží objevit a poznat souvislosti demografického chování. Celý proces bývá z důvodu vyhovujících údajů často vázán na specifické území. (Váňo a kol., 2003, s. 13). Demografickou analýzu lze rovněž dělit na longitudinální analýzu, která se zabývá studiem jedné nebo více generací a transverzální analýzu, jenž je zaměřena na přesně vymezené časové období (obvykle jeden kalendářní rok) vně jedné nebo více generací (Pavlík a kol., 2005, s. 14). Obor demografická analýza navazuje na empirické obory typu ekonomie či sociologie a zároveň souvisí s populační politikou, jelikož se výsledky zkoumání prakticky aplikují v ekonomickém a sociálním životě (Kalibová a kol., 2009, s. 15). Vědecké pojednání, která využívá demografickou analýzu a pojednává o specifické populaci se nazývá demografická studie (Pavlík a kol., 2005, s. 14).

Další vědní obor demografie je např. **demografická prognostika**, která je zaměřená na zkoumání a odhad budoucího vývoje lidských populací. V rámci **demografické metodologie** je pak snaha o objev nových nástrojů, metod a modelů pro účely analýz

a prognóz (Váňo a kol., 2003, s. 13). Tento obor je značně propojen s matematikou a statistikou (Kalibová a kol., 2009, s. 5). **Demografická statistika** je zas zaměřená na zpracování zjištěných demografických údajů, které jsou později využity v analýzách, prognózách a výpočtech. Rovněž je důležitá pro ověření různých metod a teorií.

Dělení demografie podle jiných kritérií vytváří obory, které jsou v zásadě samostatné a mají vlastní teoreticko-metodologické postupy (Váňo a kol., 2003, s. 14).

**Ekonomická demografie**, někdy zmíněna jako sociodemografie, je zaměřena na studium vzájemných vlivů a vztahu mezi ekonomikou a demografickými jevy. Jako příklady vlivu lze uvést rozpad Československa v roce 1993, kdy při snaze zařazení do ekonomiky vyspělého světa značně poklesla reprodukce obyvatel (Klufová a kol., 2010, s. 22) a rovněž byla nejnižší míra sebevražd od 2. světové války (Srb, 2004, s. 52). **Regionální demografie** se zas zabývá demografickými procesy ve vymezených regionech (Váňo a kol., 2003, s. 14). Zkoumá se mimo jiné migrace, pracovní síla, ekonomická situace. Studium je zaměřeno zejména na procesy s masovým charakterem jako je zvýšená mortalita či potratovost ve vybraném regionu/regionech (Klufová a kol., 2010, s. 22). Regiony jsou vymezeny buď na základě administrativního dělení nebo demografické homogenity. Tento obor je úzce spojen s geografii obyvatelstva a geodemografií (Kalibová, 2005, s. 6).

Demografii lze rovněž považovat za historický obor, jelikož zkoumá i populační vývoj v minulosti. Pro případy, kdy je využíváno historických metod mluvíme o **historické demografii** (Kalibová a kol., 2009, s. 15-16). V České republice se jedná o období před začátkem 20. století, kdy se nevedla pravidelná demografická statistika (Váňo a kol., 2003, s. 14). V případě, kdy je při zkoumání využito archeologických či paleoantropologických zdrojů mluvíme o **paleodemografii** (Kalibová a kol., 2009, s. 5).

**Popisná demografie** využívá statistiky obyvatelstva a zabývá se rozborem velikostí, geografickým rozložením, strukturou a vývojem obyvatelstva (Pavlík a kol., 2005, s. 13).

### 3.3 Zdroje demografických dat

Pro demografii je zásadní její blízký vztah se statistikou. Bez statistických dat (empirického materiálu) by demografie nemohla existovat (Klufová a kol., 2010, s. 28).

Na základě procesu sběru dat, jejich pozdějšího zpracování a zveřejnění se z jednotlivých údajů stávají oficiální demografické informace (Brezák, 2005, s. 85). Údaje

o stavu pak lze zjistit soupisem obyvatel nebo sčítáním lidu. Údaje o pohybu využívají záznamy z evidence přirozeně měny a evidence migrace.

Kalibová (2005, s. 9) rovněž uvádí, že za zdroje dat lze považovat všechny prameny, které se řadí do klasické demografické statistiky a jsou výsledky nejrůznějších výběrových řízení. Za hlavní prameny pak společně s Koschinem (2005, s. 11-14) považuje sčítání lidu, evidenci přirozené měny, migrace a nemocnosti. Řadí sem i výběrová šetření, registry obyvatel a historické prameny.

Údaje o stavu obyvatel se zjišťují pomocí **soupisu obyvatel** nebo sčítáním lidu. Základní princip je u obou metod totožný. Soupis je jednoduchá metoda, kdy se zjišťují základní údaje, jedná se např. o věk, pohlaví a povolání. Pro příklad bývá uváděn soupis obyvatel po druhé světové válce, kdy bylo nutné rychle zjistit kolik lidí válku vůbec přežilo.

**Sčítání lidu** je rozsáhlá akce, která kromě základních údajů zjišťuje řadu dalších charakteristik. Jedná se rovněž o šetření, které se snaží data zaznamenat co nejpřesněji. Jelikož se jedná o drahou, časově náročnou akci, vyžadující spolupráci velkého množství pracovníků, provádí se sčítání lidu zpravidla jen jednou za deset let (Koschin, 2005, s. 11).

Pro sčítání lidu je charakteristické, že je zpravidla povinné a vztahuje se k určitému okamžiku. Pokud se vztahuje ke všem přítomným osobám na území dané země, jedná se o sčítání celkové. V případě, kdy je sčítání omezeno jen na určitou skupinu lidí nebo jen na omezené území, jedná se o dílčí sčítání. V obou případech se však jedná o sčítání vyčerpávající, jelikož se týká všech lidí ve vymezeném území.

Pro sčítání se využívá buď metoda dotazovací, kdy sčítací komisař na základě přímého dotazování zaznamenává odpovědi nebo sebesčítací, kdy dotazník vyplňuje samotná dotazovaná osoba (Pavlík a kol., 2005, s. 33-35). Metodika a obsah sčítání lidu jsou od 50. let 20. století mezinárodně ošetřeny statistickým úřadem OSN. Jednou za deset let vydává OSN doporučení, která jsou ve většině zemí respektována (Šotkovský, 1996, s. 30). ČR rovněž akceptuje doporučení vydávána Evropskou unií (Čtrnáct, 2008, s. 297).

Sčítání lidu se řadí k nejstarším statistickým akcím vůbec. Na našem území se první soupisy obyvatel prováděly již za středověku pro vojenské účely a výběr daní. Netýkalo se tak všech obyvatel. Významný den byl 13. říjen 1753, kdy císařovna Marie Terezie vydala patent nařizující každoroční sčítání lidu, jednalo se o první sčítání, které bylo současně a jednotně na celém území Habsburské monarchie. První řádné sčítání se pak konalo o rok

později (ČSÚ, 2018). Poslední dosavadní sčítání na území ČR proběhlo v roce 2011 a další se plánuje na rok 2021. Český statistický úřad plánuje snížení počtu otázek, větší využití již evidovaných informací z dostupných databází a zjišťování informací především pomocí elektronického dotazníku (Báčová, 2017).

Statistická data související s narozením, úmrtím, sňatkem a rozvodem se zjišťují pomocí běžné registrace tzv. **evidence přirozené měny**.

Ke každé demografické události se vedou evidence na příslušné matrice za pomoci sepsaného hlášení, které obsahuje informace o osobě, které se daná událost týká (např. jméno, věk, bydliště) a zároveň další informace související s danou událostí (hmotnost novorozence apod.) (Koschin, 2005, s. 14-15). Demografická hlášení mohou mít formu *hlášení o uzavření manželství, hlášení o narození, hlášení o úmrtí a hlášení o rozvodu* (ČSÚ, 2017).

Zpracovaná hlášení se v pravidelných intervalech zasílají na statistický úřad, který je centrálně zpracuje do statistických tabulek, které poté každoročně vydává v publikaci *Pohyb obyvatelstva*. Záznamy o rozvodech jsou rovněž zapisovány na matriky, statistická hlášení však vyplňují soudy (Koschin, 2005, s. 15).

Pavlík (2005, s. 103) k evidenci **migrace** poznamenává: „*Vymezení migrace je v jednotlivých zemích odlišné; v České republice je migrace definována jako změna trvalého pobytu přes hranice určité administrativní jednotky, zpravidla obce.*”

Do roku 2004 se informace o **migraci** získávaly díky výkazu *Hlášení o stěhování*. Vyplnění Hlášení bylo povinností ohlašovny pobytu v případech stěhování vně území ČR nebo stěhování/odstěhování ze země. V případech vnitřního a zahraničního stěhování cizinců přebírala odpovědnost za evidenci cizinecká a pohraniční policie ČR.

Od roku 2005 není *Hlášení o stěhování* ohlašovkami pobytu vyplňováno, jelikož všechny potřebné údaje získává Český statistický úřad z Centrálního registru obyvatel ve spolupráci s Ministerstvem vnitra. V tomto případě se již však neevidují některé vybrané údaje, které se v Hlášení vyplňovaly. Jedná se o údaj vzdělání stěhujícího a důvod ke stěhování (ČSÚ, 2014).

Údaje z registrů jsou vhodné pro měření vnitřní migrace, problematické je ovšem měření migrace zahraniční. V některých zemích nejsou populační registry zavedeny, migrace se tak odhaduje na základě záznamů jako jsou seznamy voličů nebo seznamu

daňových poplatníků (Pavlík a kol., 2005, s. 107). Rovněž je zde problém zahraničního vystěhování, které jde těžce změřit: "*Je těžší spočítat osoby, které zemi opouštějí než osoby, které do země přijíždějí.*" (Eurostat, 2017).

Dle Kalibové (2005, s. 11) je sledování **nemocnosti** v České republice momentálně nedostačující. Statisticky se evidují pouze některé vážné nemoci, poruchy zdraví a úrazy. Spolehlivá data lze zjistit ze statistiky ukončených případů pracovní neschopnosti, která se týká ekonomicky aktivního obyvatelstva. Rovněž lze využít běžnou statistiku pracovní neschopnosti, kterou eviduje zaměstnavatel a podléhá působnosti statistických orgánů. Oba prameny však nejsou založeny na stejné územní jednotnosti. První případ sleduje nemocnost dle místa zdravotnického zařízení, druhý na základě místa bydliště nemocného. Nelze tedy vytvořit ucelený pohled, detailní územní rozbor a srovnání evidovaných dat nemocnosti s úmrtností. Problémem je rovněž nepřesnost diagnózy a špatná definice nemocí. Přehled statistických dat nemocnosti vydává Ministerstvo zdravotnictví v publikaci *Zdravotnické statistiky*.

**Výběrová zjišťování** jsou zvláštní druh shromažďování demografických dat, jelikož se týkají jen vybrané skupiny obyvatel. Kromě sesbíraných konkrétních dat z nich lze evidovat postoje a názory obyvatelstva na vybranou situaci. Mikrocensy jsou výběrová zjištění, která se provádí za účelem aktualizace údajů např. od posledního sčítání lidu. Souvisí především s životní úrovní. Obvykle jsou prováděna např. za účelem zjištění názorů ohledně reprodukce (kolik chtějí lidé dětí apod.), často jsou však i tematicky zaměřeny na sociologii, zdravotnictví apod. Informace z nich získané musí projít kritickým zhodnocením reprezentativnosti a úplnosti (Klufová a kol., 2010, s. 18).

Mezi další zdroje dat lze uvést i **registr obyvatelstva**, kdy se zjištěné informace ze sčítání lidí postupně aktualizují dle evidence přirozené měny. Do speciálních registrů lze i zahrnout soupisy voličů, soupisy školních dětí nebo daňových poplatníků (Kalibová, 2005, s. 12).

### 3.4 Pohyb obyvatel

Dle Koschina (2005, s. 11-15) lze demografické údaje rozdělit na dvě skupiny: údaje o stavu a údaje o pohybu obyvatel. Údaje o stavu se vztahují k určité velikosti obyvatel a její strukturu podle vybraných demografických znaků k určitému časovému okamžiku. Pohyb má v demografii význam jako zajímavé události, probíhající v populaci v nějakém určitém

časovém intervalu (většinou jeden rok). Jako synonymum pro slovo pohyb se často v demografii používá slovo měna. Tato diplomová práce se pak zaměřuje právě na ukazatele pohybu.

Pohyb a změna obyvatel se dle Brezáka (2005, s. 173-174) dělí na přirozený pohyb a pohyb mechanický.

Do přirozeného pohybu se pak řadí ukazatele související s rozením a s vymíráním.

Ukazatelé související s rozením pak lze konkrétněji rozdělit dle jejich souvislostí na ukazatele související s plodností a porodností nebo se samotným porodem a rodičkou. Samotné kategorie jsou ukazatelé potratovosti a ukazatelé související s novorozencem.

U úmrtnosti se sleduje především celková úmrtnost a příčiny úmrtnosti, s čímž souvisí i předcházející sledování chorobnosti a úrazovosti.

Druhý typ pohybu, pohyb mechanický – zahrnuje procesy stěhování, vystěhování a jinou prostorovou mobilitu.

Celkový důsledek těchto demografických událostí pak hodnotíme na základě celkového přírůstku nebo celkového úbytku obyvatel.

### 3.4.1 Porodnost a plodnost

Pojem porodnost (natalita) je používán jako obecný výraz pro změnu populace za pomoci rození. Pro vznik porodu je nutná biologická schopnost plodivosti (fekundita). Jedná se o vlastnost a možnost muže a ženy plodit, případně rodit děti. Pojem plodnost (fertilita) již nesouvisí s potenciálem plodnosti, ale s realizovanou plodností, měří se počtem narozených dětí. Opakem fekundity je sterilita, kdy má jedinec (pár) biologickou neschopnost plození. Bezdětnost (interfilita) pak může být způsobena jak již zmíněnou sterilitou, tak může být důsledek regulace plodnosti. Do možných regulací plodnosti se řadí úplná nebo dočasná sexuální abstinence a antikoncepce. Ve své podstatě se sem řadí i uměle přerušovaná těhotenství (Brezák, 2005, s. 177-179). Plodnost je rovněž regulována demografickým chováním páru v podobě plánovaného rodičovství a zásahy státu v rámci populační politiky. Svůj vliv má i modernizace ve smyslu změn ve společnosti, myšleno tím možnost seberealizace, cestování, vzdělávání a změna systému společenských hodnot.

Proces porodnosti začíná početím na již navazuje těhotenství, které je zakončeno porodem jednočetným nebo vícečetným (Kalibová, 2005, s. 27). Roubíček (1997, s. 225)



dodává, že poměr mezi jednočetným a vícečetným porodem je stanoven hodnotou osmdesát. Na osmdesát jednočetných porodů připadá jeden porod dvojčat, na osmdesát porodů dvojčat spadá jeden porod trojčat atd. Tento poměr byl za pomoci empirických dat přibližně potvrzen.

Definovat narození je složité. Dle Mezinárodní zdravotnické organizace (WHO) je narození úplné vypuzení nebo vynětí plodu z těla matky. Definice dále dělí narození živého a narození mrtvého plodu, kdy za živě narozený plod je považováno dítě, které se vykazuje aspoň jednu známku života. Za známku života pak lze považovat dýchání, srdeční tep, pulsaci pupečnicku a pohyb kosterního svalstva. Jestli plod nevykazuje žádný z těchto znaků, jedná se o mrtvě narozeného. V potaz se musí řadit i definice potratu dané země, jelikož žádná mezinárodní definice potratu neexistuje. V České republice se za potrat považuje každý plod nejevící ani jednu ze známek života, narozený před 28 týdnem těhotenství a vážící méně než 1 000 g. Tato definice WHO vešla v platnost v roce 1950, kdy dřívější definice stanovovala přísnější podmínky pro zařazení právě narozeného do živě narozených. Po uvedení nové definice WHO, tak značně stoupl počet zemřelých kojenců. Z toho důvodu naše republika odmítla novou definici přijmout až do roku 1965, do té doby jsme tak v mezinárodním srovnání zemřelých kojenců vykazovali značně lepší statistiky než jiné země (Koschin, 2005, s. 16-17).

Pavlík (2005, s. 87) definuje porod u kterého těhotenství trvalo minimálně 37 týdnů (standardně uváděna obvyklá délka těhotenství) jako porod včasný a výsledkem je donošené dítě. Porod, který nastane dříve se klasifikuje jako porod předčasný a narozené dítě je nedonošené. Jak dále Pavlík (2005, s. 87) dodává: „*V řadě zemí se používá klasifikace živě narozených dětí podle porodní hmotnosti, tj. nepřihlíží se k délce trvání těhotenství. Podle této klasifikace je živě narozené dítě s porodní hmotností 2 500 gramů a nižší označováno jako nezralé. Toto hledisko je však pouze formální a nesouvisí s funkční zralostí novorozence. Nezralost je někdy spojována s debilitou nebo s dlouhodobým nebo trvalým poškozením zdravotního stavu dítěte.*“

Již narození se následně dělí do skupin dle jejich legitimacy (manželské a mimomanželské děti), kdy nemanželské dítě je takové, které se narodilo v době, kdy rodiče nebyli formálně ve stavu manželském. Nemanželské dítě poté může být, dle některých právních systémů, svým otcem legitimováno bez potřeby uzavření sňatku mezi matkou a otcem dítěte, jedná se o důležitou možnost, jelikož v některých zemích mají děti dle

legitimity odlišná práva, a to především v případě dědických práv (Roubíček, 1997, s. 226–227). V České republice mají od roku 1950 manželské i mimomanželské děti práva stejná. Tradičně bývá největší počet dětí narozených mimo manželství ve Švédsku a v Latinské Americe, kde jsou v posledních letech děti narozené v manželství už v menšině. V Asii a v jižní Evropě je na druhou stranu nemyslitelné porodit dítě před svatbou, počet narozených v manželství je tak zde vysoký. V České republice se stále rodí většina dětí v manželství, jejich poměr s dětmi narozené mimo sňatek se ovšem každoročně snižuje (Klufová a kol., 2010, s. 147, 159).

Tradičně je sledováno i pořadí narozeného dítěte, kdy se dítě na základě všech narozených dětí matce, dělí na dítě prvního pořadí, druhého pořadí atd. Ženy se klasifikují podle pořadí porodů a pořadí těhotenství. U číslování pořadí porodů se berou v potaz jen ty těhotenství, které trvaly aspoň 28 týdnů. Ženy, které nikdy nebyly těhotné se lékařsky klasifikují jako nulligravida, ženy, které jsou poprvé těhotné jako primigravida, a ženy, které byly těhotné vícekrát jsou určovány jako multigravida (Pavlík a kol., 2005, s. 88).

Běžně se porodnost analyzuje na základě dat z jednotlivých kalendářních let. Hodnotí se výsledky analýzy v daném roce v různých věkových kategoriích matek (různým generacím). Jedná se o ukazatele průřezové (transverzální), jelikož se jedná o rozbor napříč více generací. V tomto případě jsou data ovlivněna zejména hospodářskými a politickými podmínkami zkoumaného roku, dosaženého věku matek a společenskými zvyklostmi dané generace.

Analýza dat plodnost v dané generaci se nazývá kohortní (generační) plodnosti. Generace je určena stejným rokem narození nebo stejným rokem sňatku. Úhrnná plodnost kohorty je plodnost, jenž je sledována od počátku dolního sledování kohorty (počátek reprodukčního věku nebo počátek sňatku) až do daného sledovaného okamžiku. Na základě toho, jestli sledovaný okamžik leží pod nebo nad hranicí rodivého věku, se pro každý věkový stupeň rozlišuje konečná úhrnná plodnost, aktuální úhrnná plodnost a neukončená plodnost kohorty (Roubíček, 1997, s. 236).

Porodnost je pak společně s úmrtností nejdůležitější částí demografické reprodukce. Společně se řadí do ukazatelů přirozeného demografického pohybu. Její studium ovšem začalo nabývat významu až na konci 19. století, do té doby se plodnost příliš neměnila a rozdíly mezi jednotlivými sociálními skupinami a regiony byly malé. Po konci demografické revoluce (stabilizace úmrtnosti) se však intenzita porodnosti stala právě tím

ukazatelem, který určuje populační vývoj celých populací a jednotlivých regionů. Rovněž souvisí s určováním sociálního rozvoje (Klufová a kol., 2010, s. 146).

#### 3.4.1.1 Populační politika a problematika nízké plodnosti

Populační politika není součástí demografie, ale její demografické zkoumání a později vzniklé podklady mají za jeden z cílů rozhodovat právě o populační politice, a to jak ve společenském, tak v regionálním rozsahu.

Za populační politiku se považuje souhrn převážně dlouhotrvajících, specifických a praktických prostředků, kterými vláda může usměrňovat populační vývoj (Roubíček, 1997, s. 22). Ve své nejširší definici jí lze řadit mezi politiku sociální, jedná se pak o všechna státní opatření, která ovlivní populační vývoj. Za cíl může být zvýšení životní úrovně, zlepšení pracovních podmínek, zdravotnických služeb apod. V užším pojetí se jedná o opatření, která vznikla za účelem ovlivnění demografické reprodukce a demografického chování v oblasti porodnosti, úmrtnosti a souvisejících událostí nemocnosti, sňatečnosti a rozvodovosti. Opatření, která se specializují jen na ovlivnění procesu porodnosti spadají pod tzv. natalitní politiku (Kalibová a kol., 2009, s. 89-90). Do populační politiky lze řadit i politiku přerozdělení obyvatelstva, kdy je řešena otázka územního rozmístění (Pavlík a kol., 2005, s. 115). Zejména se pak jedná o snahu podpory opuštěných sídel a snahu o jejich znovuosídlení (Roubíček, 1997, s. 23). Rovněž se sem může řadit problematika proimigrační a proemigrační politiky (Pavlík a kol., 2005, s. 115).

Populační politika se uskutečňuje v řadech oblastí jako jsou oblasti sociální, právní, ekonomické, výchovné apod. a to za použití nástrojů peněžních, materiálních, psychologických a výchovných. Populační opatření jde rozdělit na dvě formy:

**a)** jedná se o závazný nebo právní předpis či zákon, který se poté transformuje do obecné normy chování. Tato norma poté může tvořit základ pro poskytnutí různých forem podpor od státu.

**b)** Může se jednat o cílený ekonomický, výchovný nebo propagační podnět. Do praxe se může aplikovat pomocí státních dotací na určité typy zboží, např. dětské oblečení nebo ovlivnění cenové politiky. Stát může rovněž preferovat rozvoj vybraných služeb radících se do péče o matku a dítě (Kalibová a kol., 2009, s. 89).

Roubíček (1997, s. 23) dělí populační politiku dle tří kategorií: podle cílů, prostředků a předmětu působení.

Cíl lze dělit na kvantitativní a strukturální. Kvantitativní cíl je zaměřen na řízení počtu obyvatel. Strukturální cíl sleduje usměrnění strukturálního vývoje obyvatel.

Prostředky mohou být ve formě stimulačních (výhody a výsady určitých skupin obyvatel) a represivních (znevýhodnění a postihy skupiny obyvatel, která se nechová dle stanoveného cíle populační politiky).

Z důvodu existence jen mála možností, jak ovlivnit úmrtnost, se populační politika nejvíce zaměřuje (předmět působení) na porodnost a migraci. Nejčastěji se aplikuje v rozvojových zemích, v kterých se projevuje jeden z primárních globálních problémů – negativní trend poměru počtu obyvatel a možností jejich obživy. Celkový značný růst světové populace pak ovlivňuje celou planetu (Šotkovský, 1996, s. 134-135).

Mezi způsoby, kterými lze tento trend usměrnit patří osvětová činnost v oblasti porodnosti, která zahrnuje výchovu a služby plánovaného rodičovství. Bývají obvykle spojeny se zdravotnickými programy nebo s programy sociálními. V některých zemích je povinnost dodržení nastavené politiky státu podpořeno sociálním tlakem a legálními sankcemi (Pavlík a kol., 2005, s. 116).

Do nástrojů podporující útlum plodnosti se konkrétně řadí propagace antikoncepčních prostředků, bezplatná sterilizace, zvýšení minimální věkové hranice pro uzavření manželství, zlepšení postavení žen ve společnosti a možnost získání výhodných půjček v rámci různých nabízených sociálních výhod. Země, které formálně zavedly programy pro řízení plánovaného rodičovství s cílem snížení porodnosti byly Indie, Pákistán, Jižní Korea, Fidži a Čína. Právě v těchto zemích došlo v 60. a 70. let 20. století k rapidnímu nárůstu počet obyvatel. Nejznámější a velice rozporuplný příklad řízené porodnosti vstoupil v platnost v roce 1979 v Číně, kdy byla zavedena tzv. "politika jednoho dítěte".

Na druhé straně v hospodářsky vyspělých zemích, kam se řadí i Česká republika, probíhá dlouhodobý trend nízkých hodnot porodnosti a sňatečnosti s vysokými hodnotami rozvodovosti, podílu jednočlenných domácností a neúplných rodin (Šotkovský, 1996, s. 135).

Váňo (2003, s. 88-89) uvádí čtyři hlavní důvody, které mají za následek tento demografický trend ve vyspělých státech:

1) Změnilo se postavení dítěte v rodině – v minulosti bylo dítě hlavní středobod rodiny a všechny zájmy, výchova a chod domácnosti se přizpůsobovala jemu. Nyní se zájmy rodičů

a dětí dostávají na stejnou úroveň. Zároveň se díky zlepšení životní úrovně výrazně snížily hodnoty ukazatele úmrtnost dětí a není tak již potřeba úmrtnost kompenzovat větším počtem dětí v rodině.

2) Změnil se pohled na soužití ženy a muže – Společnost akceptuje i další partnerské vztahy bez potřeby manželství.

3) Změna rodinných rolí – nahrazuje se tradiční forma rodiny (otec živitel a matka pečovatelka) o druhy rodin, kde nejsou rodinné role tak přísně vymezené.

4) Antikoncepce – Z nástroje na omezení plodnosti se stal nástroj pro plánované rodičovství. Páry si mohou naplánovat počet dětí a jejich načasování.

Další důvody, které jsou často uváděny jsou sníženy vlivu náboženství a emancipace žen. Za hlavního spojovatele těchto důvodů je pak uváděn nárůst individualizmu ve společnosti.

McDonald (2002, s. 417-446) ovšem ve svém odborném článku s některými důvody nesouhlasí. Dle něj není individualizmus a obecná liberalizace společnosti důvodem nízké porodnosti a je naopak dokázáno, že v rámci vyspělých zemích je v liberálnější kultuře vyšší plodnost než v rodinách tradičních. Názor, že z důvodu nízké plodnosti u vzdělaných žen, žijících ve městech a méně ovlivněny náboženstvím, je liberální společnost odsouzena k nízké plodnosti, než společnost tradiční je chybná. Svůj názor staví i na šetření o počtech dětí, které by ženy do 25 let chtěly mít. Zájem o děti je podstatně větší než počet dětí, které nakonec ženy doopravdy mají. Vínou za nízkou plodnost ve vyspělých zemích tak přisuzuje sociálním institucím, výše výdajů a celkové nejistotě, která ve společnosti panuje. Na základě faktorů jako je nejistota trvalého zaměstnání, či nejistota v jaké fázi cyklu se ekonomika momentálně nachází, kolísavé ceny bydlení aj., je člověk tlačěn k větší investici do faktorů zajišťující ekonomickou jistotu (více odpracovaných hodin v práci, úspory, vzdělání, snaha být více flexibilní a připraven na nové příležitosti v měnícím se světě) než do nejistoty, které dítě představuje ve formě vyšších výdajů, ekonomické odpovědnosti za dítě a nejistého návratu matky do práce. Po zvýšení plodnosti rovněž doporučuje změnu myšlení ve společnosti a zamítnutí tradičního pohledu na otce živitele a matku pečovatelku. V institucích orientovaných na jednotlivce (vzdělání, zaměstnání) mají ženy téměř totožné možnosti jako muži, v institucích orientovaných na rodinu je stále dáván důraz na model otce živitele. Ženy tak o své možnosti a příležitosti přicházejí nebo jsou oslabeny, když mají

dítě. Za příklad země, která by jeho teorii odpovídala, dává Japonsko, kde je společnost stavěna na tradiční rodině, ale zároveň vykazuje jednu z nejnižších porodností na světě.

Sobotka (2008, s. 61-62) ve své studii uvádí, že v rámci Evropy nepředstavuje nízká porodnost do budoucna hrozbu, a to především pro bohaté země Evropy. Jedná se o regionální problém, který bude mít vážnější a dlouhodobější následky na další desetiletí v zemích s nízkou porodností, migrací a v některých případech i vcelku vysokými hodnotami úmrtnosti. Za ohrožené regiony jsou považovány východní a jihovýchodní Evropa a východní Německo. Ve zbytku Evropy (včetně České republiky) se odhaduje stabilizovaný nebo pozvolna rostoucí počet obyvatel bez vážného výkyvu v podobně většího poklesu populace. Rovněž se odhaduje, že nízkou porodnost z velké části nahradí migrace.

Pro zvýšení hodnot ukazatelů porodnosti stát aplikuje nástroje pronatalitní politiky. V řadě zemí se s tím souvisí vyplácení přídatků, dávek a podpor rodičům dětí. Přídatky a dávky jsou určitá finanční částka, která je vyplácena pravidelně. V případě podpory se zpravidla jedná o jednorázové poskytnutí. Výše a nárok na rodičovské dávky a přídatky je ovlivněna počtem a stářím dětí v rodině. Ve spoustě zemí se rovněž uplatňují slevy na daních z příjmů rodičů nebo vyplácení podpory v mateřství. Podporu v mateřství lze vyplácet jako mateřskou dávku nebo charakteristikou jednorázovou podporu – porodné. Mateřské dávky mohou být vyplaceny již před narozením dítěte jako tzv. prenatalitní dávka. V řadě zemí se rovněž poskytují novomanželské půjčky, které podporují mladé páry ke koupi bytu, zařízení domácnosti a založení rodiny (Pavlík a kol., 2005, s. 115).

Je ovšem nutné respektovat, že neexistuje jeden model pronatalitní politiky, který by fungoval ve všech státech. Každá země musí zjistit své vlastní příčiny, proč porodnost klesá a zároveň si musí ustanovit cíl čeho chtějí pronatalitní politikou dosáhnout. Při stanovení populační strategie je nutné kromě porodnosti stávajících obyvatel brát v potaz migraci a cílovou míru zaměstnanosti (McDonald, 2002, s. 417-446).

Populační politika je velice složitý proces, který je značně ovlivněn společenskými podmínkami, historickým kontextem, státní ideologií a úrovní hospodářské či kulturní vyspělosti dané země. Důležité je respektovat biologické předpoklady a poskytnout prostor pro svobodu v demografickém chování (Kalibová a kol., 2009, s. 90-91). Souhrn všech podmínek, která se musí v rámci populační politiky respektovat se nazývá populační klima. Ve vyspělých zemích se populační klima zkoumá v rámci šetření, zjišťují se pak data k počtu očekávaných dětí nebo důvody bezdětného soužití (Šotkovský, 1996, s. 135). Špatně

načasované a použité nástroje pro ovlivnění populačního vývoje mohou vytvořit značné problémy, které mohou ovlivnit demografický vývoj státu na dobu dalších desetiletí. Hodnocení důsledků populační politiky bývá častým tématem diskuzí a rozporů mezi experty (Kalibová a kol., 2009, s. 91). Důsledky se zpravidla dostavují s časovým zpožděním a mohou být ovlivněny z důvodu časové prodlevy nepředvídatelnými faktory, obzvláště v ekonomickém a sociálním rozvoji. V České republice je pak v této souvislosti často uváděna pronatalitní politika v 70. letech a snaha zajistit rozvoj "silných ročníků", které z této politiky vyšly (Šotkovský, 1996, s. 135). Důsledky jsou často vyhodnoceny jako neefektivní (materiální výhody v případě nedostatečně přizpůsobených pracovních podmínkách matek) s malým pozitivním důsledkem (peněžitá podpora rodin při nedostatečné bytové politice) nebo se špatně odhadnutelnými důsledky (Kalibová a kol., 2009, s. 91). Často se tak polemizuje nad možností záměny populační politiky za politiku rodinnou (Šotkovský, 1996, s. 136). Rodinná politika se zaměřuje na podporu rodiny v rámci jejích všech funkcí, reprodukce nevyjímaje. Snaha je podpořit rodiny s více dětmi za pomoci finančních dávek a podpora možností péče rodičů o děti. Jedná se rovněž o princip stanovení míry solidarity mezi rodinami s vysokými příjmy a rodinami s příjmy nízkými. Nebo s rodinami s dětmi vůči rodinám bez dětí. Jedná se o časté téma všech politických programů stran, jelikož může mít rodinná politika charakteristiku liberální (podpora poskytnuta jen nejvíce potřebným), sociálně demokratickou (velká míra finanční podpory a služeb podporující rodiny) nebo konzervativní (podpora manželských párů ve formě daňových slev) (Kalibová a kol., 2009, s. 73, 236).

#### 3.4.1.2 Ukazatele plodnosti

Jako jeden ze základních a nejjednodušších vybraných ukazatelů je **hrubá míra porodnosti**, která udává počet narozených  $N_t$  v daném časovém intervalu  $t$  ke střednímu počtu obyvatel. Hrubá míra se uvádí v promilích.

$$n_t = hmp_t = \frac{N_t}{S_t} \cdot 1\,000 \text{ ‰} \quad [3.1]$$

Hrubá míra je vztažena k celkovému počtu obyvatel, nebere v potaz, zda mají všichni možnost mít děti. Hodnota  $hmp$  je tedy vhodnější spíše pro pohled na nynější věkovou strukturu obyvatel než na úroveň plodnosti.

Pro praxi je tedy vhodnější používat ukazatel **obecné míry plodnosti**.

$$f_t = \frac{N_t^{\text{živě}}}{F_t} \cdot 1\,000 \text{ ‰} \quad [3.2]$$

$F_t$  je znak pro rodivý kontingent, ženy v plodivém věku mezi 15 a 49 lety. Do čitatele se zpravidla zahrnují živě narození.

Často uváděný ukazatel je **průměrný věk matky v době porodu**. Pro výpočet lze využít pětileté specifické míry jako je vážený průměr středů intervalů s váhami, jenž mají představovat specifickou míru porodnosti.

$$\bar{x} = \frac{\sum x \cdot hmp_x}{\sum hmp_x} \quad [3.3]$$

V praxi se často využívá hlubší analýza, kdy lze určit průměrný věk matky při narození jejího prvního dítěte. Ze znalosti této informace tak můžeme zjistit v jakém průměrném věku se zakládají rodiny. Při následných výpočtech věku matky při narození druhého, třetího atd. dítěte, zas můžeme určit přibližný interval mezi narozenými dětmi v rodinách (Klufova a kol., 2010, s. 149-153).

Pro učení **legitimity** narozených dětí se využívá poměr dětí narozených mimo manželství ( $N^n$ ) s celkovým počtem narozených ( $N$ ).

$$pn = \frac{N^n}{N} \cdot 1\,000 \quad [3.4]$$

Tento ukazatel je pochopitelně značně ovlivněn celkovým počtem uzavřených sňatků v dané populaci a její kulturou (Klufová a kol., 2010, s. 157).

Syntetická charakteristika je **úhrnná plodnost**, která informuje o tom, kolik by se průměrně narodilo živých dětí, kdyby se narodily jedné ženě po dobu jejího celého reprodukčního období (15–49 let). Za podmínky neměnné plodnosti a úmrtnosti po celkovou dobu přibližně 35 let. Ukazatel se vypočítá jako součet měr plodnosti pro jednotlivé věky od 15 do 49 let (Váňo a kol., 2003, s. 44-45).

$${}^u_t u f = \sum_{x=15}^{49} {}^u_t f_x \quad [3.5]$$

Úhrnná plodnost je považována pro účely mezinárodního srovnání za nepříjemnější ukazatel plodnosti, jelikož není na rozdíl od hrubé míry zakreslena rozdílnou věkovou strukturou států (Brezák, 2005, s. 181). Úhrnná plodnost informuje o potenciálu porodnosti dané země. Hodnota 2,1 je pak uváděná jako minimální hodnota zajišťující stabilní reprodukci. Výrazně vyšší hodnoty jsou známky nárůstu velikosti populace a nižšího průměrného věku. Země vykazující vyšší hodnoty úhrnné plodnosti jsou zejména země



rozvojové, stát má poté problémy s obživou rodin, vzděláním dětí a zaměstnaností žen. Nižší hodnoty než 2,1 jsou typické pro země vyspělé (Evropa, Severní Amerika) obyvatelé zde zvolna ubývají (pokud se bere v potaz jen porodnost, nikoliv migrace) a stárnou (Koschin, 2005, s. 64-65).

### 3.4.2 Úmrtnost

První událost, kterou začala demografie zkoumat byla úmrtnost, jejíž studie započala vydáním díla zakladatele demografie Johnem Gruntem v roce 1662. Ze začátků byla úmrtnost zkoumána jako hromadný jev, demografové se zajímali o vymírání a úmrtnosti dané populace, neprováděly se tak studie k individuálním úmrtím a jejich specifikacím. V pozdějších dobách se demografové začali zajímat i o jednotlivá úmrtí, objevila se snaha o vymezení charakteristických znaků jednotlivých úmrtí, rozřazování do skupin s podobnými znaky a jejich pozdější statistická analýza (Klufová a kol., 2010, s. 75). Úmrtí a jeho charakteristiky se zkoumají ve třech hlavních rovinách: a) v čase (doba úmrtí), b) v prostoru (místo úmrtí, místo posledního trvalého pobytu), c) vlastní průběh úmrtí (Brezák, 2005, s. 203). Další charakteristiky se řadí přímo k zemřelému, patří sem např. věk při úmrtí, jeho profese a zdravotní minulost (Klufová a kol., 2010, s. 75).

Často sledovanou charakteristikou je u úmrtnosti příčina úmrtí a nemocnost, kdy jsou jednotlivé příčiny rozřazovány na základě Mezinárodní statistické klasifikace nemocí, úrazů a příčin smrti, jež byla schválena Světovou zdravotnickou organizací (WHO) v roce 1948. V současné statistice se zachycuje prvotní důvod smrti, nikoliv již vedlejší příčinu smrti či bezprostřední příčina. Za prvotní příčinu smrti se považuje nemoc nebo úraz, který lze považovat za strůjce zdravotních problémů a stavů, které nakonec vedly k smrti statisticky sledované osoby. Další zjištěné nemoci a úrazy se již statisticky neanalyzují (Šotkovský, 1996, s. 66). Je velice důležité dbát na přesnost lékařovy definice diagnózy, z důvodu nejednotného názoru mezi lékaři určuje prvotní příčinu úmrtí pracovník statistického úřadu na základě údajů uvedených lékařem. Z důvodu prodlužujícího se věku dožití ve vyspělých zemích je však stále náročnější stanovit prvotní příčinu úmrtí. Pro případy, kdy jde těžce stanovit definice se vytvořila samotná kategorie sdružené příčiny smrti (Koschin, 2005, s. 66).

V analýze úmrtnosti se věnuje především pozornost endogenním úmrtím, což jsou úmrtí způsobené vrozenou vývojovou a genetickou vadou. Případně se jedná o zranění způsobená porodem a nemocí způsobené stárnutím člověka. Úmrtí z důvodu stáří poutají

pozornost z důvodu zápisu o příčině smrti. Vysoký počet zemřelých z důvodu stáří ukazuje na nekvalitní a nepřesné určení důvodu smrti. Exogenní úmrtnost se zaměřuje na vnější příčiny, které způsobily smrt. Patří sem zejména infekční a parazitní nemoci, onemocnění cest dýchacích, úrazy apod. Intenzivně jsou rovněž sledovány úmrtí z důvodu pracovních úrazů nebo úmrtí související s těhotenstvím (Pavlík a kol., 2005, s. 70-71).

WHO přibližně jednou za deset let pozmění klasifikací nemocí na základě posunu a změn v lékařské vědě. Z toho důvodu je historické srovnání příčin úmrtí náročné, jelikož je nutné znát k jakým změnám při revizích došlo. V některých případech byla celá kategorie nemocí přesunuta do jiné skupiny (mozková mrtvice již není hodnocena jako nemoc mozku, ale jako nemoc oběhového systému) nebo vznikly nemoci nové (AIDS).

V České republice se od roku 1994 pro klasifikaci důvodu úmrtí využívá 19 skupin na základě 10. revize Mezinárodní statistické klasifikace nemocí a přidružených zdravotních problémů. 19. skupina se dělí na dvě třídy poranění a otravy, do jedné kategorie se řadí příčiny na základě druhu poranění (zlomený krk) a do druhé podle události, jak k úrazu došlo (pád ze schodů) (Koschin, 2005, s. 55).

Dnes se tak mezi nejčastější důvody smrti již neřadí infekční nemoci, jak bylo v minulosti. Nejčastěji se ve vyspělých zemích umírá na kardiovaskulární problémy a nemoci oběhového systému, rakovinu a chronické dýchací nemoci. Infekční nemoci nebo úrazy, které postihnou mladé lidi, mají za následek podstatně vyšší pokles ukazatele naděje dožití než růst počtu úmrtí. Na druhou stranu, neinfekční nemoci, které postihnou starší populaci značně zvyšuje počet úmrtí, ale nesníží již tolik ukazatel naděje dožití.

V minulosti byly časté důvody úmrtí ve světě podvýživa a špatné urbanistické prostředí. Tyto faktory stále značně ovlivňují délku života a počet úmrtí, celosvětově rozšířená vakcinace, moderní zásady zdraví a hygienické zásady však počet úmrtí z těchto důvodů značně snížil. Problematika HIV/AIDS, tabáku a obezity však v dnešní době tyto faktory zastupuje a jedná se o problém, který ovlivňuje všechny země (Lundquist a kol., 2015, s. 211).

Při snížení úmrtnosti na některou příčinu se logicky prodlužuje život, prodloužení života je ovšem menší, než by se dalo očekávat. Může za to jev konkurujících si rizik. Jestli se podaří vymýtit jednu z nemocí, tak paralelně roste počet zemřelých u ostatních onemocnění. Např. jestli člověk díky uzdravení přežije infarkt, může později zemřít na zápal plic, na který by v případě nevyлéčení z infarktu nezemřel (Koschin, 2005, s. 58).

Zdravotní stav populace je odrazem sociální a hospodářské vyspělosti země, který značně ovlivňuje úmrtnost a délku života obyvatel. Světová zdravotnická organizace (WHO), která spadá pod OSN se pak orientuje na problematiku úmrtnosti z celosvětového hlediska. Kromě pravidelného hodnocení a revidování Mezinárodní statistické klasifikace nemocí a přidružených zdravotních problémů, se WHO zaměřuje na problematiku léčby a prevenci onemocnění AIDS či snížení měr úmrtnosti díky masovému očkování v rozvojových zemích, zejména proti onemocněním jako záškrť, černý kašel, spalničky a dětská obrna. Právě v rozvojových zemích se z důvodu nedostatečné zdravotnické péče pohybuje střední délka života při narození o 12 let níže než v evropských státech (Šotkovský, 1996, s. 69-70).

Celkově je úmrtnost, nemocnost a zdravotní stav dle Klufové (2010, s. 76) ovlivněn třemi hlavními skupinami faktorů:

- a) genetické faktory – vrozené vady, dědičnost. Důvody, za kterých se sleduje úmrtnost žen odděleně od mužů, jelikož mají ženy nižší úmrtnost a delší délku života
- b) ekologické faktory – životní prostředí a klima
- c) socioekonomické faktory – životní úroveň, péče o zdraví, prevence, výživa, fyzická aktivita, úroveň a dostupnost lékařské péče, zdravotní politika a sociální zabezpečení.

#### 3.4.2.1 Ukazatele úmrtnosti

Nejzákladnější ukazatel je ukazatel hrubé míry úmrtnosti

$$m_t = \frac{M_t}{S_t} \cdot 1\,000 \text{ ‰} \quad [3.6]$$

$M_t$  představuje počet zemřelých v roce  $t$ ,  $S_t$  vyjadřuje střední stav obyvatel v roce  $t$ .

Ukazatel hrubé míry již ztrácí svojí vypovídací schopnost a není vhodný pro mezinárodní srovnání, jelikož je značně ovlivněn věkovou strukturou dané země. Jedná se o ukazatel, který měří vymírání, nikoliv úmrtnost. Nebere v potaz věk zemřelého ani intenzitu úmrtnosti v průběhu předcházejícího života. Z toho důvodu se v méně vyspělých zemích Asie a Jižní Ameriky, kde by se očekávala vyšší úmrtnost, hodnoty hrubé úmrtnosti pohybují na nižších hodnotách než ve vyspělých zemích. Je to z důvodu, že se jedná o země, kde značnou část populace tvoří mladí lidé.

Pro lepší vypovídací schopnost se tak využívají specifické míry úmrtnosti, které jsou vztaženy buď k určitému věku (většinou věkové skupiny po pěti letech) nebo k pohlaví (Klufová a kol., 2010, s. 77-79). Pro eliminaci vlivu věkové struktury se využívá standardizace, která může být přímá nebo nepřímá. Přímá standardizace se využívá při porovnání obyvatel s různou věkovou strukturou. V rámci ní se věková struktura zkoumané populace nahradí populací standardní. Např. Při porovnání zemí Evropské unie se za standart dosazuje počet obyvatel celé EU. U nepřímé standardizace se struktura populace váže k příslušnému území a za standart se pak volí míry úmrtnosti dle věku některé ze studovaných populací (Váňo a kol., 2003, s. 55-56). U dělení dle věkových skupin se tradičně vynechává rok 0, je to z toho důvodu, že je úmrtnost během prvního roku života vysoká a není lineární. Úmrtnost 0letých tak nelze zjistit běžným způsobem (dělení počtu zemřelých středním stavem obyvatel). První pětiletá skupina je tedy skupinou čtyřletou (1- 4 roky) (Klufová a kol., 2010, s. 79-80).

Z důvodu vysoké úmrtnosti do prvního roku, se počítá tzv kvocient kojenecké úmrtnosti, kde se dělí zemřelí do jednoho roku života na 1 000 živě narozených v daném roce. Jedná se ukazatel, který vypovídá o vyspělosti a životní úrovni daného státu. (Kalibová, 2005, s. 21-22). Ukazatel kojenecké úmrtnosti se na rozdíl od ostatních ukazatelů úmrtnosti nerozděluje podle pohlaví. Dle Koschina (2005, s. 53) je to ze dvou důvodů: kojenecká úmrtnost je mezi kojenci téměř identická, navíc v mezinárodním srovnání, ve kterém je tento ukazatel často používán, je jednodušší používat jedno číslo místo čísel dvou.

$$m_{kojenci} = \frac{m_{do\ 1\ roku}}{N_{živě}} \cdot 1\ 000 \quad [3.7]$$

Poslední věková skupina má již malé populační zastoupení, z toho důvodu mají případné chyby velikou váhu. Pro vykompenzování se poslední věková skupina tradičně formuje s „a více“ např. 85 a více (Klufová a kol., 2010, s. 80).

Důležitým nástrojem v případě úmrtnosti jsou pro statistiku úmrtnostní tabulky, kde se eviduje pravděpodobnost úmrtí pro jednotlivé roky života za jednotlivá pohlaví. Důležité ukazatele z ní vyplývající jsou **střední délka života při narození**, jedná se o počet let, kterých by se právě narozený v průměru dožil, a **normální délka života** (věk ve kterém většina lidí umírá) (Váňo a kol., 2003, s. 53). Normální délka života nabývá vyšších hodnot než střední délka života, jelikož jí neovlivňuje vyšší úmrtnost do 1 roku věku, která průměr snižuje.

Při analýze příčin smrti se využívá tzv. **míra smrtnosti** (míra letality), kdy se do poměru doplní počet zemřelých na určitou příčinu ke střednímu stavu obyvatel, zpravidla bývá vyjádřeno na 100 000 obyvatel (Kalibová, 2005, s. 25).

$$ms = \frac{m^n}{s} \cdot 100\,000 \quad [3.8]$$

### 3.4.3 Migrace

Porodnost a úmrtnost se řadí mezi přirozenou reprodukci. Změnu stavu obyvatel však rovněž ovlivňuje stěhování členů populace na jiná místa – migrace. Migrace je vymezena za pomoci fyzické a sociální stránky, není tedy jasně definovaná biologickou událostí jako v případě porodnosti či úmrtnosti. Migrace je zejména prostorový pohyb, kdy chápání slova "pohyb" zde nabývá obecnějšího významu než např. v pohybech sociálních (změny v rámci sociální a ekonomické struktury obyvatel). Jedná se tedy o tzv. mechanický pohyb obyvatel či prostorovou mobilitu (Šotkovský, 1996, s. 117).

Klufová (2010, s. 214) obecně definuje migraci jako pohyb, který se uskutečňuje na území územní jednotky (státu) v horizontálním směru (z vesnice do města) nebo ve směru vertikálním (z města do města, z vesnice do vesnice). Řadí se sem ovšem i pohyb mimo hranici dané země, jedná se pak o tzv. pohyb mezistátní.

Každá země využívá jiný výklad pojmu migrace, protože není stanovena mezinárodní definice z důvodu rozdílného právního vymezení bydliště. Jelikož se data o mezinárodní migraci zjišťují primárně z administrativní evidence cizinců i občanů jednotlivých zemí, vydalo v roce 1998 OSN „Doporučení OSN ke statistice zahraniční migrace.“ Doporučení především definuje krátkodobou a dlouhodobou migraci včetně doporučené kategorizace stěhovaných osob. Jelikož se jedná jen o Doporučení, a nikoliv zákonnou normu, jsou tyto snahy o harmonizaci statistiky o migraci problematické. Některé země Doporučení OSN zakombinovalo do své legislativy. V jiných zemích (včetně České republiky) nebyla Dohoda Cizineckou a pohraniční policií akceptována (Holá, 2005, s. 177-178). V zemích Evropské unie je politika zaměřena zejména na migraci ze zemí třetího světa, pro její monitoring je pak zásadní právě harmonizování definice obvyklého pobytu a pobytového režimu na evropské úrovni, o což se snaží Eurostat. Problémem jsou i rozdílné zdroje dat, některé země využívají pro údaje o migraci registr obyvatel, jiné imigrační úřady nebo výběrová šetření. Z důvodu rozdílné legislativy je tak často migrovaná osoba již evidovaná v nové zemi, ale

zároveň není odhlášená ze země původní. V praxi tak často dochází k duplicitám nebo k neevidované migraci. Při snaze „zrcadlové statistiky“, kdy si dvě země porovnají počet osob odstěhovaných a vystěhovalých, tento nesourodý systém selhává, jelikož je většina zemí schopnější v evidenci příchozích osob než osob odstěhovaných, které se při odjezdu neodhlásili (Chytil, 2014, s. 24).

Způsoby pobytu se dělí v ČR na tři druhy. Trvalý pobyt je místo, kde občan dlouhodobě žije a je registrován. Za přechodný pobyt lze považovat místo, kde se osoba zdržuje jen dočasně např. z důvodu studia nebo zaměstnání. Obvyklý pobyt je pak pojem, který se využívá zejména v zahraničí, jedná se o místo, kde se osoba obvykle zdržuje (Klufová a kol., 2010, s. 215).

V České republice se pro vymezení bydliště využívá kritérium trvalého pobytu. V rámci ČR se do vnitřního stěhování řadí stěhování přes hranice definované administrativní jednotky a od roku 1976 se do migrace zahrnuje i stěhování mezi obvody Prahy.

Nejčastěji se demografie zabývá analýzou trvalé migrace tzn. související se změnou trvalého bydliště. Pro účely ekonomiky a sociologie jsou však rovněž sledovány krátkodobé cesty. Patří sem kyvadlová migrace, sezónní migrace a transity. Kyvadlová migrace je pohyb z trvalého místa bydliště do jiného místa za účelem studia nebo práce. Sezónní migrace se každoročně periodicky opakuje. Transity se do migrace neřadí, jedná se o přejezdy přes území státu, kdy je výchozí a cílový bod cesty mimo dané území země. Do geografické mobility se rovněž neřadí cesty za účelem rekreace, turismu a prostorový pohyb kočovníků (Pavlík a kol., 2005, s. 103). Brezák (2005, s. 2010) rovněž doplňuje typy prostorového pohybu o cestování. Statistika běžně cestovní ruch a turismus sleduje, může se i sezonně opakovat (víkendy, prázdniny, dovolené). Může se sem rovněž řadit cestování za účelem nákupů. Na druhou stranu nejsou demografií téměř sledované pohyby související s velkými sportovními akcemi nebo kulturním využitím. V některých zemích se rovněž nesleduje migraci za účelem navštívení nábožensky významných poutních míst.

Oproti krátkodobým cestám se při změně trvalého pobytu předpokládá, že se člověk stává členem nové společnosti, která má jiné zvyky a nově přistěhovalý si musí vybudovat nový život a vztahy (Koschin, 2005, s. 89).

Samostatná kategorie je nelegální migrace. Do roku 2008 se do kategorie *Nelegální migrace přes státní hranice ČR* řadily zjištěné osoby, které neoprávněně překročili nebo se snažili o překročení hranic ČR. Jednalo se např. o zjištěné případy použití nelegálně

vyrobených cestovních dokladů, osoby zajištěné v úkrytech dopravních prostředků nebo přechody hranic za doprovodu převaděče. Do další kategorie *Nelegální migrace – porušování pobytového režimu* se řadili cizinci, kteří pobývali nelegálně na území nebo na hraničních přechodech ČR při vycestování. Z důvodu vstupu České republiky do schengenského prostoru v roce 2008 se definice musela upravit a nelze tak srovnávat nynější statistiku nelegální migrace s roky předcházející roku 2008. V kategorii *Nelegálního překročení hranic* se hraniční kontrola provádí jen na vnějších hranicích schengenského prostoru, státní hranice se stály vnitřní schengenskou hranicí. Ve skupině *Nelegální pobyt* se evidují osoby, které byly zachyceny na území ČR bez náležitých dokumentů povolující jejich pobyt v zemi. V minulých statistikách byli takoví lidé evidováni do kategorie *Nelegální migrace přes státní hranice ČR* (ČSÚ, 2018).

Migrace obyvatelstva je důležitý proces, který ovlivňuje ekonomickou, sociální a demografickou strukturu obyvatel včetně reprodukce. Samotná migrace je pak ovlivněna věkem, pohlavím a rodinným stavem. Na základě analýzy migrace mezi samotnými sídly lze studovat procesy urbanizace a koncentrace. Rovněž lze analyzovat poměr migrace k velikostní struktuře obce (počet obyvatel) (Šotkovský, 1996, s. 121). Migraci se věnuje stále více pozornosti i z důvodů demografického stárnutí. V migraci pak spousta evropských politiků hledá řešení krize financování penzijních systémů. S tím souvisí hodnocení kvality přistěhovalých jako nové pracovní síly včetně jejich integrace do společnosti (Holá, 2005, s. 177).

#### 3.4.3.1 Ukazatele migrace

Základním ukazatelem pro měření migrace je **hrubá migrace**,

$$M = I + E \quad [3.9]$$

Kdy  $M$  značí celkový počet stěhujících se osob,  $I$  je počet osob přistěhovaných a  $E$  osoby vystěhované.

Součet přistěhovaných a vystěhovaných v poměru se středním stavem obyvatel se nazývá **hrubá míra migrace**.

$$m = \frac{I+E}{S} \quad [3.10]$$

Poměrem mezi  $I$  (nebo  $E$ ) se středním stavem obyvatel lze vypočítat **hrubou míru imigrace**, respektive **hrubou míru emigrace**.

Rozdíl mezi přistěhovalými a vystěhovalými se nazývá **migrační saldo** nebo čistá migrace. Při kladném výsledku se jedná o přírůstek obyvatel nebo migrační zisk. Záporný výsledek migračního salda se nazývá migrační úbytek nebo čistá emigrace.

$$MS = I - E \quad [3.11]$$

Obdobně jako u hrubé míry migrace lze vzorec pro výpočet migračního salda vydělit se středním stavem obyvatel. Jedná se pak o **hrubou míru migračního přírůstku**, respektive úbytku.

$$ms = \frac{MS}{S} = \frac{I-E}{S} \quad [3.12]$$

Za **objem vnitřního stěhování** se považuje součet přistěhovalých a vystěhovalých v rámci jednoho území, může se jednat o celý stát nebo jednotlivé kraje, obce. Stěhování v rámci území kraje se nazývá **stěhování vnitrokrajské**. Stěhování z kraje do kraje je pak **stěhování mezikrajské**.

**Objem migrace** je součet vnitřního stěhování a obratu zahraničního stěhování. Za **celkovou, úhrnnou migraci** se pak pokládá součet vnitřní a vnější migrace, např. úhrn přistěhovalých určitého kraje je součet přistěhovalých do kraje v rámci republiky a součet zahraničních přistěhovalců do kraje (Váňo a kol., 2003, s. 56-58).

### 3.5 Stručná charakteristika krajů ČR

Dnešní dělení územně samosprávných celků (krajů) ČR vzniklo dne 1. ledna 2000, kdy vešel v platnost zákon č. 129/2000 Sb., Zákon o krajích (krajské zřízení) (ČR, 2000).

Celkový výčet územních samosprávných celků se svými krajskými městy je poté stanoven v ústavním zákoně č. 347/1997 Sb. (ČR, 1997).

V České republice je celkově 14 krajských jednotek, kdy zvláštní postavení má kraj Hlavní město Praha, které je zároveň obcí a krajem. Na Prahu se vztahuje zákon č. 131/2000 Sb., o hlavním městě Praze (ČR, 2000).



Obrázek 2- Mapa ČR



Zdroj: (mapaceskerekpubliky.cz)

Zdrojem dat jsou poslední vydané ročenky jednotlivých krajů a veřejná databáze Českého statistického úřadu.

**Praha** jako hlavní město České republiky představuje přirozené centrum politiky, mezinárodních vztahů, vzdělávání, kultury i ekonomiky. V rámci mezinárodního srovnání se Praha řadí mezi vyspělé regiony EU. Svým jedinečným postavením, významem, charakterem a faktem, že se jedná především o město než o kraj, se Praha od ostatních krajů ČR v mnoha ukazatelích výrazně liší.

Jako centrum země sídlí v Praze řada finančních institucí, hlavních orgánů a zahraničních firem. Tento fakt se odráží na ekonomice města, kdy se Praha podílí již několik let přibližně 25 % na celostátním hrubém domácím produktu (HDP) (ČSÚ, 2017). Rovněž při srovnání HDP na 1 obyvatele Praha zásadně přesahuje průměr ČR republiky, v roce 2016 se jednalo o 225,16 % při srovnání s celorepublikovou hodnotou (ČSÚ, 2018). V rámci srovnání ukazatele čistého disponibilního důchodu (ČDDD) však Praha převyšuje průměr ČR již podstatně méně, od roku 2000 se jedná pravidelně o hodnoty dosahující 30 % nad průměr ČDDD na obyvatele ČR.

S ekonomikou souvisí trh práce, kdy Praha představuje největší regionální pracovní trh v zemi. Dle sčítání lidu, domů a bytů bylo roce 2011 v Praze 16 % všech pracovních míst v republice. Tato skutečnost rovněž ovlivňuje Středočeský kraj a snižuje jeho nezaměstnanost. V Praze je dlouhodobě nejnižší nezaměstnanost v zemi a rovněž nejvyšší

průměrná mzda (ČSÚ, 2017). V roce 2017 byla průměrná hrubá mzda v Praze 35 314 Kč, pro srovnání celorepublikovým průměr činil 28 506 Kč (ČSÚ, 2018). Pracovní síla má rovněž výrazně vyšší kvalifikaci než ve zbytku republiky. Více než 40 % zaměstnaných v Praze má vysokoškolské vzdělání, tato hodnota se každoročně zvyšuje.

V Praze je většina aktivního obyvatelstva zaměstnána ve službách (82,4 % v roce 2016), čímž se výrazně vychyluje od průměru ČR. Na druhou stranu podíl obyvatel Prahy, kteří pracují ve výrobním odvětví je výrazně pod celorepublikovým průměrem.

V Praze je 27 nemocnic, včetně mnoha specializovaných a výzkumných zařízení. Pracuje zde rovněž pětina všech lékařů v zemi (ČSÚ, 2017).

**Středočeský kraj** je zásadně ovlivněn Prahou, a to zejména z ekonomického hlediska. Pro hlavní město se jedná o zdroj pracovní síly, potravin a místo pro rekreaci. Ve Středočeském kraji je značně rozvinuta zemědělská a průmyslová výroba. Stěžejní odvětví jsou zde průmyslová odvětví strojírenství, chemie a potravinářství. Ústup je zaznamenán u odvětví těžby uhlí, ocelářství a kožedělného průmyslu. Průměrné mzdy se v kraji dlouhodobě zvyšují a po Praze jsou druhé nejvyšší. Zvyšuje se zaměstnanost ve službách na úkor úbytku zaměstnanců v primárním a sekundárním sektoru. Nezaměstnanost je dlouhodobě nižší než celorepublikový průměr. Uvnitř kraje jsou ovšem zaznamenány rozdíly, které rovněž souvisí s blízkostí hlavního města. Dlouhodobě je nejnižší nezaměstnanost v okrese Praze-východ (okolo 1,8 %) a nejvyšší v okrese Příbram (6,3 %) (ČSÚ, 2017). HDP na obyvatele ve Středočeském kraji dosáhl v roce 2016 91,7 % celorepublikového průměru, což je 4. nejvyšší hodnota v zemi (ČSÚ, 2018).

**Jihočeský kraj** je charakterizován jako zemědělská oblast, málo průmyslově vyspělá s velkým potenciálem pro rekreaci a s rozvinutým rybníkářstvím a lesnictvím. V kraji se vytváří 10 % zemědělské produkce země a asi polovina celorepublikové produkce ryb. Až v posledních desetiletích zde byl rozvinuta i zpracovatelská činnost (ČSU, 2017). Kraj se podílí v průměru 5 % na HDP, při přepočtu na obyvatele se jedná o 82,7 % celorepublikového průměru. V mezikrajském srovnání je Jihočeský kraj na osmém místě (ČSÚ, 2018). V Jihočeském kraji je počet obyvatel s vysokoškolským vzděláním pod průměrem ČR (14,6 % v roce 2016). Na druhou stranu je zde vysoký podíl obyvatel s úplným středním vzděláním. Průměrná mzda dlouhodobě zaostává asi 10 % za celorepublikovým průměrem, což je dáno zejména zemědělskou orientací kraje (ČSU, 2017). V kraji je

dlouhodobě nízká nezaměstnanost (2,1 % v roce 2017), v roce 2017 se jednalo o třetí nejnižší míru nezaměstnanost v zemi (ČSÚ, 2018).

V roce 2016 se **Plzeňský kraj** podílel na HDP země 5,1 %. Při přepočtu na obyvatele se jednalo o třetí nejvyšší podíl v zemi (ČSÚ, 2018). V kraji je zejména významný průmyslový a potravinářský průmysl. Řada významných mezinárodních firem má v Plzeňském kraji své továrny. Průměrná mzda dosáhla 4. nejvyšší hodnoty v mezikrajském srovnání, zaostávala však o 4,1 % za celorepublikovým průměrem (ČSÚ, 2017). Nezaměstnanost je v kraji dlouhodobě nízká a v rámci celoročního srovnání byla v roce 2017 dokonce druhá nejnižší po Praze (ČSÚ, 2018).

**Karlovarský kraj** je dlouhodobě jeden z nejméně ekonomicky zaostávajících krajů ČR. Průměr HDP na obyvatele je v Karlovarském kraji nejnižší v celé zemi. Průměrná hrubá mzda je rovněž dlouhodobě nejnižší (24 785 Kč v roce 2017) (ČSÚ, 2018). V kraji je nejvyšší podíl lidí se základním vzděláním, včetně neukončeného a zároveň nejnižší podíl obyvatel se vzděláním vysokoškolským (ČSÚ, 2014). Nezaměstnanost byla v roce 2016 5,4 % a po kraji Moravskoslezském se tak jednalo o druhou nejvyšší nezaměstnanost v zemi. V roce 2017 však míra nezaměstnanosti poklesla na 3,3 %, kraj tak vykazoval hodnoty lepší než dalších 5 regionů (ČSÚ, 2018).

**Ústecký kraj** se v roce 2016 podílel na celorepublikovém HDP 5,7 %. Při přepočtu na obyvatele to bylo 73,8 %. Ve srovnání s ostatními kraji se tak umístil na předposlední pozici (ČSÚ, 2018). V kraji nejvíce lidí pracuje ve zpracovatelském průmyslu, kdy největší zaměstnavatelé jsou Mostecká uhelná společnost a Severočeské doly (ČSÚ, 2017). Průměrná hrubá měsíční mzda se poslední roky pohybuje okolo 25 000 Kč, v roce 2016 se Ústecký kraj umístil v mezikrajském srovnání hrubých mezd na šestém místě (ČSÚ, 2018). Z důvodu poklesu těžby uhlí, útlumu výroby a restrukturalizace podniků, kraj vykazuje dlouhodobě jednu z nejvyšších nezaměstnaností v zemi (ČSÚ, 2017).

Zaměření **Libereckého kraje** tvoří zejména průmyslové odvětví. V minulosti, do hospodářské recese v roce 2008, zastávalo významné postavení průmysl sklářský a bižuterie. Nyní je v kraji důležitý zejména zpracovatelský průmysl (výroba automobilů) a výroba plastových výrobků. Zemědělství zastává jen doplňkovou funkci (ČSÚ, 2017). HDP na obyvatele dosahovalo v roce 2016 78,0 % průměru ČR, na celkovém HDP se kraj podílel 3,2 %. Dlouhodobě je nezaměstnanost v kraji vysoká a v roce 2017 byla dokonce druhá

nejvyšší v republice (3,7 %). Průměrná hrubá mzda ovšem byla v tom samém roce pátá nejvyšší (ČSÚ, 2018).

**Královéhradecký kraj** je zaměřen na zemědělství, průmysl a cestovní ruch. Průmysl je pak soustředěn zejména do velkých měst a zemědělství do oblasti Polabí. Cestovní ruch je pak koncentrován do Krkonoš (ČSÚ, 2017). Kraj se podílí na HDP ČR okolo 4,5 %, v roce 2016 dosahoval kraj 88,8 % celorepublikového průměru země a mezi kraji se umístil na šesté pozici. Kraj se dlouhodobě průměrnou mzdou řadí mezi první polovinu všech krajů. Nezaměstnanost v kraji dosahovala v roce 2017 míry 2,2 % a byla 5. nejvyšší (ČSÚ, 2018).

**Pardubický kraj** dosáhl v roce 2016 v přepočtu na jednoho obyvatele 79,8 % HDP průměru ČR, kdy stěžejní odvětví představovaly služby a průmysl (ČSÚ, 2017). Mzda v Pardubickém kraji je dlouhodobě jedna z nejnižších v republice a dosahuje okolo 90 % úrovně průměrné měsíční hrubé mzdy. Nízká je i míra nezaměstnanosti (3. a 2. nejvyšší v letech 2015 a 2016) v roce 2017 dosahovala 2,7 % a byla 6. nejnižší (ČSÚ, 2018).

Kraj **Vysočina** je zejména orientován na zemědělství a velkovýrobní způsob hospodaření. Kraj se specializuje na produkci brambor a chov skotu. Ekonomicky kraj zaostává za průměrem ČR (ČSÚ, 2017). V posledních letech se podílel na celorepublikovém HDP 4 %. Při přepočtu na obyvatele to činí okolo 83 % průměru ČR. Za průměrem rovněž zaostává průměrná výše hrubé měsíční mzdy, která v roce 2017 zaostávala o 2 tisíce korun. Kraj se při srovnání podílu nezaměstnaných osob pohybuje několik let okolo 10. místa (ČSÚ, 2018). Na Vysočině je rovněž nízký podíl osob s vysokoškolským vzděláním, nejvíce je zde obyvatel na úrovni vzdělání „střední vč. vyučení.“ (ČSÚ, 2014).

**Jihomoravský kraj** je zejména průmyslově orientovaný, kdy se právě průmysl podílí na 28,1 % HDP kraje. Jihomoravský kraj je v rámci země ekonomicky vyspělý. Na HDP ČR se kraj podílí přibližně 11 % (ČSÚ, 2017). Průměrná hrubá mzda v kraji každoročně roste, nadále však zaostává za průměrem ČR. V roce 2017 pak byla míra nezaměstnanosti v kraji 4. nejvyšší. Historicky vykazuje kraj kolísající míru nezaměstnanosti. V roce 2015 byla 6. nejvyšší, v roce 2016 4. nejvyšší, v roce 2017 ovšem nastal propad, a i když se nezaměstnanost snížila (jako všude v republice), byla 5. nejvyšší (3,3 %) (ČSÚ, 2018). V Jihomoravském kraji je po Praze největší podíl vysokoškolsky vzdělaných lidí, velký podíl na tom má vysoký počet univerzit, zejména pak v krajském městě Brně (ČSÚ, 2017).

**Olomoucký kraj** je region průmyslový s rozvinutými službami. Ekonomika je zejména stabilní v oblastech hanácká. Okres Jeseník a severní část okresu Šumperk jsou

ovšem z důvodu dopravní dostupnosti, poloze a vysídlení německého obyvatelstva po válce, značně ekonomicky slabé (ČSÚ, 2017). Na tvorbě HDP se Olomoucký kraj podílel v roce 2016 4,6 % a v přepočtu na obyvatele dosahoval 76,8 % průměru země. V průměrné nezaměstnanosti se kraj pohybuje spíše v dolní polovině všech krajů, v roce 2017 dosahovala nezaměstnanosti 3,1 % (ČSÚ, 2018). I když je v kraji vysoký podíl vysokoškolsky vzdělaných obyvatel (11,4 % v roce 2011 na základě Sčítání) kraj vykazuje jedny z nejnižších mezd (ČSÚ, 2017).

**Zlínský kraj** je v ekonomice orientován na zhodnocování vstupních surovin a polotovarů, zejména se jedná o průmysl kovodělný a dřevozpracující. Kraj ovšem ve srovnání se zbytkem země zaostává v modernizaci výroby (ČSÚ, 2017). V podílu na HDP se kraj řadí na 8. místo v mezikrajském srovnání. V kraji je dlouhodobě jedna z nejnižších průměrných měsíčních mezd v zemi (druhá nejnižší v roce 2017) a za průměrnou mzdou zaostává každoročně přibližně o 3 000 Kč. Nezaměstnanost je rovněž dlouhodobě vysoká (ČSÚ, 2018).

**Moravskoslezský kraj** je zatížen problémy související s průmyslovou odvětvovou strukturou, restrukturalizací a sociálními problematikou s tím související. Kraj se stále specializuje na hutní průmysl a produkci černého uhlí, i když v podstatně menší míře než v minulosti (ČSÚ, 2017). HDP na obyvatele dosahuje v kraji 85,3 % průměru ČR a mezikrajském srovnání se nachází v polovině. Průměrná hrubá mzda je v kraji přibližně o 2 500 nižší než celorepublikový průměr, řadí se tak mezi jedny z nejnižších v zemi (ČSÚ, 2018). V kraji je vysoká nezaměstnanost, dlouhodobě nejvyšší v zemi, kdy je těžce řešitelná zejména nezaměstnanost dlouhodobá (delší než 12 měsíců) a týká se zejména okresů Bruntálu a Karviné (ČSÚ, 2017).

## 4 Vlastní práce

### 4.1 Statistická analýza vývoje porodnosti a plodnosti v ČR

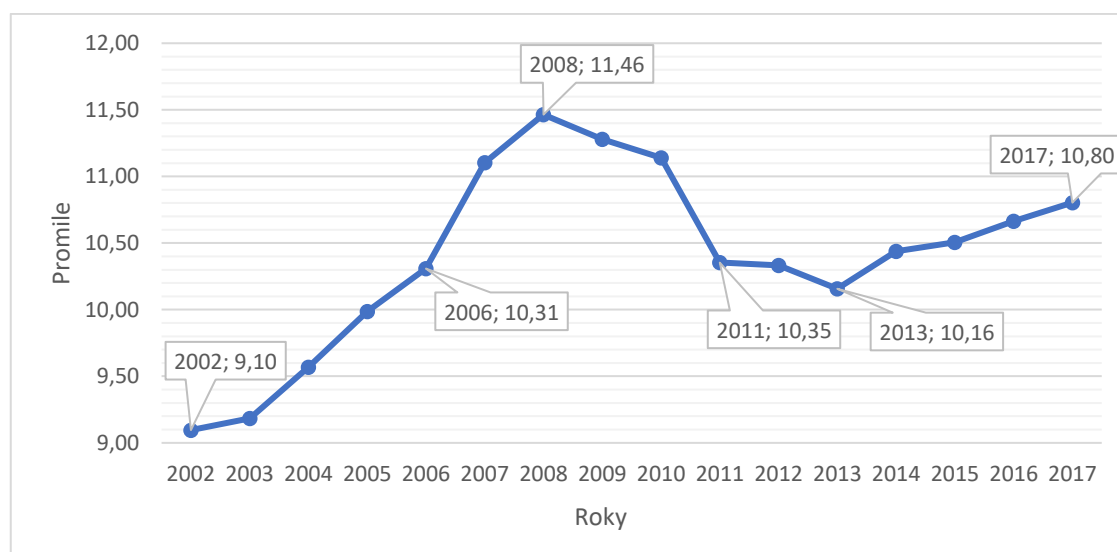
Pro obecnou analýzu porodnosti a plodnosti byly vybrány ukazatele hrubé míry porodnosti a její specifitější ekvivalent obecná míra plodnosti. Často velmi souhrnně vypovídající a v mezinárodním srovnání užívaný ukazatel úhrnné plodnosti byl zpracován na konci kapitoly.

Pro účely komplexnější, lépe vypovídací analýzy byly rovněž vybrány ukazatele věku matky při narození prvního dítěte a legitimita.

#### 4.1.1 Vývoj hrubé míry porodnosti

Hrubá míra porodnosti je nejčastěji se udávající ukazatel související s porodností. Její vypovídací hodnota může být ovšem zkreslená, jelikož nepracuje s počtem žen v reprodukčním věku, ale s celou populací bez ohledu na pohlaví a věk.

Graf 1 - Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR od roku 2002 do roku 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

V roce 2002 dosahovala hrubá míra porodnosti v České republice nízké hodnoty 9,1 %. Od roku 2002 do roku 2008 však došlo k strmému nárůstu porodnosti, v průměru vzrostla hodnota každý rok o 0,36 %. Svého vrcholu pak hrubá míra porodnosti dosáhla v roce 2008 s hodnotou 11,46 %. Nárůst za 6 let tak byl více než 2,4 %. Za velkým nárůstem stojí zejména nástup velmi silných ročníků do produkčního věku, tzv. Husákových dětí. V 70. letech stát velmi silně podporoval porodnost zavedením vysokých přídavků na děti,

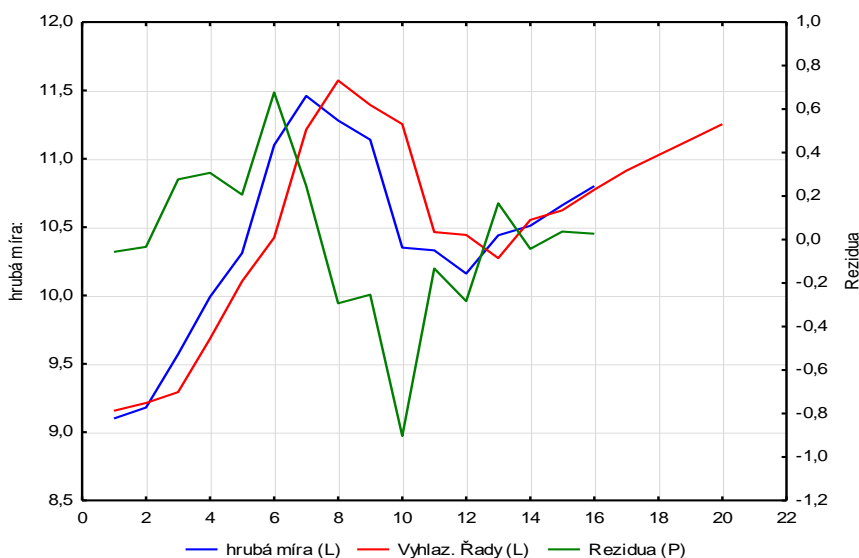
garancí bydlení pro mladé rodiny a možností novomanželských půjček. Hodnoty hrubé míry porodnosti tak pro srovnání, dosahovaly v 70. letech až 19 ‰.

Po roce 2008 začalo docházet k poklesu porodnosti a mezi lety 2010 a 2011 došlo k strmému pádu z 11,14 ‰ na 10,35 ‰ (tempo růstu - 7 ‰). Příčiny jsou připisovány globální ekonomické krizi a nástupu již slabších ročníků do produkčního věku.

V posledních letech, od roku 2014 porodnost opět znovu roste, v průměru o 1,66 ‰ každý rok. V posledním analyzovaném roce pak hrubá míra porodnosti dosahovala 10,8 ‰. Nárůst oproti roku 2002 tedy činil 23 ‰.

Nárůst z posledních let lze vysvětlit: celorepublikově se zvyšuje životní úroveň, klesá nezaměstnanost a zvyšují se platy. Pozitivní ekonomickou situaci reflektuje stát ve zvýšení přídavků na dítě a zvýšením daňového zvýhodnění na děti.

Graf 2 - Graf exponenciálního vyrovnání – hrubá míra porodnosti – roky 2002 – 2017 a předpověď 2018 – 2021



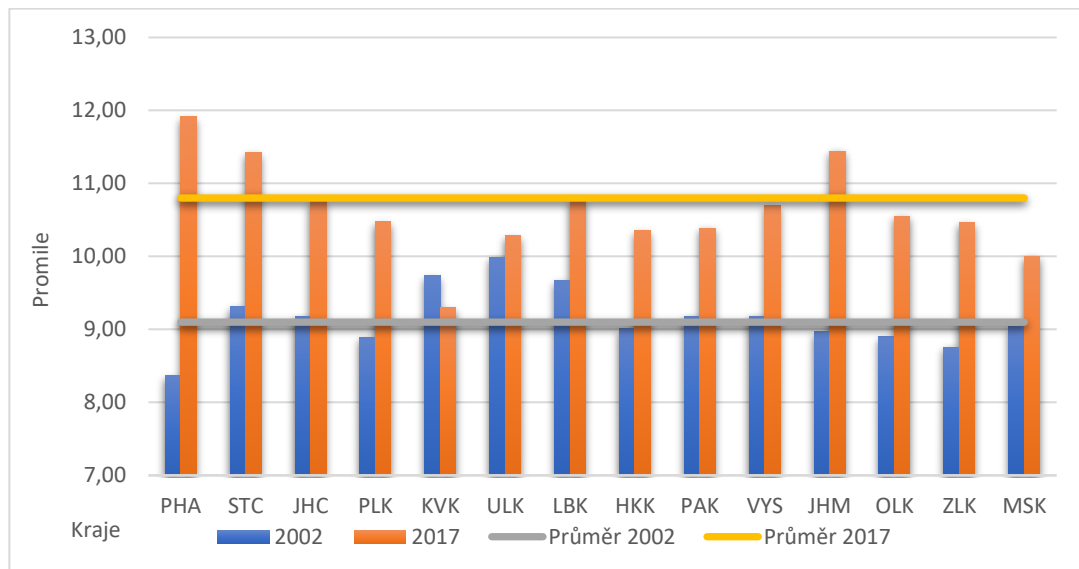
(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ v programu Statistica)

Pro možnosti predikce budoucího vývoje ukazatele hrubé míry porodnosti bylo využito exponenciální vyrovnání s lineárním trendem. Hodnota MAPE činila 2,34 ‰. Model tak lze pro účely predikce považovat za vhodný.

Na další čtyři roky byl predikován nárůst hrubé míry porodnosti, vypočtené hodnoty jsou součástí přílohy č. 10. Pro rok 2020 je odhadovaná hodnota hrubé míry porodnosti 11,14 ‰, v roce 2021 se očekává přibližný nárůst o 0,113 ‰ na celkových 11,253 ‰.

Na základě přílohy č. 1, lze při porovnání celorepublikového průměru s jednotlivými kraji České republiky vyzorovat značné meziregionální rozdíly.

Graf 3 - Hrubá míra porodnosti v krajích ČR 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Nad celorepublikovým průměrem a s pravidelnými hodnotami nad 11 ‰ se pohybují zejména kraj Praha a kraj Středočeský, hrubá míra porodnosti ve Středočeském kraji dosahovala v letech 2007 až 2010 až 12 ‰. Praha vykazovala podprůměrnou porodnost v prvních sledovaných letech mezi lety 2002 a 2004, poté pak znovu v roce 2007. Největší změna oproti prvnímu sledovanému roku byla právě u Prahy, kde bylo za celé sledované období průměrné tempo růstu 26 %. Při srovnání let 2002 a 2017 byl nárůst hodnoty hrubé míry porodnosti v Praze o 42 %. Vysokých hodnot dosahuje i kraj Liberecký, který však zaznamenal v posledním sledovaném roce značné snížení hodnot hrubé míry porodnosti, kdy došlo k poklesu o 0,49 ‰.

Kraje Ústecký a Karlovarský dosahovaly v první polovině sledovaných let vysoce nadprůměrných hodnot, po nástupu globální ekonomické krize však došlo k značnému poklesu porodnosti. Velkou změnu vykazuje zejména kraj Karlovarský, kde ještě v roce 2008 dosahovala hrubá míra porodnosti 11,58 ‰, v roce 2011 však hodnoty klesly pod 10 ‰ a nadále dosahovaly stabilních, ale nejnižších hodnot v republice. V Ústeckém kraji byla v posledních šesti letech hrubá míra porodnosti podprůměrná, stále však rostla.

Kraje Jihočeský a Plzeňský dosahovaly ve všech sledovaných letech, až na výjimky v letech 2002, 2006 a 2012, podprůměrných hodnot.



Kraj Jihomoravský vykazoval podprůměrné hodnoty porodnosti do roku 2007. Od roku 2007 a po nástupu silných generací do produkčního věku, se hodnoty pohybovaly nad celorepublikovým průměrem. Jedná se o kraj, který společně s Prahou a Středočeským krajem vykazoval hodnotu hrubé míry porodnosti v posledním sledovaném roce 2017 nad 11 ‰, nárůst oproti roku 2002 tedy činil 27 ‰.

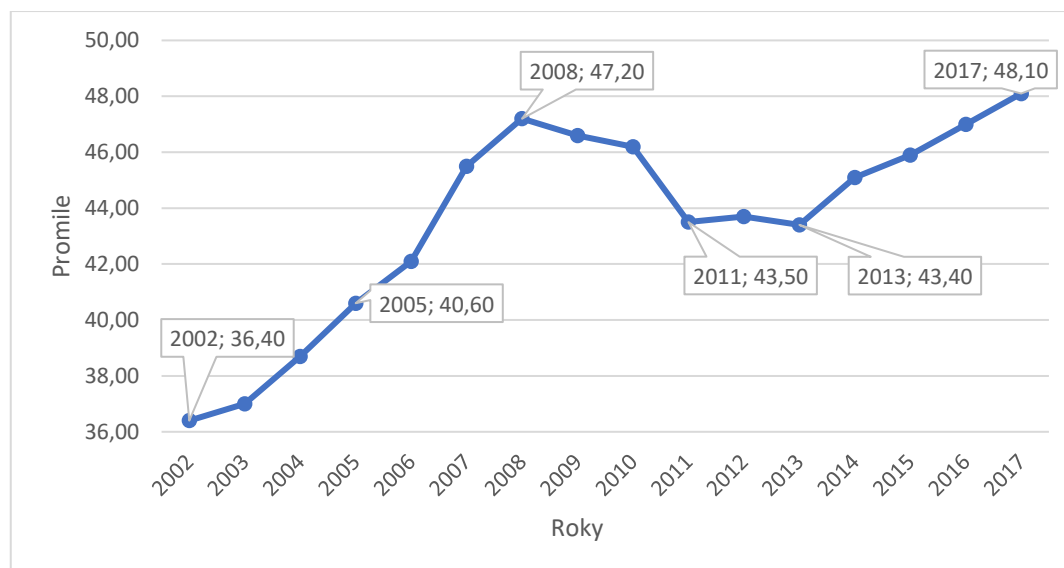
Podprůměrných hodnot dosahovaly ve všech sledovaných letech Moravské kraje Olomoucký, Zlínský a Moravskoslezský.

Kraje Královehradecký a Vysočina dosahovaly až na pár výjimečných let rovněž podprůměrných hodnot. Kraj Pardubický vykazoval podprůměrné hodnoty mezi lety 2008 a 2011. V posledních šesti letech dosahoval oproti celorepublikovému průměru značně kolísavých, spíše podprůměrných hodnot.

#### 4.1.2 Vývoj obecné míry porodnosti

Obecná míra plodnosti se vztahuje jen k ženám v reprodukčním věku, vypovídací hodnota je tak vyšší než u ukazatele hrubé míry porodnosti.

Graf 4 - Vývoje obecné míry plodnosti v ČR od roku 2002



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Křivka obecné míry plodnosti značně kopíruje křivku vývoje hrubé míry porodnosti.

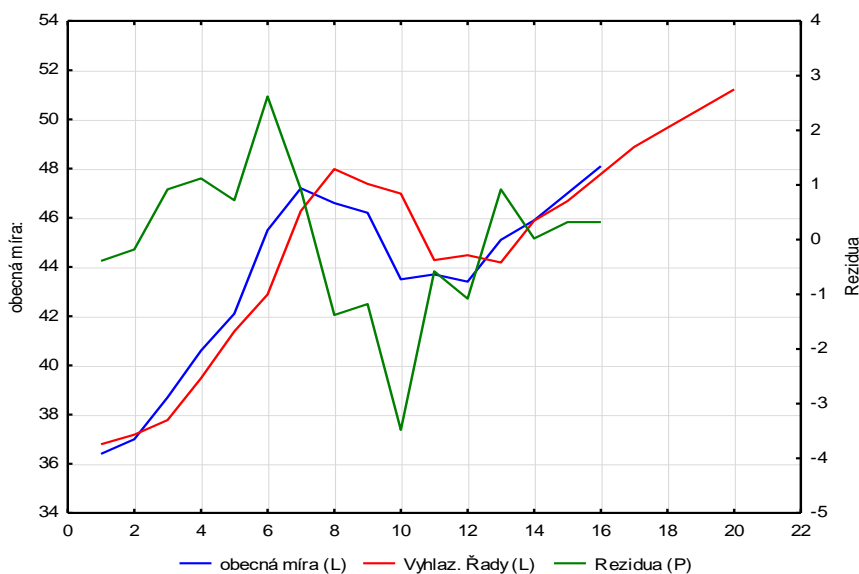
Velice nízkých hodnot dosahovala obecná míra plodnosti v roce 2002, kdy nepřesáhla 36,40 ‰. Následný nástup silných ročníků do reprodukčního věku měl za následek

průměrný každoroční nárůst o 1,80 %. Největší rozdíl pak byl mezi lety 2006 a 2007, kdy došlo k nárůstu o 3,40 %. Vrchol obecné míry plodnosti byl v roce 2008, kdy byla vykazovaná plodnost 47,20 %. Mezi lety 2010 a 2011 naopak došlo k značnému poklesu hodnoty ukazatele, kdy míra plodnosti klesla z 46,20 % na 46,50 %. Průměrné tempo růstu činilo za celé sledované období 1,8 %. Obecná míra plodnosti byla v roce 2017 o 32% vyšší než v prvním sledovaném roce.

Rozdíl oproti hrubé míře porodnosti pak lze identifikovat u vývoje v posledních letech. Hrubá míra porodnosti dosahuje stoupající tendence, nedosahuje však rekordních hodnot z roku 2008. U obecné míry plodnosti lze zpozorovat strmější křivku rostoucího vývoje, kdy se každoročně hodnota obecné míry plodnosti navýšila o 1,18 % a v posledním roce 2017 překročila rekordní hodnotu z roku 2008 (o 0,9 % – celkem 48,10 %).

Rozdíl mezi hrubou mírou porodnosti a obecnou mírou plodnosti může být způsoben stárnoucí populací, kdy se zvyšuje počet žen po produktivním věku.

Graf 5 - Graf exponenciálního vyrovnání – obecná míra plodnosti – roky 2002 – 2017 a předpověď 2018 – 2021

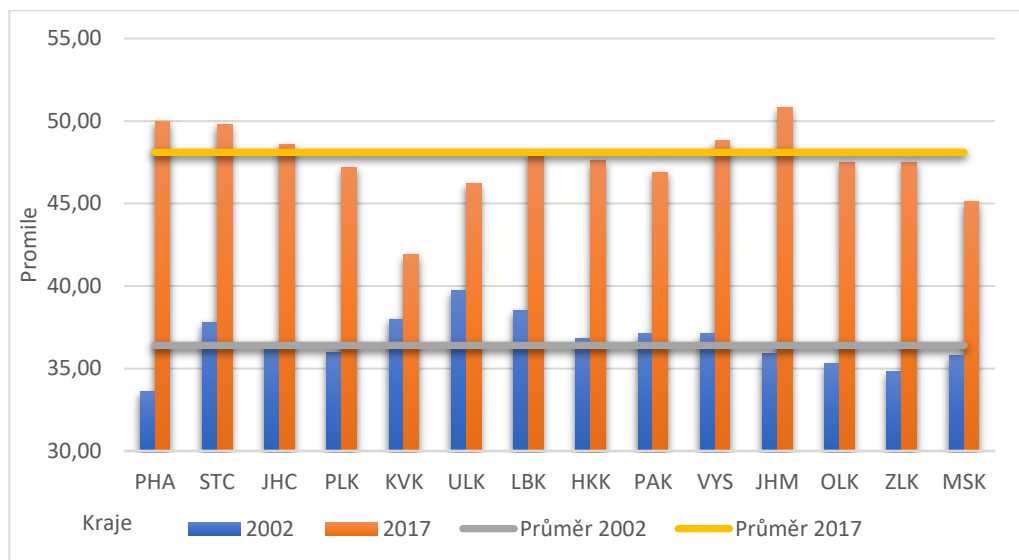


(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Pro predikci budoucího vývoje ukazatele obecné míry plodnosti bylo využito exponenciální vyrovnání pomocí lineárního trendu. Hodnota MAPE činí 2,30 %. Model tak lze považovat jako vhodný pro předpověď vývoje ukazatele. Dané výsledky analýzy časové řady jsou součástí přílohy č. 11.

V dalších čtyřech letech se odhaduje nárůst obecné míry plodnosti. Pro rok 2020 je predikována hodnota 50,44 %, další rok se pak očekává nárůst na 51,22 %.

Graf 6 - Obecná míra plodnosti v krajích ČR 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

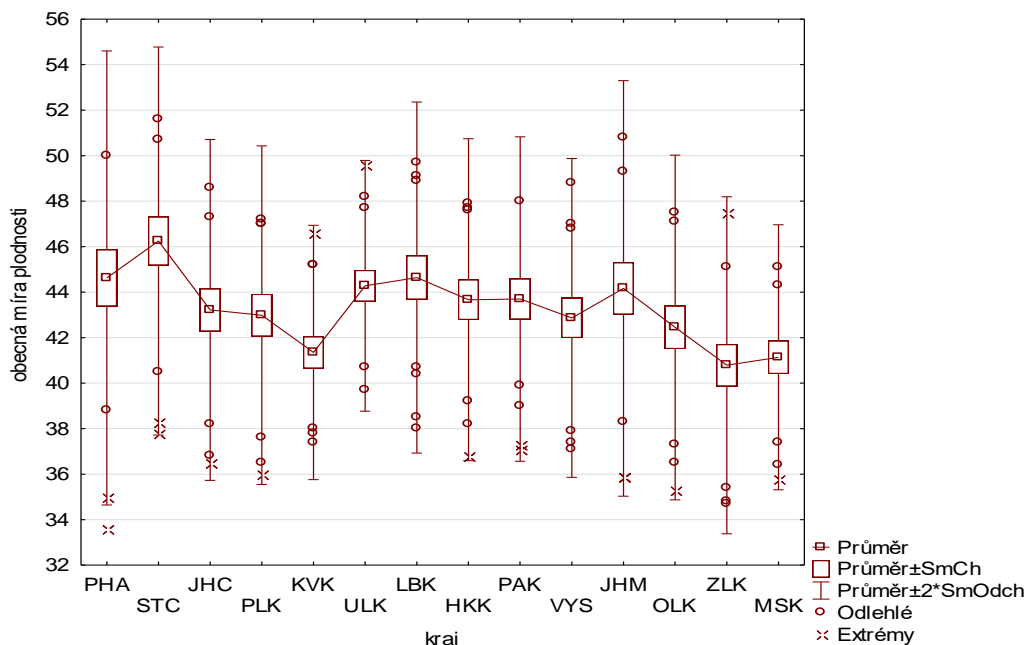
Data k obecné míře plodnosti dle krajů, odpovídají z větší části již komentovaným výsledkům za hrubé míry porodnosti (viz příloha č. 2). Rozdíl lze ovšem zpozorovat u Jihočeského kraje, který podle hrubé míry porodnosti dosahuje v průměru podprůměrných hodnot. U obecné míry plodnosti však za poslední dva roky při srovnání s celorepublikovým průměrem, dosáhl hodnot nadprůměrných. Obdobný rozdíl lze rovněž zpozorovat u kraje Vysočina, který u hrubé míry porodnosti vykazuje poslední roky podprůměrné hodnoty, u údajů obecné míry plodnosti se však pohybuje nad průměrem. Královehradecký kraj rovněž vykazoval u hrubé míry porodnosti, kromě tří let mezi roky 2003 a 2009, podprůměrné hodnoty. U obecné míry plodnosti byl jen jeden rok 2006 podprůměrný. U obou ukazatelů však kraj vykazuje od roku 2011 nižší hodnoty plodnosti i porodnosti, než je celorepublikový průměr.

Hodnoty u obecné míry plodnosti ještě více zdůrazňují nízkou porodnost v Karlovarském kraji, 41,90 % v posledním sledovaném roce je nejnižší hodnota ze všech krajů a zaostává o 3,7 % za Ústeckým krajem, vykazujícím druhou nejnižší plodnost.

Nejvyšších hodnot dosahuje Praha, Středočeský kraj a kraj Jihomoravským. Praha a Jihomoravský kraj jsou pak jediné dva kraje dosahující hodnot obecné míry plodnosti nad 50 %.

Pomocí analýzy rozptylu a Tukeyova testu byl prokázán s 95 % spolehlivostí průkazný statistický rozdíl mezi kraji Středočeským, Karlovarským, Zlínským a Moravskoslezským. Viz graf č. 7 a příloha č. 6.

Graf 7 – Grafické srovnání obecné míry plodnosti mezi kraji v letech 2002 – 2017

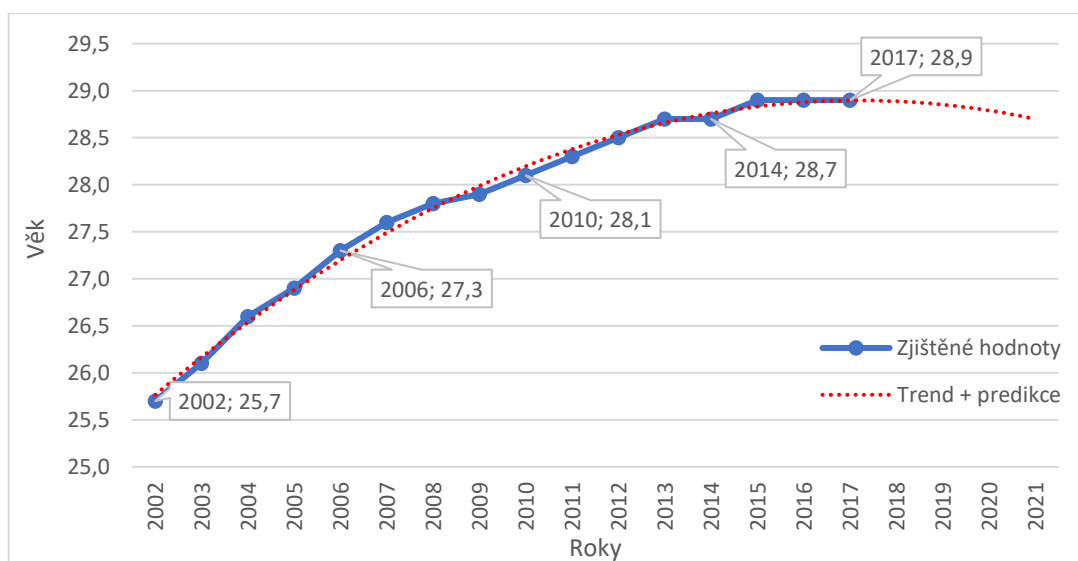


(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

#### 4.1.3 Vývoj věku matky při narození prvního dítěte

Z grafu č. 8 lze vypořadovat, že dlouhodobě dochází k plynulému stárnutí matek při narození jejich prvního dítěte.

Graf 8 - Vývoj věku matky při narození prvního dítěte v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 – 2021



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

V roce 2002 byl celorepublikový průměrný věk matky při narození prvního dítěte 25,7 let. V posledním sledovaném roce 2017 byl průměr už 28,9 let. Průměrný věk se každoročně zvyšoval, jeho růst se ovšem zpomaloval. Zatímco nárůst průměrného věku z 26 let na 27 let probíhal jen tři roky mezi 2003 a 2005. Nárůst z 27 let na 28 let další čtyři roky, tak věk 28 let je průměrem posledních 8 let. Poslední tři roky se dokonce nezměnil a stagnuje přesně na 28,9 letech. Průměrné tempo růstu činilo prvních sedm let 1,15 %, v posledních osmi letech jen 0,4 %. Celkové průměrné tempo růstu za celé sledované období pak činilo 0,7 %. Důvod lze zejména připisovat biologii, kdy je se zvyšujícím věkem obtížnější otěhotnět a donosit zdravé dítě. Nárůst v dalších letech již tak pravděpodobně nebude tolik výrazný.

Důvody k stárnutí matek při narození jejich prvního dítěte jsou zejména zvyšující se počet žen s vysokoškolským vzděláním a kariérami ambicemi, založení rodiny tak odkládají. Spousta žen chce rovněž založit rodinu až v případě, kdy si jsou jisté, že našli spolehlivého partnera a mají pro potomka vybudované dostačující zázemí.

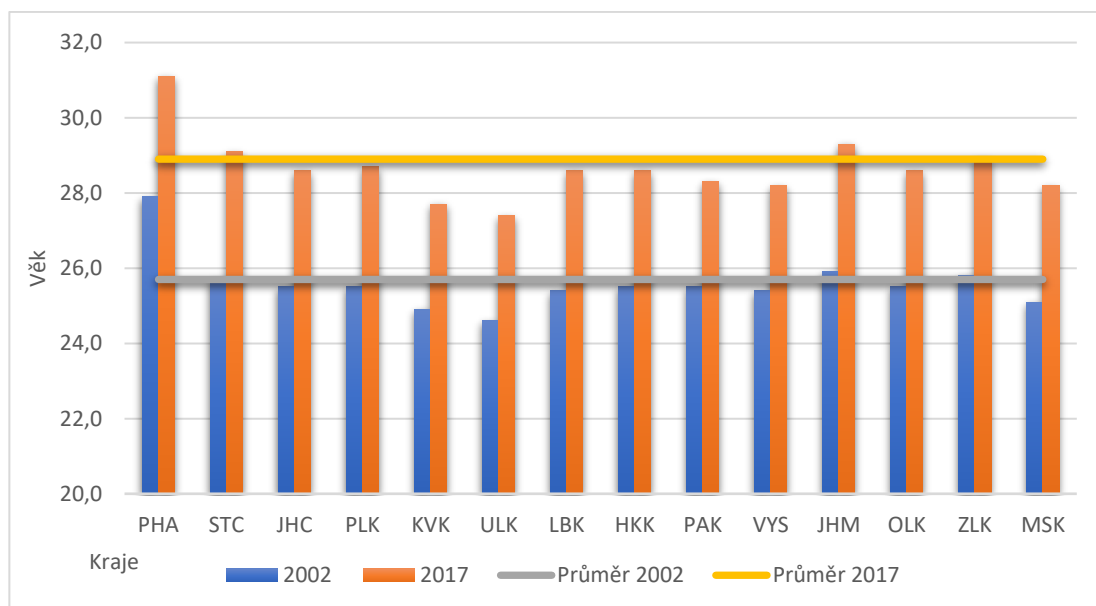
Pro popis trendu vývoje věku matky při narození prvního dítěte byla použita kvadratická trendová funkce  $y' = 25,340 + 0,439t_i - 0,013t_i^2$ . Korelační koeficient nabývá hodnoty 0,998. Trend vývoje ukazatele věku matky při narození prvního dítěte lze kvadratickou funkcí popsat z 99,5 %.

Pro posouzení vhodnosti modelu pro tvorbu predikcí byla vypočtena relativní chyba prognózy. Vypočtená hodnota vyšla na 0,22 %. Model tak lze považovat za velice vhodný pro účely predikce budoucího vývoje.

Na další roky byl predikován mírný pokles hodnoty věku matky při narození prvního dítěte. Pro rok 2020 je předpokládán pokles hodnoty na 28,78 let v intervalu mezi 28,57 až 29,0. Pro rok 2021 je pak predikována hodnota 28,69 s rozmezím mezi 28,43 až 28,96 v roce 2021.

Predikované hodnoty jsou součástí přílohy č. 12.

Graf 9 - Věk matky při narození prvního dítěte v krajích ČR 2002 a 2017



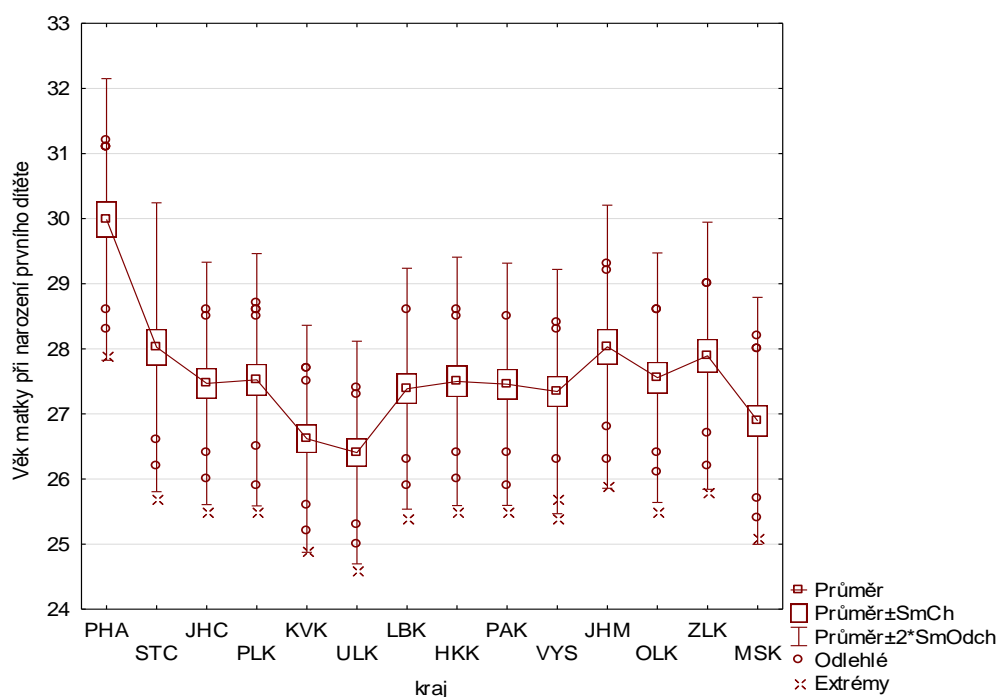
(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Ve všech krajích se průměrný věk matky při narození prvního dítěte zvyšoval (viz příloha č. 3). V posledním sledovaném roce pak bylo nejnižších hodnot dosaženo v krajích Karlovarském a Ústeckém, kde se jako v jediných krajích pohybuje průměrný věk pod 28 let.

Kraje Praha, Jihomoravský a Středočeský kraj dosahují na druhou stranu nejvyšších hodnot. Praha je jediný kraj, kdy průměrný věk přesáhl 30 let a celkový průměr České republiky (28,9 let) značně navyšuje. Při srovnání každoročního růstu, který činil mezi lety 2004 až 2006 v Praze 0,4 roku, se v posledních dvou letech průměrný věk v Praze navýšil jen o 0,1. Mezi lety 2014 a 2015 se pak hodnota průměrného věku nezměnila. Lze tedy vypořadovat stagnující tendenci.

V Jihomoravském a Středočeském kraji se pak průměrný věk prvorodiček pohybuje nad 29 let. Při srovnání prvního a posledního roku bylo největší navýšení hodnoty v Jihomoravském kraji (nárůst o 3,4 let – 13 %), nejmenší nárůst pak byl v krajích Karlovarském, Ústeckém, Pardubickém a na Vysočině (shodně 2,8 let).

Graf 10 – Grafické srovnání věku matky při narození prvního dítěte mezi kraji v letech 2002 – 2017



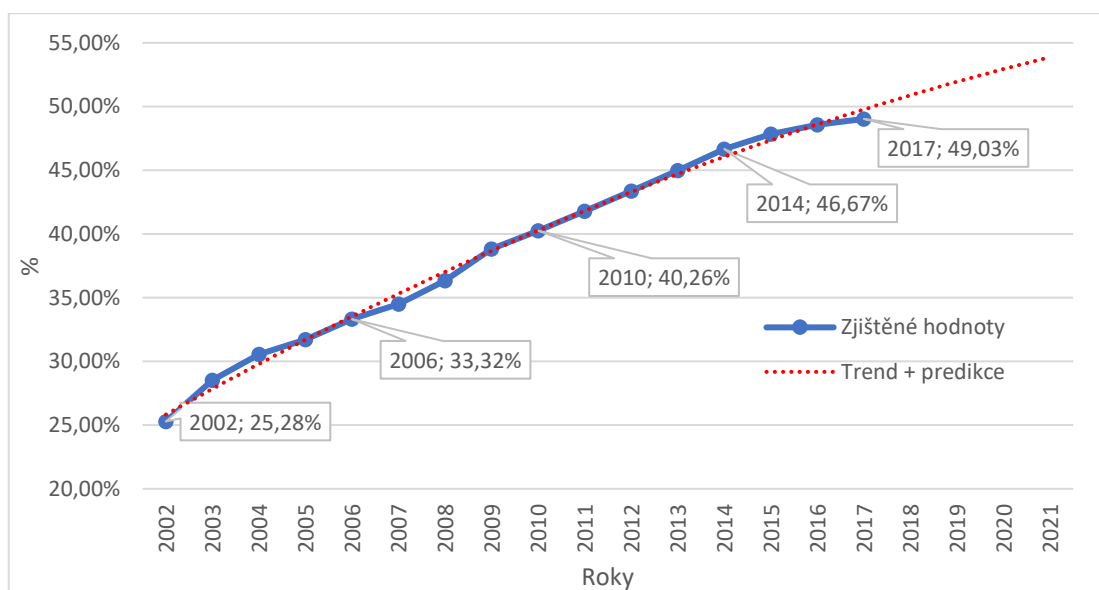
(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Levenův test a následná ANOVA prokázaly statisticky významný rozdíl min. mezi dvěma regiony. Od ostatních krajů se značně odlišují kraje Praha, Karlovarský, Ústecký, Moravskoslezský. Dále pak kraje Středočeský, Jihomoravský a Zlínský. Test předpokladů a Tukeyův test jsou součástí přílohy č. 7.

#### 4.1.4 Vývoj narozených mimo manželství

Vývoj počtu živě narozených mimo manželství se jako věk matky při narození prvního dítěte plynule zvyšuje.

Graf 11 - Vývoj počtu živě narozených mimo manželství v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

V roce 2002 se mimo manželství narodilo jen 25,28 % dětí. V roce 2017 to byla již téměř polovina, přesně 49,03 %. Průměrně se každoročně podíl dětí narozených mimo manželství zvyšoval o 1,58 %. Průměrné tempo růstu činilo 4 %. Největší nárůst byl poté mezi lety 2002 a 2003 (3,23 %). V posledních dvou letech nárůst podílu narozených mimo manželství lehce zpomalil a každoročně se zvyšoval o méně než 1 % ročně.

Česká republika se tak v této statistice přibližuje západním zemím, kde se zejména ve Skandinávii narodí v manželství jen minimum dětí.

Vývoj počtu živě narozených mimo manželství byl popsán kvadratickou funkcí  $y' = 0,237 + 0,021t_i - 0,000299t_i^2$ . Korelační koeficient má hodnotu 0,99. Trend vývoje počtu narozených mimo manželství lze kvadratickou funkcí popsat z 99,5 %.

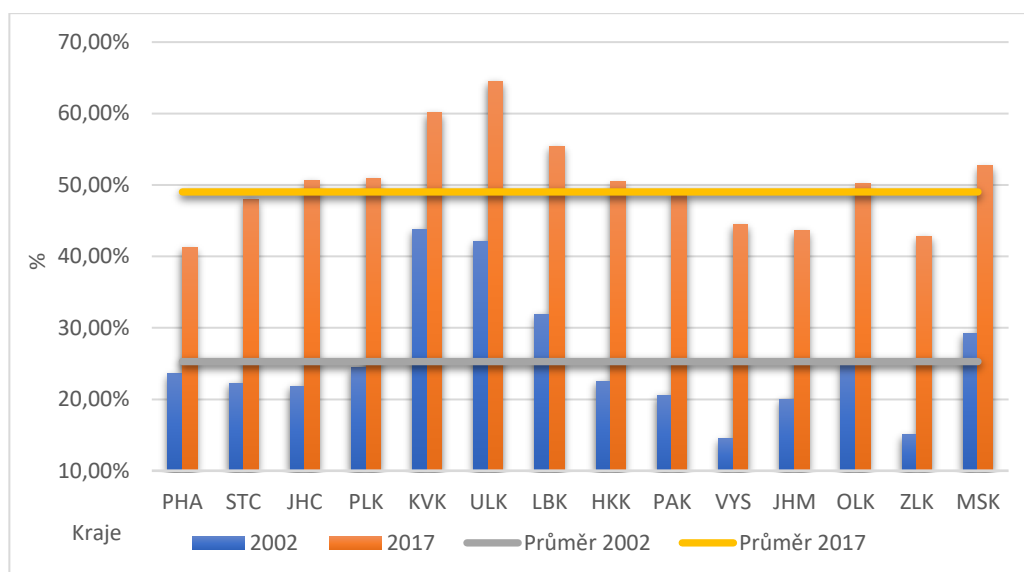
Relativní chyba prognózy byla vypočtena na 2,7 %. Model tak lze považovat za velice vhodný pro účely predikce budoucích hodnot.

Pro další roky je s 95 % pravděpodobností odhadován růst počtu narozených mimo manželství. Pro rok 2020 je predikováno, že se 52 % dětí narodí mimo manželství, hodnota je dána intervalem 51 % až 54 %. V roce 2021 se odhaduje růst hodnoty na 53 % v intervalu mezi 52 % až 55 %.

Výsledky analýzy časové řady jsou v příloze č. 13.



Graf 12 - Podíl narozených mimo manželství v krajích ČR 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Na základě shromážděných dat, které jsou součástí přílohy č. 4, lze vysledovat, že v posledních čtyřech zkoumaných letech vykazoval kraj Praha celorepublikově nejnižší podíl narozených mimo manželství, ve všech analyzovaných letech se pak hodnoty pohybovaly pod celorepublikovým průměrem. Kromě Prahy se pod průměrem pohybovaly kraje Středočeský, Pardubický, Vysočina, Jihomoravský a Zlínský. Zejména pak kraje Zlínský a Vysočina vykazovaly první analyzované roky vysoce podprůměrné hodnoty, v roce 2017 se pak jednalo o kraje s nejvyšším podílem dětí narozených v manželství společně s Prahou. U Vysočiny lze rovněž zaznamenat největší růst hodnoty, oproti roku 2002 vzrostl podíl narozených mimo manželství o 307 %.

Naproti tomu nejvyšší hodnoty ze všech krajů vykazují kraje Karlovarský a Ústecký, kde se v posledních sledovaných letech pohyboval poměr dětí narozených mimo manželství okolo 60 %. Nad celorepublikovým průměrem se rovněž všechny zkoumané roky pohyboval kraj Liberecký, a kromě dvou let 2002 a 2004 taktéž kraj Plzeňský.

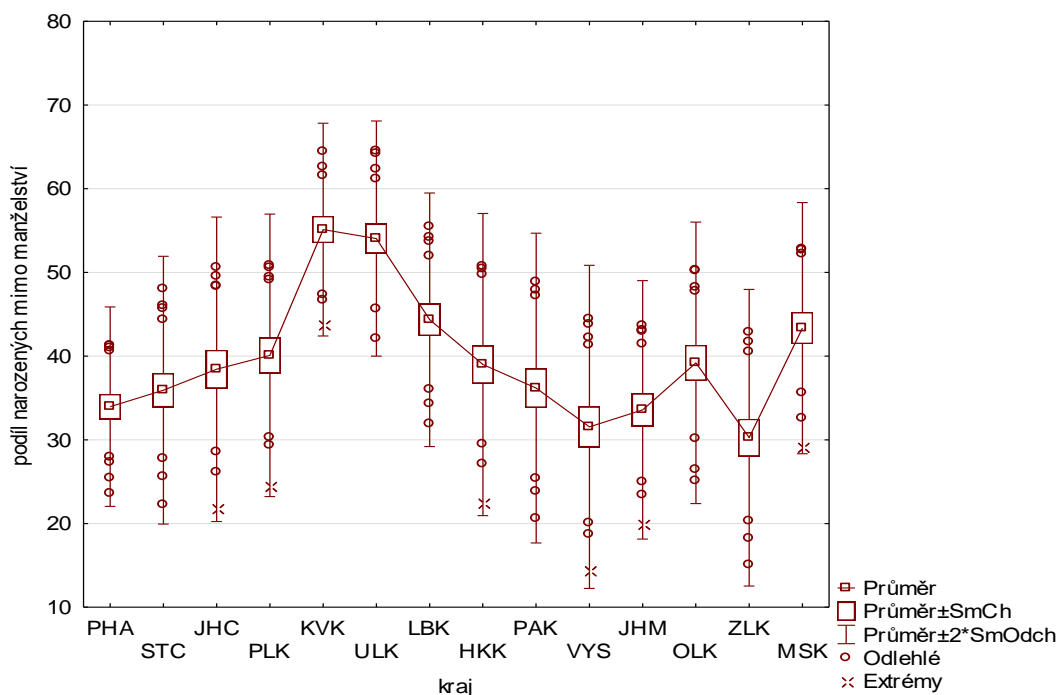
Kraj Jihočeský se do roku 2009 pohyboval pod průměrem podílu dětí narozených mimo manželství, v následujících 7 letech však došlo k razantnímu nárůstu podílu o 10 % a v roce 2017 se již více jak polovina dětí narodila mimo manželství.

V krajích Královehradeckém a Olomouckém byl v období do roku 2010, podíl dětí narozených mimo manželství podprůměrný. V dalších letech však došlo k značnému

zvýšení hodnot ukazatele a v posledních dvou letech se již polovina dětí v těchto regionech narodila mimo manželství.

Kraj Moravskoslezský vykazoval ve všech sledovaných letech nadprůměrný podíl narozených dětí v manželství.

Graf 13 – Grafické srovnání narozených mimo manželství mezi kraji v letech 2002 – 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

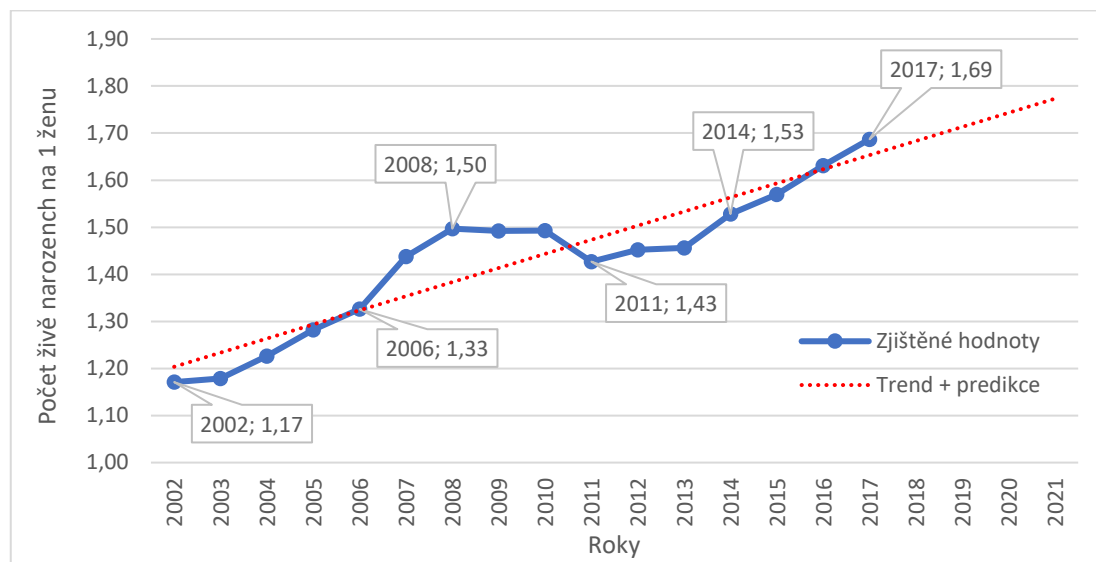
Levenův test a následný Tukeyův HSD test prokázal statisticky významný rozdíl minimálně mezi dvěma kraji.

Rozdíl byl zjištěn ve většině případech při srovnání jednotlivých krajů s kraji dalšími (příloha č. 8). Vysoce nad průměrem hodnot ukazatele se pohybují kraje Karlovarský a Ústecký, následovány dle průměru krajem Libereckým a Moravskoslezským. V průměru pak nejnižších hodnot dosahoval kraj Zlínský následovaný Vysočinou, Prahou a kraji Středočeským a Jihomoravským. Značný nárůst podílu narozeným mimo manželství lze vypočítat v krajích Zlínském a na Vysočině, kde se prvních letech pohyboval podíl pod 20 %, což je rovněž znázorněno v grafu č. 13.

#### 4.1.5 Vývoj úhrnné plodnosti

Úhrnná plodnost udává počet živě narozených dětí, které potenciálně připadají na jednu ženu v jejím reprodukčním věku. Jedná se o ukazatel potenciálu porodnosti dané země.

Graf 14 - Vývoj úhrnné plodnosti v ČR v letech 2002 - 2017 a predikce 2018 - 2021



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Trend vývoje úhrnné plodnosti v zásadě kopíruje vývoj obecné míry plodnosti. Nejnižší hodnoty bylo dosaženo v roce 2002, kdy na jednu ženu v produktivním věku připadalo potenciálně 1,17 dítěte. Po roce 2002 došlo k postupnému růstu ukazatele a od roku 2006 s nástupem silné generace do produktivního věku, se úhrnná plodnost razantně zvyšovala (v průměru meziročně o 0,05 – průměrné tempo růstu 4,17 %) až do maxima v roce 2008. Pro srovnání – v roce 2005 byla ještě úhrnná plodnost 1,28 dítěte, v roce 2008 však již dosahovala 1,50. Následující dva roky se ukazatel pohyboval na hodnotě 1,49.

Po roce 2010 došlo k poklesu z 1,49 na 1,43 (5 %). V následujících letech se však hodnoty úhrnné plodnosti začali opět razantně zvyšovat, v průměru se jednalo o 0,04 dítěte ročně, průměrné tempo růstu činilo 2,8 %. V posledních dvou letech došlo k strmějšímu růstu hodnot, kdy se úhrnná plodnost zvyšovala o 0,06 ročně, až do nejvyšší hodnoty ve sledovaných letech – 1,69 v roce 2017.

Při srovnání s vývojem obecné míry plodnosti nebylo stoupání hodnot ukazatele úhrnné plodnosti mezi roky 2002 a 2010 tak razantní.

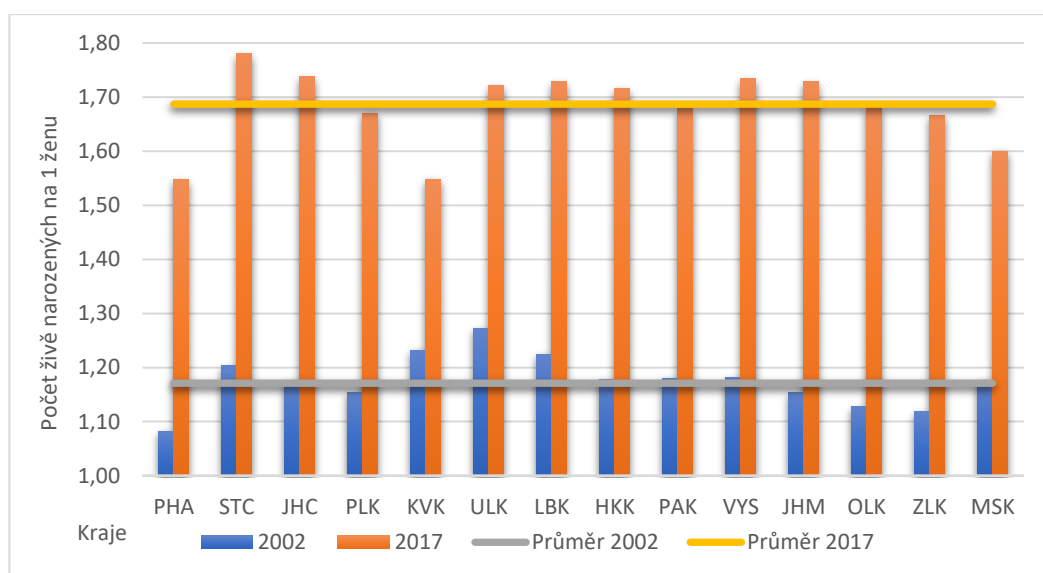
Vývoj úhrnné plodnosti byl popsán lineární funkcí  $y' = 1,174 + 0,0299t_i$ . Korelační koeficient má hodnotu 0,93. Na základě zjištěného indexu determinace lze trend popsat z 86% lineární trendovou funkcí.

Pro určení vhodnosti modelu pro predikci byla vypočtena relativní chyba prognózy. Vypočtená hodnota byla 2,8 %. Model tak lze považovat pro prognózu za velice vhodný.

Další čtyři roky byl predikován růst hodnoty úhrnné plodnosti. V roce 2020 je s 95 % pravděpodobností predikovaná hodnota 1,74 v rozmezí mezi 1,66 až 1,82. Rovněž v roce 2021 je odhad zvýšení úhrnné plodnosti na 1,77 v intervalu mezi 1,69 až 1,85.

Výsledky z programu Statistica jsou v příloze č. 14.

Graf 15 - Úhrnná plodnost v krajích ČR 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Na základě dat v příloze č. 5 lze konstatovat, že kraj Praha ve všech sledovaných letech vykazovala nejnižší hodnoty úhrnné plodnosti v republice. Společně s krajem Karlovarským dosahoval v roce 2017 hodnoty 1,55, což je nejnižší hodnota ze všech krajů. Zejména kraj Karlovarský zaznamenal vysoký pokles hodnoty, kdy byl v roce 2002 s hodnotou 1,23 region s nejvyšší úhrnnou plodností po kraji Ústeckém. V následujících 9 let kraj rovněž vykazoval většinou nadprůměrné nebo průměrné hodnoty. I po roce 2012 se ukazatel sice začal zvyšovat, jako u všech dalších krajů – vykázané hodnoty ovšem byly hluboce pod celorepublikovým průměrem.

Rovněž kraj Plzeňský vykazoval kromě období obecného růstu plodnosti mezi lety 2005 a 2009 podprůměrné hodnoty. Opak kraje Plzeňského se dá považovat kraj Jihočeský, který dosahoval podprůměrných hodnot mezi lety 2003 a 2007. Od roku 2007 zde začala úhrnná plodnost dosahovat nadprůměrných nebo průměrných hodnot a v roce 2017 se jednalo o kraj (společně s krajem Středočeským), který vykazoval nejvyšší úhrnnou plodnost v zemi.

Kraje Středočeský, Ústecký a ve většině letch kraj Liberecký, dosahovaly nadprůměrných hodnot. Zejména kraj Středočeský vykazuje dlouhodobě nejvyšší úhrnnou plodnost v republice.

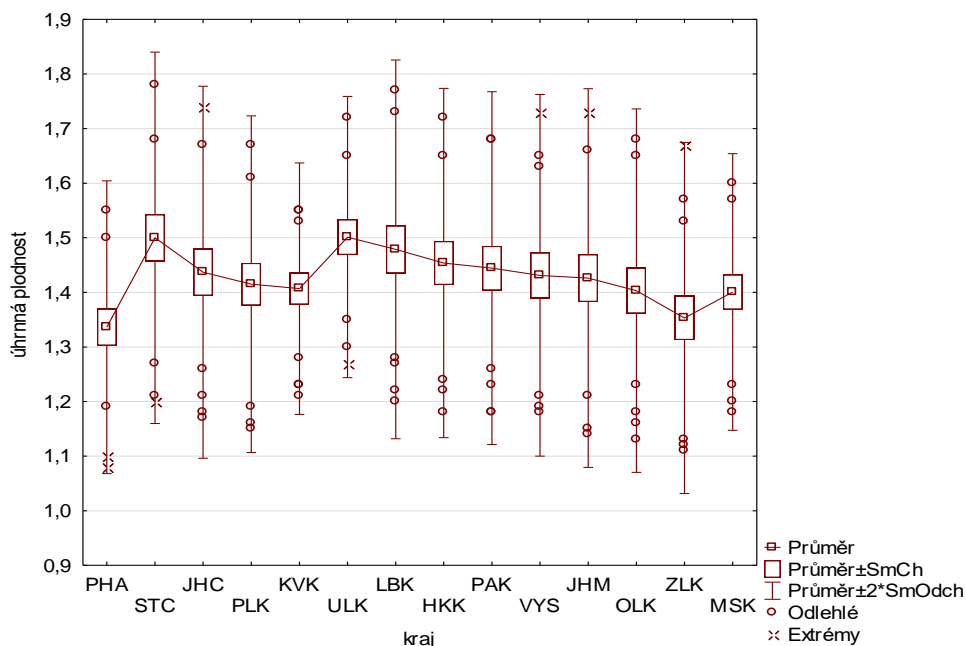
Dlouhodobě vykazují podprůměrné hodnoty úhrnné plodnosti kraje Zlínský, Olomoucký (kromě roku 2016) a Moravskoslezský. Kraj Moravskoslezský dosahoval do roku 2007 hodnot nadprůměrných, v následujících letech však začal kraj oproti celorepublikovému vývoji zaostávat a v roce 2017 dosahoval hodnoty 1,60, což je třetí nejnižší hodnota v republice (po Praze a kraji Karlovarském).

Kraj Jihomoravský dosahoval podprůměrných hodnot do roku 2012, posledních 5 let již však vykazoval nadprůměrnou úhrnnou plodnost. Podobný vývoj byl i v kraji Vysočina, kde v letech 2002, 2003 a 2005 byla úhrnná plodnost nadprůměrná. V následujících šesti letech se však pohybovala pod celorepublikovým průměrem. Poslední čtyři roky však znovu dosahuje hodnot nad průměrem. Poslední rok 2017 byla úhrnná plodnost na Vysočině 1,73, což je stejná hodnota jako v kraji Jihomoravském.

Kraj Pardubický se po celou dobu pohyboval okolo průměru, bez větší podprůměrné hodnoty. V posledních letech byly hodnoty lehce nadprůměrné. Kraj Královehradecký dosahoval kromě dvou let (2006 a 2011) nadprůměrných hodnot.

Při porovnání let 2002 a 2017 došlo k největšímu nárůstu hodnot na Moravě. U kraje Jihomoravského se jednalo o nárůst o 50 %, u Olomouckého a Zlínského se jednalo o nárůst úhrnné plodnosti o 49 %. Nejmenší nárůst byl v Karlovarském kraji – 26 %.

Graf 16 – Grafické srovnání úhrnné plodnosti mezi kraji v letech 2002–2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Na základě krabicového grafu bylo zjištěno, že nejmenší hodnotu průměru vykazují kraje Zlínský a Praha. Praha rovněž dosahovala nejnižších hodnot za všechna sledovaná období. S nejvyšší hodnotou průměru jsou pak kraje Středočeský, kde bylo rovněž dosaženo nejvyšší hodnoty za sledované období, a kraj Ústecký.

Levenův test nezamítl hypotézu o shodě rozptylů, ovšem následná analýza rozptylů neprokázala, že by aspoň mezi dvěma kraji byl statisticky významný rozdíl (příloha č. 9).

#### 4.1.6 Srovnání krajů v porodnosti

Vysoce nadprůměrných hodnot porodnosti dosahují zejména Praha, Středočeský kraj a kraj Jihomoravský – tyto kraje lze považovat za ekonomicky silné, jsou zde dlouhodobě nejvyšší platy v České republice, nejnižší nezaměstnanost a vysoký podíl lidí s vysokoškolským vzděláním. V rámci plánování rodiny chtějí lidé založit rodinu až poté, co mají vzdělání, pracovní jistotu a potřebné finanční zázemí pro výchovu dítěte. S tím souvisí i ukazatel věku matky při narození prvního dítěte. V těchto krajích je nejvyšší z celé České republiky, právě z důvodu odložení z důvodu vzdělání (v těchto krajích často vysokoškolského) a pozdějšího budování kariéry a tím souvisejícího zázemí pro dítě. Jelikož se jedná o kraje, v kterých se nachází dvě největší města, nebo v případě Středočeského kraje s jedním sousedí, rovněž lze za faktor pro odklad dětí považovat emancipaci žen ve větších

městech. Při srovnání s malými městy nebo s vesnicemi, se ve velkých městech více očekává, že se žena nebude starat jen o domácnost, ale bude rovněž pracovat a případně může vydělávat více než její partner, což může způsobit odklad plánovaného rodičovství. S věkem matky při narození dítěte rovněž souvisí vysoký podíl dětí narozených v manželství, který je u těchto krajů nadprůměrný. Jelikož mají ženy své první dítě v těchto krajích později, je větší pravděpodobnost, že jsou již vdané. U úhrnné plodnosti lze vysledovat rozdíl mezi Prahou a Středočeským krajem, kdy je v Praze úhrnná plodnost nejnižší z celé republiky a ve Středočeském kraji naopak nejvyšší. Důvodem může být vysoký věk matky při narození prvního dítěte, který je nadprůměrný i ve Středočeském kraji, ale v Praze přesahuje průměr značně o 1,2 let. V případě, kdy má průměrná matka první dítě v 31 letech, velice rychle klesá pravděpodobnost, že bude mít i děti další. S institucí manželství souvisí i již zmíněná stabilita a zázemí pro dítě. Vysokou porodnost ve Středočeském kraji lze rovněž vysvětlit velkým počtem satelitních městeček v okolí Prahy, které zaznamenaly boom zejména na začátku tisíciletí. Do Středočeského kraje se tak přestěhovalo velké množství mladých párů. V posledních letech pak lze vysledovat trend, kdy se mnoho párů stěhuje do Středočeského kraje kvůli vysokým cenám bydlení v hlavním městě.

Naproti tomu nejnižších hodnot porodnosti bylo dosaženo v kraji Karlovarském, Moravskoslezském a Zlínském. Tyto kraje se vyznačují zejména vysokou nezaměstnaností a nízkými průměrnými platy. I zde lze tedy konstatovat, že lidé zakládají rodinu v případě, kdy mají jistotu práce a finanční zázemí. Nízká porodnost u těchto ekonomicky slabých krajů je způsobená i stěhováním mladých lidí za studiem a za prací do jiných krajů. Do svých rodných regionů se již nevrací a zakládají rodiny jinde. Všechny tyto kraje mají i nízké hodnoty úhrnné plodnosti. Opačně než u krajů s vysokou porodností, zde platí podprůměrný věk matky při narození prvního dítěte. Zejména u kraje Karlovarského lze nízký věk spojit s nejnižším podílem vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva, ženy tak nemají důvod odkládat rodičovství z důvodu vzdělání nebo budování kariéry. Rovněž hodnoty dětí narozených v manželství jsou zde podprůměrné, z důvodu narození prvního dítěte v mladším věku matky, roste pravděpodobnost, že není matka vdaná. Spojitosti věku matky při narození prvního dítěte a porodností se vymyká Zlínský kraj, který má nízkou porodnost, ale vysoký věk matek a vysoký počet dětí narozených v manželství. S tím může souviset údaj ze Sčítání lidu 2011, kdy se k náboženské víře hlásilo nejvíce lidí právě ve Zlínském kraji.

## 4.2 Statistická analýza vývoje úmrtnosti v ČR

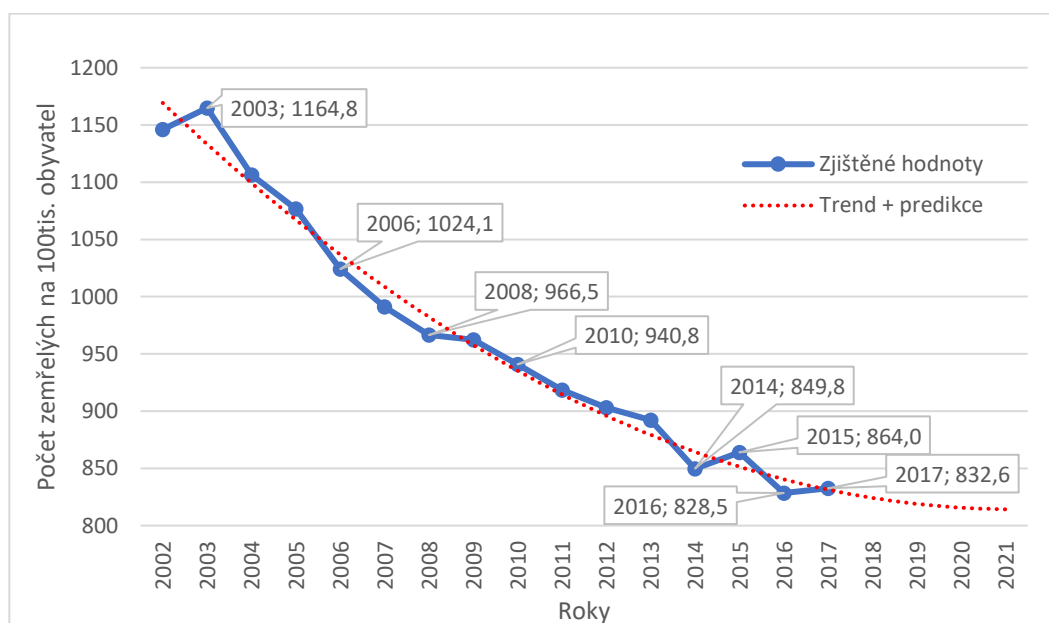
Pro analýzu úmrtnosti byly mimo jiné vybrány nejčastěji používané ukazatele standardizované míry úmrtnosti a naděje dožití (střední délka života). Oba tyto ukazatele se nadále, kvůli velkým rozdílům v hodnotách, dělí podle pohlaví. V závěru kapitoly je rovněž popsán průběh vývoje nejčastějších příčin úmrtí.

Mezinárodně velmi často využívaný ukazatel kojenecké úmrtnosti (do jednoho roku života) je rovněž analyzován. V jeho případě se již k pohlaví nepřihlíží.

### 4.2.1 Vývoj standardizované míry úmrtnosti

Po potreby diplomové práce byly využity údaje z ročenek vydávaných Ústavem zdravotnických informací a statistiky ČR. Standardizace byla v těchto publikacích provedena metodou přímé standardizace s využitím standardní teoretické evropské populace (na 100 000 osob evropské populace). Data pro výpočet byla převzata z databáze Světové zdravotnické organizace.

Graf 17 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021 (muži)



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

Míra úmrtnosti v České republice má klesající tendenci. V roce 2002 byla standardizovaná míra úmrtnosti 1 146,2. Pod hodnotu 1 000 klesla míra v sledovaných letech poprvé v roce 2007 na hodnotu 991,2. Pod hodnotu 900 poté klesla za dalších pět let v roce 2012. V posledním sledovaném roce pak míra úmrtnosti dosáhla hodnoty 832,6 zemřelých



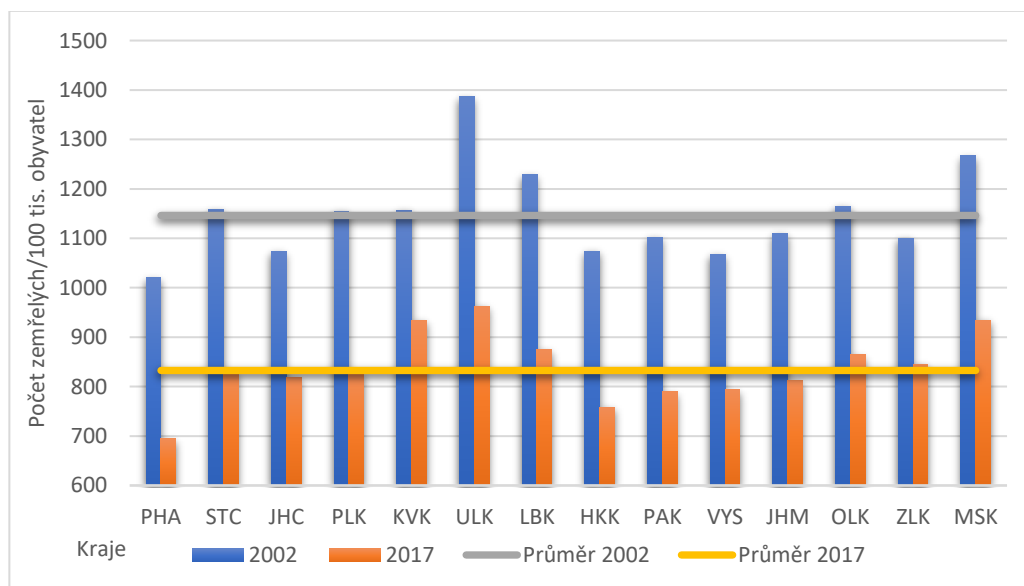
na 100 000 obyvatel. Minima bylo ovšem dosaženo o rok dříve – v roce 2016 byla míra úmrtnosti 828,5. Při srovnání údaje z roku 2002 s údajem za rok 2017 lze tedy vypočítat pokles o 313,6 (27,3 %). V průměru pak úmrtnost klesala každý rok o 20. Nejvyšší pokles byl mezi lety 2003 a 2004 (58,8) a mezi lety 2005 a 2006 (52,5). V posledních sedmi letech již není pokles tak razantní, jako na začátku sledovaného období. Nárůst míry úmrtnosti oproti roku předcházejícímu byl zaznamenán jen v letech 2003, 2015 a 2017 (v průměru 12,3). Nejvyšší míra úmrtnosti pak byla vykázána v roce 2003 (1164,8). Průměrné tempo poklesu za celé sledované období pak činilo 3 %.

Vývoj míry úmrtnosti pro muže byl popsán kvadratickou trendovou funkcí  $y' = 1207,112 - 38,8361t_i + 0,960t_i^2$ . Vypočítaná hodnota korelačního koeficientu R byla 0,99. Lineární funkce popisuje trend z 97 %. Síla závislosti je tedy velice silná a lineární funkce popisuje daný trend velice dobře.

Pro zjištění vhodnosti modelu pro predikce byla vypočítána relativní chyba prognózy, která činila 0,25 %. Model je tak pro predikce velice vhodný. I na další čtyři roky se očekává pokles míry úmrtnosti. Pro rok 2020 je s 95 % pravděpodobností odhad 815,67 v intervalu 770 až 860. Na rok 2021 byla vypočítaná hodnota 814,271 s intervalem mezi 759 a 868.

Vypočítané hodnoty z programu Statistica jsou součástí přílohy č. 25.

Graf 18 - Standardizovaná míra úmrtnosti mužů v krajích ČR 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

Ve všech regionech byl v posledním sledovaném roce 2017 oproti roku 2002 zaznamenán značný pokles míry úmrtnosti. Nejnižší míra úmrtnosti byla po celou sledovanou dobu vykázána v Praze, i v posledním roce 2017 zde hodnota poklesla na nejnižší hodnotu ze všech krajů (694, 6). Druhá nejnižší hodnota byla v roce 2017 v kraji Královehradeckém (758, 1).

Středočeský kraj, který obklopuje území Prahy, oproti tomu vykazoval do roku 2013 nadprůměrné hodnoty míry úmrtnosti. Mezi roky 2013 a 2014 došlo k značnému poklesu (72,4) a od té doby se kraj pohyboval v podprůměrných hodnotách.

Kraje Jihočeský a Plzeňský vykazovaly ve většině sledovaných letech podprůměrné hodnoty. Kraj Plzeňský se pohyboval nad průměrem spíše v prvních 5 sledovaných letech.

Kraje Karlovarský, Ústecký a Liberecký se po celou dobu (kromě let 2010 a 2011 v Libereckém kraji) pohybovaly značně nad celorepublikovým průměrem. Kraj Ústecký pak v posledním roce 2017 vykazoval nejvyšší míru úmrtnosti ze všech krajů.

Kraj Ústecký po celou sledovanou dobu vykazoval nejvyšší míru úmrtnosti, nejvyšší míry ze všech krajů pak dosáhl v roce 2002 (1 386 zemřelých na 100 000 obyvatel). I když se úmrtnost snížila i v tomto kraji, v roce 2017 přesahuje celorepublikový průměr o více než 100. Při srovnání let 2002 a 2017 však došlo k nejvyššímu poklesu absolutních hodnot úmrtnosti (o 423,5 pokles o 30 %) ze všech krajů.

I když kraj Liberecký rovněž vykazoval nadprůměrné hodnoty, rozdíl mezi rokem 2002 a 2017 je druhý nejvyšší (o 354,2 – pokles o 28,83 %). Naproti tomu Kraj Karlovarský zaznamenal nejmenší pokles ze všech krajů v ČR (pokles o 222,6 – 19,25 %).

V regionech Jihomoravském, Vysočina, a kromě roku 2006 i v kraji Pardubickém, byla ve všech sledovaných letech vykázána podprůměrná standardizovaná míra úmrtnosti.

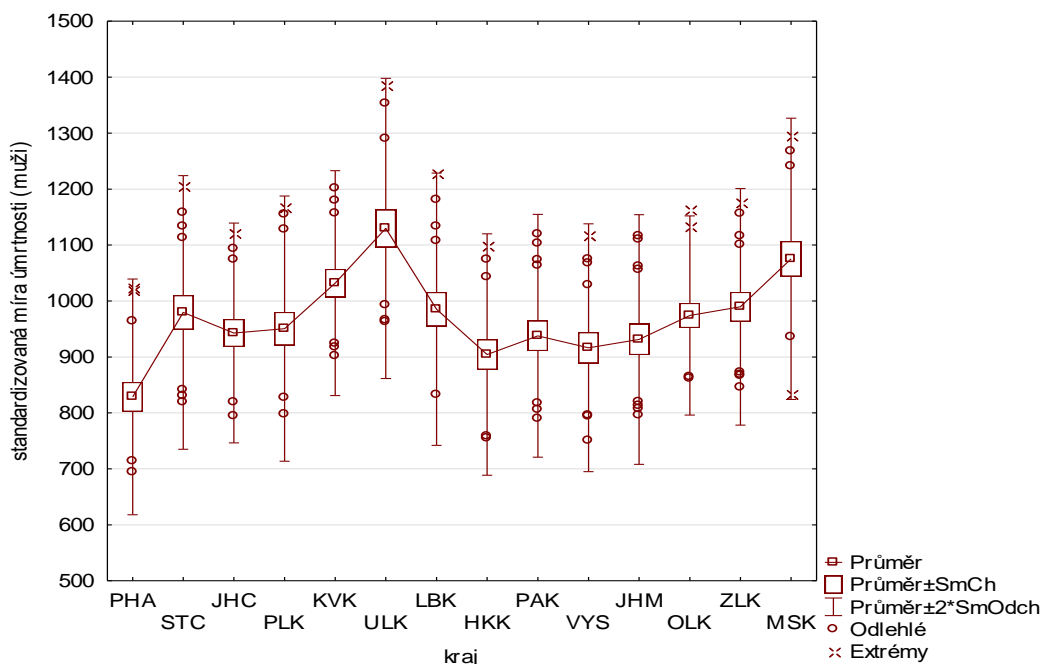
Nadprůměrné hodnoty úmrtnosti kromě dvou let vykazoval kraj Zlínský, kde rovněž došlo při srovnání let 2002 a 2017 k druhému nejmenšímu poklesu ze všech krajů (o 255 – 23,17 %). Kraj Moravskoslezský ve všech sledovaných letech vykazoval nadprůměrné hodnoty, při srovnání prvního a posledního sledovaného roku však došlo k třetímu největšímu poklesu (o 332, 4 - 26,2 %). Míra úmrtnosti je ovšem stále druhá nejvyšší po kraji Ústeckém. Tabulky dat jednotlivých krajů jsou v příloze č. 15.

V kraji Olomouckém byla míra úmrtnosti lehce podprůměrná v pěti z prvních sedmi sledovaných letů. Po roce 2009 však došlo k zpomalení poklesu a kraj tak celkově zaostává za vývojem celorepublikové míry úmrtnosti a vykazuje nadprůměrné hodnoty.

Dle Levenova testu homogenity rozdílu a následné analýze rozptylu byl vysledován statisticky významný rozdíl min. mezi dvěma kraji. Dle Tukeyova testu se značně liší zejména kraje Ústecký a Liberecký (viz graf č. 19).

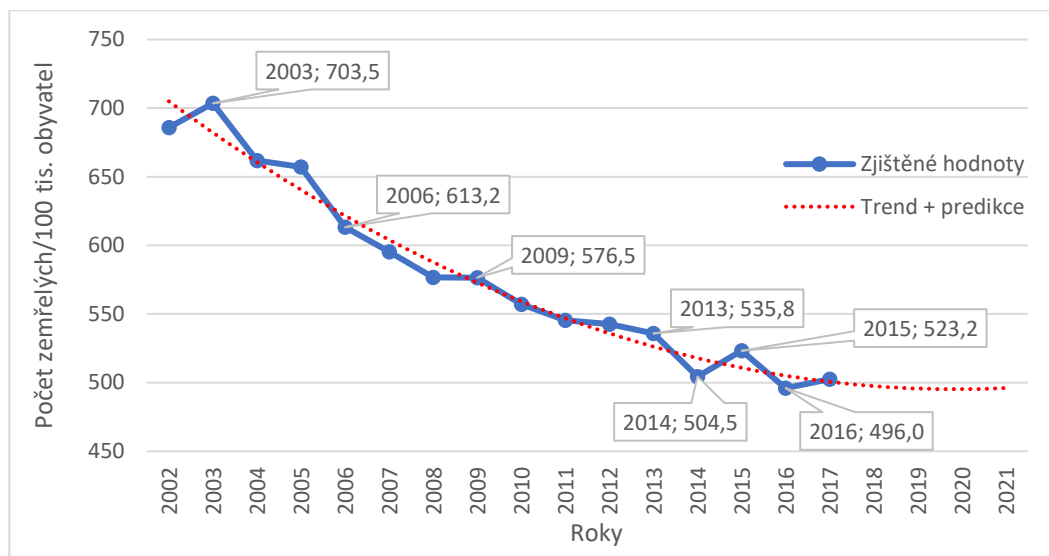
Tukeyův test s testy předpokladů je součástí přílohy č. 20.

Graf 19 - Grafické srovnání standardizované míry úmrtnosti mužů mezi kraji v letech 2002 - 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Graf 20 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021 (ženy)



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

Rovněž u standardizované míry úmrtnosti u žen, je jako u mužů, vysledovatelná klesající tendence.

V roce 2002 byla míra úmrtnosti 685,8. V roce 2017 se míra úmrtnosti pohybovala již na 502,6. Při porovnání těchto let, tak klesla úmrtnost u žen o 183,2 (26,72 %). Každoročně pak míra úmrtnosti klesala v průměru o 12,2. V prvních sedmi letech byl pokles rychlejší, v průměru byla hodnota každý rok snížena o 15,6, v dalších osmi letech se pokles zpomalil na každoroční průměr 9,2.

Nejvyšší míra úmrtnosti byla v roce 2003, kdy se jako jediný rok ve sledovaných letech zvedla hodnota nad 700 (přesně 703,5). Nejnižší hodnota pak byla zaznamenána v roce 2016, hodnota poprvé poklesla pod 500, kdy zemřelo 496 žen na 100tis. obyvatel.

Zvýšení hodnoty oproti předcházejícímu roku byl zaznamenán v letech 2003, 2015 a 2017, kdy bylo v roce 2015 nejvyšší zvýšení (18,7). Oproti tomu nejrazantnější snížení hodnoty, oproti roku předcházejícímu, bylo v roce 2006. Tehdy míra úmrtnosti poklesla o 44 (7 %) z 657,2 na 613,2.

Průměrné tempo poklesu za celé sledované období činilo 3 %.

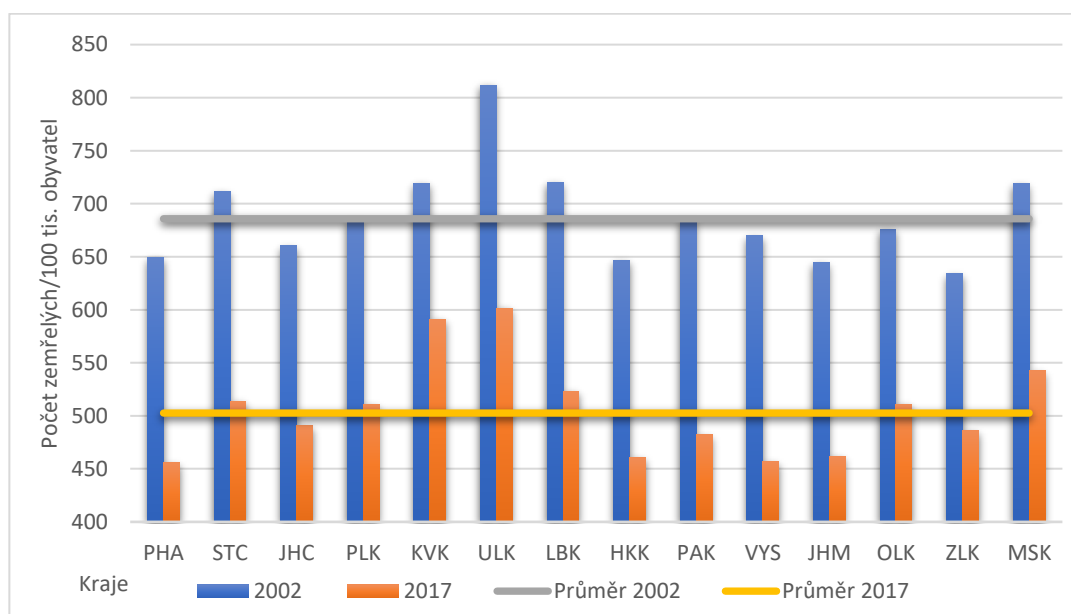
Trend vývoje standardizované míry úmrtnosti u žen byl vyrovnán kvadratickou funkcí  $y' = 729,0954 - 24,7783t_i + 0,6562t_i^2$ . Hodnota korelačního koeficientu je 0,98. Dle indexu determinace kvadratická trendová funkce vystihuje vývoj standardizované míry úmrtnosti žen z 96 %. Síla závislosti je tak velmi silná.

Pro určení vhodnosti modelu pro výpočet predikcí byla vypočítána relativní chyba prognózy, která činila 0,7 %. Model je tak pro predikce velice vhodný.

S 95 % spolehlivostí byla vypočítána predikce na další čtyři roky, kdy se i nadále očekává pokles standardizované míry úmrtnosti u žen. Pro rok 2020 je odhad hodnoty 436,8 s intervalem 413,1 až 460,4. V roce 2021 se predikuje další pokles na 423,1 v rozmezí mezi 397,6 až 448,7.

Výsledky z programu Statistica jsou přiloženy v příloze č. 26.

Graf 21 - Standardizovaná míra úmrtnosti žen v krajích ČR 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

U všech krajů došlo ve sledovaných letech k poklesu míry úmrtnosti. Podprůměrnou míru vykazovala ve všech letech Praha, kde při srovnání roku 2002 a 2017 došlo k poklesu o 193,7 (30 %). V posledním roce 2017 pak byla míra úmrtnosti v Praze nejnižší ze všech krajů ČR.

Nadprůměrnou míru úmrtnosti vykazovaly ve všech sledovaných letech kraje Středočeský, Karlovarský a Ústecký. Kraj Ústecký rovněž vykazoval v roce 2017 nejvyšší míru úmrtnosti ze všech krajů (601,6) a kraj Karlovarský druhou nejvyšší (591,2). Nutno ovšem podotknout, že kraj Ústecký zaznamenal druhý nejvyšší pokles hodnoty ze všech krajů, v roce 2002 byla míra úmrtnosti v Ústeckém kraji na hodnotě 811,6 a byla vysoce nadprůměrná (vypočítaný rozdíl oproti průměru ČR byl 125,2). Od roku 2002 do roku 2017 ovšem daná hodnota poklesla o 210 (25,87 %), i tak je rozdíl oproti průměru téměř na

hodnotě 100. Naproti tomu kraj Karlovarský zaznamenal nejmenší pokles ze všech krajů (o 128 – 17,80 %).

Míra hodnoty úmrtnosti byla i v kraji Plzeňském, kromě roku 2002, nadprůměrná. Rozdíl oproti průměru ovšem není tak vysoký, jako u krajů Karlovarském a Ústeckém.

V kraji Jihočeském byla podprůměrná hodnota míry úmrtnosti do roku 2007, další tři roky byla hodnota v průměru o 3,6 nadprůměrná. Následující tři roky se hodnota opět dostala podprůměr a nadále se střídavě pohybovala okolo průměru. V posledním roce byla míra úmrtnosti podprůměrná a kraj se umístil na sedmém místě (uprostřed) ze všech regionů.

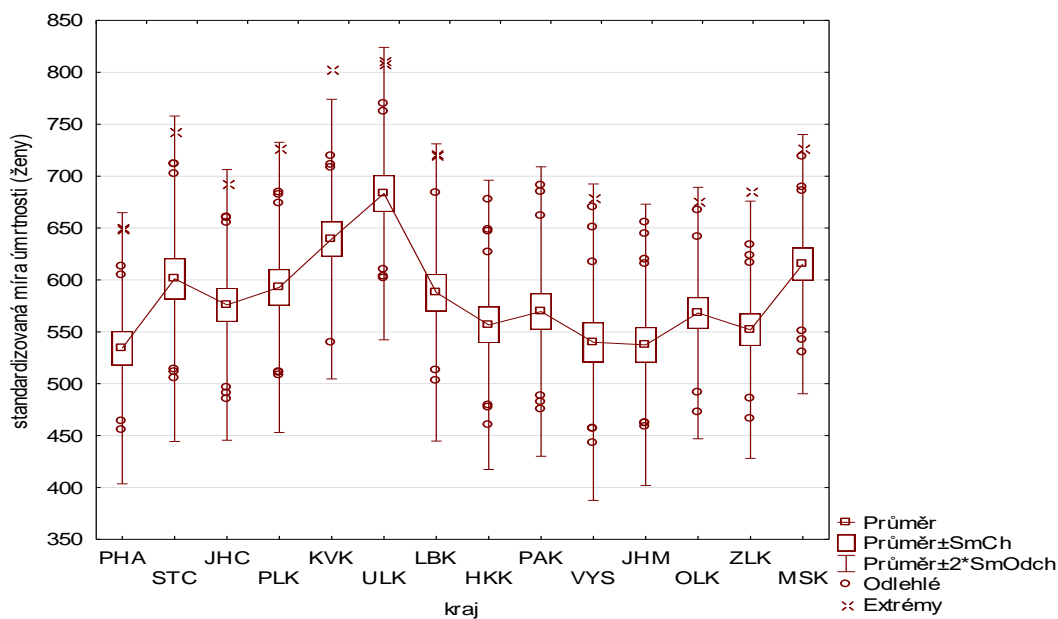
Kromě čtyř let byla podprůměrná hodnota ukazatele rovněž zjištěna v kraje Libereckém. V posledním roce zde byla čtvrtá nejvyšší míra úmrtnosti ze všech krajů.

V krajích Vysočina, Jihomoravském a Zlínském byla ve všech sledovaných letech podprůměrná míra úmrtnosti u žen. V roce 2017 vykazoval kraj Vysočina druhou nejnižší míru úmrtnosti v zemi (po Praze). Při porovnání s rokem 2002 zde klesla hodnota ze všech krajů nejvíce, o 213,1 (31,81 %). Kraj Zlínský naproti tomu zaznamenal druhou nejmenší změnu ze všech krajů, oproti roku 2002, zde v roce 2017 úmrtnost klesla o 147,9 (23,34 %).

Ve většině let byla míra úmrtnosti podprůměrná i v krajích Královehradeckém, Pardubickém a Olomouckém. V Olomouckém kraji se v posledním roce pohybovala hodnota lehce nad celorepublikovým průměrem.

Nadprůměrné hodnoty míry úmrtnosti byly zjištěny ve všech sledovaných letech v kraji Moravskoslezském, s tendencí stále se zvyšujícího rozdíl oproti celorepublikovému průměru. V roce 2017 zde byla třetí nejvyšší míra úmrtnosti u žen ze všech krajů. Data jednotlivých krajů jsou součástí přílohy č. 16.

Graf 22 - Grafické srovnání standardizované míry úmrtnosti u žen mezi kraji



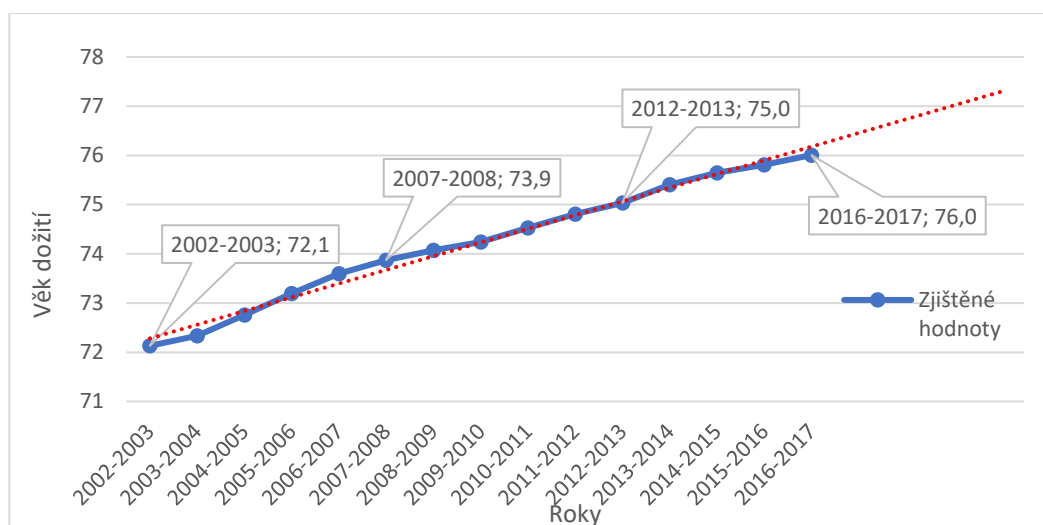
(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Test ANOVA a následný Tukeyův HSD test prokázal statisticky významné rozdíly mezi všemi kraji. Při srovnání s kraji dalšími se pak nejvíce odlišují zejména kraje Karlovarský, Ústecký a Moravskoslezský. Test předpokladů a Tukeyův HSD test jsou následně součástí přílohy č. 21.

#### 4.2.2 Vývoj naděje dožití

Ukazatel naděje dožití se počítá pro různé věkové kategorie, v této analýze byla použita nejběžnější statistika – střední délky života při narození. Pro účely vyloučení nahodilých výkyvů jsou úmrtnostní tabulky zpracovány za dvouletá období.

Graf 23 - Vývoj střední délky života při narození v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 – 2021 (muži)



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Vývoj ukazatele naděje dožití pro právě narozené, má u mužů stoupající tendenci. Každoročně se hodnoty zvýšily v průměru o 0,3 roku. Při srovnání let 2002 a 2017 se zvýšila naděje dožití o 3,9 let (z 72,1 na 76,0 let – 5,4 %).

Průměrné tempo růstu činilo 0,37 %.

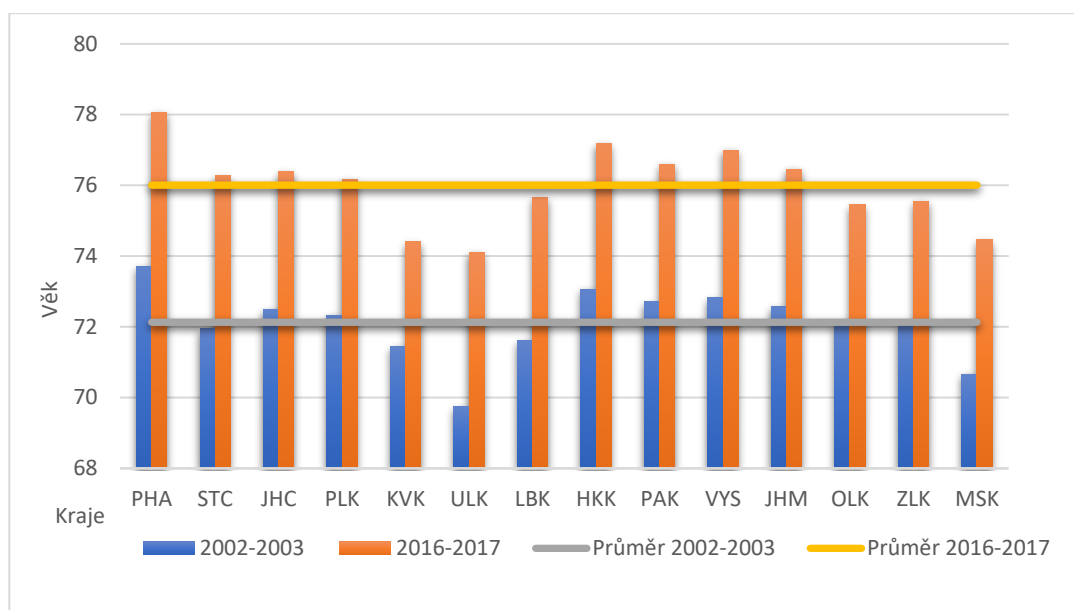
Vývoj naděje dožití u mužů byl proložen lineární funkcí  $y' = 72,005 + 0,276t$ . Korelační koeficient nabývá hodnoty 0,99. Lineární funkce dle indexu determinace vystihuje vývoj naděje dožití mužů z 98 %. Lineární funkce je tak pro popis vývoje naděje dožití u mužů velmi vhodná.

Pro určení vhodnosti modelu pro predikce byla vypočítaná relativní chyba prognózy. Vypočítaná hodnota činila 0,3 % a model tak lze považovat pro účely predikce za spolehlivý

Následující roky je predikován růst hodnoty naděje dožití u mužů. S 95 % pravděpodobností se pro rok 2020 se odhaduje další růst na 76,9 s intervalem 76,7 až 77,1. V roce 2021 se predikuje věk dožití u mužů na 77,2 let s intervalem 77,0 až 77,4. Výstupy z programu Statistica jsou v příloze č. 27.



Graf 24 - Naděje dožití mužů v krajích ČR 2002 - 2003 ve srovnání s 2016 - 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Nejvyšší střední délky života dosahovala ve všech sledovaných letech Praha, kde byla rovněž za roky 2016-2017 vysoce nadprůměrná hodnota ukazatele – více než o dva roky vyšší než průměr ČR. V Praze rovněž došlo k druhému nejrazantnějšímu zvýšení ukazatele, při srovnání let 2002-2003 a 2016-2017 činil rozdíl 4,35 let (nárůst o 5,9 %).

Kraje Jihočeský a Plzeňský vykazovaly rovněž nadprůměrné hodnoty ve většině sledovaného období, oproti Praze je zde však střední délka dožití o dva roky nižší.

V kraji Středočeském byla do roku 2009 podprůměrná střední délka života, v následujících letech se však situace začala vylepšovat a v posledních osmi sledovaných úsecích zde byly hodnoty již nad celorepublikovým průměrem. Zvýšení střední délky života zde bylo třetí nejvyšší a téměř totožné s Prahou – o 4,33 let.

Ve většině sledovaného období dosahovaly podprůměrných hodnot kraje Karlovarský, Ústecký a Liberecký. Zejména v krajích Ústeckém a Karlovarském je střední délka života nejnižší v celé republice. V Ústeckém kraji je aspoň s výhledem do budoucna optimistický razantní rozdíl mezi roky 2002 a 2017, kdy se ukazatel střední délky zvedl o 4,4 roky (6,3 %, jedná se tak o největší změnu v republice). Naproti tomu v Karlovarském kraji se ukazatel zvýšil jen o tři roky (4,1 %), což byl nejnižší rozdíl ze všech regionů.

Nadprůměrných hodnot dosahovaly ve všech sledovaných letech kraje Královehradecký, Pardubický, Vysočina a Jihomoravský. Zejména v kraji

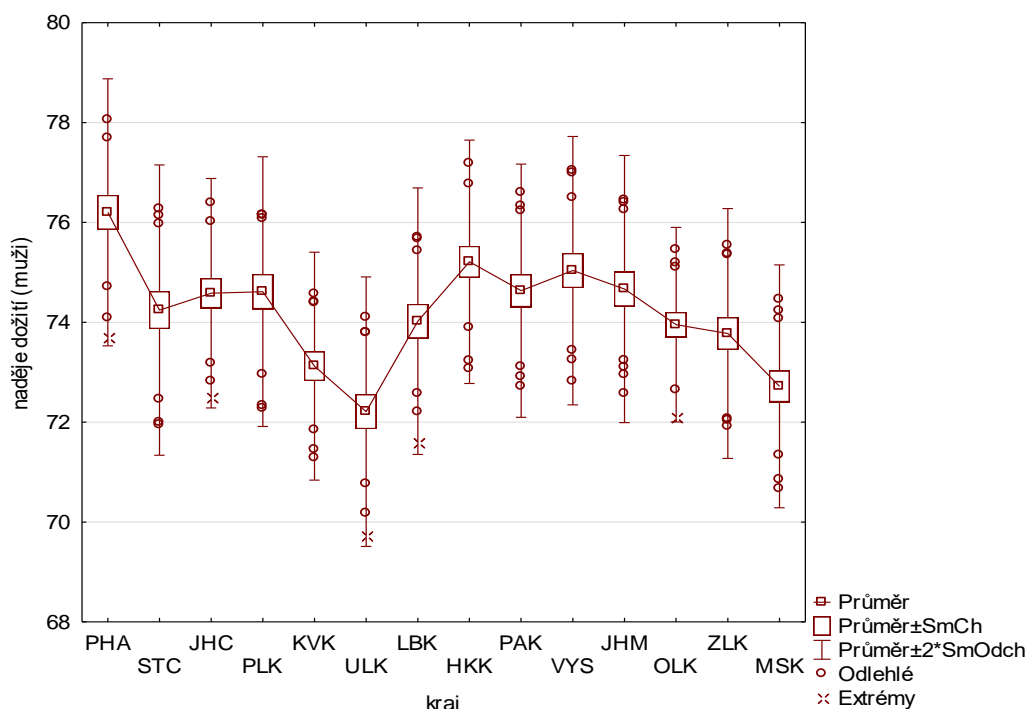
Královehradeckém a na Vysočině je v posledních letech střední délka života vysoko nad průměrem, a po Praze jsou zde vykázány nejvyšší hodnoty.

Naproti tomu, v celém průběhu sledovaného období byla v kraji Zlínském a Moravskoslezském podprůměrná naděje dožití. Zejména hodnota u Moravskoslezského kraje je za poslední dva roky třetí nejnížší v republice.

V kraji Olomouckém byla nadprůměrná hodnota střední délky života do roku 2006, v následujících letech již začal kraj na celorepublikový vývoj ztrácet.

Data k jednotlivým regionům jsou součástí přílohy č. 17.

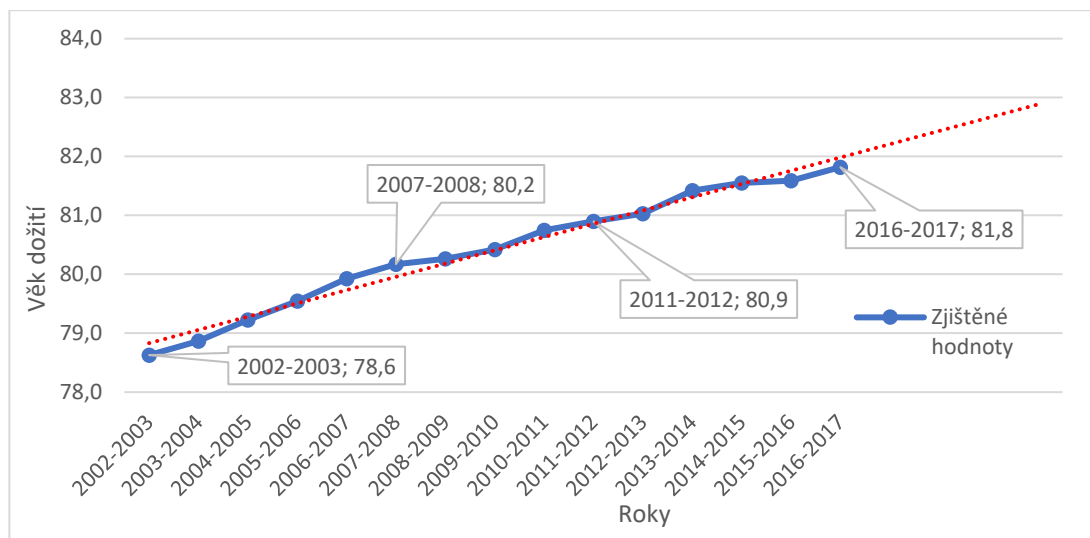
Graf 25 - Grafické srovnání střední délky života u mužů mezi kraji v letech 2002 až 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Levenův test, analýza rozptylu a následný Tukeyův test prokázal statisticky významné rozdíly u všech krajů. Při srovnání se všemi ostatními regiony se ve všech srovnání odlišuje Praha, kraje Ústecký, Karlovarský a Moravskoslezský. Výstupy jsou součástí přílohy č. 22.

Graf 26 - Vývoj střední délky života při narození (ženy)



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Rovněž u žen je vysledována tendence růstu střední délky života při narození. V letech 2002-2003 se průměrný věk dožití pohyboval pod 80 (78,6 let), každoročně pak v průměru stoupl o 0,2 let (o 0,1 méně než u mužů). V posledním sledovaném období již byla střední délka života u ženy na 81,8 letech. Rozdíl mezi prvním a posledním sledovaným obdobím je 3,2 let (o 0,7 let menší rozdíl než u mužů).

Rovněž průměrné tempo růstu bylo pomalejší. U žen činilo 0,28 % (oproti 0,37 % u mužů).

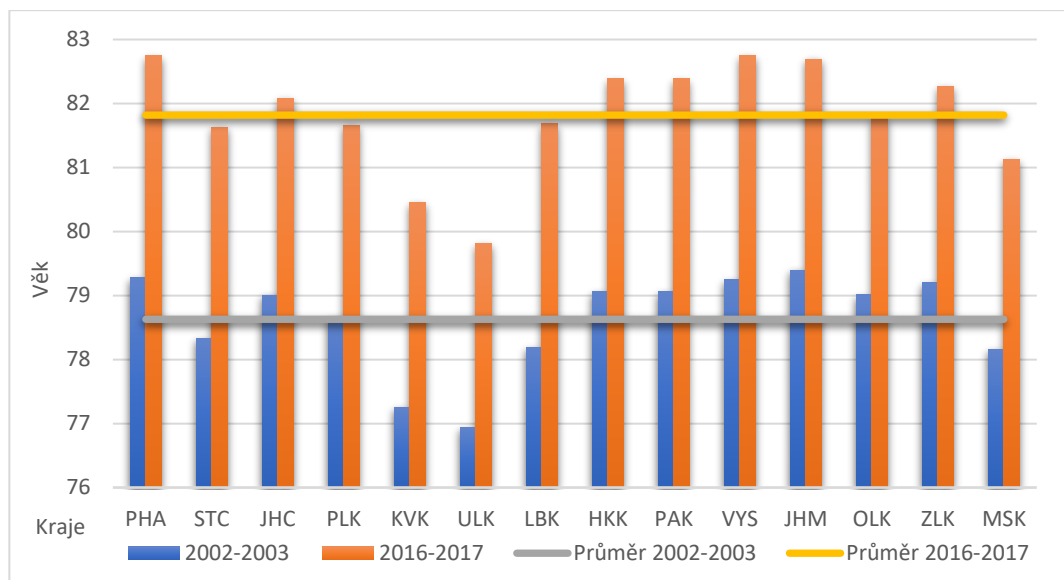
Rovněž u tohoto ukazatele byl vývoj dožití pro právě narozené ženy proložen lineární funkcí  $y' = 78,60 + 0,22t_i$ . Korelační koeficient je 0,99 s vypočítaným koeficientem determinace 0,98. Lineární funkce tak velmi dobře popisuje trend vývoje naděje dožití.

Relativní chyba prognózy u střední délky života žen vyšla 0,3 %. Model je tak pro predikci vhodný.

Další roky se odhaduje nárůst střední délky života u žen. Pro rok 2020 se s 95 % pravděpodobností odhaduje nárůst na 82,6 s intervalem 82,4 až 82,8. V roce 2021 se predikuje věk dožití pro právě narozené ženy na 82,8 s intervalem 82,6 až 83,0 let.

Výsledky z programu Statistica jsou přiloženy v příloze č. 28.

Graf 27 - Naděje dožití žen v krajích ČR 2002 - 2003 ve srovnání s 2016 - 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Rovněž jako u mužů, v celé sledované období byla nejvyšší střední délka života ze všech krajů v Praze. Rozdíl oproti dalším krajům ovšem nebyl tak výrazný, jako u druhého pohlaví. V posledním sledovaném období byla v Praze střední délka života o 0,9 roku vyšší než celorepublikový průměr, a s hodnotou 82,7 se dělila o první místo s dalšími dvěma kraji. Oproti letům 2002-2003 se délka prodloužila o 3,5 let, což je společně s krajem Libereckým a Vysočinou největší nárůst hodnoty (4,3 %).

Ve většině letech byla nadprůměrná hodnota střední délky života prokázána i v kraji Jihočeském.

Nejmenší hodnoty naděje dožití byly v kraji Karlovarském a Ústeckém, v posledním sledovaném období zde byla střední délka života nejkratší ze všech krajů. U Ústeckého kraje byl rovněž vypočítán druhý nejmenší rozdíl hodnot mezi prvním analyzovaným obdobím a posledním (2,9 let – 3,7 %).

Podprůměrné hodnoty byly vykázané ve většině období i u kraje Libereckém, rozdíl mezi průměrem však není tak vysoký.

Oproti vývoji střední délky života u mužů, se u žen kraje Středočeský a Plzeňský pohybovaly po většinu let pod celorepublikovým průměrem.

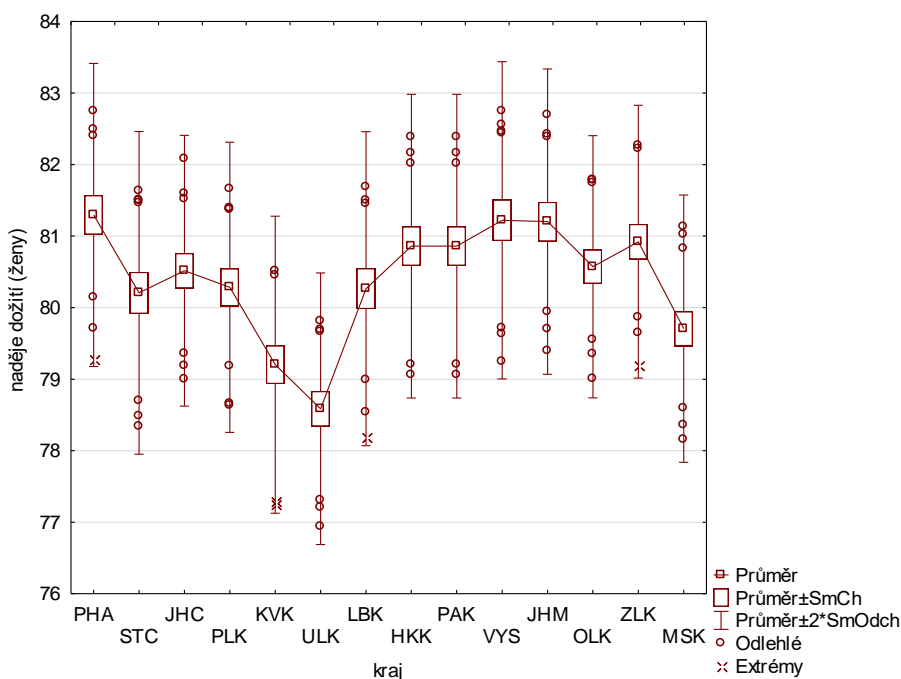
Kraje Karlovarský, Pardubický, Vysočina a kraj Jihomoravský měli hodnoty střední délky života po celé sledované období nad celorepublikovým průměrem. V krajích

Jihomoravském a v kraji Vysočina byla navíc v posledním období nejvyšší střední délka života v republice (společně s Prahou).

Oproti vývoji ukazatele u mužů byl v celém sledovaném období rovněž nad průměrem kraj Zlínský a ve většině letch i kraj Olomoucký. S tím, že u kraje Olomouckého byla v porovnání prvního a posledního období nejmenší rozdíl (2,8 let – 3,51 %).

Jak u mužů, tak i u žen byla při srovnání se zbytkem země podprůměrná střední délka života v kraji Moravskoslezském. V posledním období se s hodnotou 81,1 let, Moravskoslezský kraj umístil v délce dožití žen na třetím místě od konce. Podrobnější data k jednotlivým krajům jsou v příloze č. 18.

Graf 28 - Grafické srovnání střední délky žen mezi kraji v letech 2002 - 2017



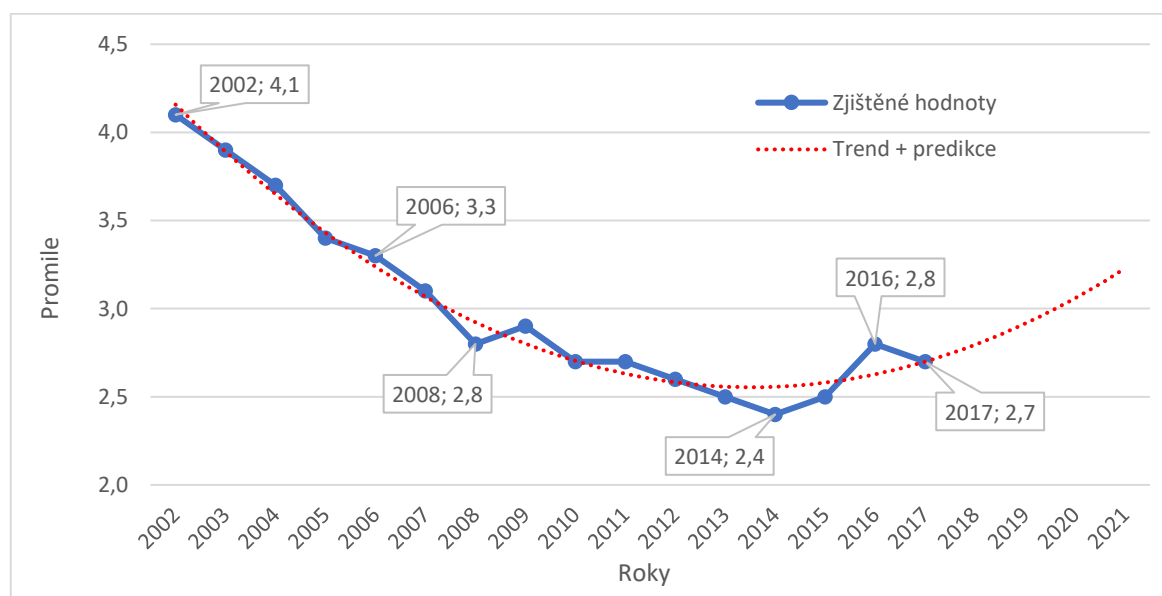
(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

ANOVA a následný Tukeyův HSD test prokázaly statisticky významný rozdíl min. mezi dvěma kraji. Od všech ostatních regionů se pak odlišují kraje Ústecký, Karlovarský a Moravskoslezský. Krabicový graf zobrazuje nadprůměrné hodnoty u střední délky života žen zejména v Praze, rozdíl ovšem není tak značný jako u mužů. Tukeyův HSD test a testy předpokladů ANOVY jsou součástí přílohy č. 23.

#### 4.2.3 Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti

Hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti (zemřelí do jednoho roku od narození) jsou v České republice velice nízké a země se tak v této statistice řadí mezi nejlepší státy Evropy a světa. Faktory, které tento ukazatel ovlivňují je několik. Zejména se jedná o kvalitu zdravotnické péče v dané zemi a zdravotní stav matky. V České republice je zejména velice vysoká úroveň péče o narozené a kvalitní identifikace možných vrozených vad a nemocí ještě před narozením dítěte. V posledních letech se však zvyšuje počet rizikových těhotenství a narozených s nízkou porodní hmotností, důvodem tohoto trendu je zejména rostoucí počet umělých oplodnění, stres a stárnutí matek. S rostoucím věkem, roste i riziko nedonošení.

Graf 29 - Vývoj kojenecké míry úmrtnosti v ČR v letech 2002 – 2017 a predikce 2018 - 2021



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

V sledovaných letech lze vypočítat klesající trend kvocientu kojenecké úmrtnosti. V roce 2002 se kvocient pohyboval na 4,1 ‰. V následujících pěti letech ukazatel klesal až pod hodnotu 3 ‰. Nejnižší hodnoty bylo poté dosaženo v roce 2014, kdy byla hodnota kojenecké úmrtnosti 2,4 ‰. V posledních třech letech se hodnota lehce zvýšila až na 2,8 ‰ v roce 2016. V roce 2017 byla kojenecká míra úmrtnosti na 2,7 ‰.

Průměrné tempo poklesu pak činilo 3 ‰.

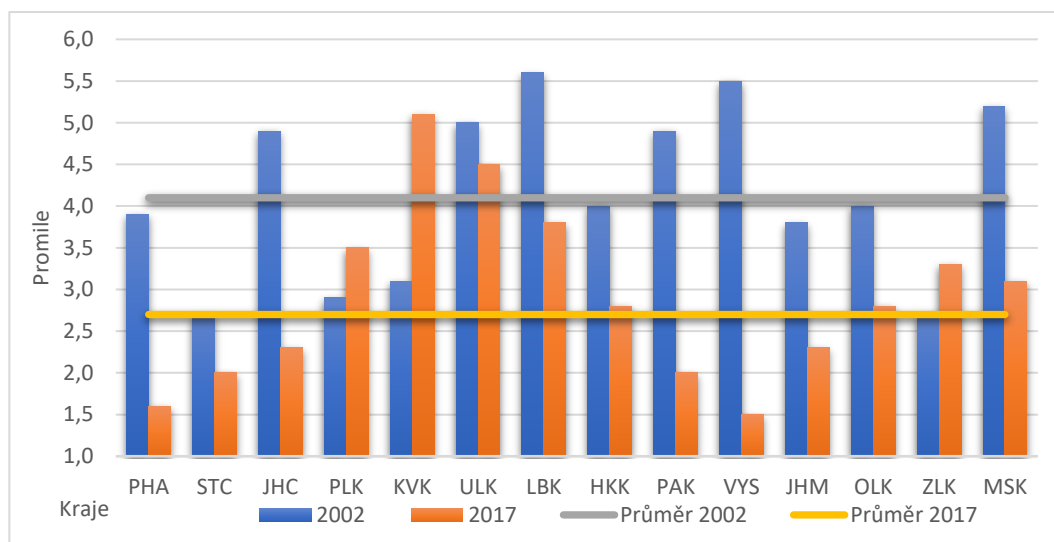
Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti byl proložen kvadratickou funkcí  $y' = 4,44 - 0,302t_i + 0,012t_i^2$ . Korelační koeficient má hodnotu 0,98. Kvadratická trendová funkce vývoj kojenecké úmrtnosti popisuje z 97 %. Závislost je tak velmi silná.

Pro predikci je model vhodný. Relativní chyba prognózy byla vypočítána na 0,3 ‰.

Na další čtyři roky je s 95 % pravděpodobností predikován růst hodnoty. V roce 2020 je odhad hodnoty kojenecké úmrtnosti 3,05 s intervalem 2,79 až 3,31. Pro rok 2021 je predikován další růst na hodnotu 3,22 s rozmezím mezi 2,91 až 3,54.

Výstupy jsou uvedeny v příloze č. 29.

Graf 30 - Kvocient kojenecké úmrtnosti v krajích ČR 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Kraje Karlovarský a Ústecký vykazovali v průměru za všechny sledované roky (oba kraje nad 4 ‰) nejvyšší míru úmrtnosti ze všech krajů. V kraji Karlovarském byla rovněž v roce 2003 zaznamenána nejvyšší míra kojenecké úmrtnosti ze všech krajů a ze všech sledovaných let (8,3 ‰).

Naproti tomu nejnižší hodnoty vykazovali po celou sledovanou dobu kraje Praha a kraj Středočeský (v průměru 2,1 ‰ a 2,5 ‰).

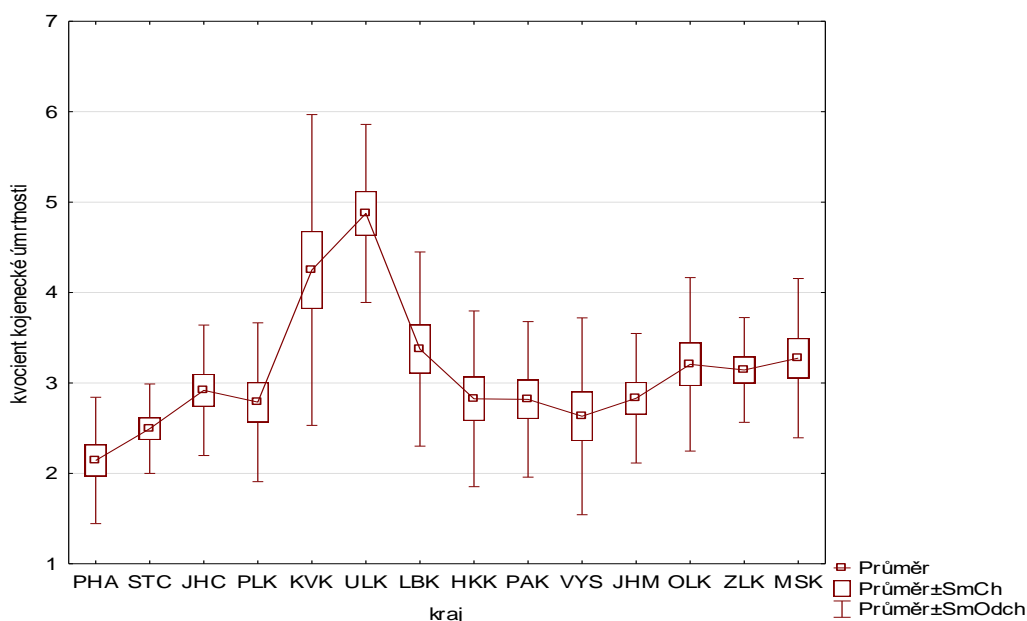
Kraje Jihočeský a Plzeňský se po většinu sledovaných let pohybovaly pod celorepublikovým průměrem, i zde byla kojenecká úmrtnost nízká, v průměru pod 3 ‰. V kraji Libereckém se kojenecká úmrtnost v průměru pohybovala na 3,4 ‰. Kraj Vysočina měl po Praze a Středočeském kraji v průměru nejnižší míru kojenecké úmrtnosti (2,6 ‰). Kraje Královéhradecký, Pardubický a Jihomoravský se pak v průměru ve všech letech pohybovaly na 2,8 ‰.

Kraje Zlínský, Olomoucký a Moravskoslezský v průměru vykazovaly hodnoty nad 3 ‰ s tím, že v kraji Moravskoslezském byla míra úmrtnosti v průměru 3,3 ‰, což je třetí

nejvyšší průměr ze všech krajů. I tak je však tato hodnota o více než 1 %o nižší než v krajích Karlovarském a Ústeckém. Data za jednotlivé kraje jsou součástí přílohy č. 19.

Při použití Levenova testu vyšlo „p“ menší než  $\leq 0,05$ . Heteroskedasticita je tedy průkazná a pro testy na shodu středních hodnot nemůžeme využít Analýzu rozptylu. K další analýza tak musela být využita neparametrická obdoba ANOVY - Kruskal-Wallisův test. Na základě Kruskal-Wallisova testu byl prokázán statisticky významný rozdíl mezi kraji.

Graf 31 - Grafické srovnání kojenecké míry úmrtnosti mezi kraji v letech 2002 – 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Kromě kraje Zlínského byl v ostatních krajích prokázán statisticky významný rozdíl ve srovnání aspoň s jedním krajem. Významně se od ostatních krajů odlišuje zejména kraj Ústecký (při srovnání s devíti kraji), rovněž se jedná o kraj, který v průměru vykazuje nejvyšší hodnoty kojenecké míry úmrtnosti. Zdaleka největší rozpětí hodnot byl ve sledovaném období zjištěn v kraji Karlovarském, kde došlo k výraznému snížení kojenecké míry úmrtnosti.

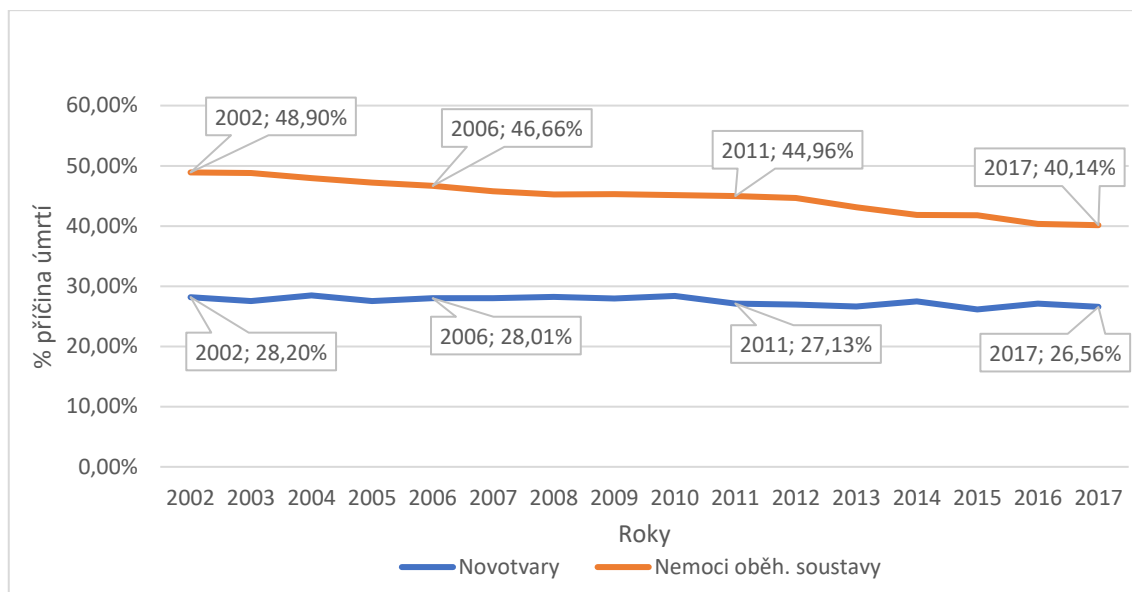
Výstupy Levenova a Kruskal-Wallisova testu jsou součástí přílohy č. 24.

#### 4.2.4 Vývoj příčin úmrtí

K analýze byly vybrány čtyři nejčastější příčiny úmrtí: Novotvary, nemoci oběhové soustavy, nemoci dýchacích cest a nemoci trávicí soustavy. Pro výpočet procentuálního podílu byla využita standardizovaná míra úmrtnosti.



Graf 32 - Vývoj příčin úmrtí u mužů (novotvary, nemoci oběh. soustavy) v letech 2002 - 2017

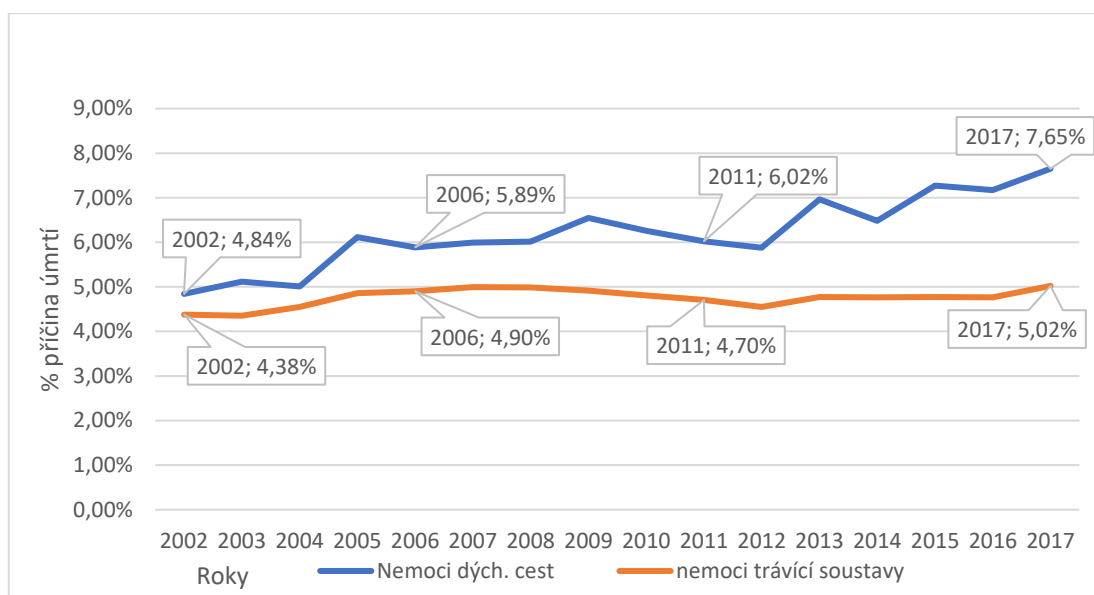


(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

Počet zemřelých mužů z důvodu rakoviny má lehce klesající tendenci. Do roku 2010 byl průměrný podíl 28,04 %, v následujících letech tento průměr klesl na 26,86 % a hodnota v jednotlivých letech již nepřekročila 28 %. Za všechna sledovaná léta tento průměr činil 27,52 %. Průměrné tempo poklesu činilo 0,4 %.

Výrazněji klesající tendence je u nemocí související s oběhovou soustavou. Každý rok (kromě roku 2008) klesl podíl této příčiny průměrně o 0,58 %. Do roku 2010 se podíl úmrtí z této příčiny pohyboval nad 45 %, v posledních letech se však tento podíl blíží již k hranici pod 40 %. Průměrné tempo poklesu činilo 1,3 %.

Graf 33 - Vývoj příčin úmrtí u mužů (nemoci dýchacích cest, trávicí soustavy) v letech 2002 - 2017

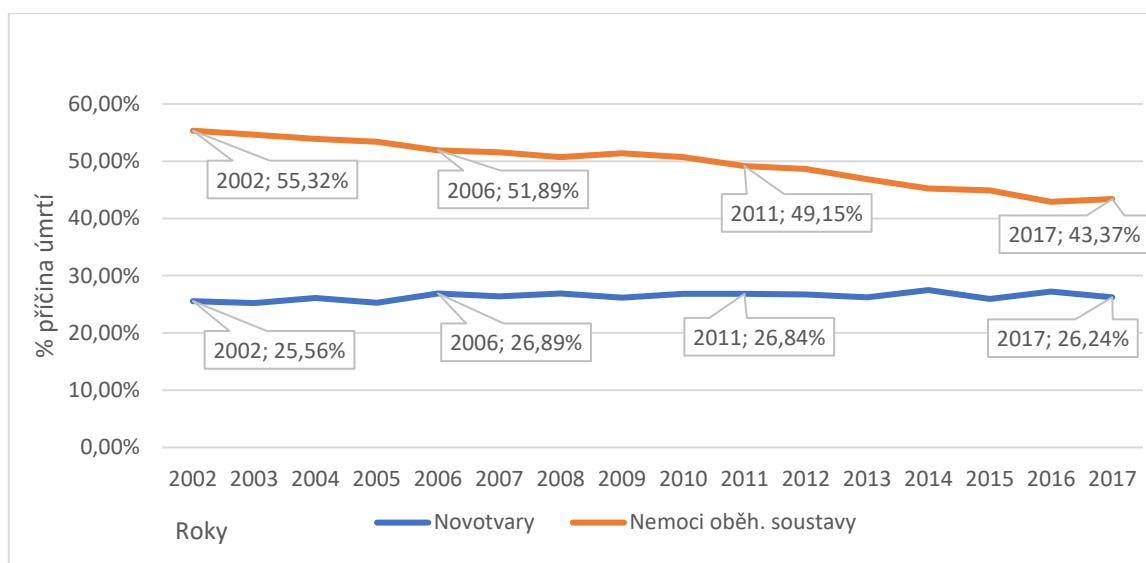


(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

Naproti tomu je viditelný nárůst podílu úmrtí u nemocí dýchacích cest. V průměru došlo každý rok o 0,19 % nárůst. Průměr za všechny roky pak činil 6,20 %, průměrné tempo růstu bylo 3 %. Lehce rostoucí tendence je rovněž u nemocí trávicí soustavy, nejedná se však o výrazný růst. Kromě roku 2017, byl ve všech letech podíl pod 5 %. Průměr poté činil 4,76 %, průměrné tempo růstu bylo téměř zanedbatelných 0,1 %.

Za zvýšení podílu u těchto příčin ovšem souvisí jev konkurujících si příčin. Jelikož roste úspěšnost léčby u nemocí oběhové soustavy, roste pravděpodobnost, že člověk vyléčený z těchto nemocí zemře na jinou příčinu např. právě na nemoc dýchacích cest. Tento ukazatel je rovněž ovlivněn růstem počtu lidí, kteří se dožívají velmi vysokého věku. Velmi staří lidé často umírají na zápal plic, což spíše souvisí se samotným stářím a oslabenou imunitou, než se zhoršující se medicínou v oblasti nemocí dýchacích cest.

Graf 34 - Vývoj příčin úmrtí u žen (novotvary, nemoci oběh. soustavy) v letech 2002 - 2017

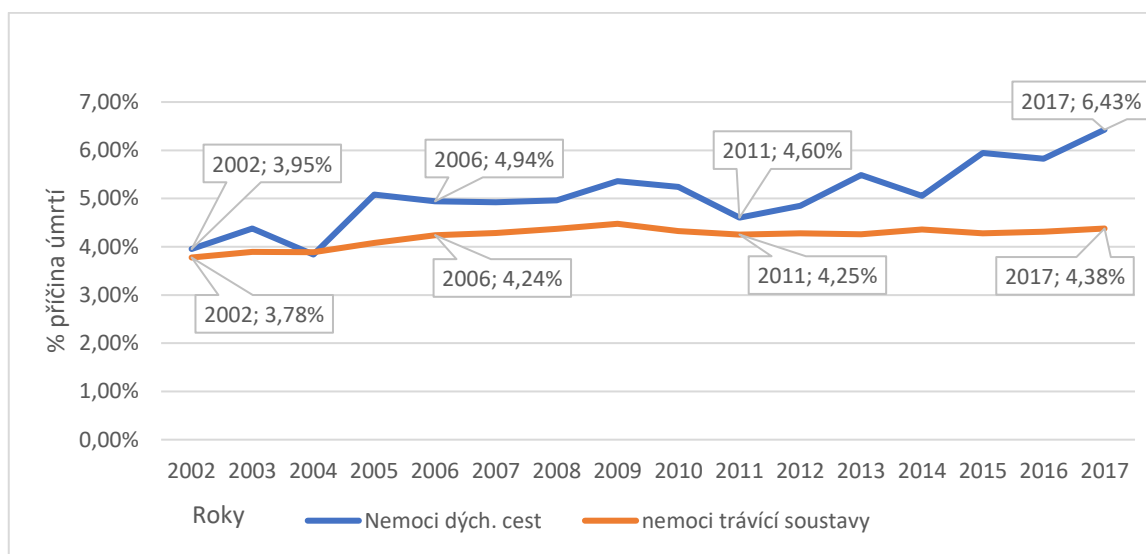


(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

Vývoj podílů příčiny úmrtí z důvodu novotvarů měl na rozdíl u mužů lehce stoupající tendenci (v posledních letech spíše stagnující). Průměr za všechny roky pak činí 26,38 %, procentuální podíl je tak téměř totožný s muži. Průměrné tempo růstu činilo 0,17 %.

Razantní snížení lze zpozorovat u nemocí oběhové soustavy, při srovnání s prvním a posledním rokem došlo k poklesu o 11,95 %, a tím pádem k výraznému přiblížení k poměru u mužů, který je však stále nižší přibližně o 3 %. Průměrná hodnota za všechny roky činila u žen 49,66 %. Průměrné tempo poklesu bylo 1,6 %.

Graf 35 - Vývoj příčin úmrtí u žen (nemoci dýchacích cest a trávicí soustavy) v letech 2002 - 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ÚZIS)

Asi 2,5 % nárůst lze vyzorovat u nemocí dýchacích cest. Průměrně se pak hodnota pohybovala okolo 5,05 %. Průměrný rozdíl u podílu mezi ženy a muži zůstává nadále podobný (okolo 1,30 %), průměrné tempo růstu bylo 3,2 %.

Zvýšení podílu lze rovněž zpozorovat u nemocí související s trávicí soustavou, průměrné tempo růstu činilo 0,97 %.

#### 4.2.5 Srovnání krajů v úmrtnosti

Pozitivní vývoj u všech ukazatelů úmrtnosti lze zejména shledat u Prahy, která nízkou úmrtností a vysokou nadějí dožití výrazně převyšuje ostatní kraje. Důvodem může být velké množství kvalitních nemocničních zařízení a dostatek nemocničních a obvodních lékařů. Velký podíl vysokoškolsky vzdělaných lidí, rovněž zvyšuje zájem a starost o své zdraví. V Praze se je rovněž velké množství špičkových zařízení specializujících se na předčasné a komplikované porody, což se projevuje ve statistice o kojenecké úmrtnosti. Problém dostupnosti kvalitních nemocnic, delší časová doba dojezdu do nejbližší pražské nemocnice či nedostatek obvodních lékařů může být faktorem, který ovlivňuje výsledné, méně pozitivní výsledky ukazatelů u sousedícího Středočeského kraje. Velmi nízkou úmornost a vysokou nadějí dožití lze rovněž vysledovat v krajích Královéhradeckém a na Vysočině. Tyto kraje se vyznačují kvalitním životním prostředím, což může mít pozitivní vliv na zdraví. Krajské město Královéhradecko kraje – Hradec Králové se rovněž každoročně objevuje mezi hlavními třemi městy s největší kvalitou životní úrovně.

Oproti tomu kraje s nejhorsími výsledky u ukazatelů úmrtnosti jsou kraje Karlovarský, Ústecký a Moravskoslezský. V těchto krajích je problémem nedostatek lékařů, kteří se z důvodu nízkých mezd často stěhují do jiných krajů, nebo v případě krajů Karlovarského a Ústeckého dojíždí za prací do sousedního Německa. V krajích Karlovarském a Ústeckém je rovněž nejmenší podíl vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva a nejvyšší podíl obyvatel se základním vyučením nebo bez vzdělání. Tento faktor může u obyvatel hrát roli v sníženém zájmu o své vlastní zdraví. Tyto kraje jsou rovněž postiženy špatným životním prostředím a velmi špatným ovzduším (zejména na Ostravsku a Karvině). Negativní výsledky kraje Libereckého lze přikládat špatné dostupnosti a nedostatku lůžek, dle statistiky ÚZIS, bylo v Libereckém kraji v roce 2017 třetí nejmenší počet lůžek na 10 000 obyvatel a třetí nejmenší počet lékařů na 1 000 obyvatel po kraji Středočeském a Karlovarském. Dostupnosti rovněž neprospívá fyzickogeografické hornaté vymezení regionu.

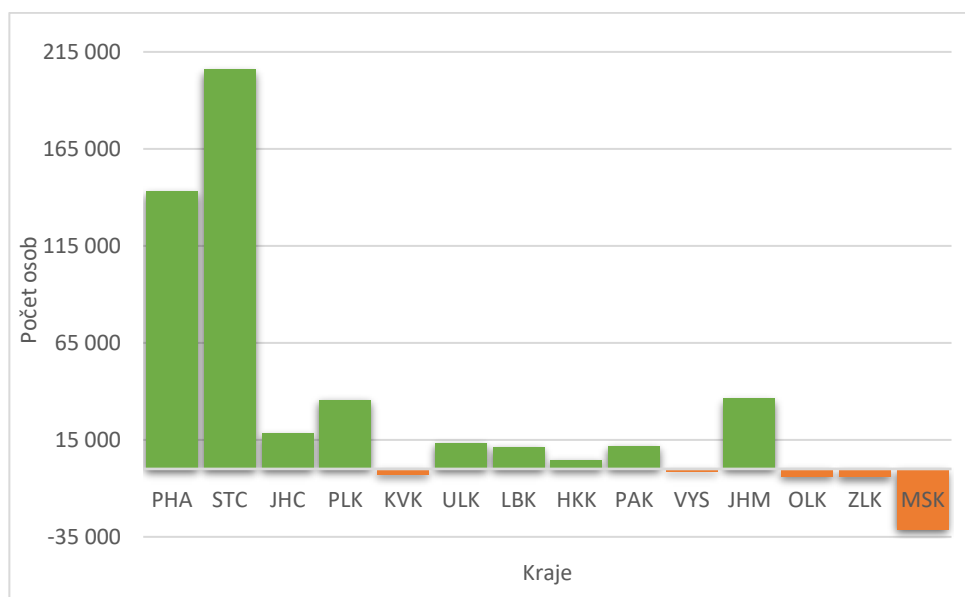
Některé ukazatele lze vysvětlit životním stylem nebo mentalitou místního obyvatelstva. Rozdíl vysoké úmrtnosti v krajích Zlínském a Olomouckém, oproti nízkým hodnotám u žen, lze vysvětlit vysokým požíváním alkoholu u mužské části populace.

## 4.3 Statistická analýza vývoje migrace v ČR

### 4.3.1 Vývoj migračního salda

Migrační saldo vyjadřuje rozdíl mezi počtem přistěhovalých a počtem odstěhovaných. V následujícím grafu je znázorněno celkové saldo (součet vnitřního a zahraničního salda) jako součet všech sledovaných let 2002 - 2017 v jednotlivých regionech ČR. Graf č. 37 znázorňuje saldo vnitřní, což v tomto případě představuje saldo mezikrajského stěhování, není zde tak zahrnuto stěhování vně daného kraje.

Graf 36 - Celkové migrační saldo v krajích ČR – součet z let 2002 až 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

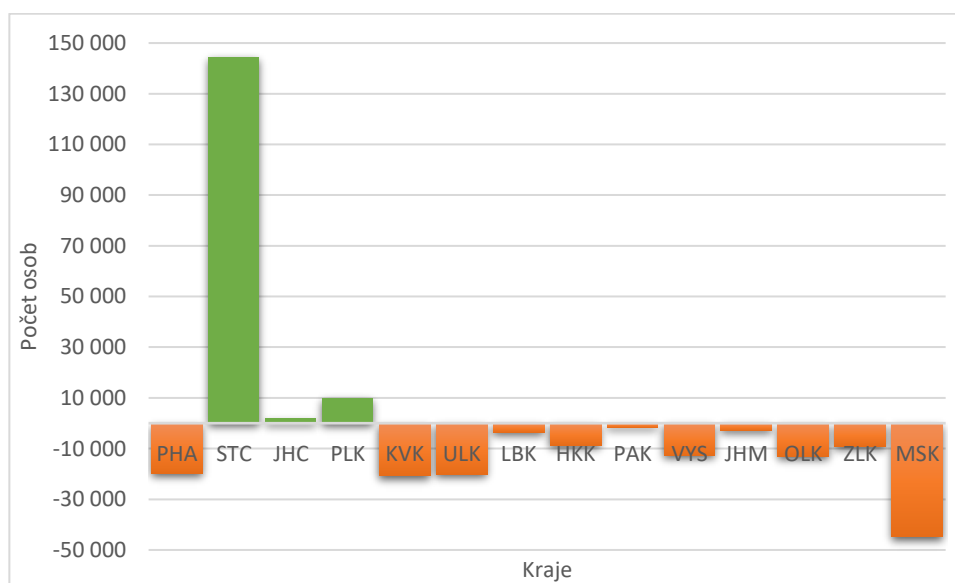
Při srovnání všech sledovaných let, dosáhla Praha celkově záporného vnitřního salda viz graf 37 (-19 768 lidí – 4. nejvyšší ztrátová hodnota mezi kraji).

Kraje Středočeský, Jihočeský a Plzeňský sice dosáhly kladného vnitřního salda, jedná se však o jediné kraje v celé republice. Nejvyšší vnitřní saldo pak bylo ve Středočeském kraji (144 571 lidí), u ostatních krajů je pak hodnota podstatně nižší.

Z celé republiky dosáhla nejvyššího zahraničního salda Praha (162 727), při započtení s vnitřním záporným saldem, je tedy celková hodnota kladná (142 959). Druhých nejvyšších hodnot zahraničního salda, i když výrazně nižších než u Prahy, bylo dosaženo v kraji Středočeském (61 260), při součtu s vnitřním saldem, tak kraj Středočeský dosahuje nejvyšších hodnot celkového salda ze všech krajů v ČR (205 831).

Kladné zahraniční saldo je i v krajích Jihočeském a Plzeňském – celková hodnota sald je pak 18 193 lidí v kraji Jihočeském a 35 413 lidí v kraji Plzeňském.

Graf 37 - Celkové vnitřní saldo v krajích ČR – součet let 2002 až 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Kraje Karlovarský, Ústecký, Liberecký i Královehradecký dosáhly celkově záporného vnitřního salda. Po Moravskoslezském kraji byly nejvyšší záporné hodnoty vnitřního salda v celé republice u krajů Ústeckém (-20 179) a Karlovarském (-20 719). V kraji Královehradeckém se pak odstěhovalo o 8 697 lidí více, než se přistěhovalo. V Libereckém kraji se odstěhovalo o 3 487 lidí více.

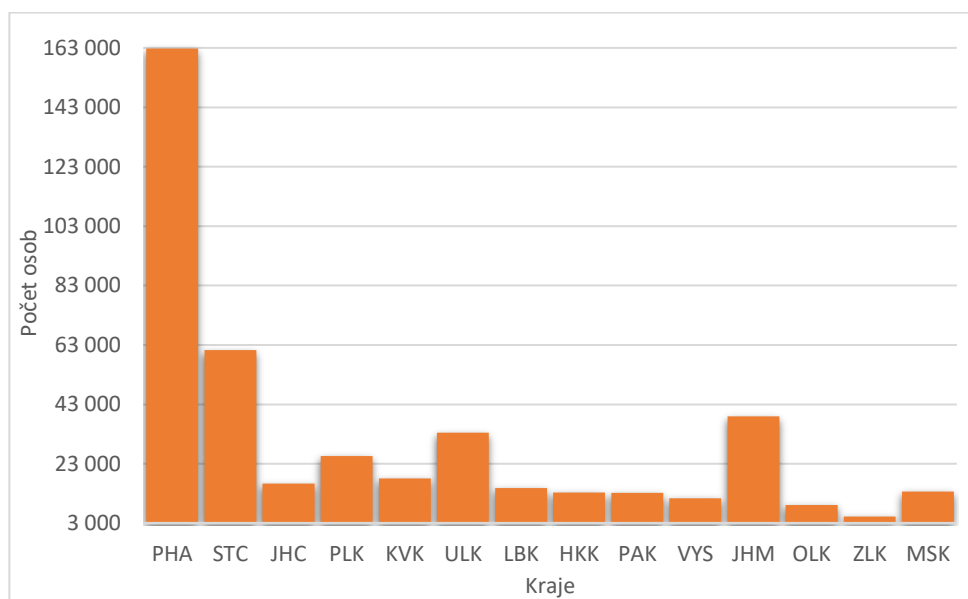
Při započtení zahraničního salda (které je u všech krajů kladné) vykazovalo kladné celkové saldo kraj Liberecký (11 304) a kraj Královehradecký (4 599), kde ovšem byly kladné hodnoty do roku 2008, v následujících letech již bylo celkové saldo záporné (- 2 369), což je způsobeno zejména poklesem zahraničního salda. Kladné celkové saldo bylo i u kraje Ústeckém (13 278), ovšem při výpočtu salda od roku 2009, již vychází záporná hodnota (- 2 369). Pokles je rovněž způsoben nižším zahraničním saldem.

Záporné celkové saldo bylo v kraji Karlovarském (- 2 671), kde bylo do roku 2009 saldo kladné (4 266), po roce 2009 došlo k poklesu zahraničního salda, a při součtu již se záporným vnitřním saldem vykazoval kraj záporné hodnoty (- 6 937).

V krajích Pardubickém, Vysočina, Jihomoravském a Olomouckém bylo v součtu všech sledovaných let záporné vnitřní saldo. Nevyšší záporné hodnoty pak byly na Vysočině (-12 546) a v Olomouckém kraji (-12 962).

Kraj Pardubický vykazoval záporné saldo v hodnotě -1 581. Do roku 2010 však bylo celkové vnitřní saldo kladné v hodnotě 403. V dalších letech pokleslo na -1 984. Opakem je kraj Jihomoravský, kde bylo do roku 2010 záporné saldo v hodnotě -496 obyvatel, od roku 2010 se počet přistěhovalých značně zvýšil, a za posledních 7 let bylo vnitřní saldo v hodnotě 250.

Graf 38 - Celkové zahraniční saldo v krajích ČR – součet let 2002 až 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Při součtu se zahraniční migrací (která je u všech krajů kladná) bylo celkové saldo kladné u kraje Pardubickém (11 593) a v kraji Jihomoravském (36 230). Ovšem i nadále bylo celkové saldo záporné v případě kraje Vysočina (-1 134 s 11 412 v rámci zahraničního salda) a v kraji Olomouckém (-3 804 s připočtením přírůstkem 9 158 lidí ze zahraniční migrace), v tomto kraji byla rovněž v sledovaných letech nejvyšší hodnota záporného salda ze všech krajů ČR.

Nejvyšší záporné vnitřní saldo v celé ČR bylo v kraji Moravskoslezském, kde při srovnání přistěhovaných a odstěhovaných došlo k úbytku 31 200 obyvatel. V kraji Zlínském bylo vnitřní saldo kladné do roku 2008 (584), od roku 2009 však došlo k navýšení počtu odstěhovaných obyvatel a saldo pokleslo na -4 524. Celková hodnota vnitřního salda v kraji Zlínském pak byla -3 940 obyvatel.

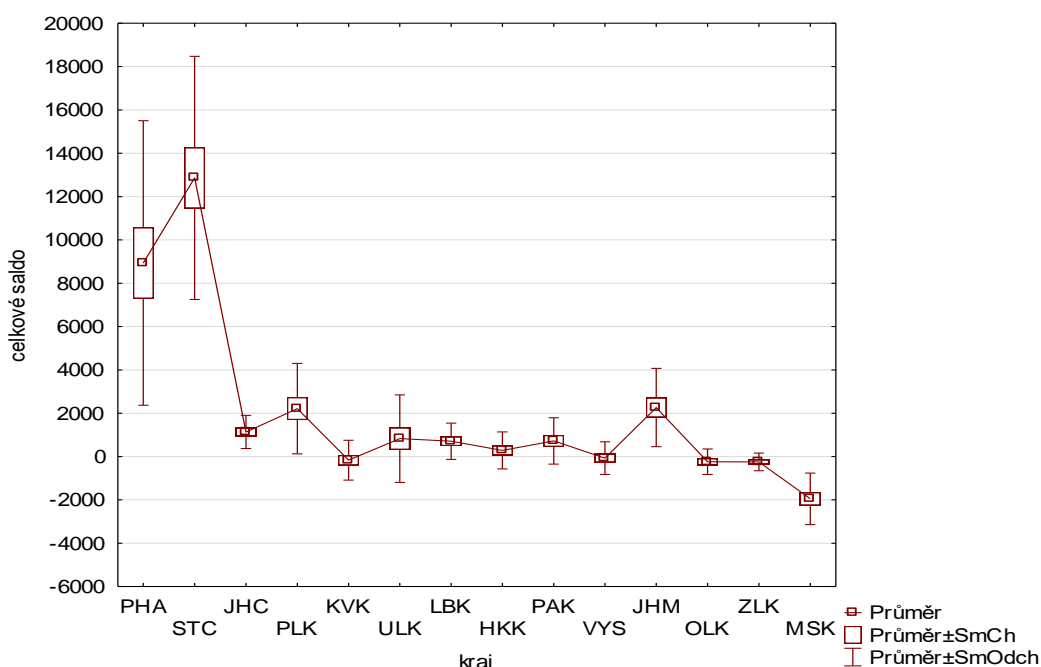
Při součtu se zahraniční migrací (která byla ve všech krajích kladná) bylo celkové saldo v kraji Zlínském kladné (11 593).

V kraji Moravskoslezském bylo celkové saldo kladné do roku 2008 (4 489), v následujících letech se však značně zvýšil odliv obyvatel v rámci vnitřní migrace a byl menší příliv lidí ze zahraničí, celkové saldo pak kleslo na -5 623. Celkový pokles obyvatel za sledované roky činil 1 134 obyvatel.

Právě popsané tabulky jsou součástí přílohy č. 30 a č. 31.

Pro test homogenity rozptylů byl použit Levenův test, který prokázal, že heteroskedasticita je průkazná. Následný Kruskal-Wallisův test prokázal statisticky významný rozdíl mezi středními hodnotami.

Graf 39 - Grafické srovnání celkového salda mezi kraji v letech 2002 - 2017



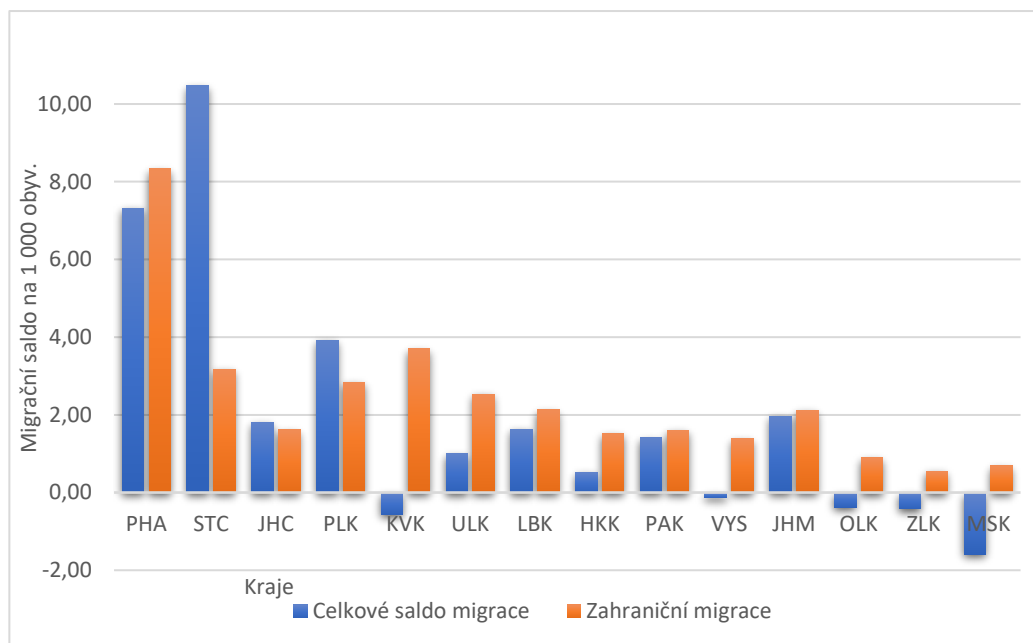
(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Neményiho metoda ukázala, že se od ostatních krajů výrazněji liší Praha a kraj Středočeský. U Prahy je vidět velké rozpětí hodnot, kdy došlo v roce 2013 k velkému



propadu hodnoty celkového salda a pro jednou se více lidí odstěhovalo, než přistěhovalo. Kraj Středočeský viditelně prokazoval největší hodnoty ukazatele ze všech krajů, ve všech letech došlo z důvodu migrace k nárůstu obyvatel kraje. Výsledné porovnání krajů a tabulka Levenova testu s Kruskal-Wallisovým a Neményiho metodou jsou součástí přílohy č. 41.

Graf 40 - Saldo stěhování podle krajů (na 1 000 obyvatel) v letech 2002 - 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Z důvodu značného ovlivnění salda velikostí populace kraje bylo rovněž vypočítáno relativní saldo na 1 000 obyvatel středního stavu.

Rovněž v tomto případě má nejvyšší celkové saldo kraj Středočeský (10,47 ‰) a nejmenší saldo kraj Moravskoslezský (- 1,58 ‰). U nepřečítaných hodnot byl kraj Karlovarský na 11. místě v pořadí všech kraj, u relativního salda byl ovšem kraj druhý nejhorší (- 0,56 ‰). Kraj Ústecký si rovněž v absolutních hodnotách vedl lépe (6. místo), u relativního salda je Ústecký kraj až namísto 8. (1,01 ‰). Naproti tomu kraj Liberecký je při přepočítání na počet obyvatel na 6. místě s nejvyšším celkovým saldem, oproti místu 8. u salda s absolutními hodnotami.

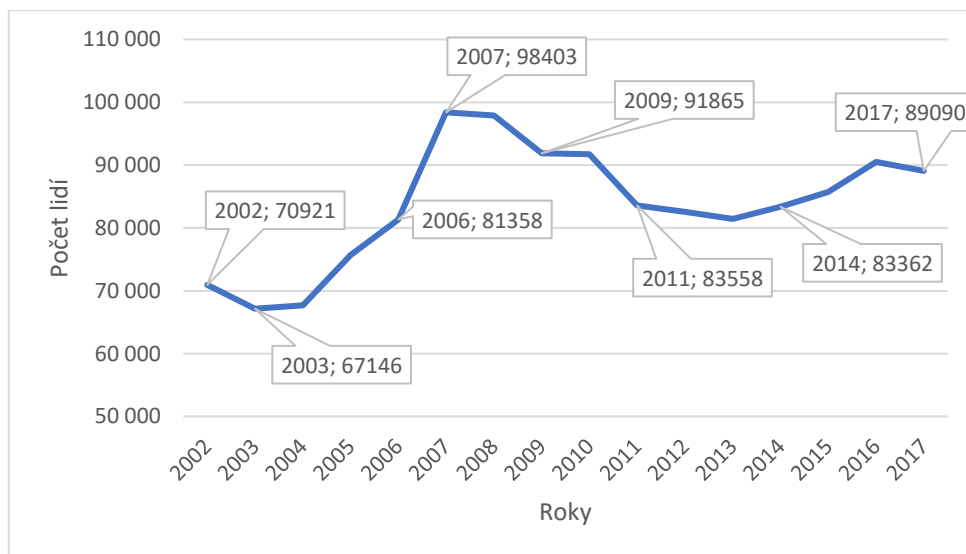
U zahraniční migrace vede s velkým odstupem Praha (8,33 ‰) před krajem Karlovarským (3,70 ‰), který byl u absolutních hodnot až na 6. místě, u relativního salda je však na místě druhém. Středočeský kraj spadl z místa druhého na místo třetí (3,17 ‰). Krajem s nejnižším relativním saldem zahraniční migrace je kraj Zlínský (0,55 ‰). Při porovnání s absolutními hodnotami je na tom hůře kraj Jihomoravský, který byl na 3. místě,

ale při přepočtu na obyvatele je na místě 7. (2,12 ‰). Kraj Moravskoslezský byl na místě 9., ale u relativního salda má po kraji Zlínském druhé nejnižší zahraniční saldo (0,68 ‰).

Naproti tomu při přepočítání na velikost populace jsou na tom výrazně lépe kraje Pardubický (posun z 12. místa na místo 9.) a Liberecký (8. místo u absolutních hodnot, 6. u relativního salda).

#### 4.3.2 Vývoj vnitřní migrace (Mezikrajská migrace)

Graf 41 - Vývoj obratu migrace mezi kraji v letech 2002 - 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Na počátku sledovaného období dosahoval obrat mezikrajské migrace nejnižších čísel s absolutním minimem v roce 2003, kdy se mezi kraji přestěhovalo 67 146 lidí. Po roce 2005 došlo k razantnímu růstu obratu a vrcholu počtu migrujících mezi kraji za celé sledované období bylo dosaženo v roce 2007, kdy byl obrat vnitřní migrace 98 403. Meziročně tak mezi lety 2003 až 2007 vrostla vnitřní migrace o 7 815 (45 %), největší nárůst pak byl mezi posledními dvěma lety, kdy se v roce 2007 podílelo na vnitřní migraci o 17 045 lidí více než v roce 2006. V roce 2008 byl počet migrujících stabilní, oproti rekordnímu předcházejícímu roku došlo k poklesu o pouhých 489 lidí (0,5 %).

Výraznější propad nastal mezi lety 2008 a 2009, který byl způsoben ekonomickou krizí (propad o 6 049 lidí, 6 %), a i další roky trvající krize obrat nadále snižovala. K dalšímu velkému propadu došlo mezi lety 2010 a 2011, počet migrujících se snížil o 8 182 (9 %) na celkových 83 558. Minima pak bylo dosaženo v roce 2013 (81 448).

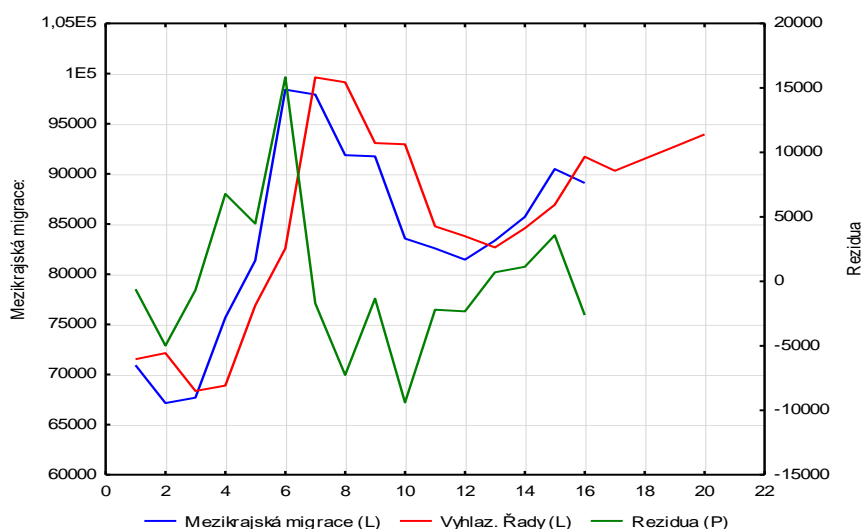
Od rekordního roku 2007 do roku 2013 tak obrat mezikrajské migrace poklesl o 17,2 % (16 955 lidí).

V následujících třech letech 2014 - 2016 lze zpozorovat opět rostoucí tendenci obratu vnitřní migrace, meziročně vzrostl obrat v průměru o 3 015 lidí, v roce 2016 byla opět překročena hranice 90 000, kdy se na mezikrajské migraci podílelo celkem 90 493 lidí.

Poslední rok 2017 došlo k malému poklesu o 1 403 na 89 090.

Za celé sledované období bylo průměrné tempo růstu 1,5 %.

Graf 42 - Graf exponenciálního vyrovnání mezikrajské migrace 2002–2017 a predikce 2018 - 2021

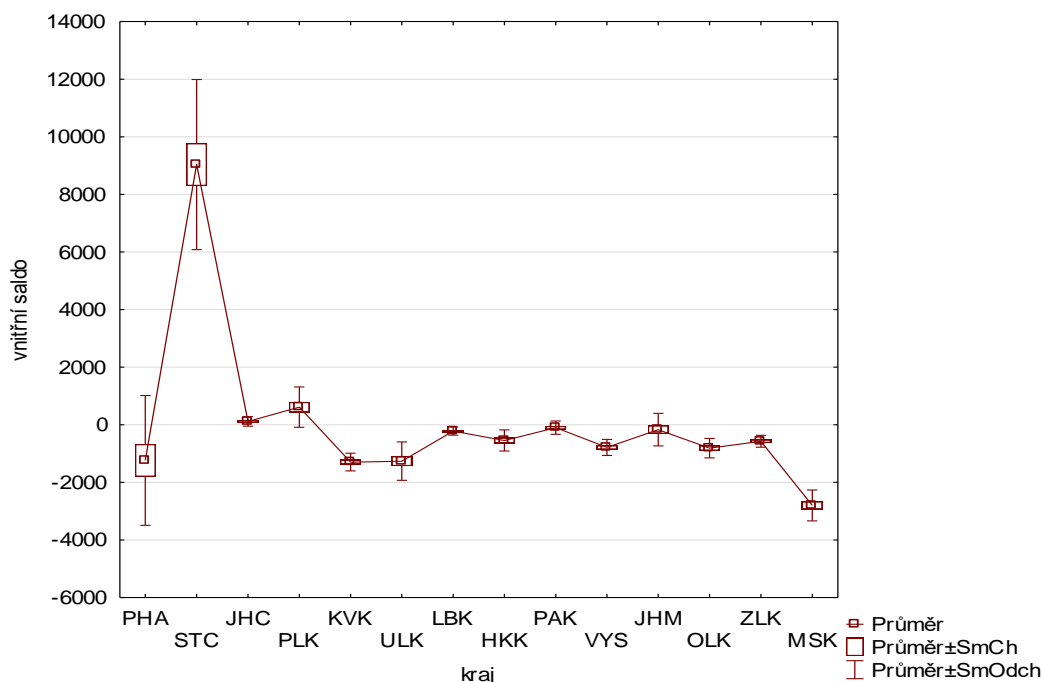


(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ v programu Statistica)

Pro predikci vývoje obratu mezikrajské migrace bylo použito exponenciální vyrovnání časové řady, vypočtený model vykazoval hodnoty MAPE 4,7 % a model byl tak vyhodnocen jako kvalitní. Dle predikce má další roky dojít k navýšení obratu mezikrajské migrace. V roce 2020 se odhaduje nárůst obratu na 92 723, v roce 2021 se očekává další zvýšení hodnoty ukazatele na 93 935, viz příloha č. 44.

Pro analýzu rozptylů byl použit Levenův test, na základě jehož výsledku bylo možno zamítnutí hypotézu o shody rozptylů. Pro pokračování analýzy tak byl využit Kruskal – Wallisův test, který statisticky významný rozdíl minimálně mezi dvěma kraji prokázal.

Graf 43 - Grafické srovnání vnitřního salda mezi kraji v letech 2002 - 2017

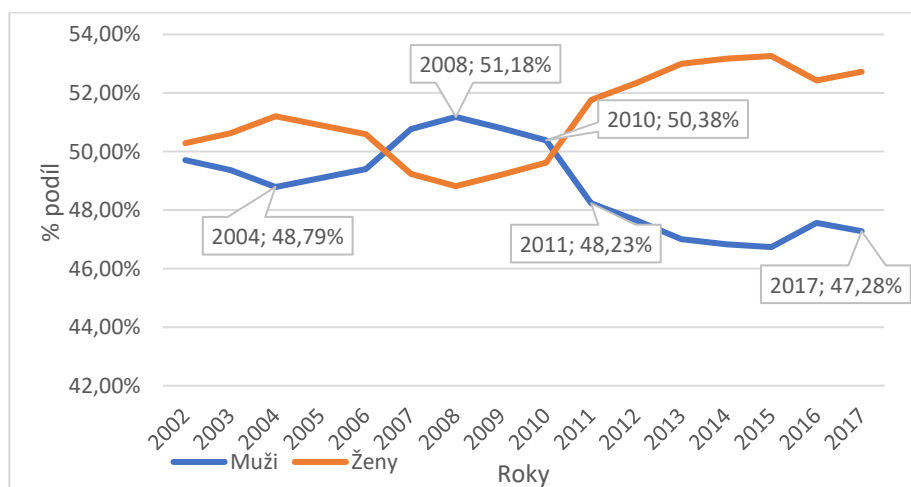


(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Neményiho metoda prokázala statisticky významný rozdíl při vzájemném srovnání krajů zejména u kraje Středočeského, který výrazně převýšil ostatní kraje v počtu získaných v obyvatel v rámci mezikrajské migrace. Významné rozdíly byly u srovnání rovněž zaznamenány u Plzeňského a Moravskoslezského kraje.

Výstupy testů jsou součástí přílohy č. 42.

Graf 44 - Vývoj podílu mužů a žen na migraci mezi kraji v letech 2002 - 2017



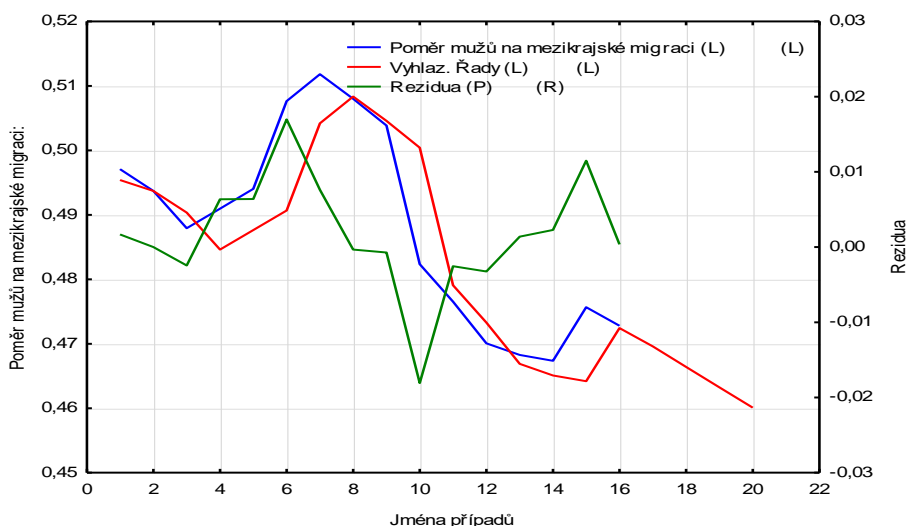
(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Podíl žen a mužů je přibližně rovnoměrný. Obecně pak lze konstatovat, že se ženy na mezikrajské migraci podílí více.

Mezi lety 2002 a 2003 se podíl mužů pohyboval okolo 49 %. V roce 2007 se mužů poprvé stěhovalo více (50,76 %) a v následujícím roce byl pak podíl mužů na mezikrajské migraci za celé sledované období nejvyšší (51,18 %). Tento poměr vydržel do roku 2010. V posledních sledovaných letech došlo k výraznějšímu poklesu podílu mužů, jejich podíl se pohyboval v rozmezí 46 % - 47 %.

Za celé sledované období se tak podíl mužů na mezikrajské migraci oproti ženám snížil o 4,89 %.

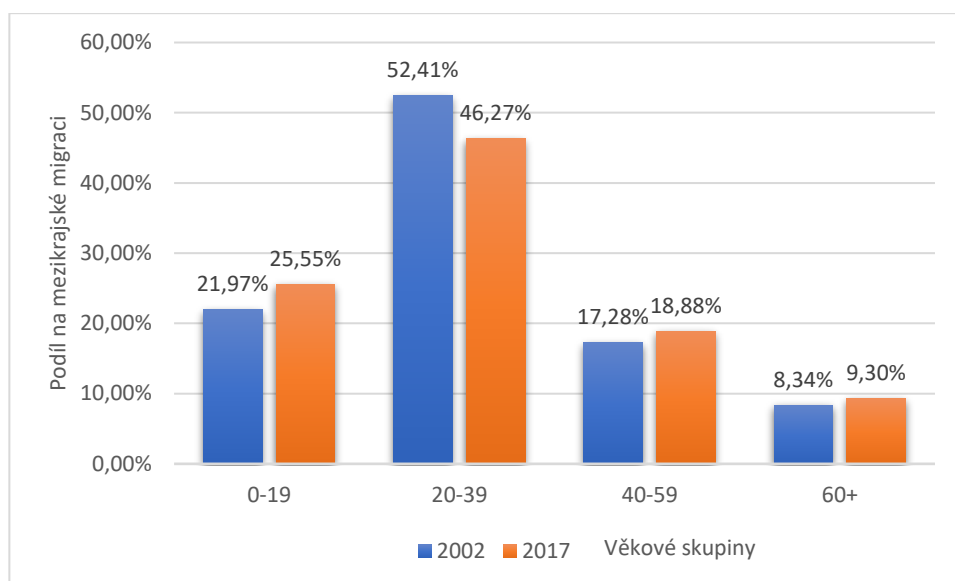
Graf 45 - Graf exponenciálního vyrovnání podílu mužů na mezikrajské migraci v letech 2002 - 2017 a predikce 2018 - 2021



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ v programu Statistica)

Pro predikci vývoje podílu mužů na mezikrajské migraci bylo využito exponenciální vyrovnání. Vypočtená hodnota MAPE byla 1,04 % a model tak lze považovat za velice kvalitní. Na další roky se očekává mírný pokles podílu mužů. V roce 2020 má dojít k poklesu na 46,3 %. Pro rok 2021 se odhaduje pokles podílu mužů na 46,0 %. Výstupy ke grafu exponenciálního vyrovnání a predikce jsou součástí přílohy č. 45.

Graf 46 - Podíl věkových skupin na mezikrajské migraci v letech 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Věkový podíl obyvatel zařazených do mezikrajské migrace je součástí přílohy č. 34. Nejvyšší podíl na mezikrajské migraci měla věková skupina 20-39 let, která měla do roku 2010 podíl více jak 50 % oproti dalším třem věkovým skupinám. V posledních sedmi letech se podíl snížil na hodnoty okolo 47 %. Průměrný podíl pak byl za celé sledované období 50,81 %.

Druhý největší podíl měla skupina dětí ve věku 0-19 let, kdy byl podíl do roku 2010 okolo 20 %, ovšem v následujících letech se podíl dané věkové skupiny zvýšil a v posledních pěti letech tvořila tato věková skupina skupina více než čtvrtinu z celého obratu. Průměr za celé sledované období pak činil 22,75 %.

Třetí největší podíl tvořila věková skupina 40-59 let, kdy se podíl značně neměnil a pohyboval se okolo 17 % a 18 %.

Skupina nejstarších obyvatel 60 a více let věku se na vnitřní migraci podílela v průměru 8,49 %, nižších hodnot bylo dosaženo v letech 2006 až 2010, kdy byl podíl přibližně 7 %. Od roku 2010 došlo k nárůstu, a tato věková skupina se začala na vnitřní migraci podílet 9 %.

Dle tabulky v příloze č. 33 byl nejsilnější proud migrace za sledované období 2002 až 2017 mezi Prahou a Středočeským krajem (330 980 lidí). Další největší obraty migrace byly

s velkým odstupem mezi krajem Ústeckým a Prahou (52 203), krajem Ústeckým a Středočeským (43 306) a mezi krajem Jihočeským a Prahou (33 031).

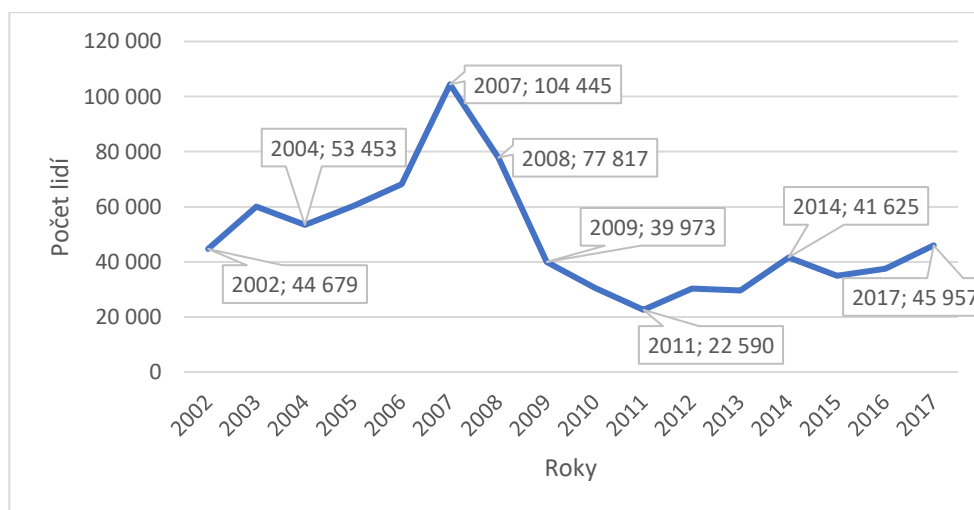
Nejmenší obrat osob byl mezi kraji Karlovarským a Zlínským s obratem pouhých 967 osob za sledovaných 16 let, další slabé proudy byly mezi kraji Karlovarským a Olomouckým (1 235), Zlínským a Plzeňským (1 262) a mezi Zlínským a Libereckým (1 376).

Praha měla se všemi kraji kladné migrační saldo, jedinou výjimkou byl proud mezi Prahou a Středočeským krajem, kdy se do Středočeského kraje vystěhovalo o 112 996 lidí více než ze Středočeského kraje do Prahy. Jednalo se rovněž o největší kladné saldo ze všech. Naproti tomu nejvyšší hodnota záporného salda byla mezi Prahou a Moravskoslezským krajem, kdy se do Prahy odstěhovalo o 16 598 lidí více než opačným směrem. Všechny další nejvyšší záporné hodnoty salda souviseli se stěhováním do Prahy, kraj Jihomoravský zaznamenal v proudu s Prahou pokles o 14 521 obyvatel, kraj Ústecký pokles o 12 351 lidí a Karlovarský o 8 428. Další vysoká záporná salda byla mezi kraji Moravskoslezským a Středočeským (z Moravskoslezského kraje se odstěhovalo o 8 469 lidí více) a mezi krajem Moravskoslezským a Jihomoravským (do Jihomoravského kraje se odstěhovalo o 7 026 lidí více, než bylo obyvatel odstěhovaných opačným směrem). Kraj Moravskoslezský měl rovněž záporné saldo se všemi kraji v republice.

#### 4.3.3 Vývoj zahraniční migrace

Do České republiky se za celé sledované období přistěhovalo 781 848 lidí. Roční průměr pak byl 48 866.

Graf 47 – Vývoj počtu přistěhovaných do České republiky v letech 2002 - 2017

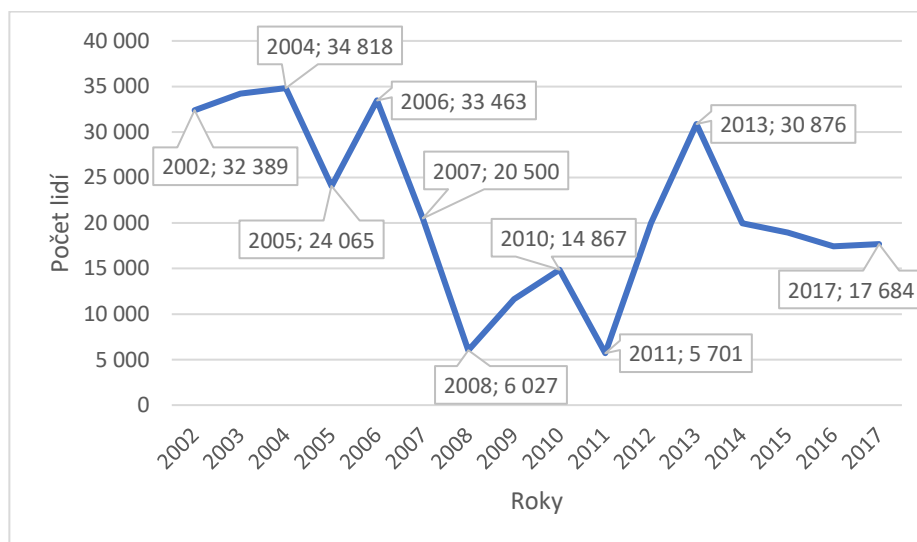


(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

V prvním sledovaném roce byl počet přistěhovalých 44 679. V dalších letech došlo k růstu hodnoty, po roce 2004 došlo k strmému nárůstu počtu přistěhovalých. Maxima bylo dosaženo v roce 2007, kdy se do České republiky přistěhovalo rekordních 104 445 lidí. Oproti předchozímu roku, kdy do země imigrovalo 68 183 tak nárůst činil více než 35 000 lidí (53 %). V dalších letech došlo k výraznému poklesu z důvodu ekonomické krize, v roce 2008 se do České republiky přistěhovalo o 26 628 lidí méně a v dalších letech se počet ještě razantněji snížil a již nepřekročil 40 000. Minima bylo dosaženo v roce 2011, kdy se do České republiky přistěhovalo jen 22 590 lidí.

V dalších letech můžeme opět vyzorovat stoupající tendenci počtu přistěhovalých ze zahraničí, meziročně došlo k nárůstu o 3 894. V posledním sledovaném roce 2017 imigrovalo do České republiky 45 957 lidí.

Graf 48 - Vývoj počtu odstěhovaných z České republiky v letech 2002 - 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Celkově se za celé sledované období odstěhovalo z České republiky 342 598 lidí, s průměrem 21 412 osob ročně.

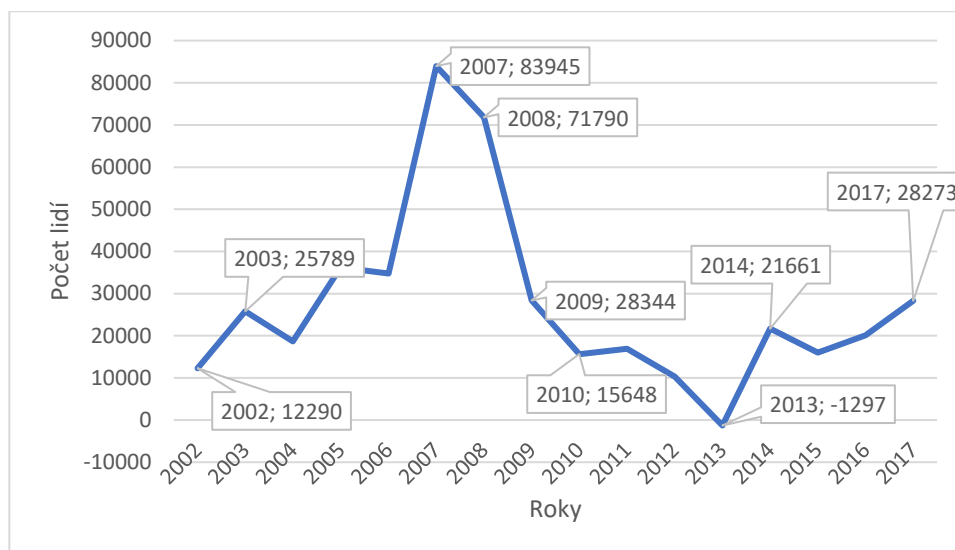
V prvních pěti letech se kromě roku 2005 (24 065) každoročně odstěhovalo přes 30 000 lidí. Oproti hodnotě 33 463 odstěhovaných v roce 2006 nastal v následujících dvou letech výrazný pokles o 27 436, a to až na pouhých 6 027 odstěhovaných v roce 2008. V letech 2009 a 2010 se každoročně odstěhovalo přes 10 000 lidí, i tak byly hodnoty v porovnání se začátkem sledovaného období velice nízké. Nakonec, v roce 2011 bylo



dosáhnuto absolutního minima z celého sledovaného období, kdy se odstěhovalo pouhých 5 701 obyvatel. Důvodem může být trvajících důsledky ekonomické krize.

V dalších dvou letech došlo k výraznému nárůstu. V roce 2012 se odstěhovalo 20 005 lidí a v roce 2013 jich bylo dokonce 30 876. V posledních čtyřech letech se vývoj ustálil pod hodnotou 20 000 a každoročně se odstěhovalo v průměru 18 508 lidí.

Graf 49 – Vývoj salda zahraniční migrace v letech 2002 - 2017



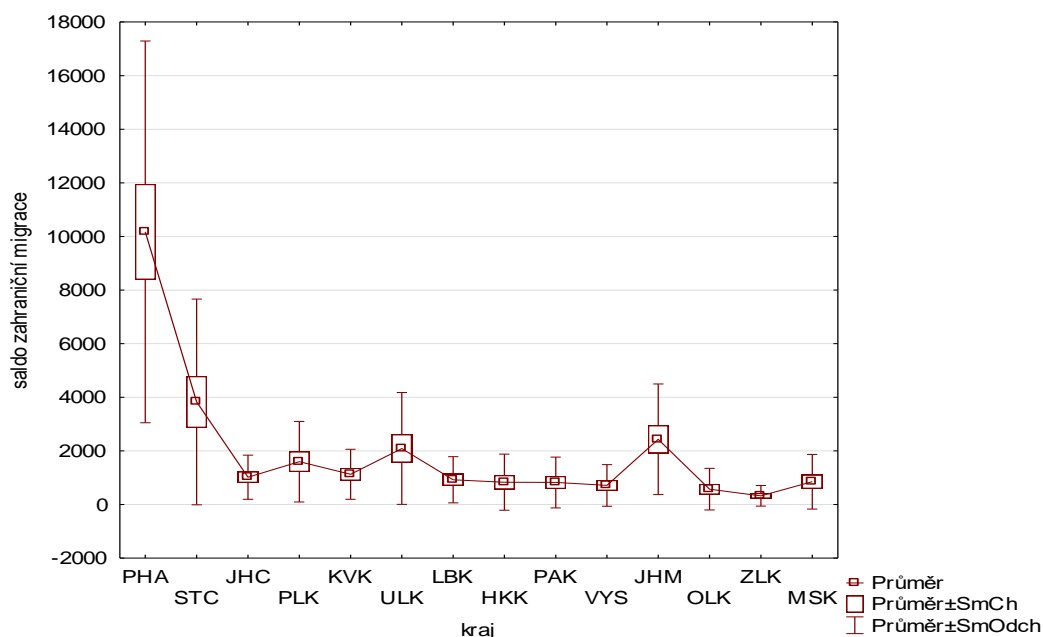
(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Saldo zahraniční migrace bylo ve všech letech kromě roku 2013 kladné. Celkové saldo za sledované období pak bylo 439 250 lidí s ročním průměrem +27 454.

V prvním sledovaném roce 2002 se do České republiky přistěhovalo o 12 290 lidí více, než se odstěhovalo. V dalších letech se kladné saldo začalo zvyšovat, a mezi lety 2006 a 2007 došlo k razantnímu nárůstu z 34 720 lidí na 83 945 (141 %). V následujících letech lze vyzorovat prudký pokles hodnot kladného salda, kdy každoročně v průměru pokleslo saldo o 14 207. Největší pokles byl poté mezi lety 2008 a 2009, kdy se kladné saldo snížilo o 43 446 (z 71 790 na 28 344). Saldo klesalo až do roku 2013, kdy byly hodnoty dokonce záporné. V tomto roce se z České republiky odstěhovalo o 1 297 lidí více, než se přistěhovalo. V dalším roce 2014 už však došlo k dalšímu výraznému nárůstu hodnoty o 22 958. V posledních letech pak lze vyzorovat stoupající tendenci růstu kladného salda.

Prostřednictvím Levenova testu byla zamítnuta hypotéza o shodě rozptylů, následný Kruskal – Wallisův test potvrdil statisticky významný rozdíl minimálně mezi dvěma kraji.

Graf 50 - Grafické srovnání zahraničního salda mezi kraji v letech 2002 - 2017

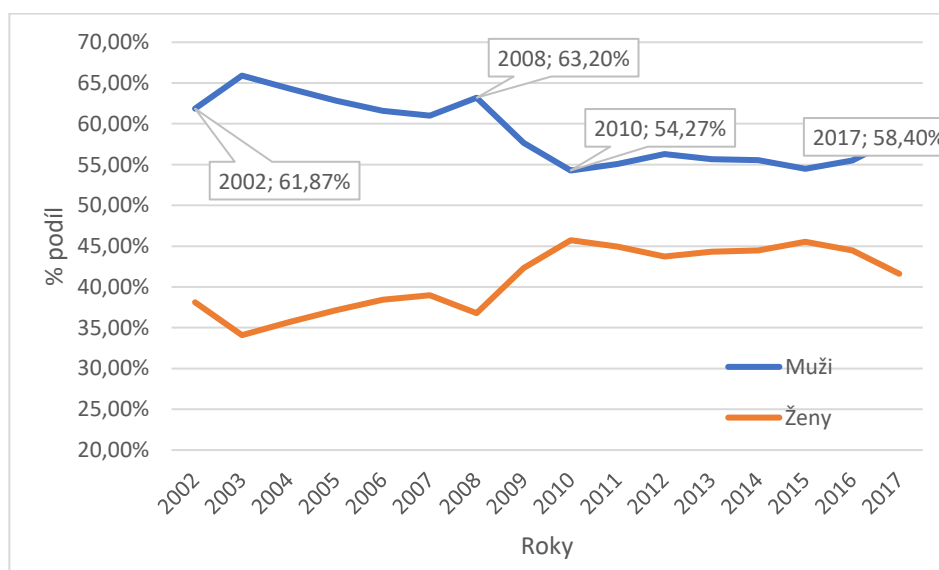


(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Při použití Neményiho metody byl prokázán značný rozdíl zejména u Prahy, kde byl největší průměr zahraničního salda a rovněž největší rozpětí hodnot (nejvyšší a nejnižší) za celé sledované období. Ostatní kraje vykazovaly značně nižší průměr hodnot zahraničního salda s tím, že po Praze byl největší průměr u Středočeského kraje a u Jihomoravského.

Výstupy testů jsou součástí přílohy č. 43.

Graf 51 - Vývoj podílu mužů a žen na počtu přistěhovalých do ČR v letech 2002 - 2017

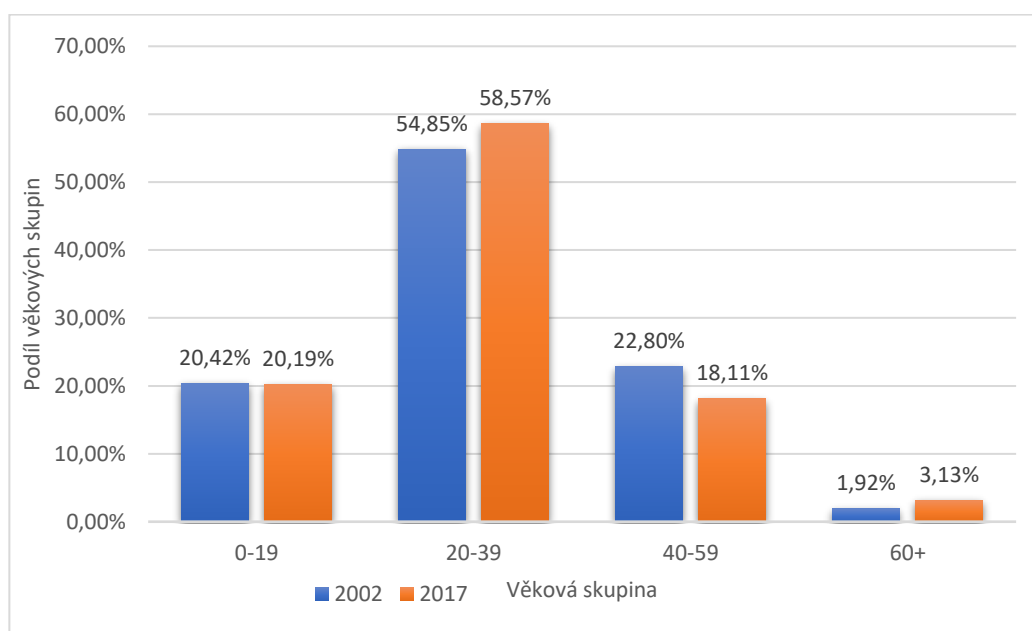


(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Za celé sledované období se do České republiky přistěhovalo více mužů než žen. Mezi lety 2002 až 2008 byl podíl mužů přes 60 %. Nejvíce se pak na zahraniční migraci podíleli muži v roce 2008, kdy jejich podíl činil 63,20 % a u žen jen 36,80 %. V následujících letech došlo k výraznému vyrovnávání poměru a podíl mužů každoročně činil přibližných 55 % (ženy 45 %). V posledním roce se však podíl mužů opět přiblížil k 60 %, kdy se na celkovém počtu přistěhovalých muži podíleli 58,40 % a ženy 41,60 %.

S přihlédnutím k pravděpodobnosti, že se v manuálních profesích nachází většinou muži je možným důvodem k zvyšujícímu podílu mužů na zahraniční migraci nízká nezaměstnanost v ČR, vysoká poptávka firem a nedostatečná nabídka na českém trhu. Zejména pak v oblastech strojírenství a stavitelství. Firmy tak manuální pozice zaplňují pracovníky z východní Evropy (důkazem též zvyšující se migrace např. z Rumunska)

Graf 52 - Podíl věkových skupin na zahraniční migraci srovnání let 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Největší podíl na celkovém počtu přistěhovalých do České republiky tvoří věková skupina 20 – 39 let s průměrem 58,16 %. Největší podíl v této skupiny byl v letech 2003 až 2009, kdy se hodnoty pohybovaly okolo 60 %. V dalších letech došlo k poklesu a mezi lety 2014 a 2015 byl podíl okolo 52 %.

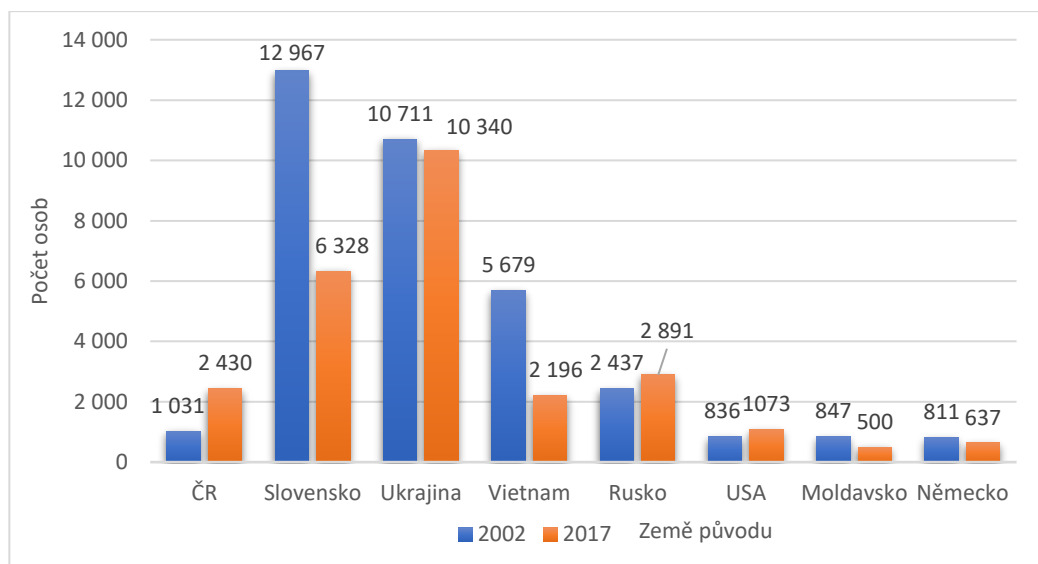
Druhý největší podíl tvoří věková skupina děti mezi 0 – 19 lety s průměrem 19,53 %. Mezi lety 2003 až 2008 se jejich podíl pohyboval pod 15 %, v dalších letech došlo k nárůstu nad 20 % s max. podílem v roce 2015, kdy byla hodnota 27,86 %.

Jen těsně za nejmladší skupinou se v průměru podílela na celkovém počtu přistěhovalých věková skupina 40 – 59 let. Průměr této skupiny byl 19,50 %. Do roku 2007 se podíl pohyboval nad 20 %, v dalších letech došlo k poklesu až k minimu v roce 2011, kdy se tato skupina tvořila jen 14,93 % všech přistěhovalých. I v následujících letech již nepřekročila hranici 20 %.

Nejstarší věková skupina 60+ se v prvních sledovacích letech podílela na celkovém počtu přistěhovalých jen cca 1 – 2 %. Po roce 2008 ovšem došlo k výraznému nárůstu, a v posledních osmi letech se tato věková skupina podílela 3 – 4 %.

Vývoj věkového vývoje přistěhovalých je součástí přílohy č. 39.

Graf 53 - Země původu přistěhovalých do ČR srovnání let 2002 a 2017



(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Za celé sledované období se do České republiky přistěhovalo nejvíce občanů Ukrajiny. Celkově jich imigrovalo 208 039, každoroční průměr činil 13 002. Od roku 2009 však došlo k značnému poklesu imigrantů z Ukrajiny a za posledních osm let se jich do České republiky přistěhovalo 45 136.

Druhá nejpočetnější skupina jsou občané Slovenska. Celkově se jich do České republiky přistěhovalo 143 050 s průměrem 8 941. Nejvíce se jich přistěhovalo mezi lety 2002 a 2007 (82 476). V posledních letech se jich každoročně přistěhovalo cca 6 000.

Třetí nejpočetnější skupinu tvoří Vietnamci, celkově se jich přistěhovalo 64 711 a většina imigrovala rovněž na začátku sledovaného období. Za sedm let do roku 2008 se Vietnamců přistěhovalo 50 755, v dalších letech devíti letech to bylo již jen 13 956.

Za 16 let se do České republiky přistěhovalo 55 885 občanů Ruska. Každoroční průměr pak byl 3 493 lidí. Vývoj počtu přistěhovalých je přibližně stabilní. Za prvních devět let se přistěhovalo Rusů 30 798. V dalších devíti letech jich bylo cca o 5 000 méně. Nejvíce jich imigrovalo v roce 2007 a 2008.

Celkem 34 813 občanů České republiky se vrátilo do země svého původu. Každoroční průměr pak činil 2 176 lidí. V posledních čtyřech letech se počet přistěhovalých lehce zvýšil, s celkovým součtem 11 593.

Další početnou skupinu tvoří Němci. Těch se do České republiky přistěhovalo 24 505. Průměrně se jich každoročně přistěhovalo 1 532. Nejvíce pak v roce 2008 (4 308).

Celkem 21 257 občanů Spojených států amerických imigrovalo do České republiky. Zejména v prvních devíti letech se jich přistěhovalo nejvíce (12 479), v druhé polovině sledovaných let jich bylo 8 778. V průměru se do ČR přestěhovalo každoročně 1 329 občanů USA.

Poslední početnější skupinu tvoří občané Moldavska, kteří se do České republiky stěhovali zejména do roku 2009, kdy se jich přistěhovalo 15 184. Po ekonomické krizi se jejich počet rapidně snížil a od roku 2010 jich do ČR emigrovalo jen 2 604.

Přehled vývoje přistěhovalých do ČR z vybraných států je součástí přílohy č. 40.

#### 4.3.4 Srovnání krajů v migraci

Kromě záporného salda s krajem Středočeským, měla Praha výrazně nejvyšší kladné saldo se všemi zbývajícími kraji. Praha se vyznačuje dlouhodobě nejnižší mírou nezaměstnanosti a vysokým počtem vysokých škol, důvodem je tedy migrace zejména za studiem a prací. Lidé, kteří v Praze vystudují, pak nadále často ve městě zůstávají a do svých rodných regionů se již nevrací. Praha měla záporné saldo jedině se Středočeským krajem, které mělo rovněž výrazně nejvyšší kladné saldo vnitřní migrace z celé republiky. Důvodem stěhování z Prahy do Středočeského kraje je zejména drahé bydlení v hlavním městě, nedostatek zeleně, a pro některé lidi nevyhovující městský způsob života. Možnost bydlení ve Středočeském kraji však nadále umožňuje spojení s Prahou, zejména z důvodu práce,

školství a zdravotnictví. Největší počet obyvatel se z Prahy stěhovalo zejména v letech 2007 až 2010, kdy vzniklo velké množství tzv. satelitních městeček. Nedostatečná infrastruktura, špatná kvalita, často rychle postavených staveb či nutné neustále dojíždění ovšem některé lidi v dalších letech přiměla k návratu zpět do Prahy.

Největší záporné saldo migrace je zejména v krajích Moravskoslezském, Karlovarském a Ústeckém. V těchto krajích je při srovnání se zbytkem republiky vysoká míra nezaměstnanosti, špatné životní prostředí a nízké platy. Zejména v kraji Moravskoslezském je situace odlivu obyvatelstva alarmující. Problémem u těchto krajů je migrace za studiem, vzdělání obyvatelé pak již nemají motivaci k návratu zpátky do svých regionů a situace se zde nadále zhoršuje.

Zahraniční migrace je nejvyšší v Praze, což je způsobeno zejména statusem hlavního města, které se i v rámci Evropské unie řadí mezi nejbohatší regiony. Do Prahy se rovněž stěhuje velké množství cizinců z důvodu mezinárodních firem, které v hlavním městě sídlí. Vysoká zahraniční migrace je rovněž v krajích Ústeckém, Moravskoslezském a Jihomoravském. Důvodem je zejména migrace manuálně pracujících lidí z východní Evropy. Do kraje Moravskoslezského se kvůli práci v uhelných dolech stěhují zejména občané Polska.

## 5 Výsledky a diskuse

Analýza ukazatelů pohybu obyvatelstva v ČR ukázala, že základní ukazatele porodnosti – hrubá míra porodnosti a obecná míra plodnosti jsou silně ovlivněny ekonomickou situací v zemi. V době ekonomické krize v letech 2008 – 2013 došlo k razantnímu poklesu porodnosti, což bylo i ovlivněno nástupem slabších ročníků do produkčního věku, oproti létům předchozím, kdy se na porodnosti podíleli zejména velice silné ročníky tzv. Husákovy děti. Po skončení ekonomické krize nastalo zlepšování hospodářské situace země a s tím související snižování nezaměstnanosti a zvyšování platů. Se zlepšující se životní úrovní začala porodnost opět strmě stoupat, což lze vysledovat zejména u obecné plodnosti, která se specificky váže na ženy v produktivním věku a nárůst v posledních letech zde byl strmější než u hrubé porodnosti. Rozdíl mezi dvěma ukazateli lze přikládat k stárnoucí populaci a zvyšujícímu se počtu žen v postproduktivním věku. I v dalších letech se očekává nárůst porodnosti, nutno ovšem podotknout, že jediný faktor, který predikce v této práci využívá je čas. Další faktory jako je např. vývoj ekonomické situace, významné lékařské objevy nebo vážné epidemie vývoj ukazatelů rovněž ovlivňují, nelze je ovšem s určitostí předvídat.

Rovněž u ukazatelů věku matky při narození prvního dítěte a podílu počtu narozených mimo manželství každoročně roste. Průměrný věk prvorodiček činil v prvním sledovaném roce 2002 25,7 let, v roce 2017 to bylo v průměru už 28,9 let. V posledních letech však rychlost růstu klesala, do budoucna se tak předpokládá mírný pokles věku matky při narození prvního dítěte. Předpokládaný pokles lze zejména připisovat biologickým důvodům, kdy je s rostoucím věkem obtížnější otěhotnět a donosit zdravé dítě.

V České republice se každoročně zvyšoval podíl počtu dětí narozených mimo manželství. V roce 2002 se v ČR přibližně čtvrtina dětí narodila mimo manželství, v roce 2017 se již jednalo téměř o polovinu všech narozených. Česká republika se tak tímto vývojem přibližuje západním zemím a zejména Skandinávii, kde se v manželství narodí minimum dětí. Další roky se předpokládá, že se už více jak polovina dětí v ČR narodí mimo manželství.

Ukazatel úhrnné plodnosti (počet dětí na jednu ženu v produktivním věku) přibližně kopíruje vývoj obecné plodnosti. I přes rostoucí hodnoty v posledních letech a konečné hodnotě 1,69 v roce 2017, je stále úhrnná plodnost pod hraniční hodnotou 2,1 zaručující

zachování populace státu. I přes zvyšující se porodnost není reprodukce dostačující. Obyvatelstvo stárne s čímž souvisí hrozba stále se snižujícího počtu ekonomicky aktivního obyvatelstva a do budoucna se předpokládá, stále se zvyšující tlak na financování důchodového zabezpečení a zdravotní péče pro starší občany.

Vývoj hodnot úhrnné plodnosti lze porovnat s odbornou prací Univerzity Karlovy. V roce 2003 byl na katedře sociální geografie a regionálního rozvoje Univerzity Karlovy v Praze vypracována Perspektiva populačního vývoje České republiky na období 2003 – 2065, která byla vytvořena zejména pro účely řešení otázky stárnoucí populace a s tím související problematiky důchodového zabezpečení a penzijních fondů. Jako výchozí data pro vytváření predikcí byla využita struktura obyvatelstva ČR známá k 31. prosinci 2002. Prognóza byla vytvořena ve třech variantách možného budoucího vývoje: Střední (nejpravděpodobnější varianta) byla ohraničena nízkou a vysokou variantou. Práce rovněž porovnávala vlastní výsledky s predikcí poskytnutou Českým statistickým úřadem v roce 1999 a OSN z roku 2002.

Oproti této diplomové práci, která v případě předpovědi pracovala jen s faktorem času, využívali Burcin a spol. i další faktory ovlivňující budoucí vývoj (např. věkovou strukturu a reprodukční potenciál jednotlivých generací). Jedná se však o práci více než 15 starou a vývoj některých ukazatelů nelze na delší dobu předvídat. Porovnání s dnes již známými skutečnými hodnotami tedy ukazuje i možnou zkreslenost a omezení predikcí na delší časové období.

*Tabulka 1 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u úhrnné plodnosti s dalšími analýzami (2003-2020)*

Rok	Prognózované hodnoty					
	Úhrnná plodnost (počet živě narozených na 1 ženu ve věku 15-49 let)					
	Vlastní analýza (2019)	UK (2003)			ČSÚ (1999)	OSN (2002)
	Střední	Nízká	Střední	Vysoká	Střední	Střední
2003	1,18	1,15	1,19	1,19	x	x
2005	1,28	1,15	1,23	1,24	x	x
2010	1,49	1,19	1,34	1,37	1,32	1,23
2020	1,74	1,32	1,51	1,58	1,44	1,38
2030	x	1,38	1,57	1,67	1,50	1,63
2040	x	1,43	1,61	1,74	x	1,78
2050	x	1,45	1,64	1,80	x	1,85
2065	x	1,49	1,68	1,87	x	x

(Zdroj: Vlastní zpracování (Burcin, a další, 2003, s. 13, 16))



Dle Burcina a kol. (2003, s. 13) byla střední varianta předpokládané úhrnné plodnosti pro rok 2010 1,34. Do roku 2020 mělo dojít k vysokému navýšení hodnoty na 1,51. ČSÚ i OSN odhadovaly hodnoty nižší. Dle vlastní analýzy založené na aktuálních datech bylo zjištěno, že skutečná úhrnná plodnost v roce 2010 byla vyšší a dosahovala 1,43. Dle vlastní predikce by v roce 2020 měla úhrnná plodnost dosáhnout 1,74. Vlastní výsledky tak dosahují podstatně optimističtějších hodnot, než byly predikovány v roce 2003 i ve vyšší variantě, kdy byla pro rok 2010 predikována hodnota 1,37 a pro rok 2020 1,58. Burcin a kol. (2003, s. 14) rovněž zmiňuje, že vyšší varianta je předpokládaná v případě existence příznivých podmínek pro zakládání rodin s dětmi, což je dle názorů autorů v nynější Evropě dosahováno jen sporadicky. I přes pokles úhrnné plodnosti v době ekonomické krize byla ve skutečnosti úhrnná plodnost na vyšších hodnotách, než se v případě ideálních podmínek pro založení rodiny předpokládalo, což je zejména viditelné na vývoji z posledních let, kdy nízká nezaměstnanost a vyšší platy vytváří příznivější okolnosti, než autoři publikace očekávali.

Za základní aspekty budoucího vývoje byly dle Burcina a kol. (2003, s. 14) opožděná reprodukce silných ročníků ze 70. let a možný potenciál realizace, i když jen částečné, plodnosti do let dalších. Zprudka se zvyšující porodnost po roce 2003 je pak z nynějšího pohledu přikládána právě nástupu Husákových dětí do reprodukčního věku. Publikace rovněž předvídala odeznívání všeobecné dostupnosti osobní realizace a příležitostí v pracovní kariéře u mladých lidí, což bylo pokládáno za jeden faktorů blokující vzestup porodnosti. Ve skutečnosti se možnosti osobní realizace mladých lidí naproti odhadům zvýšily, ať už jen z důvodu vstupu ČR do Evropské unie v roce 2004, volnějšiho cestování díky Schengenskému prostoru a větší možností pracovních příležitostí i v nadnárodním měřítku.

Přibližně v pětiletých cyklech zpracovává Český statistický úřad projekci obyvatelstva České republiky, jehož cílem je nastínění směru dlouhodobého vývoje populačního vývoje země. Projekce pracuje kromě faktoru času např. se zkušenostmi vývoje plodnosti z minulých let nebo předpokládané trendy vývoje plodnosti v jiných zemích. I zde je upozorněno na již zmíněnou neurčitost budoucího vývoje v oblasti ekonomie, sociálních opatření nebo možných epidemií. Výsledky je tedy nutně interpretovat podmíněně ve vztahu k vstupním datům (ČSÚ, 2018, s. 1).

Pro porovnání predikcí byly použity odhady poslední projekce ČSÚ z roku 2018, která byla vytvořena blíže nespécifikovaným autorským týmem z oddělení demografické statistiky a externími odborníky.

Tabulka 2 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u úhrnné plodnosti s projekcí obyvatelstva ČR (2018-2021)

Rok	Prognózované hodnoty			
	Úhrnná plodnost (počet živě narozených na 1 ženu ve věku 15 - 49 let)			
	Vlastní analýza (2019)	ČSÚ (2018)		
	Střední	Nízká	Střední	Vysoká
2018	1,68	1,6	1,69	1,77
2019	1,71	1,6	1,69	1,78
2020	1,744	1,59	1,70	1,78
2021	1,77	1,58	1,70	1,78
2030	x	1,53	1,72	1,82
2040	x	1,46	1,73	1,86
2050	x	1,4	1,74	1,9
2060	x	1,4	1,74	1,9

(Zdroj: Vlastní zpracování, (ČSÚ, 2018))

Predikované hodnoty v této diplomové práci předpokládají lehce vyšší hodnoty úhrnné plodnosti než predikce ČSÚ. ČSÚ (2018, s. 2) pracuje s teorií, že poklesne porodnost u věkové skupiny 25 – 29 let a bude růst plodnost u věkové skupiny 30 – 34 let, kde již není plodnost žen nejvyšší. Hodnota pro rok 2060 je zafixována na úrovni roku 2050 z důvodu nespolehlivosti predikce v tak vzdáleném období (v té době budou rodit ženy, které nyní ještě nejsou na světě).

Tato diplomová práce se zabývala i jednotlivými regiony ČR. V rámci této analýzy bylo zjištěno, že se v oblasti porodnosti od průměru odlišují zejména kraje Praha, Středočeský a Jihomoravský, kde je v posledních letech porodnost značně nadprůměrná. Tyto tři kraje rovněž přesahují průměr věku prvorodiček, který značně navyšuje Praha, kde se v roce 2017 narodilo první dítě matce v průměru 31,1 let stáří, čímž Praha přesahovala průměr ČR o 2,2 let. S vyšším věkem prvorodiček rovněž souvisí větší pravděpodobnost narození dítěte v manželství, což platí zejména u kraje Jihomoravského a u Prahy, kde je procento narozených mimo manželství jedno z nejnižších v ČR a v případě Prahy v roce 2017 úplně nejnižší. Úhrnná plodnost je u Středočeského kraje a Jihomoravského velmi vysoká a nadprůměrná. Oproti Praze, kde byla úhrnná plodnost v roce 2017 nejnižší. Rozdíl může být způsoben zejména vysoce nadprůměrným věkem prvorodiček, kdy při narození prvního dítěte

v 31 letech je v letech následujících již těžší otěhotnět nebo jsou ženy upozorněny na možné velmi rizikové těhotenství. U těchto krajů lze finálně konstatovat, že se jedná o kraje bohatší s vyšším počtem vysokoškolsky vzdělaných, dobrou životní úroveň a s nízkou nezaměstnaností. Z důvodu vzdělání a následného budování kariéry odkládají ženy zakládání rodiny, na druhou stranu chtějí pro děti správné zázemí a stabilní rodinu, děti tak mají až v manželském svazku. Oproti tomu v krajích s nižší životní úrovní (Karlovarský, Ústecký) lze vysledovat nejnižší podíl dětí narozených v manželství a rovněž nejnižší věk prvorodiček v ČR. Před nástupem krize byla v krajích Ústeckém a Karlovarském nejvyšší porodnost v ČR, I přes postupné zlepšování ekonomické situace a ukončení krize se v těchto krajích porodnost nevrátila na své původní hodnoty a porodnost je zde tak nižší než v krajích ostatních.

V oblasti úmrtnosti bylo zjištěno, že standardizovaná úmrtnost měla u mužů i žen ve sledovaném období klesající tendenci a od roku 2002 do roku 2017 klesla přibližně o 26 %. V posledních sedmi letech v období 2010 – 2017 již nebyl pokles úmrtnosti tak razantní, jako v letech předcházejících. Ovšem i na další čtyři roky byl predikován pokles úmrtnosti.

Rovněž střední délka života se prodlužovala, muži se v letech 2016 – 2017 v průměru dožili 76,0 let a ženy 81,8. Ženy se tak standardně, jako jinde ve světě, dožívají v České republice v průměru více let než muži. Ovšem rozdíl mezi prvním a posledním sledovaným obdobím byl u žen menší, než u mužů (0,7 let). Muži se tak v rámci ukazatele střední délky života ženám přiblížili. Za tímto faktem se může skrývat obtížnost, kdy je nad určitou věkovou hranici dožití, čím dál tím těžší věk prodlužovat. I na další čtyři roky byl predikován růst střední délky života, jak u mužů, tak u žen.

Publikace Burcina a kol. (2003, s. 13, 16) pracovala u prognózy úmrtnosti s hodnotami naděje dožití u mužů i žen. Práce vycházela z předpokladu pokračování trendu z 80. let a stále se snižující úmrtnosti.

Tabulka 3 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití mužů s dalšími analýzami (2003-2020)

Rok	Prognózované hodnoty					
	Naděje dožití při narození MUŽŮ (v letech)					
	Vlastní analýza (2019)	UK (2003)			ČSÚ (1999)	OSN (2002)
	Střední	Nízká	Střední	Vysoká	Střední	Střední
2003	72,2	72,0	72,4	72,7	x	x
2005	73,0	72,4	72,8	73,4	x	x
2010	74,4	73,4	74,1	74,9	73,7	73,3
2020	76,9	75,4	76,5	77,6	74,5	75,3
2030	x	77,0	78,7	80,0	75,2	76,6
2040	x	78,4	80,4	81,8	x	77,6
2050	x	79,7	82,0	83,4	x	78,4
2065	x	81,3	84,0	85,7	x	x

(Zdroj: Vlastní zpracování (Burcin, a další, 2003, s. 13, 16))

U ukazatele naděje dožití při narození mužů Burcin a kol. (2003, s. 16) předpokládali v roce 2005 střední hodnotu dožití na 72,8 let. V roce 2010 mělo dojít k růstu na 74,1 a pro rok 2020 byla predikována hodnota 76,5 let. Tato diplomová práce využívala pro účely vyloučení nahodilých výkyvů úmrtnostní tabulky, zpracované za dvouletá období. Při výpočtu průměru dvou dvouletých období byl v roce 2005 skutečný věk dožití 73,0 let, což převyšuje střední variantu dle Burcina a kol. o 0,2 roku. V roce 2010 vzrostl věk na 74,4. Tato hodnota je jen o málo vyšší než střední předpoklad Burcina a kol., s tím, že nedosahuje predikovaných hodnot v případě vysoké varianty. Pro rok 2020 je v této práci predikován věk naděje dožití u právě narozených mužů na 76,9. Tato hodnota je o 0,4 roku vyšší, než střední varianta predikována Burcinem a kol. Celkových 0,7 roku pak činí rozdíl oproti předpokládané vysoké hodnotě.

Tabulka 4 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití žen s dalšími analýzami (2003-2020)

Rok	Prognózované hodnoty					
	Naděje dožití při narození ŽEN (v letech)					
	Vlastní analýza (2019)	UK (2003)			ČSÚ (1999)	OSN (2002)
	Střední	Nízká	Střední	Vysoká	Střední	Střední
2003	78,7	78,5	78,8	79,1	x	x
2005	79,4	78,8	79,2	79,7	x	x
2010	80,6	79,7	80,3	81,0	80,5	79,7
2020	82,6	81,3	82,4	83,4	81,0	81,5
2030	x	82,6	84,0	85,2	81,5	82,8
2040	x	83,6	85,4	86,7	x	83,6
2050	x	84,6	86,7	88,0	x	84,4
2065	x	85,8	88,3	89,8	x	x

(Zdroj: Vlastní zpracování (Burcin, a další, 2003, s. 13, 16))

U žen byl Burcinem a kol. (2003, s. 16) predikován věk dožití v roce 2005 na 79,2 let. V roce 2010 mělo dojít k růstu na 80,3 let. Pro rok 2020 byla odhadovaná hodnota 82,4 let.

Průměr skutečného věku dožití v roce 2005 byl 79,4, jedná se o navýšení o 0,2 roku proti původním odhadům. V roce 2010 vzrostl věk dožití na 80,6, což je o 0,3 roku vyšší hodnota než střední varianta prognózy. Pro rok 2020 je odhad naděje dožití u právě narozených žen 82,6 let, což je oproti prognóze Burcina a kol. o 0,2 let více.

Skutečné hodnoty naděje dožití u právě narozených lehce převyšují predikované hodnoty Burcinem a kol. v případě střední varianty, nedosahují ovšem hodnot varianty vysoké. Skutečné hodnoty naděje dožití tedy přibližně korespondují s předpokládanou predikcí UK z roku 2003.

Burcin a kol. (2003, s. 15) rovněž pracoval s nadějí dožití ve vybraných věkových skupinách 40 - 59 let u mužů a 50 - 59 let u žen. Včetně kategorie vyššího věku nad 60 let. Srovnávací analýza ukázala, že jsou v naději dožití významné rezervy především pro kategorii 60 let. Dle publikace UK by ve střední variantě mělo do roku 2065 u mužů stoupnout naděje dožití při narození o 12 let a u žen o 10. Tempo růstu věku dožití by rovněž mělo postupně klesat a dosáhnout hodnot Švédska a Švýcarska, ve střední variantě se předpokládá, že by k tomu mělo dojít mezi lety 2025 – 2030.

Novější projekce ČSÚ (2018, s. 3) pracuje u naděje dožití s extrapolací hodnot u posledních pěti let (2013–2017) a s předpokladem zvýšení vlivu starších věkových skupin

na poklesu úmrtnosti. Projekce rovněž předpokládá snížení rozdílu mezi pohlavími do roku 2100 z 5,8 na 3,6 let.

Tabulka 5 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití mužů s projekcí obyvatelstva ČR (2018-2021)

Rok	Prognózované hodnoty			
	Naděje dožití při narození MUŽŮ (v letech)			
	Vlastní analýza (2019)	ČSÚ (2018)		
	Střední	Nízká	Střední	Vysoká
2018	76,4	75,9	76,2	76,5
2019	76,7	76,1	76,4	76,7
2020	76,9	76,3	76,6	77,0
2021	77,2	76,5	76,9	77,2
2030	x	77,9	78,7	79,3
2040	x	79,3	80,5	81,5
2050	x	80,4	82,0	83,5
2060	x	81,3	83,6	85,3

(Zdroj: Vlastní zpracování, (ČSÚ, 2018))

Predikce této diplomové práce na období 2018-2021 odhaduje hodnoty naděje dožití u mužů přibližně o 0,3 roky vyšší než ČSÚ.

Tabulka 6 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u naděje dožití žen s projekcí obyvatelstva ČR (2018-2021)

Rok	Prognózované hodnoty			
	Naděje dožití při narození ŽEN (v letech)			
	Vlastní analýza (2019)	ČSÚ (2018)		
	Střední	Nízká	Střední	Vysoká
2018	82,2	81,8	82,0	82,3
2019	82,4	81,9	82,2	82,5
2020	82,6	82,1	82,4	82,7
2021	82,8	82,2	82,6	82,9
2030	x	83,4	84,0	84,6
2040	x	84,4	85,5	86,4
2050	x	85,3	86,7	88,0
2060	x	86,0	87,9	89,4

(Zdroj: Vlastní zpracování, (ČSÚ, 2018))

I u naděje dožití žen jsou predikované hodnoty v diplomové práci jen o málo vyšší (0,2 roku), než v projekci ČSÚ.

V mezinárodních srovnáních je často používán ukazatel kojenecké úmrtnosti (zemřelí do jednoho roku). Tento ukazatel značně vypovídá o kvalitě zdravotnické péče v dané zemi a zdravotním stavu matek, kdy je v ČR na vysoké úrovni zejména péče o narozené a možnost

identifikace možných vrozených nemocí a vad ještě před narozením. I přes pokles kojenecké úmrtnosti došlo od roku 2014 k mírnému zvýšení ukazatele a na další čtyři roky byl rovněž predikován růst. Těžko určit, jak moc lze tento ukazatel ještě snížit, nutno ovšem podotknout, že za růstem z posledních let může být zvyšující se počet rizikových těhotenství a potratů, což je způsobeno počtem umělých oplodnění, stresem a stárnutí matek, což bylo zjištěno již v kapitole o porodnosti. S rostoucím věkem, roste i riziko nedonošení. U mužů i u žen poklesl počet úmrtí z důvodu rakoviny a nemocí oběhových soustav, i nadále jsou však novotvary nejčastější důvod smrti (přibližně 40 % všech úmrtí). S rostoucím věkem dožití a jevem konkurujících příčin vzrostl počet úmrtí z důvodu nemoci dýchacích cest. Mírný nárůst byl zaznamenán u úmrtí z důvodu nemocí trávicí soustavy.

Statisticky významný rozdíl mezi kraji byl u ukazatelů úmrtnosti zjištěn zejména u Prahy a v krajích Ústeckém, Karlovarském a Moravskoslezském. Praha značně převyšuje ostatní kraje v oblastech naděje dožití a nízkou úmrtností. Důvodem může být velké množství nemocnic, dostatek nemocničních a obvodních lékařů a vysoký počet specializujících se zařízení. Vysoký počet vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva rovněž zvyšuje zájem obyvatel o své zdraví a návštěvy lékařů. Sousedící Středočeský kraj vykazuje horší statistiky, což může být z důvodu nedostatku obvodních lékařů a delší časové době dojezdu do nejbližší pražské nemocnice. Nejhorší výsledky u ukazatelů úmrtnosti byly vysledovány u Karlovarského, Ústeckého a Moravskoslezského kraje, kde je problém nedostatek lékařů (kteří se stěhují za vyššími platy do jiných krajů nebo do sousedního Německa) a nejvyšší podíl lidí bez vzdělání či se základním vzděláním. Ostravsko a Karviná je rovněž negativně ovlivněna špatným životním prostředím a ovzduším. Negativní výsledky u Libereckého kraje lze přikládat ke špatné dostupnosti (i z důvodu hornatého vymezení regionu) a třetím nejmenším počtem lůžek a lékařů na 10 000 lůžek, právě po krajích Karlovarském a Středočeském.

U migrace bylo zjištěno, že vnitřní saldo (migrace mezi kraji) byla kladné jen u třech krajů – v krajích Jihočeském, Plzeňském a zejména pak v kraji Středočeském. Mezi Prahou a krajem Středočeským byl rovněž nejsilnější proud migrace (330 980 lidí), kdy je kraj Středočeský rovněž jediným kraj, kam se odstěhovalo z Prahy více lidí, než se do Prahy přistěhovalo (112 996). Důvodem stěhování z Prahy do Středočeského kraje je zejména drahé bydlení v posledních letech a pro některé lidi nevyhovujících městský způsob života. Bydliště ve Středočeském kraji však nadále umožňuje spojení obyvatel s hlavním městem

při dojíždění za prací, školou a zdravotnictvím. Nejvíce lidí se z Prahy do Středočeského kraje přistěhovalo mezi lety 2007 až 2010 z důvodu vybudování velkého počtu tzv. satelitních městeček. Nedostatečná infrastruktura a špatná kvalita rychle postavených staveb či neustále dojíždění však přinutila některé lidi v následujících letech k přestěhování zpátky do Prahy. Všechny kraje ČR vykázaly v součtu všech sledovaných let 2002 – 2017 kladné migrační saldo, do všech krajů se tak přistěhovalo více lidí z jiných zemí, než se z nich do zahraničí odstěhovalo. Z krajů pak byl v Praze s velikým odstupem nevyšší průměr zahraničního salda za celé sledované období.

Oproti mezikrajské migraci se na zahraniční migraci podílí převážně muži a roste podíl věkové skupiny 20 – 39 let. V rámci mezikrajské migrace se stěhuje více žen a zvyšuje se podíl mladších skupin do 19 let a starších 40+. V rámci vnitřní migrace se tedy více stěhují celé rodiny než u migrace zahraniční, kde se více stěhují svobodní muži v produktivním věku, často jako manuální síla z východní Evropy. Do ČR se za sledované období přistěhovalo nejvíce občanů Ukrajiny, Slovenska a Vietnamu. Počet imigrujících z těchto zemí ovšem po roce 2008 značně poklesl a naproti tomu se zvyšuje počet přistěhovalých z Ruska, Rumunska a Bulharska. Rovněž se v posledních letech zvýšil počet "navrátilců" s českým občanstvím.

Burcin a kol. (2003, s. 16) se dále zabývali migrací a ukazatelem zahraničního migračního salda. Jak publikace upozorňovala, migrace se řadí mezi všeobecně nejsložitěji prognózované ukazatele populačního vývoje. Může za to zejména administrativní omezení, měnící se legislativní úpravy pohybu osob v ČR a celé Evropské unii. Každá země má rovněž rozdílné definice významu "stěhování přes hranice". Zejména v ČR není evidence vystěhovalých osob úplná a pravidelně dochází ke změně definice obyvatele. Každý rok, tak může docházet k razantním změnám ve velikosti a demografické struktuře migračních proudů. Kromě administrativních omezení je samotná migrace ovlivněna politickou, hospodářskou a sociální situací v Evropě a ve světě vůbec. Změny daných faktorů, tak lze jen náročně do budoucna předvídat. Vývoj migračního salda, které bylo zpracováno v této diplomové práci zmíněnou komplikovanost prognózy potvrzuje.



Tabulka 7 - Porovnání skutečných a prognózovaných hodnot vlastní práce u migračního salda s další analýzou (2003-2010)

Rok	Prognózované hodnoty			
	Migrace (zahraniční migrační saldo) v tis. osob			
	Vlastní analýza (2019)	UK (2003)		
	Střední	Nízká	Střední	Vysoká
2003	25,8	10,0	24,0	34,0
2005	36,2	9,2	22,8	31,4
2010	15,6	7,0	20,0	25,0
2020	x	10,0	24,9	34,1
2030	x	10,2	25,9	27,8
2040	x	10,2	25,7	28,7
2050	x	10,3	25,4	29,7
2065	x	9,9	23,9	39,3

(Zdroj: Vlastní zpracování (Burcin, a další, 2003, s. 16))

Burcin a kol. prognózovali postupný pokles migračního salda z 24 tis. osob v roce 2003 na 20 tis. v roce 2015. V následujících letech se měly hodnoty migračního salda vrátit na cca 25tis. osob ročně a zůstat stabilizované do konce predikovaného období, tedy až do roku 2065. Vysoká a nízká varianta předpovědi se od střední varianty razantně lišily, samotná vysoká varianta pracuje s čtyřikrát vyšší hladinou stabilizovaného migračního salda než s kalkulovanou hladinou u varianty nízké. Odhadovaná hodnota za rok 2003 (24tis. osob) přibližně korespondovala se skutečnou hodnotou migračního salda za daný rok (25,8tis.), s čím Burcin a kol. nepočítali, bylo razantní zvýšení migračních proudů mezi lety 2003 až 2007. V roce 2005 bylo migrační saldo 36,2tis. osob což přesahuje i vysokou variantu pro daný rok, která činila 31,4tis. osob. Z důvodu ekonomické krize se migrační saldo v následujících letech značně snížilo. Skutečná hodnota z roku 2010 (15,6tis) se tak pohybuje lehce pod predikovanou střední hodnotou (20,0 tis.). Tato diplomová práce se právě z důvodu výrazné kolísavosti vývoje nezabývala výpočtem prognózy migračního salda po roce 2017, rok 2020 tak nelze s odhadovanou hodnotou porovnat. Burcin a kol. (2003, s. 16) se ovšem zmiňují, že pro rok 2015 je odhadovaná hodnota migračního salda okolo 20tis. osob, což je jen o málo více, než byla v daném roce skutečná hodnota (15,9tis.). Po roce 2015 se migrační saldo začalo znovu zvyšovat a v posledním sledovaném roce 2017 činilo 28,2tis. Se současnou příznivou hospodářskou situací tak lze odhadovat, že v roce 2020 bude skutečná hodnota migračního salda hodnotu predikovanou Burcinem a kol. převyšovat. S kolísavostí migračního salda za posledních 16 let se do budoucna dá jen těžce usuzovat stabilizace vývoje migračního salda, jak bylo odhadováno.

## 6 Závěr

V této diplomové práci byl zanalyzován vývoj základních ukazatelů pohybu obyvatelstva v ČR a v jednotlivých krajích za období 2002 – 2017 s následnou predikcí na další čtyři roky.

Vývoj ukazatelů úmrtnosti lze považovat za velice pozitivní. Úmrtnost se snižuje, kojenecká úmrtnost je velice nízká a délka dožití u mužů i žen se prodlužuje.

Růst porodnosti z posledních let lze rovněž považovat za správný směr vývoje, stále se však nejedná o hodnoty zajišťující zachování populace, což platí zejména u ukazatele úhrnné plodnosti. Zvyšující se věk rodiček a počet narozených mimo manželství pak poukazuje na razantní změny sociálního myšlení a chování v celé společnosti po roce 1989. Trendy vývoje těchto ukazatelů nelze považovat za pozitivní a přináší další problémy, které jsou součástí diskuzí v rámci sociální a zdravotní politiky ve všech vyspělých zemích (problematika matek samoživitelek, problémy otěhotnění v pozdějším věku života, růst počtu rizikových těhotenství a s tím související zmíněná nízká úhrnná plodnost).

Zahraniční migrace dosahovala výrazně kolísavých hodnot po celou dobu 16ti sledovaných let, což bylo zapříčiněno zejména ekonomickou krizí a vstupem ČR do EU. Negativně lze hodnotit některé vývojové trendy v mezikrajské migraci. Velkým problémem je vylidňování zejména pohraničních, chudších regionů (kraje Moravskoslezský, Karlovarský, Ústecký) a s tím související přelidňenost oblastí velkých měst a jejich okolí v jiných krajích. Obecně se venkov vylidňuje a města s okolím přelidňují. Tato nerovnováha pak jen nadále prohlubuje sociální a hospodářskou propast mezi bohatými a chudými kraji. Velkým problémem ekonomicky slabších regionů je odchod části obyvatel za lepším vzděláním do jiných krajů a měst s tím, že po vystudování se do svých rodných krajů již nevrací. Právě vzdělané obyvatelstvo má pak největší podíl na ekonomickém vzestupu regionu. Stát a regionální politika by se tedy měly snažit o zajištění správných záminek k návratu nejen vzdělané skupiny obyvatel do rodného kraje, ale zabránění celkovému vylidňování. Možným řešením je zlepšení podnikatelského prostředí a možná daňová zvýhodnění pro místní podniky a podnikatele. V některých oblastech také není plně využít potenciál cestovního ruchu. Stát sice nabízí finanční programy pro místní rozvoj, žádosti o dotace ovšem vyžaduje znalosti a angažovanost místní správy či aktivní zájem místních akčních skupin.

Celkově dlouhodobý trend nedostatečné porodnosti a stále se prodlužující délka dožití zapříčiňují neustálé stárnutí populace – růst počtu obyvatel v důchodovém věku a s tím i snižování podílu produktivního obyvatelstva. Tento nezvratný trend vývoje věkové struktury se objevuje nejen v České republice, ale ve všech ekonomicky vyspělých zemích světa. Jedná se tak o jeden z nejčastěji sociálně-politických diskutovaných problémů. Se stárnutím populace klesá počet aktivního obyvatelstva, které platí sociální a zdravotní pojištění, na druhou stranu roste počet obyvatel důchodového věku, kteří z těchto systému čerpají, ať už v rámci zdravotní péče, která se ve stáří stává nezbytnou nebo v případě čerpání důchodů. Za řešení problému vyplácení důchodu se považuje posun věkové hranice odchodu do důchodu, což ovšem nelze považovat za dostatečné řešení. Rovněž je nutná celková reforma důchodového systému, kdy se nejčastěji mluví o rozdělení nynějšího jednoho pilíře na dva, skládající se ze solidární a zásluhové složky.

Úbytek ekonomicky aktivního obyvatelstva zároveň způsobuje nedostatek pracovních sil a zhoršení hospodářské konkurence země a celé Evropy. Tento negativní vývoj by mohla v budoucnosti vyřešit větší automatizace.

Změna věkové struktury rovněž přináší do budoucna problémy s nadbytkem školních institucí a nedostatkem sociálních zařízení zaměřených na péči o staré lidi.

## 7 Seznam použité literatury

- [1] **Brezák, Jozef. 2005.** *Úvod do štúdia demografie (najmä pre socialnu pracu a sociálnu politiku)*. 1. Bratislava : LÚČ, vydavateľské družstvo Bratislava, 2005. str. 280. ISBN 80-7114-496-7.
- [2] **Budíková, Marie, Králová, Maria a Maroš, Bohumil. 2010.** *Průvodce základními statistickými metodami*. První vydání. Praha : Grada, 2010. str. 272. ISBN 978-80-247-3243-5.
- [3] **Floreková, Ľubica a Benkoyá, Marta. 2006.** *Štatistické metódy*. 2. Košice : Technická univerzita v Košiciach, 2006. str. 109. ISBN 80-8073-527-1.
- [4] **Hindls, Richard, a další. 2004.** *Statistika pro ekonomy*. 8. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 2004. str. 417. ISBN 80-86419-59-2.
- [5] **Hošková, Pavla, Jindrová, Andrea a Procházková, Radka. 2014.** *Statistika v manažerské a obchodní praxi*. Praha : Provozně ekonomická fakulta, 2014. str. 233.
- [6] **Kába, Bohumil a Svatošová, Libuše. 2008.** *Statistika*. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze - Provozně ekonomická fakulta - Katedra statistiky, 2008. str. 141. ISBN 978-80-213.0746-9.
- [7] **Kalibová, Květa. 2005.** *Úvod do demografie*. 2. Praha : Karolinum, 2005. str. 52. ISBN 80-246-0222-9.
- [8] **Kalibová, Květa, Pavlík, Zdeněk a Vodáková, Alena. 2009.** *Demografie (nejen) pro demografy*. 3. vydání. Praha : Sociologické nakladatelství, 2009. str. 237. Sv. 2. ISBN 978-80-7419-012-4.
- [9] **Klufová, Renata a Zuzana, Poláková. 2010.** *Demografické metody a analýzy: demografie české a slovenské populace*. 1. Praha : Wolters Kluwer ČR, 2010. str. 308. ISBN 978-80-7357-546-5.
- [10] **Koschin, Felix. 2005.** *Demografie poprvé*. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 2005. str. 123. ISBN 80-245-0859-1.
- [11] **Lundquist, Jennifer Hickes, L., Anderton Douglas a Yaukey, David. 2015.** *DEMOGRAPHY : The Study of Human Population*. 4. Long Grove : Waveland Press, Inc., 2015. str. 475. ISBN: 978-1-4786-1306-0.
- [12] **McDonald, Peter. 2002.** Sustaining Fertility through Public Policy: The Range of Options. *Population*. Roč. 57, 2002, č. 3, stránky 417-446. ISBN: 2-7332-3035-2
- [13] **Pavlík, Tomáš a Dušek, Ladislav. 2012.** *Biostatistika*. Brno : Akademické nakladatelství CERM, s.r.o., 2012. str. 132. ISBN 978-80-7204-782-6.

- [14] **Pavlík, Zdeněk a Kalibová, Květa. 2005.** *Mnohojazyčný demografický slovník, český svazek*. 2. vydání. Praha : Česká demografická společnost, 2005. str. 184. ISBN: 80-239-4864-4.
- [15] **Roubíček, Vladimír. 1997.** *Úvod do demografie*. 1. Praha : CODEX Bohemia, s.r.o., 1997. str. 352. ISBN 80-85963-43-4.
- [16] **Sobotka, Tomáš. 2008.** Does Persistent Low Fertility Threaten the Future of European Populations? [autor knihy] Johan Surkyn, Patrick Deboosere a Bavel Jan Van. *Demographic Challenges for the 21st Century (A State of the Art in Demography)*. Brusel : Brussels University Press, 2008, 2, str. 255. ISBN 978-90-5487-447-8
- [17] **Souček, Eduard. 2006.** *Statistika pro ekonomy*. 1. Praha : Vysoká škola ekonomie a managementu, 2006. str. 267. ISBN 80-86730-06-9.
- [18] **Svatošová, Libuše a Kába, Bohumil. 2008.** *Statistické metody II*. 1. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2008. str. 105. ISBN 978-80-213-1736-9.
- [19] **Šotkovský, Ivan. 1996.** *Úvod do studia demografie*. 1. Ostrava : Vysoká škola baňská - Technická univerzita Ostrava, 1996. str. 158. ISBN 80-7078-327-3.
- [20] **Vaňo, Boris, Jurčová, Denisa a Mészáros, Ján. 2003.** *Základy demografie*. Bratislava : Občianske združenie Sociálna práca, 2003. str. 132. ISBN 80-968927-3-8.

## Elektronické zdroje

- [1] **Báčová, Petra. 2017.** Příští sčítání lidu proběhne hlavně on-line. *Český statistický úřad*. [Online] Český statistický úřad, 5. Říjen 2017. [Citace: 25. Srpen 2018.] <https://www.czso.cz/csu/czso/pristi-scitani-lidu-probehne-hlavne-on-line>.
- [2] **Burcin, Boris a Kučera Tomáš. 2004.** Perspektivy populačního vývoje České republiky na období 2003-2065 [online]. Praha: *DemoArt*, 2004 [Citace: 15. říjen 2019]. ISBN 80-86746-01-1. Dostupné z: [http://praha.vupsv.cz/fulltext/ul\\_819.pdf](http://praha.vupsv.cz/fulltext/ul_819.pdf)
- [3] **ČR. Zákon č. 129 ze 12.duben 2000. Zákon o krajích (krajské zřízení).** In: Sbíрка zákonů České republiky. 2000, částka 38. Dostupný také z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2000-129/zneni-20190701>
- [4] —. **2000.** Zákon č. 131 ze dne 13. dubna 2000. *Zákon o hlavním městě Praze*. In: Sbíрка zákonů České republiky. 2000. částka 39. Dostupný také z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/2000-131>.
- [5] —. **1997.** Zákon č. 347 ze dne 3. prosince 1997. *Ústavní zákon o vytvoření vyšších územních samosprávných celků a o změně ústavního zákona České národní rady č. 1/1993 Sb., Ústava České republiky*. In: Sbíрка zákonů České republiky. 1997. částka 114. Dostupný také z: <https://www.zakonyprolidi.cz/cs/1997-347#cast1>.

- [6] ČSÚ. 2017. Demografická hlášení. *Český statistický úřad*. [Online] 9. leden 2017. [Citace: 22. říjen 2018.] [https://www.czso.cz/csu/xa/demograficka\\_hlaseni](https://www.czso.cz/csu/xa/demograficka_hlaseni).
- [7] —. 2011. Demografická ročenka krajů - 2001 až 2010. *Český statistický úřad*. [Online] 15. červenec 2011. [Citace: 24. březen 2019.] <https://www.czso.cz/csu/czso/demograficka-rocenka-kraju-2001-az-2010-tign1rb9nv#>.
- [8] —. 2018. Demografická ročenka krajů - 2008 až 2017. *Český statistický úřad*. [Online] 31. srpen 2018. [Citace: 24. březen 2019.] <https://www.czso.cz/csu/czso/demograficka-rocenka-kraju#>.
- [9] —. 2018. Demografické ročenky (pramenná díla) 1990 - 2009. *Český statistický úřad*. [Online] 1. listopad 2018. [Citace: 24. březen 2019.]
- [10] [https://www.czso.cz/csu/czso/casova\\_rada\\_demografie\\_2009\\_1990](https://www.czso.cz/csu/czso/casova_rada_demografie_2009_1990).
- [11] —. 2018. Demografické ročenky (pramenná díla) 2010 - 2017. *Český statistický úřad*. [Online] 1. listopad 2018. [Citace: 24. březen 2019.] [https://www.czso.cz/csu/czso/casova\\_rada\\_demografie](https://www.czso.cz/csu/czso/casova_rada_demografie).
- [12] —. 2018. Historie sčítání lidu na území České republiky I. *Český statistický úřad*. [Online] 7. únor 2018. [Citace: 22. říjen 2018.] [https://www.czso.cz/csu/czso/historie\\_scitani\\_lidu\\_na\\_uzemi\\_ceske\\_republiky\\_i\\_](https://www.czso.cz/csu/czso/historie_scitani_lidu_na_uzemi_ceske_republiky_i_).
- [13] —. 2018. Hrubý domácí produkt v regionech soudržnosti a krajích. *Český statistický úřad - veřejná databáze*. [Online] 2018. [Citace: 8. prosinec 2018.] [https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=NUC05-S1az4&z=T&f=TABULKA&skupId=706&katalog=30832&pvo=NUC05-S1az4&str=v117&c=v3~8\\_\\_RP2016](https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=NUC05-S1az4&z=T&f=TABULKA&skupId=706&katalog=30832&pvo=NUC05-S1az4&str=v117&c=v3~8__RP2016).
- [14] —. 2018. Metodika - nelegální migrace. *Český statistický úřad*. [Online] 22. leden 2018. [Citace: 4. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/csu/cizinci/metodika-nelegalni-migrace>.
- [15] —. 2018. Obecná míra nezaměstnanosti v regionech soudržnosti a krajích - roční průměr. *Český statistický úřad - veřejná databáze*. [Online] 2018. [Citace: 8. prosinec 2018.] [https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=ZAM06&z=T&f=TABULKA&katalog=30853&str=v95&c=v147~8\\_\\_RP2017](https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=ZAM06&z=T&f=TABULKA&katalog=30853&str=v95&c=v147~8__RP2017).
- [16] —. 2018. Počet zaměstnanců a průměrné hrubé měsíční mzdy. *Český statistický úřad*. [Online] 2018. [Citace: 8. prosinec 2018.] [https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=MZD01-C&z=T&f=TABULKA&skupId=855&katalog=30852&pvo=MZD01-C&evo=v208\\_!\\_MZD-R-ABS-od2011\\_1&u=v159\\_\\_VUZEMI\\_\\_100\\_\\_3018](https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt&pvo=MZD01-C&z=T&f=TABULKA&skupId=855&katalog=30852&pvo=MZD01-C&evo=v208_!_MZD-R-ABS-od2011_1&u=v159__VUZEMI__100__3018).
- [17] —. 2017. Statistická ročenka hl. m. Prahy. [Online] 28. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.]

<https://www.czso.cz/documents/10180/46014674/33012017.pdf/4e96571f-c40e-4258-9eff-74a86d9d99dc?version=1.7>. ISBN 978-80-250-2788-2.

- [18] —. **2017**. *Statistická ročenka Jihočeského kraje*. České Budějovice : Krajská správa Českého statistického úřadu v Českých Budějovicích, 28. prosinec 2017. ISBN 978-80-250-2790-5.
- [19] —. **2017**. *Statistická ročenka Jihomoravského kraje*. [Online] 2017. <https://www.czso.cz/documents/10180/45709956/33010317.pdf/8906a8f3-b985-4fce-af4f-0c3bf7eebe37?version=1.7>. ISBN 978-80-250-2789-1.
- [20] —. **2017**. *Statistická ročenka Karlovarského kraje*. Karlovy Vary : Krajská správa Českého statistického úřadu v Karlových Varech, 28. prosinec 2017. ISBN 978-80-250-2792-9.
- [21] —. **2017**. *Statistická ročenka kraje Vysočina*. [Online] 28. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/45964072/33009517.pdf/3d5b3324-1fee-47a8-bc3b-b55a5875d946?version=1.11>. ISBN 978-80-250-2797-4.
- [22] —. **2017**. *Statistická ročenka Královéhradeckého kraje*. [Online] 28. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/46013464/33008917.pdf/8c841768-afc6-4117-b5d3-63ccfe1a62b8?version=1.1>. ISBN 978-80-250-2795-0.
- [23] —. **2017**. *Statistická ročenka Libereckého kraje*. [Online] 27. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/46013460/33008717.pdf/07f692be-07cf-45ad-86b8-53cb97cbcc75?version=1.9>. ISBN 978-80-250-2794-3.
- [24] —. **2017**. *Statistická ročenka Moravskoslezského kraje*. [Online] 2017. <https://www.czso.cz/documents/10180/46013456/33010017.pdf/98ac7804-ee3b-4889-abd7-22151f425f1a?version=1.5>. ISBN 978-80-250-2801-8.
- [25] —. **2017**. *Statistická ročenka Olomouckého kraje*. [Online] 2017. <https://www.czso.cz/documents/10180/45565362/33009617.pdf/05032ce1-da42-4d2b-9cb1-9a4d56a7f632?version=1.5>. ISBN 978-80-250-2799-8.
- [26] —. **2017**. *Statistická ročenka Pardubického kraje*. [Online] 21. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/45948594/33009217.pdf/ab30bbd0-7c0f-4f22-8738-5fc609ffb3e7?version=1.11>. ISBN 978-80-250-2796-7.
- [27] —. **2017**. *Statistická ročenka Plzeňského kraje*. [Online] 28. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/45565344/33010817.pdf/4d789c44-0fe0-4e09-ae6c-07acdc274fa?version=1.5>. ISBN 978-80-250-2791-2.

- [28] —. **2017.** Statistická ročenka Středočeského kraje. [Online] 28. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/45964058/33011017.pdf/d496901c-629e-4ba3-9a40-dcc93b621188?version=1.5>. ISBN 978-80-250-2789-9.
- [29] —. **2017.** Statistická ročenka Ústeckého kraje. [Online] 28. prosinec 2017. [Citace: 21. říjen 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/46120827/33008517.pdf/6a82fc04-a31d-42c6-b63c-b69fd475ace3?version=1.23>. ISBN 978-80-250-2793-6.
- [30] —. **2017.** Statistická ročenka Zlínského kraje. [Online] 2017. <https://www.czso.cz/documents/10180/61449068/33009818.pdf/f3652ceb-97a6-42ca-8425-0108ef33a1ca?version=1.3>. ISBN 978-80-250-2800-1.
- [31] —. **2014.** Statistický bulletin - Jihočeský kraj - 2. čtvrtletí. *Český statistický úřad*. [Online] 20. prosinec 2014. [Citace: 22. říjen 2018.] [https://www.czso.cz/csu/czso/13-3102-06-za\\_1\\_\\_pololeti\\_2006-vyvoj\\_stehovani\\_v\\_jihoceskem\\_kraji\\_v\\_letech\\_1991\\_az\\_2005](https://www.czso.cz/csu/czso/13-3102-06-za_1__pololeti_2006-vyvoj_stehovani_v_jihoceskem_kraji_v_letech_1991_az_2005).
- [32] —. **2014.** Úroveň vzdělání obyvatelstva podle výsledků sčítání lidu. *ČSÚ*. [Online] 2014. [Citace: 8. prosinec 2018.] <https://www.czso.cz/documents/10180/20536250/17023214.pdf/7545a15a-8565-458b-b4e3-e8bf43255b12?version=1.1>. 170232-14.
- [33] —. **2018.** Projekce obyvatelstva České republiky - 2018 - 2100. *ČSÚ*. [Online] 2018. [Citace: 19. listopad 2019.] <https://www.czso.cz/csu/czso/projekce-obyvatelstva-ceske-republiky-2018-2100>
- [34] **Čtrnáct, Pavel. 2008.** Sčítání lidu 2011 už má legislativní základ. *Demografie - Revue pro výzkum populačního vývoje* [online]. Praha: Český statistický úřad, 2008, Listopad 2008, 50(4), 297-299 [Citace: 26. leden 2019.]. ISSN 0011-8265. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20565039/180308q4.pdf/01957ad4-56c0-436a-98f9-875160edb9ec?version=1.0>
- [35] **ČZU. 2009.** Statistika II - přeepsané přednášky ESE17E - PAA. *Unium.cz*. [Online] duben 2009. [Citace: 10. srpen 2019.] <http://www.unium.cz/materialy/czu/pef/prednasky-2-m7278-p1.html>.
- [36] **Eurostat. 2017.** Statistika migrace a migrující populace. *Eurostat - Statistics Explained*. [Online] 22. březen 2017. [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Migration\\_and\\_migrant\\_population\\_statistics/cs](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Migration_and_migrant_population_statistics/cs).
- [37] **Holá, Bohdana. 2005.** Srovnatelnost statistiky zahraniční migrace. *Demografie - Revue pro výzkum populačního vývoje* [online]. Praha: ČSÚ, 2005, Září 2005, 47(3), 177-187 [Citace: 1. únor 2019.]. ISSN 0011-8265. Dostupné



z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20563519/180305q3.pdf/f4d1107f-4af0-4fbb-adf9-af76efc8e40f?version=1.0>.

- [38] **Chytil, Daniel. 2014.** O problémech statistiky migrace. *Statistika & My* [online]. Praha: ČSÚ, 2014, Únor 2014, 4(2), 24 [Citace: 3. říjen 2018]. ISSN 1804-7149. Dostupné z: <http://www.statistikaamy.cz/wp-content/uploads/2014/02/18041402.pdf>
- [39] **Mapaceskerepubliky.cz.** Mapa krajů ČR. *Mapa České republiky*. [Online] [Citace: 14. říjen 2018.] <http://www.mapaceskerepubliky.cz/mapa-kraju>.
- [40] **Srb, Vladimír. 2004.** Sebevražednost obyvatelstva České republiky v období transformace společnosti. *Demografie - Revue pro výzkum populačního vývoje* [online]. Praha: ČSÚ, 2004, Březen 2004, 46(1), 52-53 [Citace: 16. únor 2019]. ISSN 0011-8265. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20563239/180304q1.pdf/326a8b11-937f-4d59-b9e5-fe317d023057?version=1.0>
- [41] **ÚZIS. 2018.** Zdravotnictví ČR: Lůžkový fond 2017. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR*. [Online] 14. srpen 2018. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/luzkova-pece>. ISSN 1211-0515.
- [42] —. **2018.** Zdravotnictví ČR: Personální kapacity a odměňování 2017. *Ústav zdravotnických informací a statistiky*. [Online] 2018. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/lekari-zubni-lekari-farmaceuti>. ISSN 1214-9888.
- [43] —. **2003.** Zemřelí 2002. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR*. [Online] 2003. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 80-7280-177-5.
- [44] —. **2004.** Zemřelí 2003. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR*. [Online] 2004. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 80-7280-384-0.
- [45] —. **2005.** Zemřelí 2004. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR*. [Online] 2005. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 80-7280-489-8.
- [46] —. **2006.** Zemřelí 2005. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR*. [Online] 2006. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 80-7280-633-5.
- [47] —. **2007.** Zemřelí 2006. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR*. [Online] 2007. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7280-703-1.

- [48] —. **2008.** Zemřelí 2007. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2008. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7280-754-3.
- [49] —. **2009.** Zemřelí 2008. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2009. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7280-829-8.
- [50] —. **2010.** Zemřelí 2009. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2010. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7280-902-8.
- [51] —. **2011.** Zemřelí 2010. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2011. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7280-925-7.
- [52] —. **2012.** Zemřelí 2011. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2012. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7472-003-1.
- [53] —. **2013.** Zemřelí 2012. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2013. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7472-043-7.
- [54] —. **2015.** Zemřelí 2014. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2015. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7472-139-7.
- [55] —. **2016.** Zemřelí 2015. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2016. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7472-156-4.
- [56] —. **2016.** Zemřelí 2015. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2016. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISBN 978-80-7472-157-1.
- [57] —. **2017.** Zemřelí 2016. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2017. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISSN 1210-9967.
- [58] —. **2018.** Zemřelí 2017. *Ústav zdravotnických informací a statistiky ČR.*  
[Online] 2018. <http://www.uzis.cz/katalog/zdravotnicka-statistika/zemreli>. ISSN 1210-9967.

## 8 Přílohy

Příloha 1 - Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR dle krajů .....	133
Příloha 2 - Vývoj obecné míry plodnosti v ČR dle krajů .....	134
Příloha 3 - Vývoj věku matky při narození prvního dítěte v ČR dle krajů .....	135
Příloha 4 - Vývoj podílu narozených mimo manželství v ČR dle krajů .....	136
Příloha 5 - Vývoj úhrnné plodnosti v ČR dle krajů .....	137
Příloha 6 – Test předpokladů a Tukeyův HSD test – obecná míra plodnosti .....	138
Příloha 7 – Test předpokladů a Tukeyův HSD test – věk matky při narození prvního dítěte .....	139
Příloha 8 – Test předpokladů a Tukeyův HSD test – legitimita .....	140
Příloha 9 – Test předpokladů – úhrnná plodnost .....	141
Příloha 10 - Výsledky exponenciálního vyrovnání pro hrubou míru porodnosti .....	142
Příloha 11 - Výsledky exponenciálního vyrovnání pro obecnou míru plodnosti .....	143
Příloha 12 - výsledky regrese a předpovědi pro věk prvorozené matky .....	144
Příloha 13 - Výsledky regrese a předpověď pro legitimitu .....	145
Příloha 14 - Výsledky regrese a předpověď pro úhrnnou plodnost .....	146
Příloha 15 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti mužů .....	147
Příloha 16 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti žen .....	148
Příloha 17 - Vývoj naděje dožití mužů .....	149
Příloha 18 - Vývoj naděje dožití žen .....	150
Příloha 19 - Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti .....	151
Příloha 20 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test - standardizovaná míra úmrtnosti u mužů .....	152
Příloha 21 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test – standardizovaná míra úmrtnosti u žen .....	153
Příloha 22 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test – naděje dožití u mužů .....	154
Příloha 23 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test – naděje dožití u žen .....	155
Příloha 24 - Test předpokladů a Kruskal-Wallisův test – kvocient kojenecké úmrtnosti ..	156
Příloha 25 - výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti mužů ..	158
Příloha 26 - Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti žen ...	159
Příloha 27 - výsledky regrese a předpověď pro naději dožití u mužů .....	160
Příloha 28 - Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití u žen .....	161
Příloha 29 - Výsledky regrese a předpověď pro kojeneckou míru úmrtnosti .....	162
Příloha 30 - Vývoj celkového migračního salda a salda vnitřního (PHA, STC, JHC, PLK, KVK, ULK, LBK, HKK, PAK) .....	163
Příloha 31 - Vývoj celkového salda a salda vnitřního (VYS, JHM, OLK, ZLK, MSK) ...	164
Příloha 32 - Věkový podíl migrujících v mezikrajské migraci .....	164
Příloha 33 - Obrat a saldo mezikrajské migrace v ČR .....	165
Příloha 34 - Podíl mužů a žen na mezikrajské migraci .....	166
Příloha 35 - Podíl mužů a žen na počtu všech přistěhovalých .....	166
Příloha 36 - Absolutní hodnoty mezikrajské migrace .....	167
Příloha 37 - Absolutní hodnoty přistěhovalých do ČR .....	167
Příloha 38 - Saldo zahraniční migrace a počet odstěhovaných z ČR .....	168
Příloha 39 - Věkový podíl migrujících u zahraniční migrace .....	168
Příloha 40 - Vývoj počtu přistěhovalých do ČR z vybraných států .....	169
Příloha 41 - Test předpokladů a Kruskal - Wallisův test - Celkové saldo .....	170
Příloha 42 - Test předpokladů a Kruskal-Wallisův test - Vnitřní saldo .....	172
Příloha 43 - Test předpokladů a Kruskal-Wallisův test – Zahraniční saldo .....	174

Příloha 44 - Exponenciální vyrovnání mezikrajské migrace a předpověď.....	176
Příloha 45 - Exponenciální vyrovnání poměru mužů na mezikrajské migraci a předpověď .....	177

Příloha 1 - Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR dle krajů

ROK	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	8,36	9,31	9,18	8,89	9,73	9,99	9,67	9,01	9,18	9,18	8,97	8,90	8,75	9,05	9,10
2003	8,66	9,40	9,18	8,98	9,53	10,18	9,47	9,30	9,17	9,23	8,92	9,16	8,69	9,16	9,18
2004	9,55	9,92	9,50	9,19	9,60	10,48	10,09	9,49	9,54	9,33	9,49	9,30	8,82	9,39	9,57
2005	10,15	10,53	9,79	9,89	9,93	10,60	9,97	9,87	9,71	9,94	9,86	9,68	9,60	9,73	9,99
2006	10,59	10,92	10,13	10,50	10,56	10,85	10,39	10,00	10,36	10,00	10,18	10,05	9,51	9,91	10,31
2007	11,03	12,03	10,96	10,95	11,30	11,77	11,68	11,12	11,22	10,48	10,90	10,82	10,27	10,70	11,10
2008	11,70	12,53	11,27	11,28	11,58	12,02	11,98	11,30	11,20	10,98	11,54	11,09	10,59	10,72	11,46
2009	11,66	12,28	11,03	11,23	11,15	11,51	11,88	11,29	10,94	10,57	11,43	11,11	10,28	10,60	11,28
2010	11,82	12,10	10,87	10,91	10,81	11,10	11,65	10,86	11,07	10,41	11,31	10,79	10,34	10,52	11,14
2011	11,28	11,41	10,03	9,74	9,93	10,43	10,62	9,81	10,29	9,91	10,65	9,88	9,47	9,58	10,35
2012	11,40	11,22	10,46	10,08	9,32	9,93	10,47	9,88	10,43	10,06	10,57	9,88	9,37	9,60	10,33
2013	11,14	10,96	10,02	9,62	9,39	9,76	10,34	9,87	9,84	9,64	10,61	9,93	9,56	9,48	10,16
2014	11,69	11,13	10,11	9,88	9,22	10,05	10,11	10,00	10,48	10,46	10,94	10,06	9,60	9,84	10,44
2015	11,69	11,06	10,36	10,18	9,15	10,10	10,66	10,13	10,27	10,50	10,88	10,23	10,03	9,76	10,51
2016	11,73	11,06	10,57	10,28	9,47	10,05	11,27	10,19	10,71	10,42	11,21	10,56	10,07	9,95	10,66
2017	11,91	11,42	10,76	10,47	9,30	10,28	10,78	10,35	10,39	10,69	11,44	10,55	10,47	10,00	10,80

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 2 - Vývoj obecné míry plodnosti v ČR dle krajů

ROK	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	33,60	37,80	36,50	36,00	38,00	39,70	38,50	36,80	37,10	37,10	35,90	35,30	34,80	35,80	36,40
2003	35,00	38,30	36,80	36,50	37,40	40,70	38,00	38,20	37,30	37,40	35,90	36,50	34,70	36,40	37,00
2004	38,80	40,50	38,20	37,60	37,80	42,10	40,70	39,20	39,00	37,90	38,30	37,30	35,40	37,40	38,70
2005	41,40	43,20	39,60	40,70	39,30	42,90	40,40	41,00	39,90	40,60	40,00	39,00	38,70	38,90	40,60
2006	43,10	44,90	41,20	43,40	42,00	44,20	42,20	41,90	42,80	41,00	41,50	40,70	38,60	39,80	42,10
2007	44,80	49,50	45,00	45,50	45,20	48,20	47,70	46,80	46,50	43,20	44,60	44,10	41,80	43,40	45,50
2008	47,50	51,60	46,60	47,00	46,60	49,60	49,10	47,70	46,70	45,50	47,40	45,60	43,40	43,70	47,20
2009	47,20	50,70	45,80	47,00	45,20	47,70	48,90	47,90	45,80	44,00	47,10	45,90	42,40	43,50	46,60
2010	47,70	50,00	45,40	45,90	44,10	46,20	48,20	46,30	46,60	43,60	46,80	44,90	43,00	43,40	46,20
2011	46,00	47,50	42,50	41,50	41,70	44,00	44,50	42,40	43,80	42,10	44,70	41,70	39,90	40,00	43,50
2012	46,70	47,00	44,70	43,30	39,50	42,20	44,20	43,00	44,80	43,20	44,70	42,00	39,90	40,50	43,70
2013	45,90	46,20	43,30	41,70	40,30	41,90	44,10	43,40	42,60	41,80	45,20	42,70	41,10	40,50	43,40
2014	48,50	47,40	44,20	43,40	40,10	43,70	43,60	44,50	45,90	45,90	47,10	43,80	41,90	42,60	45,10
2015	48,70	47,60	45,80	45,10	40,30	44,50	46,50	45,60	45,50	46,80	47,40	45,10	44,40	42,90	45,90
2016	49,10	48,00	47,30	46,00	42,20	44,70	49,70	46,40	48,00	47,00	49,30	47,10	45,10	44,30	47,00
2017	50,00	49,80	48,60	47,20	41,90	46,20	48,00	47,60	46,90	48,80	50,80	47,50	47,50	45,10	48,10

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 3 - Vývoj věku matky při narození prvního dítěte v ČR dle krajů

ROK	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	27,9	25,7	25,5	25,5	24,9	24,6	25,4	25,5	25,5	25,4	25,9	25,5	25,8	25,1	25,7
2003	28,2	26,2	26,0	25,9	25,2	25,0	25,9	26,0	25,9	25,7	26,3	26,1	26,2	25,4	26,1
2004	28,6	26,6	26,4	26,5	25,6	25,3	26,3	26,4	26,4	26,3	26,8	26,4	26,7	25,7	26,6
2005	29,0	27,1	26,8	26,8	25,8	25,7	26,7	26,7	26,6	26,6	27,0	26,8	27,0	26,1	26,9
2006	29,4	27,5	27,0	27,1	26,2	26,2	27,0	26,9	27,1	27,0	27,4	27,0	27,4	26,4	27,3
2007	29,7	27,9	27,1	27,3	26,4	26,3	27,2	27,3	27,2	27,0	27,6	27,3	27,7	26,7	27,6
2008	29,9	28,0	27,4	27,5	26,6	26,4	27,3	27,4	27,6	27,4	28,0	27,6	27,8	26,8	27,8
2009	30,1	28,2	27,6	27,5	26,7	26,5	27,5	27,7	27,5	27,6	28,2	27,7	27,9	26,9	27,9
2010	30,2	28,5	27,8	27,8	26,9	26,7	27,7	27,8	27,8	27,5	28,3	27,8	28,2	27,1	28,1
2011	30,5	28,6	28,0	27,9	27,0	26,7	27,9	28,2	27,9	27,9	28,6	28,0	28,6	27,2	28,3
2012	30,8	28,8	27,9	28,0	27,3	26,9	27,8	28,1	28,1	27,8	28,8	28,3	28,6	27,4	28,5
2013	30,9	29,0	28,3	28,2	27,1	27,2	28,2	28,2	28,3	28,2	28,9	28,4	28,7	27,6	28,7
2014	31,1	29,0	28,3	28,6	27,5	27,1	28,2	28,3	28,3	28,2	29,1	28,4	28,8	27,7	28,7
2015	31,1	29,1	28,3	28,6	27,7	27,3	28,3	28,4	28,3	28,4	29,2	28,4	29,0	28,0	28,9
2016	31,2	29,1	28,5	28,5	27,3	27,2	28,2	28,5	28,5	28,3	29,1	28,6	29,0	28,0	28,9
2017	31,1	29,1	28,6	28,7	27,7	27,4	28,6	28,6	28,3	28,2	29,3	28,6	28,9	28,2	28,9

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 4 - Vývoj podílu narozených mimo manželství v ČR dle krajů

ROK	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	23,59%	22,26%	21,86%	24,52%	43,83%	42,11%	31,90%	22,52%	20,59%	14,47%	20,02%	25,12%	15,07%	29,22%	25,28%
2003	25,44%	25,59%	26,13%	29,35%	46,69%	45,63%	34,29%	27,10%	23,83%	18,17%	23,39%	26,43%	18,22%	32,59%	28,51%
2004	27,29%	27,74%	28,56%	30,28%	47,34%	47,44%	36,02%	29,48%	25,39%	20,03%	24,97%	30,16%	20,30%	35,58%	30,55%
2005	27,96%	29,00%	29,43%	32,36%	49,22%	47,98%	37,86%	30,40%	27,79%	22,70%	26,37%	31,21%	21,50%	36,54%	31,71%
2006	30,04%	29,67%	33,05%	33,98%	50,87%	48,30%	38,09%	31,83%	30,01%	24,92%	27,81%	33,40%	23,50%	38,13%	33,32%
2007	30,76%	31,26%	33,13%	35,11%	50,71%	49,56%	40,18%	35,02%	30,01%	25,22%	28,75%	34,47%	25,80%	39,37%	34,49%
2008	32,58%	33,18%	35,57%	37,27%	53,75%	50,16%	40,33%	35,90%	32,65%	29,01%	30,64%	36,68%	27,89%	41,66%	36,34%
2009	33,67%	34,50%	38,01%	40,94%	54,98%	53,59%	44,58%	38,80%	35,68%	32,15%	33,76%	39,49%	30,55%	44,24%	38,83%
2010	35,31%	36,91%	40,44%	41,67%	58,33%	54,40%	45,47%	40,81%	38,05%	33,68%	35,77%	39,93%	31,92%	44,22%	40,26%
2011	36,58%	38,04%	42,53%	43,79%	58,26%	56,14%	47,40%	42,39%	39,83%	35,72%	36,70%	42,99%	32,72%	46,53%	41,80%
2012	37,44%	40,48%	43,71%	45,93%	58,65%	57,99%	48,43%	43,77%	41,58%	37,72%	38,45%	45,11%	35,52%	47,69%	43,37%
2013	38,72%	42,22%	45,75%	46,39%	60,69%	59,29%	49,79%	47,13%	44,28%	38,94%	39,62%	45,70%	37,29%	49,80%	44,96%
2014	40,58%	44,32%	48,41%	49,10%	61,58%	61,13%	51,95%	47,88%	45,34%	41,32%	41,44%	47,75%	38,96%	50,40%	46,67%
2015	41,24%	45,68%	48,29%	49,41%	62,61%	62,30%	53,66%	49,75%	47,19%	42,18%	43,07%	48,23%	40,48%	52,17%	47,83%
2016	41,00%	46,04%	49,53%	50,52%	64,40%	64,19%	54,19%	50,75%	47,89%	43,79%	42,96%	50,28%	41,66%	52,80%	48,58%
2017	41,26%	48,02%	50,58%	50,84%	60,08%	64,52%	55,44%	50,42%	48,85%	44,43%	43,63%	50,19%	42,85%	52,66%	49,03%

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)



Příloha 5 - Vývoj úhrnné plodnosti v ČR dle krajů

ROK	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	1,08	1,20	1,18	1,15	1,23	1,27	1,22	1,18	1,18	1,18	1,15	1,13	1,12	1,18	1,17
2003	1,10	1,21	1,17	1,16	1,21	1,30	1,20	1,22	1,18	1,19	1,14	1,16	1,11	1,20	1,18
2004	1,19	1,27	1,21	1,19	1,23	1,35	1,28	1,24	1,23	1,21	1,21	1,18	1,13	1,23	1,23
2005	1,24	1,34	1,26	1,29	1,28	1,38	1,27	1,30	1,26	1,29	1,26	1,23	1,23	1,28	1,28
2006	1,27	1,39	1,31	1,37	1,37	1,42	1,33	1,32	1,35	1,32	1,30	1,29	1,23	1,32	1,33
2007	1,30	1,52	1,44	1,44	1,47	1,56	1,51	1,49	1,48	1,39	1,40	1,40	1,34	1,44	1,44
2008	1,38	1,60	1,50	1,50	1,53	1,61	1,56	1,53	1,49	1,48	1,49	1,46	1,40	1,46	1,50
2009	1,37	1,58	1,49	1,51	1,50	1,58	1,58	1,56	1,48	1,45	1,49	1,49	1,39	1,47	1,49
2010	1,39	1,58	1,49	1,49	1,49	1,55	1,58	1,53	1,52	1,46	1,49	1,47	1,41	1,47	1,49
2011	1,35	1,52	1,41	1,37	1,43	1,51	1,48	1,42	1,46	1,42	1,44	1,39	1,34	1,38	1,43
2012	1,38	1,54	1,51	1,45	1,37	1,47	1,50	1,46	1,51	1,47	1,45	1,41	1,35	1,41	1,45
2013	1,36	1,54	1,48	1,41	1,42	1,48	1,51	1,49	1,45	1,44	1,48	1,45	1,40	1,41	1,46
2014	1,45	1,61	1,53	1,47	1,43	1,56	1,51	1,55	1,58	1,59	1,55	1,50	1,43	1,49	1,53
2015	1,47	1,64	1,60	1,56	1,45	1,61	1,63	1,60	1,58	1,63	1,58	1,56	1,53	1,50	1,57
2016	1,50	1,68	1,67	1,61	1,55	1,65	1,77	1,65	1,68	1,65	1,66	1,65	1,57	1,57	1,63
2017	1,55	1,78	1,74	1,67	1,55	1,72	1,73	1,72	1,68	1,73	1,73	1,68	1,67	1,60	1,69

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 6 – Test předpokladů a Tukeyův HSD test – obecná míra plodnosti

Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-obecná míra plodnosti)								
Označ. efekty jsou význ. na hlad. $p < ,05000$								
Proměnná	SČ efekt	SV efekt	PČ efekt	SČ chyba	SV chyba	PČ chyba	F	p
obecná míra plodnosti	48,23562	13	3,710432	909,4397	210	4,330665	0,856781	0,599577

Jednorozměrné testy významnosti pro obecná míra plodnosti (BOX-obecná míra plodnosti)					
Sigma-omezená parametrizace					
Dekompozice efektivní hypotézy					
Efekt	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	419888,8	1	419888,8	29962,56	0,000000
kraj	481,3	13	37,0	2,64	0,001938
Chyba	2942,9	210	14,0		

Tukeyův HSD test; proměnná obecná míra plodnosti (BOX-obecná míra plodnosti)															
Přibližné pravděpodobnosti pro post hoc testy															
Chyba: meziskup. PČ = 1,7386, sv = 195,00															
Č. buňky	kraj	{1}	{2}	{3}	{4}	{5}	{6}	{7}	{8}	{9}	{10}	{11}	{12}	{13}	{14}
1	PHA	44,625	46,250	43,219	42,988	41,350	44,281	44,644	43,669	43,700	42,869	44,169	42,450	40,788	41,137
2	STC	0,032624	0,032624	0,132166	0,029827	0,000023	0,999978	1,000000	0,734880	0,778003	0,012113	0,999475	0,000278	0,000023	0,000023
3	JHC	0,132166	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,001965	0,037251	0,000025	0,000027	0,000023	0,000685	0,000023	0,000023	0,000023
4	PLK	0,029827	0,000023	1,000000	0,004781	0,570583	0,118794	0,999547	0,999072	0,999973	0,743763	0,933011	0,000038	0,000685	0,000685
5	KVK	0,000023	0,000023	0,004781	0,029827	0,237005	0,026025	0,974223	0,962724	1,000000	0,384273	0,997114	0,000219	0,005609	0,005609
6	ULK	0,999978	0,001965	0,570583	0,237005	0,000023	0,999960	0,999960	0,989895	0,993809	0,127586	1,000000	0,006568	0,000023	0,000023
7	LBK	1,000000	0,037251	0,118794	0,026025	0,000023	0,999960	0,707537	0,752523	0,010426	0,999192	0,000233	0,000023	0,000023	0,000023
8	HKK	0,734880	0,000025	0,999547	0,974223	0,000077	0,989895	0,707537	1,000000	0,910780	0,998617	0,330906	0,000023	0,000027	0,000027
9	PAK	0,778003	0,000027	0,999072	0,962724	0,000081	0,993809	0,752523	1,000000	0,884137	0,999298	0,289549	0,000023	0,000026	0,000026
10	VYS	0,012113	0,000023	0,999973	1,000000	0,067079	0,127586	0,010426	0,910780	0,884137	0,230033	0,999794	0,000685	0,014748	0,014748
11	JHM	0,999475	0,000685	0,743763	0,384273	0,000023	1,000000	0,999192	0,998617	0,999298	0,230033		0,016250	0,000023	0,000023
12	OLK	0,000278	0,000023	0,933011	0,997114	0,510171	0,006568	0,000233	0,330906	0,289549	0,999794	0,016250	0,024857	0,024857	0,216497
13	ZLK	0,000023	0,000023	0,000038	0,000219	0,995484	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000685	0,000023	0,024857	0,000023	0,999973
14	MSK	0,000023	0,000023	0,000685	0,005609	1,000000	0,000023	0,000023	0,000027	0,000026	0,014748	0,000023	0,216497	0,999973	

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica)

Příloha 7 – Test předpokladů a Tukeyův HSD test – věk matky při narození prvního dítěte

Proměnná	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-věk matky) Označ. efekty jsou význ. na hlad. p < ,05000							
	SC efekt	SV efekt	PC efekt	SC chyba	SV chyba	PC chyba	F	p
Věk matky při narození prvního dítěte	1,044919	13	0,080378	59,81936	210	0,284854	0,282174	0,993730

Jednorozměrné testy významnosti pro Věk matky při narození prvního dítěte (BOX-věk matky) Sigma-omezená parametrizace Dekompozice efektivní hypotézy					
Efekt	SC	Stupně volnosti	PC	F	p
Abs. člen	170363,9	1	170363,9	179858,4	0,00
kraj	147,2	13	11,3	12,0	0,00
Chyba	198,9	210	0,9		

Tukeyův HSD test; proměnná Věk matky při narození prvního dítěte (BOX-věk matky) Přibližné pravděpodobnosti pro post hoc testy Chyba: meziskup. PC = ,01518, sv = 195,00															
Č. buňky	kraj	{1}	{2}	{3}	{4}	{5}	{6}	{7}	{8}	{9}	{10}	{11}	{12}	{13}	{14}
1	PHA	29,988	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
2	STC	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	1,000000	0,000023	0,133239	0,000023
3	JHC	0,000023	0,000023		0,991379	0,000023	0,000023	0,845283	0,999984	1,000000	0,190660	0,000023	0,762466	0,000023	0,000023
4	PLK	0,000023	0,000023	0,991379		0,000023	0,000023	0,090065	0,999999	0,951899	0,002569	0,000023	0,999984	0,000023	0,000023
5	KVK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000111	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
6	ULK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000111		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
7	LBK	0,000023	0,000023	0,845283	0,090065	0,000023	0,000023		0,351267	0,951899	0,999306	0,000023	0,008087	0,000023	0,000023
8	HKK	0,000023	0,000023	0,999984	0,999999	0,000023	0,000023	0,351267		0,999306	0,023103	0,000023	0,991379	0,000023	0,000023
9	PAK	0,000023	0,000023	1,000000	0,951899	0,000023	0,000023	0,951899	0,999306		0,351267	0,000023	0,557952	0,000023	0,000023
10	VYS	0,000023	0,000023	0,190660	0,002569	0,000023	0,000023	0,999306	0,023103	0,351267		0,000023	0,000111	0,000023	0,000023
11	JHM	0,000023	1,000000	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,090065	0,000023
12	OLK	0,000023	0,000023	0,762466	0,999984	0,000023	0,000023	0,008087	0,991379	0,557952	0,000111	0,000023		0,000023	0,000023
13	ZLK	0,000023	0,133239	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,090065	0,000023		0,000023
14	MSK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica)

Příloha 8 – Test předpokladů a Tukeyův HSD test – legitimita

Proměnná	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-legitimita) Označ. efekty jsou význ. na hlad. $p < ,05000$							
	SČ efekt	SV efekt	PČ efekt	SČ chyba	SV chyba	PČ chyba	F	p
podíl narozených mimo manželství	184,3252	13	14,17886	3182,376	210	15,15417	0,935641	0,516970

Proměnná	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-úhrnná plodnost) Označ. efekty jsou význ. na hlad. $p < ,05000$							
	SČ efekt	SV efekt	PČ efekt	SČ chyba	SV chyba	PČ chyba	F	p
úhrnná plodnost	0,045093	13	0,003469	1,693885	210	0,008066	0,430034	0,957636

Č. buňky	kraj	Tukeyův HSD test, proměnná podíl narozených mimo manželství (BOX-legitimita) Přibližné pravděpodobnosti pro post hoc testy Chyba: meziskup. PČ = 1,6629, sv = 195,00													
		{1}	{2}	{3}	{4}	{5}	{6}	{7}	{8}	{9}	{10}	{11}	{12}	{13}	{14}
1	PHA	33,966	35,932	38,436	40,091	55,124	54,046	44,349	38,997	36,185	31,561	33,584	39,196	30,264	43,350
2	STC	0,001345	0,001345	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000117	0,000034	0,999906	0,000023	0,000023	0,000023
3	JHC	0,000023	0,000026	0,000026	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,999999	0,000023	0,000044	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
4	PLK	0,000023	0,000023	0,019908	0,019908	0,000023	0,000023	0,000023	0,994577	0,000088	0,000023	0,000023	0,927483	0,000023	0,000023
5	KVK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,505297	0,505297	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
6	ULK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,505297	0,505297	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
7	LBK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,636539
8	HKK	0,000023	0,000023	0,994577	0,479827	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	1,000000	0,000023	0,000023
9	PAK	0,000117	0,999999	0,000088	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000024	0,000023	0,000023	0,000023
10	VYS	0,000034	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000773	0,000773	0,000023	0,202412	0,000023
11	JHM	0,999906	0,000044	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000024	0,000773	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
12	OLK	0,000023	0,000023	0,927483	0,790873	0,000023	0,000023	0,000023	1,000000	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
13	ZLK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,202412	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
14	MSK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,636539	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica)

Příloha 9 – Test předpokladů – úhrnná plodnost

Proměnná	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-úhrnná plodnost) Označ. efekty jsou význ. na hlad. $p < ,05000$							
	SČ efekt	SV efekt	PČ efekt	SČ chyba	SV chyba	PČ chyba	F	p
úhrnná plodnost	0,045093	13	0,003469	1,693885	210	0,008066	0,430034	0,957636

Efekt	Jednorozměrné testy významnosti pro úhrnná plodnost (BOX-úhrnná plodnost) Sigma-omezená parametrizace Dekompozice efektivní hypotézy				
	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	456,5716	1	456,5716	18891,45	0,000000
kraj	0,4825	13	0,0371	1,54	0,106641
Chyba	5,0753	210	0,0242		

(Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica)

Příloha 10 - Výsledky exponenciálního vyrovnaní pro hrubou míru porodnosti

		Exp. vyrovnáv.: S0=9,043 T0=,1133 (hrubá míra porodnosti) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 hrubá míra	
Souhrn chyb		Chyba	
Průměrná chyba		-0,00354166666667	
Prům. absolut. chyba		0,24645833333333	
Součet čtverců		1,83234444444445	
Průměrný čtverec		0,11452152777778	
Průměrná procentuální		-0,04243384641028	
Prům. abs. perc. chyba		2,34256564202405	
		Exp. vyrovnáv.: S0=9,043 T0=,1133 (hrubá míra porodnosti) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 hrubá míra	
Případ	hrubá míra	Vyhlaz. Řady	Rezidua
1	9,10000	9,15667	-0,056667
2	9,18000	9,21333	-0,033333
3	9,57000	9,29333	0,276667
4	9,99000	9,68333	0,306667
5	10,31000	10,10333	0,206667
6	11,10000	10,42333	0,676667
7	11,46000	11,21333	0,246667
8	11,28000	11,57333	-0,293333
9	11,14000	11,39333	-0,253333
10	10,35000	11,25333	-0,903333
11	10,33000	10,46333	-0,133333
12	10,16000	10,44333	-0,283333
13	10,44000	10,27333	0,166667
14	10,51000	10,55333	-0,043333
15	10,66000	10,62333	0,036667
16	10,80000	10,77333	0,026667
17		10,91333	
18		11,02667	
19		11,14000	
20		11,25333	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, software Statistica)

Příloha 11 - Výsledky exponenciálního vyrovnání pro obecnou míru plodnosti

		Exp. vyrovnáv.: S0=36,01 T0=,7800 (obecná míra plodnosti) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 obecná míra	
Souhrn chyb		Chyba	
Průměrná chyba		-0,0243750000000	
Prům. absolut. chyba		1,0093750000000	
Součet čtverců		28,4761000000000	
Průměrný čtverec		1,7797562500000	
Průměrná procentuální		-0,0566253509732	
Prům. abs. perc. chyba		2,3045135723442	
		Exp. vyrovnáv.: S0=36,01 T0=,7800 (obecná míra plodnosti) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 obecná míra	
Případ	obecná míra	Vyhlaz. Řady	Rezidua
1	36,40000	36,79000	-0,39000
2	37,00000	37,18000	-0,18000
3	38,70000	37,78000	0,92000
4	40,60000	39,48000	1,12000
5	42,10000	41,38000	0,72000
6	45,50000	42,88000	2,62000
7	47,20000	46,28000	0,92000
8	46,60000	47,98000	-1,38000
9	46,20000	47,38000	-1,18000
10	43,50000	46,98000	-3,48000
11	43,70000	44,28000	-0,58000
12	43,40000	44,48000	-1,08000
13	45,10000	44,18000	0,92000
14	45,90000	45,88000	0,02000
15	47,00000	46,68000	0,32000
16	48,10000	47,78000	0,32000
17		48,88000	
18		49,66000	
19		50,44000	
20		51,22000	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, software Statistica)

Příloha 12 - výsledky regrese a předpovědi pro věk prvorozené matky

Výsledky regrese se závislou proměnnou : Věk matky (Tabulka66) R= ,99772913 R2= ,99546341 Upravené R2= ,99476547 F(2,13)=1426,3 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : ,07456						
N=16	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(13)	p-hodn.
Abs. člen			25,34054	0,063718	397,7001	0,000000
t	2,02970	0,079700	0,43933	0,017251	25,4668	0,000000
V2**2	-1,09616	0,079700	-0,01357	0,000987	-13,7536	0,000000

Předpovězené hodnoty (Tabulka66) proměnné: Věk matky			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,439331	17,0000	7,46863
V2**2	-0,013568	289,0000	-3,92113
Abs. člen			25,34054
Předpověď			28,88804
-95,0%LS			28,75038
+95,0%LS			29,02569

Předpovězené hodnoty (Tabulka66) proměnné: Věk matky			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,439331	18,0000	7,90796
V2**2	-0,013568	324,0000	-4,39601
Abs. člen			25,34054
Předpověď			28,85249
-95,0%LS			28,67890
+95,0%LS			29,02608

Předpovězené hodnoty (Tabulka66) proměnné: Věk matky			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,439331	19,0000	8,34729
V2**2	-0,013568	361,0000	-4,89802
Abs. člen			25,34054
Předpověď			28,78981
-95,0%LS			28,57530
+95,0%LS			29,00431

Předpovězené hodnoty (Tabulka66) proměnné: Věk matky			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,439331	20,0000	8,78662
V2**2	-0,013568	400,0000	-5,42717
Abs. člen			25,34054
Předpověď			28,69999
-95,0%LS			28,43984
+95,0%LS			28,96014

(Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ, software Statistica)



Výsledky regrese se závislou proměnnou : Legitimita (Tabulka84) R= ,99787066 R2= ,99574585 Upravené R2= ,99509137 F(2,13)=1521,4 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : ,00535						
N=16	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(13)	p-hodn.
Abs.člen			0,237511	0,004573	51,93355	0,000000
t	1,312139	0,077179	0,021051	0,001238	17,00126	0,000000
V2**2	-0,326293	0,077179	-0,000299	0,000071	-4,22774	0,000987

Předpovězené hodnoty (Tabulka84) proměnné: Legitimita			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,021051	17,0000	0,357868
V2**2	-0,000299	289,0000	-0,086513
Abs. člen			0,237511
Předpověď			0,508866
-95,0%LS			0,498986
+95,0%LS			0,518746
Předpovězené hodnoty (Tabulka84) proměnné: Legitimita			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,021051	18,0000	0,378919
V2**2	-0,000299	324,0000	-0,096990
Abs. člen			0,237511
Předpověď			0,519440
-95,0%LS			0,506980
+95,0%LS			0,531899
Předpovězené hodnoty (Tabulka84) proměnné: Legitimita			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,021051	19,0000	0,399970
V2**2	-0,000299	361,0000	-0,108066
Abs. člen			0,237511
Předpověď			0,529415
-95,0%LS			0,514019
+95,0%LS			0,544811
Předpovězené hodnoty (Tabulka84) proměnné: Legitimita			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,021051	20,0000	0,421021
V2**2	-0,000299	400,0000	-0,119741
Abs. člen			0,237511
Předpověď			0,538791
-95,0%LS			0,520119
+95,0%LS			0,557463

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)

Výsledky regrese se závislou proměnnou : úhrnná plodnost (úhrnná plodnost) R= ,93020741 R2= ,86528582 Upravené R2= ,85566338 F(1,14)=89,924 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : ,05831						
N=16	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(14)	p-hodn.
Abs.člen			1,174500	0,030576	38,41281	0,000000
t	0,930207	0,098094	0,029985	0,003162	9,48281	0,000000

Předpovězené hodnoty (úhrnná plodnost) proměnné: úhrnná plodnost			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,029985	17,00000	0,509750
Abs. člen			1,174500
Předpověď			1,684250
-95,0%LS			1,618672
+95,0%LS			1,749828
Předpovězené hodnoty (úhrnná plodnost) proměnné: úhrnná plodnost			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,029985	18,00000	0,539735
Abs. člen			1,174500
Předpověď			1,714235
-95,0%LS			1,642622
+95,0%LS			1,785848
Předpovězené hodnoty (úhrnná plodnost) proměnné: úhrnná plodnost			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,029985	19,00000	0,569721
Abs. člen			1,174500
Předpověď			1,744221
-95,0%LS			1,666450
+95,0%LS			1,821992
Předpovězené hodnoty (úhrnná plodnost) proměnné: úhrnná plodnost			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,029985	20,00000	0,599706
Abs. člen			1,174500
Předpověď			1,774206
-95,0%LS			1,690181
+95,0%LS			1,858231

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)

Příloha 15 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti mužů

Rok	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	1020,1	1158,0	1074,3	1154,6	1156,4	1386,0	1228,6	1073,8	1102,3	1067,1	1109,9	1164,4	1100,6	1267,1	1146,2
2003	1024,7	1206,2	1121,8	1168,3	1179,3	1353,2	1180,4	1099,6	1119,2	1117,9	1115,6	1133,8	1176,5	1296,1	1164,8
2004	963,7	1133,3	1093,2	1128,2	1201,6	1290,0	1133,2	1042,9	1073,4	1028,3	1056,0	1050,9	1115,7	1240,8	1106,5
2005	916,6	1112,3	1037,7	1012,8	1115,9	1253,8	1107,3	1006,0	1063,1	1074,8	1061,7	1050,4	1155,6	1165,0	1076,6
2006	875,2	1035,1	980,0	1040,1	1116,7	1191,1	1035,9	960,3	1027,1	969,3	1016,7	1003,1	1035,7	1125,1	1024,1
2007	850,2	1020,1	945,9	949,3	1016,6	1159,0	1021,1	921,0	962,5	955,6	985,1	998,0	987,5	1096,3	991,2
2008	817,8	980,6	971,8	964,6	1069,0	1117,0	1004,4	877,8	918,7	899,4	927,4	949,4	1019,2	1096,1	966,5
2009	810,3	985,2	942,4	931,6	1071,7	1145,1	962,6	930,1	913,9	912,1	917,5	964,0	989,2	1080,9	962,5
2010	808,2	943,0	920,5	898,6	1031,1	1097,3	913,0	859,8	908,9	900,9	901,8	965,7	969,6	1084,9	940,8
2011	774,0	930,9	903,1	888,6	974,4	1055,9	895,4	879,2	912,7	869,4	868,0	927,4	965,6	1054,7	918,4
2012	773,9	905,9	891,8	889,9	935,4	1042,2	912,9	863,5	885,6	877,8	865,3	927,0	922,9	1000,1	903,1
2013	751,7	913,4	862,9	862,1	967,9	1055,8	906,5	839,6	863,6	840,4	840,2	935,7	923,2	991,6	892,2
2014	726,5	841,0	852,5	798,0	924,1	992,1	878,7	797,0	817,1	809,4	807,1	885,3	872,6	968,3	849,8
2015	738,2	860,0	873,7	851,3	917,5	1008,8	878,1	806,8	842,1	795,8	819,5	906,4	868,2	972,6	864,0
2016	713,7	819,3	794,4	844,7	901,7	965,6	832,4	754,7	805,4	750,4	795,6	861,8	866,2	935,9	828,5
2017	694,6	830,0	818,8	827,3	933,8	962,5	874,4	758,1	789,6	794,1	813,2	864,6	845,6	934,7	832,6

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 16 - Vývoj standardizované míry úmrtnosti žen

Rok	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	649,3	711,4	660,4	684,2	719,2	811,6	720,3	646,7	684,6	670,0	644,2	676,0	633,8	718,7	685,8
2003	650,8	743,1	693,2	727,0	802,9	808,4	721,7	677,3	691,1	679,4	655,5	667,0	685,8	726,9	703,5
2004	613,1	702,1	659,7	682,0	711,1	769,6	683,7	648,4	661,6	616,9	615,4	641,4	616,3	685,7	661,8
2005	604,7	711,7	654,9	673,7	708,1	762,1	642,2	626,5	618,0	650,8	619,5	621,7	623,3	689,3	657,2
2006	566,0	631,6	606,2	652,3	666,7	712,0	598,7	619,9	611,2	544,9	575,7	594,3	588,8	646,6	613,2
2007	549,7	613,8	599,9	601,8	646,9	693,1	618,2	582,3	593,3	539,4	573,1	576,1	567,9	617,3	595,4
2008	535,8	595,7	578,0	585,6	620,8	680,7	585,6	556,2	577,6	535,5	526,4	574,2	541,7	614,7	576,7
2009	529,3	599,9	581,4	582,2	638,2	656,4	583,6	570,8	532,4	540,7	533,4	585,9	547,6	620,4	576,5
2010	499,1	569,5	556,4	563,1	616,5	664,6	564,8	518,9	573,3	525,5	521,6	559,9	519,0	596,4	557,1
2011	496,5	564,8	534,3	560,1	603,7	646,8	540,8	516,9	550,8	519,9	497,3	534,6	515,8	594,8	545,5
2012	501,5	565,5	534,6	543,0	607,6	633,6	548,7	528,3	548,3	516,0	493,2	527,7	502,1	586,8	542,6
2013	479,5	546,7	546,2	551,4	588,6	653,7	527,4	519,0	535,6	491,6	485,8	527,4	523,6	575,3	535,8
2014	477,4	511,2	496,3	511,0	576,4	610,0	512,7	477,2	488,3	442,6	462,1	472,6	498,6	550,7	504,5
2015	474,9	530,8	537,7	550,1	592,3	623,8	531,0	488,6	502,0	477,6	483,1	529,4	493,4	559,3	523,2
2016	463,8	505,4	485,0	508,1	539,5	603,4	502,9	479,2	475,3	456,5	458,3	491,5	466,2	530,1	496,0
2017	455,6	513,9	490,7	510,5	591,2	601,6	523,2	460,3	482,2	456,9	461,7	510,9	485,9	542,3	502,6

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 17 - Vývoj naděje dožití mužů

ROK	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002-2003	73,7	71,9	72,5	72,3	71,5	69,7	71,6	73,1	72,7	72,8	72,6	72,1	72,1	70,7	72,1
2003-2004	74,1	72,0	72,8	72,3	71,3	70,2	72,2	73,2	72,9	73,2	72,9	72,6	71,9	70,9	72,3
2004-2005	74,7	72,5	73,2	73,0	71,8	70,8	72,6	73,9	73,1	73,4	73,1	73,0	72,0	71,3	72,7
2005-2006	75,2	73,0	73,8	73,5	72,2	71,2	73,0	74,4	73,4	73,8	73,2	73,2	72,6	71,9	73,2
2006-2007	75,6	73,5	74,3	74,0	72,6	71,4	73,1	74,7	73,8	74,3	73,6	73,4	73,4	72,2	73,6
2007-2008	75,9	73,7	74,2	74,4	72,8	71,8	73,2	75,1	74,3	74,5	74,2	73,7	73,4	72,3	73,8
2008-2009	76,2	74,0	74,4	74,5	72,6	72,1	73,7	75,1	74,7	74,9	74,6	73,8	73,4	72,5	74,0
2009-2010	76,3	74,3	74,7	74,9	72,7	72,2	74,3	75,2	74,7	75,1	74,8	73,9	73,6	72,7	74,2
2010-2011	76,5	74,7	74,9	75,1	73,4	72,7	74,7	75,4	74,7	75,4	75,2	74,2	73,8	72,8	74,5
2011-2012	76,9	74,9	75,0	75,2	74,1	73,0	74,9	75,6	74,8	75,5	75,3	74,4	74,3	73,3	74,8
2012-2013	77,2	75,1	75,3	75,6	74,3	72,9	74,9	75,9	75,2	75,8	75,5	74,4	74,7	73,7	75,0
2013-2014	77,4	75,6	75,6	76,1	74,2	73,4	75,2	76,2	75,9	76,2	75,9	74,8	75,0	73,9	75,4
2014-2015	77,5	76,0	75,6	76,1	74,4	73,8	75,4	76,5	76,2	76,5	76,3	75,1	75,4	74,1	75,6
2015-2016	77,7	76,1	76,0	76,0	74,6	73,8	75,7	76,8	76,3	77,0	76,4	75,2	75,4	74,2	75,8
2016-2017	78,1	76,3	76,4	76,2	74,4	74,1	75,7	77,2	76,6	77,0	76,5	75,5	75,5	74,5	76,0

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 18 - Vývoj naděje dožití žen

ROK	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002-2003	79,3	78,3	79,0	78,7	77,3	76,9	78,2	79,1	79,1	79,2	79,4	79,0	79,2	78,2	78,6
2003-2004	79,7	78,5	79,2	78,6	77,3	77,2	78,5	79,2	79,2	79,6	79,7	79,4	79,6	78,4	78,9
2004-2005	80,1	78,7	79,4	79,2	78,1	77,3	79,0	79,8	79,8	79,7	79,9	79,6	79,9	78,6	79,2
2005-2006	80,5	79,2	79,6	79,3	78,5	77,6	79,7	80,0	80,0	80,2	80,2	79,8	79,9	78,9	79,5
2006-2007	80,8	79,8	80,0	79,7	79,0	78,2	79,8	80,1	80,1	81,1	80,5	80,3	80,3	79,3	79,9
2007-2008	81,0	80,0	80,2	80,1	79,3	78,4	79,9	80,5	80,5	81,2	80,8	80,3	80,6	79,5	80,2
2008-2009	81,1	80,1	80,3	80,2	79,2	78,6	80,2	80,7	80,7	81,1	81,1	80,1	80,9	79,5	80,3
2009-2010	81,4	80,3	80,5	80,3	79,0	78,7	80,3	80,9	80,9	81,2	81,2	80,3	81,1	79,7	80,4
2010-2011	81,7	80,6	80,8	80,5	79,5	78,9	80,6	81,3	81,3	81,4	81,5	80,8	81,4	79,9	80,7
2011-2012	81,9	80,7	81,1	80,9	79,7	79,1	80,8	81,4	81,4	81,4	81,8	81,1	81,5	79,9	80,9
2012-2013	82,0	80,9	81,0	81,1	79,9	79,2	81,0	81,4	81,4	81,8	82,0	81,2	81,5	80,1	81,0
2013-2014	82,3	81,5	81,4	81,4	80,2	79,4	81,5	81,9	81,9	82,5	82,3	81,8	81,5	80,5	81,4
2014-2015	82,4	81,5	81,5	81,4	80,2	79,7	81,4	82,2	82,2	82,6	82,4	81,7	81,8	80,8	81,6
2015-2016	82,5	81,5	81,6	81,4	80,5	79,7	81,5	82,0	82,0	82,4	82,4	81,5	82,2	81,0	81,6
2016-2017	82,7	81,6	82,1	81,7	80,5	79,8	81,7	82,4	82,4	82,7	82,7	81,8	82,3	81,1	81,8

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Priloha 19 - Vyojy kvocientu kojenecké úmrtnosti

Rok	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK	ČR
2002	3,9	2,7	4,9	2,9	3,1	5,0	5,6	4,0	4,9	5,5	3,8	4,0	2,7	5,2	4,1
2003	2,5	3,1	3,5	4,9	8,3	6,4	3,7	3,5	3,4	3,0	3,7	3,2	3,7	4,2	3,9
2004	3,1	3,6	2,4	4,4	5,9	5,2	3,2	5,4	3,7	2,5	2,3	4,9	3,3	4,2	3,7
2005	1,9	2,8	3,4	2,9	4,0	7,4	5,4	2,2	2,9	3,6	3,0	3,2	3,0	3,2	3,4
2006	2,6	2,4	2,2	3,1	2,2	5,5	3,4	3,1	2,9	2,7	3,7	5,1	2,5	4,1	3,3
2007	2,2	2,5	3,2	1,6	5,8	5,2	3,0	2,9	2,6	4,3	3,7	2,6	3,6	2,7	3,1
2008	1,5	2,7	2,7	2,7	3,1	4,2	3,6	1,9	4,0	2,1	2,8	2,5	2,1	4,0	2,8
2009	2,3	2,9	2,3	2,0	4,1	3,9	2,9	1,4	2,7	2,0	2,7	4,8	3,6	3,1	2,9
2010	2,7	2,1	2,9	2,9	4,5	4,9	1,6	2,7	2,1	1,5	2,0	2,8	3,3	2,7	2,7
2011	1,9	2,2	2,2	2,3	6,0	4,6	3,4	2,6	3,0	2,8	2,4	2,7	3,2	2,5	2,7
2012	1,6	2,1	2,7	2,6	3,2	4,0	2,8	3,3	3,0	2,3	3,5	2,5	2,5	2,2	2,6
2013	1,6	1,6	3,0	2,5	1,1	3,6	4,4	2,0	2,0	1,2	2,3	3,0	3,9	3,3	2,5
2014	1,1	2,1	2,2	1,9	4,0	3,9	2,5	2,4	2,2	2,4	3,4	2,2	3,8	1,8	2,4
2015	1,8	2,3	3,2	2,2	3,3	4,5	2,1	1,8	1,9	2,4	1,7	2,2	3,6	2,7	2,5
2016	2,0	2,8	3,6	2,2	4,3	5,2	2,6	3,2	1,8	2,3	2,0	2,8	2,2	3,4	2,8
2017	1,6	2,0	2,3	3,5	5,1	4,5	3,8	2,8	2,0	1,5	2,3	2,8	3,3	3,1	2,7

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 20 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test – standardizovaná míra úmrtnosti u mužů

Proměnná	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-standardizovaná míra úmrtnosti (muži))							
	SČ efekt	SV efekt	PČ efekt	SČ chyba	SV chyba	PČ chyba	F	p
standardizovaná míra úmrtnosti (muži)	21171,89	13	1628,607	783845,8	210	3732,599	0,436320	0,955030

Č. buňky	kraj	Tukeyův HSD test; proměnná standardizovaná míra úmrtnosti (muži) (BOX-standardizovaná míra úmrtnosti (muži))													
		{1}	{2}	{3}	{4}	{5}	{6}	{7}	{8}	{9}	{10}	{11}	{12}	{13}	{14}
		828,71	979,64	942,80	950,62	1032,1	1129,7	985,31	904,39	937,83	916,42	931,29	974,14	989,59	1075,4
1	PHA		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
2	STC	0,000023		0,001872	0,052968	0,000023	0,000023	0,999995	0,000023	0,000150	0,000023	0,000025	0,999996	0,997341	0,000023
3	JHC	0,000023	0,001872		0,999792	0,000023	0,000023	0,000108	0,000854	0,999999	0,126868	0,989221	0,021985	0,000029	0,000023
4	PLK	0,000023	0,052968	0,999792		0,000023	0,000023	0,005232	0,000032	0,972739	0,006486	0,612968	0,277234	0,000643	0,000023
5	KVK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000029	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000110	0,000075
6	ULK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
7	LBK	0,000023	0,999995	0,000108	0,005232	0,000029	0,000023		0,000023	0,000027	0,000023	0,000023	0,991853	1,000000	0,000023
8	HKK	0,000023	0,000023	0,000854	0,000032	0,000023	0,000023	0,000023		0,009116	0,983987	0,108053	0,000023	0,000023	0,000023
9	PAK	0,000023	0,000150	0,999999	0,972739	0,000023	0,000023	0,000027	0,009116		0,436089	0,999973	0,002444	0,000023	0,000023
10	VYS	0,000023	0,000023	0,126868	0,006486	0,000023	0,000023	0,000023	0,983987	0,436089		0,913364	0,000023	0,000023	0,000023
11	JHM	0,000023	0,000025	0,989221	0,612968	0,000023	0,000023	0,000023	0,108053	0,999973	0,913364		0,000092	0,000023	0,000023
12	OLK	0,000023	0,999996	0,021985	0,277234	0,000023	0,000023	0,991853	0,000023	0,002444	0,000023	0,000092		0,886991	0,000023
13	ZLK	0,000023	0,997341	0,000029	0,000643	0,000110	0,000023	1,000000	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,886991		0,000023
14	MSK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000075	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	

Efekt	Jednorozměrné testy významnosti pro standardizovaná míra úmrtnosti (muži) (BOX-standardizovaná míra úmrtnosti (muži))				
	SČ	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	210696615	1	210696615	16802,26	0,000000
kraj	1151718	13	88594	7,07	0,000000
Chyba	2633354	210	12540		

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)



Příloha 21 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test – standardizovaná míra úmrtnosti u žen

	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-standardizovaná míra úmrtnosti (ženy)) Efekt: kraj Stupně volnosti pro všechna F: 13, 210			
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
standardizovaná míra úmrtnosti (ženy)	268,9370	1399,779	0,192128	0,999136

	Jednorozměrné testy významnosti pro standardizovaná míra úmrtnosti (ženy) (BOX-standardizovaná míra úmrtnosti (ženy)) Sigma-omezená parametrizace Dekompozice efektivní hypotézy				
Efekt	SC	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	75976526	1	75976526	16194,45	0,000000
kraj	369861	13	28451	6,06	0,000000
Chyba	985219	210	4692		

	Tukeyův HSD test: proměnná standardizovaná míra úmrtnosti (ženy) (BOX-standardizovaná míra úmrtnosti (ženy)) Přibližné pravděpodobnosti pro post hoc testy Chyba: meziskup. PČ = 168,37, sv = 195,00														
Č. buňky	kraj	{1}	{2}	{3}	{4}	{5}	{6}	{7}	{8}	{9}	{10}	{11}	{12}	{13}	{14}
1	PHA	534,19	601,07	575,93	592,88	639,36	683,21	587,84	556,70	569,56	539,99	537,43	568,14	551,96	615,24
2	STC	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000099	0,000023	0,992936	0,999987	0,000023	0,008123	0,000023
3	JHC	0,000023	0,000026		0,015792	0,000023	0,000023	0,184884	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,108988
4	PLK	0,000023	0,883433	0,015792		0,000023	0,000023	0,342255	0,000023	0,983275	0,000023	0,000023	0,917359	0,000037	0,000023
5	KVK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,998238	0,000023	0,000053	0,000023	0,000023	0,000029	0,000023	0,000113
6	ULK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000035
7	LBK	0,000023	0,184884	0,342255	0,998238	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
8	HKK	0,000099	0,000023	0,002242	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,222985	0,019004	0,002166	0,411661	0,999056	0,000023
9	PAK	0,000023	0,000023	0,983275	0,000053	0,000023	0,000023	0,005225	0,222985		0,000023	0,000023	1,000000	0,009346	0,000023
10	VYS	0,992936	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,019004	0,000023		0,999999	0,000023	0,334330	0,000023
11	JHM	0,999987	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,002166	0,000023	0,999999		0,000023	0,087720	0,000023
12	OLK	0,000023	0,000023	0,917359	0,000029	0,000023	0,000023	0,001449	0,411661	1,000000	0,000023	0,000023		0,028258	0,000023
13	ZLK	0,008123	0,000023	0,000037	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,999056	0,009346	0,334330	0,087720	0,028258		0,000023
14	MSK	0,000023	0,108988	0,000023	0,000113	0,000035	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Priloha 22 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test – naděje dožití u mužů

Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-naděje dožití (muži))				
Efekt: kraj				
Stupně volnosti pro všechna F: 13, 196				
	PČ	PČ	F	p
	Efekt	Chyba		
naděje dožití (muži)	0,183328	0,451580	0,405971	0,966586

Jednorozměrné testy významnosti pro naděje dožití (muži) (BOX-naděje dožití (muži))					
Sigma-omezená parametrizace					
Dekompozice efektivní hypotézy					
Efekt	SC	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	1156639	1	1156639	715582,2	0,000000
kraj	211	13	16	10,0	0,000000
Chyba	317	196	2		

Tukeyův HSD test: proměnná naděje dožití (muži) (BOX-naděje dožití (muži))															
Přibližné pravděpodobnosti pro post hoc testy															
Chyba: meziskup. PČ = ,04343, sv = 182,00															
Č. buňky	kraj	{1}	{2}	{3}	{4}	{5}	{6}	{7}	{8}	{9}	{10}	{11}	{12}	{13}	{14}
		76,202	74,245	74,584	74,615	73,122	72,212	74,023	75,213	74,634	75,037	74,667	73,954	73,777	72,720
1	PHA		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
2	STC	0,000023		0,000725	0,000116	0,000023	0,000023	0,167784	0,000023	0,000048	0,000023	0,000025	0,009617	0,000023	0,000023
3	JHC	0,000023	0,000725		1,000000	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,999994	0,000023	0,998303	0,000023	0,000023	0,000023
4	PLK	0,000023	0,000116	1,000000		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	1,000000	0,000026	0,999992	0,000023	0,000023	0,000023
5	KVK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000032
6	ULK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
7	LBK	0,000023	0,167784	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,999773	0,072915	0,000023
8	HKK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,542732	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
9	PAK	0,000023	0,000048	0,999994	1,000000	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000033	1,000000	0,000023	0,000023	0,000023
10	VYS	0,000023	0,000023	0,000023	0,000026	0,000023	0,000023	0,000023	0,542732	0,000033		0,000122	0,000023	0,000023	0,000023
11	JHM	0,000023	0,000025	0,998303	0,999992	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	1,000000	0,000122		0,000023	0,000023	0,000023
12	OLK	0,000023	0,009617	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,999773	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,537153	0,000023
13	ZLK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,072915	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,537153		0,000023
14	MSK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000032	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Priloha 23 - Test předpokladů a Tukeyův HSD test – naděje dožití u žen

Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-naděje dožití (ženy))				
Efekt: kraj				
Stupně volnosti pro všechna F: 13, 196				
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
naděje dožití (ženy)	0,045898	0,303274	0,151343	0,999766

Jednorozměrné testy významnosti pro naděje dožití (ženy) (BOX-naděje dožití (ženy))					
Sigma-omezená parametrizace					
Dekompozice efektivní hypotézy					
Efekt	SC	Stupně volnosti	PČ	F	p
Abs. člen	1357719	1	1357719	1289231	0,000000
kraj	122	13	9	9	0,000000
Chyba	206	196	1		

Tukeyův HSD test; proměnná naděje dožití (ženy) (BOX-naděje dožití (ženy))															
Přibližné pravděpodobnosti pro post hoc testy															
Chyba: meziskup. PČ = ,02285, sv = 182,00															
Č. buňky	kraj	{1} 81,296	{2} 80,207	{3} 80,516	{4} 80,285	{5} 79,203	{6} 78,586	{7} 80,265	{8} 80,860	{9} 80,860	{10} 81,221	{11} 81,202	{12} 80,572	{13} 80,922	{14} 79,706
1	PHA		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,986033	0,918154	0,000023	0,000023	0,000023
2	STC	0,000023		0,000025	0,981683	0,000023	0,000023	0,998925	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
3	JHC	0,000023	0,000025		0,002347	0,000023	0,000023	0,000488	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,999178	0,000023	0,000023
4	PLK	0,000023	0,981683	0,002347		0,000023	0,000023	1,000000	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000039	0,000023	0,000023
5	KVK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
6	ULK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023
7	LBK	0,000023	0,998925	0,000488	1,000000	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000025	0,000023	0,000023
8	HKK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		1,000000	0,000023	0,000023	0,000037	0,998042	0,000023
9	PAK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	1,000000		0,000023	0,000023	0,000037	0,998042	0,000023
10	VYS	0,986033	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023		1,000000	0,000023	0,000028	0,000023
11	JHM	0,918154	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	1,000000		0,000023	0,000053	0,000023
12	OLK	0,000023	0,000023	0,999178	0,000039	0,000023	0,000023	0,000025	0,000037	0,000037	0,000023	0,000023		0,000023	0,000023
13	ZLK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,998042	0,998042	0,000028	0,000053	0,000023		0,000023
14	MSK	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	0,000023	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Příloha 24 - Test předpokladů a Kruskal-Wallisův test – kvocient kojenecké úmrtnosti

	Leveněův test homogenity rozptylů (BOX-kvocient kojenecké úmrtnosti)			
	Efekt: kraj			
	Stupně volnosti pro všechna F: 13, 210			
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
kvocient kojenecké úmrtnosti	0,661286	0,356281	1,856077	0,036797

	Kruskal-Wallisova ANOVA založ. na poř.; kvocient kojenecké úmrtnosti (BOX-kvocient kojenecké úmrtnosti)			
	Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj			
	Kruskal-Wallisův test: H ( 13, N= 224) =71,80421 p =,0000			
Závislá: kvocient kojenecké úmrtnosti	Kód	Počet platných	Součet pořadí	Prům. Pořadí
PHA	101	16	789,500	49,3438
STC	102	16	1196,500	74,7813
JHC	103	16	1701,000	106,3125
PLK	104	16	1490,500	93,1563
KVK	105	16	2635,000	164,6875
ULK	106	16	3198,500	199,9063
LBK	107	16	2126,000	132,8750
HKK	108	16	1549,000	96,8125
PAK	109	16	1535,500	95,9688
VYS	110	16	1297,500	81,0938
JHM	111	16	1629,000	101,8125
OLK	112	16	1930,500	120,6563
ZLK	113	16	2040,000	127,5000
MSK	114	16	2081,500	130,0938

Závislá: kvocient kojenecké úmrtnosti	Vícenásobné porovnání p hodnot (oboustr.): kvocient kojenecké úmrtnosti (BOX-kvocient kojenecké úmrtnosti) Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj Kruskal-Wallisův test: H ( 13, N= 224) =71,80421 p =,0000													
	PHA R:49,344	STC R:74,781	JHC R:106,31	PLK R:93,156	KVK R:164,69	ULK R:199,91	LBK R:132,88	HKK R:96,813	PAK R:95,969	VYS R:81,094	JHM R:101,81	OLK R:120,66	ZLK R:127,50	MSK R:130,09
PHA		1,000000	1,000000	1,000000	0,000044	0,000000	0,024276	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,168910	0,058896	0,038651
STC	1,000000		1,000000	1,000000	0,007931	0,000004	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
JHC	1,000000	1,000000		1,000000	0,986782	0,004015	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
PLK	1,000000	1,000000	1,000000		0,163527	0,000289	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
KVK	0,000044	0,007931	0,986782	0,163527		1,000000	1,000000	0,277862	0,246382	0,024019	0,552178	1,000000	1,000000	1,000000
ULK	0,000000	0,000004	0,004015	0,000289	1,000000		0,312968	0,000620	0,000521	0,000020	0,001692	0,049384	0,143536	0,210428
LBK	0,024276	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,312968		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
HKK	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,277862	0,000620	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
PAK	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,246382	0,000521	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
VYS	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,024019	0,000020	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
JHM	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,552178	0,001692	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000
OLK	0,168910	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,049384	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000
ZLK	0,058896	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,143536	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000
MSK	0,038651	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,210428	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ, program Statistica)

Příloha 25 - výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti mužů

Výsledky regrese se závislou proměnnou : Standardizovaná míra úmrtnosti (muži) (standardizovaná míra úmrtnosti (muži)) R= ,99116456 R2= ,98240718 Upravené R2= ,97970059 F(2,13)=362,97 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : 15,646						
N=16	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(13)	p-hodn.
Abs. člen			1207,112	13,37131	90,2763	0,000000
t	-1,68370	0,156950	-38,836	3,62019	-10,7276	0,000000
V2**2	0,72758	0,156950	0,960	0,20702	4,6358	0,000466

Předpovězené hodnoty (standardizovaná míra úmrtnosti (muži)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti (muži)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-38,8361	17,0000	-660,213
V2**2	0,9597	289,0000	277,353
Abs. člen			1207,112
Předpověď			824,252
-95,0%LS			795,365
+95,0%LS			853,139

Předpovězené hodnoty (standardizovaná míra úmrtnosti (muži)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti (muži)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-38,8361	18,0000	-699,049
V2**2	0,9597	324,0000	310,942
Abs. člen			1207,112
Předpověď			819,006
-95,0%LS			782,578
+95,0%LS			855,433

Předpovězené hodnoty (standardizovaná míra úmrtnosti (muži)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti (muži)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-38,8361	19,0000	-737,885
V2**2	0,9597	361,0000	346,451
Abs. člen			1207,112
Předpověď			815,678
-95,0%LS			770,664
+95,0%LS			860,692

Předpovězené hodnoty (standardizovaná míra úmrtnosti (muži)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti (muži)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-38,8361	20,0000	-776,721
V2**2	0,9597	400,0000	383,880
Abs. člen			1207,112
Předpověď			814,271
-95,0%LS			759,678
+95,0%LS			868,863

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)

Příloha 26 - Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti žen

Výsledky regrese se závislou proměnnou : Standardizovaná míra úmrtnosti u žen (standartizovaná míra úmrtnosti (ženy)) R= ,98547749 R2= ,97116588 Upravené R2= ,96672986 F(2,13)=218,93 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : 12,236						
N=16	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(13)	p-hodn.
Abs. člen			729,0954	10,45681	69,72445	0,000000
t	-1,75858	0,200930	-24,7783	2,83111	-8,75216	0,000001
V2**2	0,81445	0,200930	0,6562	0,16190	4,05341	0,001368

Předpovězené hodnoty (standartizovaná míra úmrtnosti (ženy)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti u žen			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-24,7783	17,0000	-421,231
V2**2	0,6562	289,0000	189,651
Abs. člen			729,095
Předpověď			497,515
-95,0%LS			474,925
+95,0%LS			520,106

Předpovězené hodnoty (standartizovaná míra úmrtnosti (ženy)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti u žen			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-24,7783	18,0000	-446,009
V2**2	0,6562	324,0000	212,619
Abs. člen			729,095
Předpověď			495,705
-95,0%LS			467,217
+95,0%LS			524,193

Předpovězené hodnoty (standartizovaná míra úmrtnosti (ženy)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti u žen			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-24,7783	19,0000	-470,788
V2**2	0,6562	361,0000	236,900
Abs. člen			729,095
Předpověď			495,207
-95,0%LS			460,005
+95,0%LS			530,410

Předpovězené hodnoty (standartizovaná míra úmrtnosti (ženy)) proměnné: Standardizovaná míra úmrtnosti u žen			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-24,7783	20,0000	-495,566
V2**2	0,6562	400,0000	262,493
Abs. člen			729,095
Předpověď			496,022
-95,0%LS			453,329
+95,0%LS			538,715

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)

Příloha 27 - výsledky regrese a předpověď pro naději dožití u mužů

Výsledky regrese se závislou proměnnou : věk (Tabulka30) R= ,99369428 R2= ,98742832 Upravené R2= ,98646127 F(1,13)=1021,1 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : ,14494						
N=15	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(13)	p-hodn.
Abs. člen			72,00571	0,078756	914,2941	0,000000
t	0,993694	0,031097	0,27679	0,008662	31,9542	0,000000

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: věk			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,276786	16,00000	4,42857
Abs. člen			72,00571
Předpověď			76,43429
-95,0%LS			76,26414
+95,0%LS			76,60443

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: věk			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,276786	17,00000	4,70536
Abs. člen			72,00571
Předpověď			76,71107
-95,0%LS			76,52425
+95,0%LS			76,89789

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: věk			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,276786	18,00000	4,98214
Abs. člen			72,00571
Předpověď			76,98786
-95,0%LS			76,78401
+95,0%LS			77,19171

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: věk			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,276786	19,00000	5,25893
Abs. člen			72,00571
Předpověď			77,26464
-95,0%LS			77,04349
+95,0%LS			77,48579

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)



Výsledky regrese se závislou proměnnou : Naděje dožití (ženy) (Tabulka30) R= ,99098374 R2= ,98204877 Upravené R2= ,98066791 F(1,13)=711,18 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : ,14124						
N=15	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(13)	p-hodn.
Abs. člen			78,60649	0,076744	1024,265	0,000000
t	0,990984	0,037160	0,22510	0,008441	26,668	0,000000

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: Naděje dožití (ženy)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,225098	16,00000	3,60157
Abs. člen			78,60649
Předpověď			82,20806
-95,0%LS			82,04226
+95,0%LS			82,37385

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: Naděje dožití (ženy)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,225098	17,00000	3,82667
Abs. člen			78,60649
Předpověď			82,43316
-95,0%LS			82,25111
+95,0%LS			82,61520

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: Naděje dožití (ženy)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,225098	18,00000	4,05177
Abs. člen			78,60649
Předpověď			82,65825
-95,0%LS			82,45961
+95,0%LS			82,85690

Předpovězené hodnoty (Tabulka30) proměnné: Naděje dožití (ženy)			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	0,225098	19,00000	4,27687
Abs. člen			78,60649
Předpověď			82,88335
-95,0%LS			82,66785
+95,0%LS			83,09886

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)

Výsledky regrese se závislou proměnnou : Kojenecká míra úmrtnosti (Tabulka4) R= ,98718996 R2= ,97454402 Upravené R2= ,97062772 F(2,13)=248,84 p<,00000 Směrod. chyba odhadu : ,09014						
N=16	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(13)	p-hodn.
Abs. člen			4,447679	0,077034	57,7366	0,000000
t	-2,73613	0,188794	-0,302265	0,020856	-14,4927	0,000000
V2**2	1,90940	0,188794	0,012062	0,001193	10,1137	0,000000

Předpovězené hodnoty (Tabulka4) proměnné: Kojenecká míra úmrtnosti			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-0,302265	17,0000	-5,13851
V2**2	0,012062	289,0000	3,48601
Abs. člen			4,44768
Předpověď			2,79518
-95,0%LS			2,62876
+95,0%LS			2,96160

Předpovězené hodnoty (Tabulka4) proměnné: Kojenecká míra úmrtnosti			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-0,302265	18,0000	-5,44078
V2**2	0,012062	324,0000	3,90819
Abs. člen			4,44768
Předpověď			2,91509
-95,0%LS			2,70523
+95,0%LS			3,12496

Předpovězené hodnoty (Tabulka4) proměnné: Kojenecká míra úmrtnosti			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-0,302265	19,0000	-5,74304
V2**2	0,012062	361,0000	4,35450
Abs. člen			4,44768
Předpověď			3,05914
-95,0%LS			2,79980
+95,0%LS			3,31847

Předpovězené hodnoty (Tabulka4) proměnné: Kojenecká míra úmrtnosti			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha * Hodnot
t	-0,302265	20,0000	-6,04531
V2**2	0,012062	400,0000	4,82493
Abs. člen			4,44768
Předpověď			3,22730
-95,0%LS			2,91279
+95,0%LS			3,54181

(Zdroj: vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)

Příloha 30 - Vývoj celkového migračního salda a salda vnitřního (PHA, STC, JHC, PLK, KVK, ULK, LBK, HKK, PAK)

Rok	PHA		STC		JHC		PLK		KVK		ULK		LBK		HKK		PAK	
	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní
2002	5 463	1 086	3 647	2 051	930	47	636	144	1 071	-941	1 213	123	240	81	168	-317	-58	-72
2003	7 074	484	9 538	4 848	1 229	114	2 013	419	237	-1 262	2 072	30	816	-232	47	-297	-339	47
2004	6 708	-2 209	9 584	7 400	670	239	458	582	456	-1 222	1 590	-469	-122	-82	290	-423	186	54
2005	11 769	-2 437	14 774	10 163	2 316	-38	2 311	514	-345	-1 543	1 266	-1 026	1 424	-77	1 375	-208	998	-107
2006	6 260	-396	16 472	9 846	2 038	104	3 124	426	103	-1 318	-124	-1 973	1 420	-79	1 475	-686	1 643	209
2007	22 984	297	24 504	10 240	2 582	84	6 090	1 704	2 329	-1 139	6 941	-1 934	2 418	-300	2 033	-1 486	3 074	233
2008	19 044	-6 811	25 873	15 012	2 256	177	7 953	2 383	415	-2 065	3 489	-1 650	2 452	-362	1 580	-780	3 120	199
2009	13 692	-2 474	11 770	11 188	1 235	173	1 501	621	-1 042	-1 922	-422	-1 911	809	-160	-468	-358	503	-281
2010	5 606	-3 969	14 673	12 401	546	433	-244	-990	-408	-1 046	-516	-1 774	46	-131	-67	93	434	121
2011	5 751	-2 833	12 449	10 314	362	104	775	255	-573	-1 117	-226	-1 411	254	-183	-388	-630	204	-116
2012	3 351	-1 805	10 795	9 945	322	208	1 213	586	-1 187	-1 256	-518	-1 462	-212	-395	-552	-722	47	-362
2013	-5 297	-1 713	9 226	9 088	326	211	1 333	713	-1 057	-1 120	-427	-1 189	-97	-235	-570	-463	-140	-258
2014	13 372	594	10 692	7 948	584	240	1 741	644	-629	-1 101	-594	-1 700	153	-310	-223	-466	100	-257
2015	6 031	-73	10 024	8 126	867	210	1 939	772	-928	-1 296	-221	-1 397	663	-202	85	-327	-85	-585
2016	10 271	2 300	10 072	7 684	644	-247	2 207	585	-703	-1 264	-678	-1 620	422	-415	-552	-1 069	639	-222
2017	10 880	191	11 738	8 317	1 286	-188	2 363	459	-410	-1 100	433	-816	618	-405	366	-558	1 267	-184

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Priloha 31 - Vyoj celkového salda a salda vnitřního (VYS, JHM, OLK, ZLK, MSK)

Rok	VYS		JHM		OLK		ZLK		MSK	
	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní	SALDO	Z toho vnitřní
2002	112	-343	-578	-580	-322	-372	-58	-117	112	-437
2003	515	-498	2 852	-571	347	-479	-339	-66	515	-546
2004	-103	-493	1 563	-174	-743	-497	186	-399	-103	-1 503
2005	922	-370	1 028	-873	34	-786	998	31	922	-1 674
2006	538	-762	2 360	-1 151	603	-778	1 643	11	538	-1 203
2007	1 539	-1 158	7 374	-1 296	1 424	-1 584	3 074	751	1 539	-98
2008	966	-1 088	4 678	-244	-339	-1 392	3 120	373	966	-70
2009	-772	-1 164	2 998	483	-525	-1 001	503	-337	-772	-2 875
2010	-675	-797	1 472	-60	-534	-685	434	-726	-675	-3 959
2011	-352	-567	1 748	168	-144	-348	204	-456	-352	-2 515
2012	-655	-700	1 707	366	-631	-735	47	-737	-655	-2 650
2013	-789	-779	654	210	-745	-761	-140	-625	-789	-3 089
2014	-768	-935	1 372	257	-584	-749	100	-517	-768	-3 038
2015	-591	-774	1 507	92	-491	-826	-85	-142	-591	-2 681
2016	-833	-1 170	2 334	420	-761	-1 046	639	-647	-833	-2 351
2017	-188	-948	3 161	239	-393	-923	1 267	-337	-188	-2 511

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Priloha 32 - Věkový podíl migrujících v mezikrajské migraci

Rok	0-19	20-39	40-59	60+
2002	21,97%	52,41%	17,28%	8,34%
2003	21,42%	52,90%	17,44%	8,24%
2004	21,14%	53,29%	17,22%	8,36%
2005	21,16%	52,76%	17,65%	8,42%
2006	21,05%	53,37%	17,64%	7,94%
2007	19,39%	54,86%	18,70%	7,05%
2008	19,36%	54,77%	18,76%	7,10%
2009	20,43%	54,12%	18,23%	7,22%
2010	21,17%	52,40%	18,54%	7,89%
2011	23,83%	49,06%	17,92%	9,19%
2012	24,88%	48,43%	17,49%	9,20%
2013	25,36%	47,77%	17,42%	9,45%
2014	25,99%	47,11%	17,55%	9,35%
2015	25,88%	46,41%	17,93%	9,78%
2016	25,36%	47,08%	18,60%	8,96%
2017	25,55%	46,27%	18,88%	9,30%

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 33 - Obrat a saldo mezikrajské migrace v ČR

Obrat / Kraj vystěhování	Saldo / Kraj přistěhování													
	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
PHA	x	112 996	-3 475	-2 639	-8 428	-12 351	-4 185	-5 994	-4 723	-5 440	-14 521	-8 248	-6 626	-16 598
STC	330 980	x	-937	729	-3 326	-3 498	-1 520	-2 588	-2 245	-2 526	-3 903	-3 651	-2 655	-8 469
JHC	33 031	21 841	x	289	-1 061	-1 543	-157	-167	-111	-1 031	-58	-475	-484	-1 579
PLK	25 465	19 589	11 781	x	-4 938	-2 627	-405	-451	-147	-522	-700	-486	-213	-1 190
KVK	17 740	10 414	3 674	16 872	x	1 743	438	271	399	189	557	97	63	-135
ULK	52 203	43 306	8 253	11 217	13 305	x	1 278	537	568	-76	234	-82	119	-815
LBK	24 449	24 056	3 219	2 815	2 416	23 590	x	342	65	-329	23	-252	-26	-905
HKK	25 854	21 832	3 073	2 689	1 871	6 937	14 552	x	2 326	-351	592	-508	-38	-1 111
PAK	18 565	16 307	3 159	2 219	1 513	5 130	3 643	28 088	x	-869	461	-386	-206	-1 271
VYS	19 238	14 246	12 675	2 324	1 421	3 802	2 101	3 533	8 337	x	2 402	123	13	-649
JHM	30 909	15 295	7 932	5 324	3 479	7 298	4 025	6 054	12 965	28 960	x	-2 844	-2 666	-7 026
OLK	15 516	8 779	2 779	2 028	1 235	3 896	2 164	3 924	7 970	3 085	22 676	x	174	-3 751
ZLK	12 402	6 525	2 002	1 262	967	2 437	1 376	1 736	2 217	2 203	25 256	17 422	x	-2 011
MSK	27 658	16 303	4 633	3 766	2 481	6 673	3 183	4 453	4 623	3 555	21 974	27 263	14 826	x

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 34 - Podíl mužů a žen na mezikrajské migraci

Rok	Muži	Ženy
2002	49,71 %	50,29 %
2003	49,37 %	50,63 %
2004	48,79 %	51,21 %
2005	49,10 %	50,90 %
2006	49,40 %	50,60 %
2007	50,76 %	49,24 %
2008	51,18 %	48,82 %
2009	50,80 %	49,20 %
2010	50,38 %	49,62 %
2011	48,23 %	51,77 %
2012	47,65 %	52,35 %
2013	47,01 %	52,99 %
2014	46,83 %	53,17 %
2015	46,74 %	53,26 %
2016	47,57 %	52,43 %
2017	47,28 %	52,72 %

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 35 - Podíl mužů a žen na počtu všech přistěhovaných

Rok	Muži	Ženy
2002	61,87 %	38,13 %
2003	65,91 %	34,09 %
2004	64,33 %	35,67 %
2005	62,86 %	37,14 %
2006	61,58 %	38,42 %
2007	61,01 %	38,99 %
2008	63,20 %	36,80 %
2009	57,68 %	42,32 %
2010	54,27 %	45,73 %
2011	55,07 %	44,93 %
2012	56,29 %	43,71 %
2013	55,67 %	44,33 %
2014	55,53 %	44,47 %
2015	54,47 %	45,53 %
2016	55,51 %	44,49 %
2017	58,40 %	41,60 %

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 36 - Absolutní hodnoty mezikrajské migrace

Rok	Obrat mezikrajské migrace	muži	věk	0-19	20-39	40-59	60+
2002	70921	35254	2002	15579	37170	12254	5918
2003	67146	33151	2003	14381	35519	11710	5536
2004	67679	33022	2004	14305	36067	11652	5655
2005	75669	37151	2005	16015	39923	13359	6372
2006	81358	40193	2006	17128	43421	14353	6456
2007	98403	49954	2007	19079	53981	18405	6938
2008	97914	50114	2008	18961	53628	18372	6953
2009	91865	46669	2009	18766	49717	16748	6634
2010	91740	46223	2010	19425	48068	17006	7241
2011	83558	40304	2011	19915	40991	14970	7682
2012	82571	39348	2012	20540	39993	14441	7597
2013	81448	38286	2013	20654	38911	14187	7696
2014	83362	39035	2014	21662	39272	14630	7798
2015	85706	40056	2015	22178	39775	15369	8384
2016	90493	43045	2016	22951	42604	16832	8106
2017	89090	42122	2017	22759	41222	16822	8287

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 37 - Absolutní hodnoty přistěhovaných do ČR

Rok	Počet přistěhovaných	muži	věk	0-19	20-39	40-59	60+
2002	44679	27641	2002	9123	24508	10187	859
2003	60015	39557	2003	8863	36247	13898	980
2004	53453	34385	2004	7175	31781	13215	1282
2005	60294	37900	2005	7737	37561	13970	1026
2006	68183	41985	2006	7978	43440	15852	913
2007	104445	63721	2007	13353	66662	22626	1804
2008	77817	49183	2008	12175	49602	14455	1585
2009	39973	23057	2009	8410	23707	6763	1093
2010	30515	16561	2010	7835	16843	4746	1091
2011	22590	12440	2011	5225	13111	3372	882
2012	30298	17054	2012	6176	17084	5965	1073
2013	29579	16467	2013	7099	16023	5273	1184
2014	41625	23115	2014	10223	21793	8108	1501
2015	34922	19022	2015	9728	18284	5536	1374
2016	37503	20817	2016	9047	20943	6131	1382
2017	45957	26839	2017	9277	26918	8323	1439

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 38 - Saldo zahraniční migrace a počet odstěhovaných z ČR

Rok	Saldo	Odstěhovaný
2002	12290	32389
2003	25789	34226
2004	18635	34818
2005	36229	24065
2006	34720	33463
2007	83945	20500
2008	71790	6027
2009	28344	11629
2010	15648	14867
2011	16889	5701
2012	10293	20005
2013	-1297	30876
2014	21661	19964
2015	15977	18945
2016	20064	17439
2017	28273	17684

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 39 - Věkový podíl migrujících u zahraniční migrace

Rok	0-19	20-39	40-59	60+
2002	20,42 %	54,85 %	22,80 %	1,92 %
2003	14,77 %	60,40 %	23,16 %	1,63 %
2004	13,42 %	59,46 %	24,72 %	2,40 %
2005	12,83 %	62,30 %	23,17 %	1,70 %
2006	11,70 %	63,71 %	23,25 %	1,34 %
2007	12,78 %	63,82 %	21,66 %	1,73 %
2008	15,65 %	63,74 %	18,58 %	2,04 %
2009	21,04 %	59,31 %	16,92 %	2,73 %
2010	25,68 %	55,20 %	15,55 %	3,58 %
2011	23,13 %	58,04 %	14,93 %	3,90 %
2012	20,38 %	56,39 %	19,69 %	3,54 %
2013	24,00 %	54,17 %	17,83 %	4,00 %
2014	24,56 %	52,36 %	19,48 %	3,61 %
2015	27,86 %	52,36 %	15,85 %	3,93 %
2016	24,12 %	55,84 %	16,35 %	3,69 %
2017	20,19 %	58,57 %	18,11 %	3,13 %

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)



*Příloha 40 - Vývoj počtu přistěhovalých do ČR z vybraných států*

<b>Rok</b>	<b>ČR</b>	<b>Slovensko</b>	<b>Ukrajina</b>	<b>Vietnam</b>	<b>Rusko</b>	<b>USA</b>	<b>Moldavsko</b>	<b>Německo</b>
2002	1 031	12 967	10 711	5 679	2 437	836	847	811
2003	2 577	23 735	15 490	3 580	1 841	1172	1 198	1 198
2004	2 649	14 955	16 290	4 457	1 972	874	1 014	1 305
2005	1 718	10 107	23 875	4 906	3 300	1374	1 672	1 431
2006	2 058	6 781	30 150	6 433	4 675	1804	2 377	797
2007	1 934	13 931	39 572	12 332	6 695	1738	3 419	1 932
2008	1 666	7 592	18 731	13 368	5 763	2217	3 319	4 308
2009	1 774	5 609	8 084	2 306	4 115	2464	1 338	1 975
2010	2 469	5 086	3 476	1 422	3 681	1680	354	2 002
2011	1 917	4 368	1 980	708	2 146	1321	161	1 338
2012	1 691	4 825	5 919	1 571	3 201	1081	388	1 319
2013	1 736	6 475	3 744	951	3 050	812	205	1 676
2014	3 135	6 903	8 445	1 745	4 862	916	327	1 613
2015	3 333	6 682	5 454	1 305	2 852	832	257	1 123
2016	2 695	6 706	5 778	1 752	2 404	1063	412	1 040
2017	2 430	6 328	10 340	2 196	2 891	1073	500	637

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Příloha 41 - Test předpokladů a Kruskal - Wallisův test - Celkové saldo

	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-celkové saldo)			
	Efekt: kraj			
	Stupně volnosti pro všechna F: 13, 210			
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
celkové saldo	30290342	2826852	10,71522	0,00

	Kruskal-Wallisova ANOVA založ. na poř.; celkové saldo (BOX-celkové saldo)			
	Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj			
	Kruskal-Wallisův test: $H ( 13, N= 224) =144,2893$ $p =0,000$			
Závislá: celkové saldo	Kód	Počet platných	Součet pořadí	Prům. Pořadí
PHA	101	16	3066,000	191,6250
STC	102	16	3379,000	211,1875
JHC	103	16	2215,000	138,4375
PLK	104	16	2486,500	155,4063
KVK	105	16	1070,000	66,8750
ULK	106	16	1596,500	99,7813
LBK	107	16	1911,500	119,4688
HKK	108	16	1513,500	94,5938
PAK	109	16	1861,000	116,3125
VYS	110	16	1147,000	71,6875
JHM	111	16	2548,000	159,2500
OLK	112	16	1006,000	62,8750
ZLK	113	16	1052,000	65,7500
MSK	114	16	348,000	21,7500

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Vícenásobné porovnání p hodnot (oboustr.); celkové saldo (BOX-celkové saldo)														
Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj														
Kruskal-Wallisův test: H ( 13, N= 224) =144,2893 p =0,000														
Závislá: celkové saldo	PHA R:191,63	STC R:211,19	JHC R:138,44	PLK R:155,41	KVK R:66,875	ULK R:99,781	LBK R:119,47	HKK R:94,594	PAK R:116,31	VYS R:71,688	JHM R:159,25	OLK R:62,875	ZLK R:65,750	MSK R:21,750
PHA		1,000000	1,000000	1,000000	0,000005	0,005563	0,149005	0,002082	0,092178	0,000015	1,000000	0,000002	0,000004	0,000000
STC	1,000000		0,136318	1,000000	0,000000	0,000106	0,005693	0,000033	0,003151	0,000000	1,000000	0,000000	0,000000	0,000000
JHC	1,000000	0,136318		1,000000	0,162771	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,325539	1,000000	0,088670	0,137605	0,000032
PLK	1,000000	1,000000	1,000000		0,010158	1,000000	1,000000	0,723688	1,000000	0,023515	1,000000	0,004897	0,008298	0,000000
KVK	0,000005	0,000000	0,162771	0,010158		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,005042	1,000000	1,000000	1,000000
ULK	0,005563	0,000106	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,859703	1,000000	1,000000	0,060085
LBK	0,149005	0,005693	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,001821
HKK	0,002082	0,000033	1,000000	0,723688	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	0,434529	1,000000	1,000000	0,134408
PAK	0,092178	0,003151	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,003344
VYS	0,000015	0,000000	0,325539	0,023515	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		0,012068	1,000000	1,000000	1,000000
JHM	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,005042	0,859703	1,000000	0,434529	1,000000	0,012068		0,002364	0,004086	0,000000
OLK	0,000002	0,000000	0,088670	0,004897	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,002364		1,000000	1,000000
ZLK	0,000004	0,000000	0,137605	0,008298	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,004086	1,000000		1,000000
MSK	0,000000	0,000000	0,000032	0,000000	1,000000	0,060085	0,001821	0,134408	0,003344	1,000000	0,000000	1,000000	1,000000	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ)

Příloha 42 - Test předpokladů a Kruskal-Wallisův test - Vnitřní saldo

	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-vnitřní saldo)			
	Efekt: kraj			
	Stupně volnosti pro všechna F: 13, 210			
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
vnitřní saldo	6281103	470228,3	13,35756	0,00

	Kruskal-Wallisova ANOVA založ. na poř.; vnitřní saldo (BOX-vnitřní saldo)			
	Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj			
	Kruskal-Wallisův test: H ( 13, N= 224) =159,6645 p =0,000			
Závislá: vnitřní saldo	Kód	Počet platných	Součet pořadí	Prům. Pořadí
PHA	101	16	1565,000	97,8125
STC	102	16	3462,000	216,3750
JHC	103	16	2687,500	167,9688
PLK	104	16	3007,000	187,9375
KVK	105	16	742,000	46,3750
ULK	106	16	920,000	57,5000
LBK	107	16	2184,000	136,5000
HKK	108	16	1673,000	104,5625
PAK	109	16	2359,000	147,4375
VYS	110	16	1286,000	80,3750
JHM	111	16	2240,500	140,0313
OLK	112	16	1280,500	80,0313
ZLK	113	16	1581,500	98,8438
MSK	114	16	212,000	13,2500

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Vícenásobné porovnání p hodnot (oboustr.); vnitřní saldo (BOX-vnitřní saldo)														
Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj														
Kruskal-Wallisův test: H ( 13, N= 224) =159,6645 p =0,000														
Závislá: vnitřní saldo	PHA R:97,813	STC R:216,38	JHC R:167,97	PLK R:187,94	KVK R:46,375	ULK R:57,500	LBK R:136,50	HKK R:104,56	PAK R:147,44	VYS R:80,375	JHM R:140,03	OLK R:80,031	ZLK R:98,844	MSK R:13,250
PHA		0,000021	0,200163	0,007622	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,020358
STC	0,000021		1,000000	1,000000	0,000000	0,000000	0,044612	0,000097	0,238771	0,000000	0,078488	0,000000	0,000026	0,000000
JHC	0,200163	1,000000		1,000000	0,000010	0,000130	1,000000	0,514395	1,000000	0,012002	1,000000	0,011292	0,232419	0,000000
PLK	0,007622	1,000000	1,000000		0,000000	0,000001	1,000000	0,024928	1,000000	0,000243	1,000000	0,000226	0,009184	0,000000
KVK	1,000000	0,000000	0,000010	0,000000		1,000000	0,007622	1,000000	0,000938	1,000000	0,003968	1,000000	1,000000	1,000000
ULK	1,000000	0,000000	0,000130	0,000001	1,000000		0,051423	1,000000	0,007886	1,000000	0,028740	1,000000	1,000000	1,000000
LBK	1,000000	0,044612	1,000000	1,000000	0,007622	0,051423		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,000007
HKK	1,000000	0,000097	0,514395	0,024928	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,006135
PAK	1,000000	0,238771	1,000000	1,000000	0,000938	0,007886	1,000000	1,000000		0,311599	1,000000	0,296895	1,000000	0,000000
VYS	1,000000	0,000000	0,012002	0,000243	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,311599		0,839448	1,000000	1,000000	0,308877
JHM	1,000000	0,078488	1,000000	1,000000	0,003968	0,028740	1,000000	1,000000	1,000000	0,839448		0,803417	1,000000	0,000003
OLK	1,000000	0,000000	0,011292	0,000226	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,296895	1,000000	0,803417		1,000000	0,324120
ZLK	1,000000	0,000026	0,232419	0,009184	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		0,017040
MSK	0,020358	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	1,000000	0,000007	0,006135	0,000000	0,308877	0,000003	0,324120	0,017040	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ)

Příloha 43 - Test předpokladů a Kruskal-Wallisův test – Zahraniční saldo

	Leveneův test homogenity rozptylů (BOX-zahraniční saldo) Efekt: kraj Stupně volnosti pro všechna F: 13, 210			
	PČ Efekt	PČ Chyba	F	p
saldo zahraniční migrace	26151884	2671602	9,788838	0,000000

	Kruskal-Wallisova ANOVA založ. na poř.; saldo zahraniční migrace (BOX-zahraniční saldo) Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj Kruskal-Wallisův test: H ( 13, N= 224) =85,14068 p =,0000			
Závislá: saldo zahraniční migrace	Kód	Počet platných	Součet pořadí	Prům. Pořadí
PHA	101	16	3209,000	200,5625
STC	102	16	2674,500	167,1563
JHC	103	16	1665,000	104,0625
PLK	104	16	2027,500	126,7188
KVK	105	16	1769,000	110,5625
ULK	106	16	2353,000	147,0625
LBK	107	16	1540,500	96,2813
HKK	108	16	1350,500	84,4063
PAK	109	16	1392,000	87,0000
VYS	110	16	1287,500	80,4688
JHM	111	16	2463,500	153,9688
OLK	112	16	1111,000	69,4375
ZLK	113	16	855,500	53,4688
MSK	114	16	1501,500	93,8438

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ)

Vícenásobné porovnání p hodnot (oboustr.); saldo zahraniční migrace (BOX-zahraníční saldo)														
Nezávislá (grupovací) proměnná : kraj														
Kruskal-Wallisův test: H ( 13, N= 224) =85,14068 p =,0000														
Závislá:	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	ZLK	MSK
saldo zahraniční migrace	R:200,56	R:167,16	R:104,06	R:126,72	R:110,56	R:147,06	R:96,281	R:84,406	R:87,000	R:80,469	R:153,97	R:69,438	R:53,469	R:93,844
PHA		1,000000	0,002307	0,115517	0,007797	1,000000	0,000485	0,000036	0,000065	0,000015	1,000000	0,000001	0,000000	0,000291
STC	1,000000		0,536328	1,000000	1,000000	1,000000	0,180166	0,027703	0,042608	0,014080	1,000000	0,001821	0,000064	0,125224
JHC	0,002307	0,536328		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
PLK	0,115517	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,126414	1,000000
KVK	0,007797	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
ULK	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	0,568449	0,797017	0,332720	1,000000	0,064107	0,004015	1,000000
LBK	0,000485	0,180166	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000		1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000
HKK	0,000036	0,027703	1,000000	1,000000	1,000000	0,568449	1,000000		1,000000	1,000000	0,218194	1,000000	1,000000	1,000000
PAK	0,000065	0,042608	1,000000	1,000000	1,000000	0,797017	1,000000	1,000000		1,000000	0,315723	1,000000	1,000000	1,000000
VYS	0,000015	0,014080	1,000000	1,000000	1,000000	0,332720	1,000000	1,000000	1,000000		0,121715	1,000000	1,000000	1,000000
JHM	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,218194	0,315723	0,121715		0,020468	0,001050	0,790662
OLK	0,000001	0,001821	1,000000	1,000000	1,000000	0,064107	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,020468		1,000000	1,000000
ZLK	0,000000	0,000064	1,000000	0,126414	1,000000	0,004015	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,001050	1,000000		1,000000
MSK	0,000291	0,125224	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	1,000000	0,790662	1,000000	1,000000	

(Zdroj: Vlastní zpracování dle dat ČSÚ)

Příloha 44 - Exponenciální vyrovnání mezikrajské migrace a předpověď

		Exp. vyrovnáv.: S0=703E2 T0=1211, (Tabulka191) Lin.trend, žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 Mezikrajská migrace		
Souhrn chyb		Chyba		
Průměrná chyba		-37,852083		
Prům. absolut. chyba		4100,527083		
Součet čtverců		519697926,667778		
Průměrný čtverec		32481120,416736		
Průměrná procentuální		-0,213362		
Prům. abs. perc. chyba		4,796971		
		Exp. vyrovnáv.: S0=703E2 T0=1211, (Tabulka191) Lin.trend, žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 Mezikrajská migrace		
Případ	Mezikrajská migrace	Vyhlaz. Řady	Rezidua	
1	70921,00	71526,63	-605,63	
2	67146,00	72132,27	-4986,27	
3	67679,00	68357,27	-678,27	
4	75669,00	68890,27	6778,73	
5	81358,00	76880,27	4477,73	
6	98403,00	82569,27	15833,73	
7	97914,00	99614,27	-1700,27	
8	91865,00	99125,27	-7260,27	
9	91740,00	93076,27	-1336,27	
10	83558,00	92951,27	-9393,27	
11	82571,00	84769,27	-2198,27	
12	81448,00	83782,27	-2334,27	
13	83362,00	82659,27	702,73	
14	85706,00	84573,27	1132,73	
15	90493,00	86917,27	3575,73	
16	89090,00	91704,27	-2614,27	
17		90301,27		
18		91512,53		
19		92723,80		
20		93935,07		

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica)



Příloha 45 - Exponenciální vyrovnání poměru mužů na mezikrajské migraci a předpověď

Souhrn chyb		Exp. vyrovnáv.: S0=,4988 T0=,9932 (Tabulka144) Expon.trend, žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 Poměr mužů na mezikrajské migraci		
		Chyba		
Průměrná chyba		0,00169871487942		
Prům. absolut. chyba		0,00511717112785		
Součet čtverců		0,00091962224480		
Průměrný čtverec		0,00005747639030		
Průměrná procentuální		0,33462909567711		
Prům. abs. perc. chyba		1,04438487884332		
Případ	Exp. vyrovnáv.: S0=,4988 T0=,9932 (Tabulka144) Expon.trend, žádná sezóna; Alfa= 1,00 Gama=0,00 Poměr mužů na mezikrajské migraci			
	Poměr mužů na mezikrajské migraci	Vyhlaž. Řady	Rezidua	
1	0,497088	0,495399	0,001689	
2	0,493715	0,493715	0,000000	
3	0,487921	0,490365	-0,002444	
4	0,490967	0,484610	0,006357	
5	0,494026	0,487636	0,006391	
6	0,507647	0,490674	0,016973	
7	0,511816	0,504202	0,007614	
8	0,508017	0,508343	-0,000326	
9	0,503848	0,504570	-0,000722	
10	0,482348	0,500429	-0,018081	
11	0,476535	0,479074	-0,002539	
12	0,470067	0,473302	-0,003235	
13	0,468259	0,466877	0,001382	
14	0,467365	0,465081	0,002284	
15	0,475672	0,464194	0,011478	
16	0,472803	0,472444	0,000358	
17		0,469594		
18		0,466408		
19		0,463243		
20		0,460100		

(Zdroj: Vlastní zpracování dle ČSÚ, program Statistica).