

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra statistiky**



**Bakalářská práce**

**Statistická analýza vývoje přirozené měny obyvatelstva  
České republiky**

**Kryštof Hrubý**

**© 2023 ČZU v Praze**



## ZADÁNÍ BAKALÁŘSKÉ PRÁCE

Kryštof Hrubý

Veřejná správa a regionální rozvoj

Název práce

**Statistická analýza vývoje přirozené měny obyvatelstva České republiky**

Název anglicky

**Statistical analysis of the development of the natural population change in the Czech Republic**

---

### Cíle práce

Demografický vývoj je základní součástí hodnocení socioekonomické struktury daného území. Struktura obyvatelstva a jeho chování se odráží do ostatních oblastí života, ať už se jedná o propojení s ekonomickou či sociální strukturou území. Obyvatelstvo není statický element, naopak vyznačuje se silnou dynamikou změn. Vývoj počtu obyvatel je přímo ovlivněn přirozenou měnou a migrací. Přitom platí, že čím je větší územní celek, tím více roste význam přirozené reprodukce obyvatel. Přirozený pohyb/měna obyvatelstva je výsledkem přirozených pohybů – tedy umírání (mortalita) a rozmnožování (natalita). Hlavním cílem této bakalářské práce je proto analýza dlouhodobého vývoje porodnosti a úmrtnosti v České republice. Dílčím cílem je analýza diferenciac přirozené měny na regionální úrovni, konkrétně v jednotlivých krajích České republiky.

### Metodika

Data potřebná pro statistickou analýzu student dohledá z datové základny Českého statistického úřadu.

K analýze sekundárních dat bude využito vybraných statistických metod analýzy časových řad a indexní analýzy. Bude provedena grafická analýza a dynamika změn bude popsána pomocí vybraných elementárních charakteristik časových řad. S ohledem na reálný vývoj analyzovaných ukazatelů student zvolí vhodné interpolační a extrapolační metody.

Rozdíly v porodnosti a úmrtnosti v krajích České republiky budou otestovány pomocí Analýzy rozptylu či Kruskal-Wallisova testu. Veškeré závěry budou činěny s 95%-ní spolehlivostí.

Statistická analýza dat bude provedena s využitím analytického softwaru TIBCO Statistica 14.

## Doporučený rozsah práce

40 – 60 stran

## Klíčová slova

Demografie, přirozená měna, mechanická měna, porodnost, úmrtnost, časová řada, ČR.

---

## Doporučené zdroje informací

- BUDÍKOVÁ, M., KRÁLOVÁ, M., MAROŠ, B.: Průvodce základními statistickými metodami. Praha, Grada Publishing, 2010. ISBN 978-80-247-3243-5.
- BURCIN, B., L. PAVLÍKOVÁ.: Demografická situace České republiky: Proměny a kontexty 1993-2008. Praha: SLON, 2011. 238 s. ISBN 978-80-7419-024-7.
- FORBELSKÁ, M.: Stochastické modelování jednorozměrných časových řad. Brno: Masarykova univerzita, 2009. 251 s. ISBN 978-80-210-4812-6.
- KALIBOVÁ, K., Z. PAVLÍK, A. VODÁKOVÁ.: Demografie (nejen) pro demografy: Sociologické pojmosloví. 3. vydání. Praha: SLON, 2009. 244 s. ISBN 978-80-7419-012-4.
- KLUFOVÁ, R., Z. POLÁKOVÁ.: Demografické metody a analýzy: Demografie české a slovenské populace. Praha: Wolters Kluwer, 2010. 308 s. ISBN 978-80-7357-546-5.
- KOSCHIN, F.: Demografie poprvé. Praha: Oeconomica, 2005. 122 s. ISBN 80-245-0859-1.
- KUNC, J.: (Geo)demografie nejen pro ekonomy. Brno: Masarykova univerzita, 2019. 150 s. ISBN 978-80-210-9461-1.
- MONTGOMERY, D., C.: Introduction to Time Series Analysis and Forecasting, John Wiley & Sons Inc. 2015. 672 s. ISBN 978-11-187-4511-3.
- ŠOTKOVSKÝ, I.: Demografie: teorie a praxe v regionálních souvislostech. 1. vyd. Ostrava: VŠB-TU Ostrava, 2013. 200 s. Series of Economics Textbooks; 2013, vol. 6. ISBN 978-80-248-3158-9.

---

## Předběžný termín obhajoby

2022/23 LS – PEF

## Vedoucí práce

Ing. Radka Procházková, Ph.D.

## Garantující pracoviště

Katedra statistiky

---

Elektronicky schváleno dne 20. 6. 2022

**prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.**

Vedoucí katedry

---

Elektronicky schváleno dne 24. 11. 2022

**doc. Ing. Tomáš Šubrt, Ph.D.**

Děkan

V Praze dne 10. 03. 2023

### **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že svou bakalářskou práci "Statistická analýza vývoje přirozené měny obyvatelstva České republiky" jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího bakalářské 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 autor uvedené bakalářské práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 10. 3. 2022

---

## **Poděkování**

Rád bych touto cestou poděkoval vedoucí práce Ing. Radce Procházkové, Ph.D. za ochotu, vstřícnost, přínosné rady, pozitivní energii a čas, který mi věnovala při zpracování bakalářské práce. Dále bych rád poděkoval rodině a přátelům za veškerou podporu.

# Statistická analýza vývoje přirozené měny obyvatelstva České republiky

## Abstrakt

V bakalářské práci byl analyzován vývoj porodnosti a úmrtnosti v České republice v letech 1993-2021, a to na úrovni NUTS 1 a NUTS 3.

Pro posouzení vývoje přirozené měny byly zvoleny ukazatele hrubé míry porodnosti, úhrnné plodnosti, hrubé míry úmrtnosti a kvocientu kojenecké úmrtnosti. Jejich vývoj a následná predikce byly převážně popsány pomocí lineárních trendových funkcí a metody exponenciálního vyrovnávání. Sledované charakteristiky porodnosti vykazovaly v posledních letech odlišný trend. Zatímco hrubá míra porodnosti se pohybovala přibližně na stejné úrovni, úhrnná plodnost stále rostla. Vývoj ukazatelů úmrtnosti naopak zobrazoval spíše klesající trend. Kojenecká úmrtnost se v současnosti pohybuje dokonce na nejnižších hodnotách. Vzhledem k proběhlé pandemii covid-19 však hrubá míra úmrtnosti dosahovala v posledních dvou sledovaných letech vysokých hodnot. Přirozená měna obyvatelstva tak v současnosti výrazně zpomaluje růst počtu obyvatel ČR.

V rámci krajského srovnání se charakteristiky porodnosti příliš neodlišují. Ukazatele úmrtnosti však určité statisticky významné rozdíly spatřují. Velmi vysoké hodnoty vykazovaly Ústecký a Moravskoslezský kraj, a naopak nízké kraj Vysočina nebo hlavní město Praha.

**Klíčová slova:** demografie, přirozená měna, mechanická měna, porodnost, úmrtnost, časová řada, ČR

# Statistical analysis of the development of the natural population change in the Czech Republic

## Abstract

In the bachelor thesis, the development of natality and mortality in the Czech Republic in the years 1993 to 2021 was analysed and it was done at the level of NUTS 1 and NUTS 3.

To expertise, the development of the natural population changes the indicators of crude birth rate, total fertility, crude mortality rate, and infant mortality quotient were chosen. Their development and the subsequent predictions were mainly described via linear trend functions and with the exponential smoothing method. The observed birth characteristics have shown a different trend in recent years. While the crude birth rate was about the same, the total fertility continued to rise. On the contrary, the development of mortality indicators has shown rather a downward trend. Infant mortality is currently at its lowest level. However, due to the Covid-19 pandemic, the crude mortality rate in the last two years has gained high rates under review. The natural population change is currently significantly slowing down the growth of the population in the Czech Republic.

In the regional comparison, the birth characteristics are not so different. However, the mortality indicators have shown some statistically significant differences. Very high values were recorded in the Ústí nad Labem and the Moravian-Silesian region, while the Vysočina region or the capital city of Prague was low.

**Keywords:** demography, natural change, mechanical change, natality, mortality, time series, the Czech Republic



# Obsah

<b>1. Úvod .....</b>	<b>11</b>
<b>2. Cíl práce a metodika.....</b>	<b>12</b>
2.1 Cíl práce.....	12
2.2 Metodika.....	12
2.2.1 Charakteristika časových řad.....	12
2.2.2 Vybrané elementární charakteristiky časových řad .....	13
2.2.3 Dekompozice časových řad a popis trendu .....	15
2.2.4 Predikce a posouzení vhodnosti prognózy časových řad .....	17
2.2.5 Exponenciální vyrovnávání časových řad.....	18
2.2.6 Analýza rozptylu a její neparametrická obdoba .....	19
<b>3. Teoretická východiska .....</b>	<b>21</b>
3.1 Demografie .....	21
3.1.1 Historie demografie.....	22
3.1.2 Zjišťování dat o stavu a pohybu obyvatelstva .....	23
3.1.3 Demografická revoluce .....	24
3.2 Charakteristika vybraných demografických ukazatelů .....	26
3.2.1 Porodnost a její vybrané charakteristiky .....	26
3.2.2 Úmrtnost a její vybrané charakteristiky .....	28
3.3 Vývoj porodnosti a úmrtnosti do roku 1992.....	30
3.4 Aktuální demografický a sociálně ekonomický pohled na kraje ČR.....	33
<b>4. Vlastní práce .....</b>	<b>44</b>
4.1 Statistická analýza vývoje porodnosti v ČR.....	44
4.1.1 Statistická analýza vývoje hrubé míry porodnosti v ČR.....	44
4.1.2 Komparace hrubé míry porodnosti na úrovni NUTS 3 .....	47
4.1.3 Statistická analýza vývoje úhrnné plodnosti v ČR .....	48
4.1.4 Komparace úhrnné plodnosti na úrovni NUTS 3 .....	52
4.2 Statistická analýza vývoje úmrtnosti v ČR.....	53
4.2.1 Statistická analýza vývoje hrubé míry úmrtnosti v ČR.....	53
4.2.2 Komparace hrubé míry úmrtnosti na úrovni NUTS 3.....	56
4.2.3 Statistická analýza vývoje kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR.....	57
4.2.4 Komparace kvocientu kojenecké úmrtnosti na úrovni NUTS 3 .....	61
4.3 Vývoj přírůstků počtu obyvatel ČR .....	62
<b>5. Výsledky a diskuse.....</b>	<b>64</b>
<b>6. Závěr .....</b>	<b>66</b>
<b>7. Seznam použitých zdrojů .....</b>	<b>68</b>

<b>8. Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk.....</b>	<b>71</b>
8.1 Seznam obrázků.....	71
8.2 Seznam tabulek.....	71
8.3 Seznam grafů.....	72
<b>9. Přílohy.....</b>	<b>73</b>

## 1. Úvod

Porodnost a úmrtnost se řadí k nejdůležitějším demografickým ukazatelům každého státu. Hodnoty těchto charakteristik a jejich vývoj mimo jiné vypovídají o tom, jak vyspělá je daná země, jaká zde panuje životní úroveň nebo mohou určovat, jaká bude situace v blízké či vzdálené budoucnosti. Zejména tyto faktory ovlivňují počet obyvatel státu.

V České republice se v současnosti často diskutuje právě o porodnosti i úmrtnosti. Nedávná pandemie covid-19 totiž výrazným způsobem zasáhla do úmrtnostních poměrů, podobně jako v jiných zemích. Hodnoty počtu zemřelých významně vzrostly. Rovněž porodnost v České republice ovlivnila zmíněná pandemie, během níž vedli obyvatelé odlišný způsob života. Lidé totiž trávili více času ve svých domovech se svými rodinami. Tato změna stylu života se následně projevila v prudkém nárůstu porodnosti. V současné době se dokonce rodí nejvíce dětí od vzniku samostatné České republiky.

Mezi kraji České republiky lze spatřit rozdíly v úrovni porodnosti a úmrtnosti. V některých krajích dochází k úbytkům obyvatel, v jiných naopak ke značným přírůstkům. Mezuregionální odlišnosti jsou dány především úrovní kvality života v daném kraji.

## 2. Cíl práce a metodika

### 2.1 Cíl práce

Hlavním cílem bakalářské práce byla statistická analýza a zhodnocení vývoje porodnosti a úmrtnosti v České republice v letech 1993-2021. Pro vyjádření vývoje přirozené měny byly vybrány ukazatele hrubé míry porodnosti, úhrnné plodnosti, hrubé míry úmrtnosti a kvocientu kojenecké úmrtnosti. Hodnoty těchto ukazatelů byly převzaty z datové matice Českého statistického úřadu. Trend vývoje vybraných demografických ukazatelů byl popsán vhodnými trendovými funkcemi. Extrapolace časových řad byla provedena na následující tři období, tedy do roku 2024. Dílčím cílem byla komparace přirozené měny obyvatelstva na úrovni NUTS 3. Statistická analýza dat byla provedena s využitím programů MS Excel a TIBCO Statistica 14.

### 2.2 Metodika

#### 2.2.1 Charakteristika časových řad

Při sledování některých ukazatelů je důležitou součástí jejich dynamika neboli vývoj v čase, což se zachycuje pomocí časových řad (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 169). Blatná (2008, s. 40) definuje časovou řadu jako „řadu hodnot určitého ukazatele uspořádanou z hlediska přirozené časové posloupnosti, tj. od minulosti směrem k přítomnosti.“ Časová řada se následně analyzuje prostřednictvím řady metod, které ji popisují (Hindls a kol., 2007, s. 246). Podle Löstera, Řezankové a Langhamrové (2009, s. 169) tak lze spatřit určité zákonitosti dané veličiny. Často se provádějí i prognózy, jež předvídají vývoj ukazatele do budoucnosti (Hindls a kol., 2007, s. 246).

Podle Hindlse a kol. (2007, s. 246) se časové řady jeví jako nezbytné v různých sférách života. Používají je například biologové, fyzikové nebo zejména ekonomové, pro které je časový vývoj jednotlivých ekonomických ukazatelů stěžejní. Jak uvádějí Svatošová a Kába (2020, s. 38), modely časových řad se stávají velmi vhodnými pro tyto ukazatele, na které působí obtížně zjistitelné faktory. Při společném působení těchto faktorů se totiž sledovaná veličina mění v určitých obdobích, tudíž její velikost určuje funkce času. Analytických metod neustále přibývá a díky vývoji výpočetní techniky se výsledky analýz získávají rychleji a přesněji (Hindls a kol., 2007, s. 246).

Časové řady se klasifikují podle řady hledisek (Artl a Artlová, 2007, s. 14). Löster, Řezanková a Langhamrová (2009, s. 170) je podle rozhodného okamžiku člení na intervalové a okamžikové. U intervalových časových řad se hodnoty ukazatele sledují za určitý časový úsek. Blatná (2008, s. 40) je proto také nazývá časovými řadami úsekovými. Příkladem může být počet postavených budov za rok nebo počet odpracovaných hodin za měsíc. Hodnoty časových řad okamžikových se vztahují k určitému časovému okamžiku (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 170). Podle Artla, Artlové a Rublíkové (2002, s. 7) tak nezáleží na délce sledovaného časového úseku a může se jednat například o počet zaměstnanců v podniku k poslednímu dni měsíce.

Podle délky periodicity zjišťování lze časové řady dělit na dlouhodobé a krátkodobé (Svatošová a Kába, 2020, s. 38). Podle Artla, Artlové a Rublíkové (2002, s. 7) se ukazatelé dlouhodobých časových řad zachycují v periodicitě delší než jeden rok, a naopak ukazatelé krátkodobých řad se sledují v intervalech kratších než rok. Existují tedy krátkodobé řady týdenní, měsíční, čtvrtletní a další. Blatná (2008, s. 43) dodává, že pro jejich znázornění jsou vhodné spojnicové grafy. Podle Artla a Artlové (2007, s. 14) rovněž platí, že s rostoucí délkou intervalu sledovaného ukazatele se časová řada vyhlazuje.

Dále se časové řady člení podle typu ukazatelů (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 170). Hindls a kol. (2007, s. 249) je rozděluje na řady primárních a sekundárních charakteristik. Svatošová a Kába (2020, s. 38) nazývají řady primárních ukazatelů časovými řadami původních hodnot, které nejsou nijak upravovány a zachovány tak, jak byly zjištěny. Příkladem může být stav zásob či odpracované hodiny (Hindls a kol., 2007, s. 250). Časové řady sekundárních charakteristik se získávají pomocí řad primárních ukazatelů, respektive prostřednictvím jejich různých statistických charakteristik, jimiž jsou průměr nebo podíl (Svatošová a Kába, 2020, s. 38). Podle Hindlse a kol. (2007, s. 250) se může jednat například o zisk firmy nebo produktivitu práce na zaměstnance. Blatná (2008, s. 44) zmiňuje v rámci časových řad odvozených ukazatelů kumulativní časové řady, jež znázorňují růst hodnot pozorovaného ukazatele v závislosti na čase.

### 2.2.2 Vybrané elementární charakteristiky časových řad

Díky charakteristikám časových řad lze získat určitou představu o samotné časové řadě (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 171). Tyto charakteristiky popisují zejména změny sledovaných ukazatelů v čase (Svatošová a Kába, 2020, s. 38). Podle

Hindlse a kol. (2007, s. 253) se mezi elementární charakteristiky časových řad řadí diference, koeficienty růstu, popřípadě různé druhy průměrů.

Jak uvádějí Svatošová a Kába (2020, s. 38-39), „*absolutní charakteristiky umožňují absolutní porovnání hodnot jednotlivých členů časové řady.*“ Nejjednodušší absolutní charakteristikou jsou první diference neboli absolutní přírůstky (Artl, Artlová a Rublíková, 2002, s. 14). Podle Löstera, Řezankové a Langhamrové (2009, s. 172) se jejich výpočet provádí pomocí rozdílu dvou sousedních hodnot, a vycházejí tak ve stejných jednotkách jako sledovaná veličina. První diference časové řady tedy definují změny mezi dvěma za sebou jdoucími obdobími.

$$dy_t = y_t - y_{t-1} \quad (2.1)$$

Svatošová a Kába (2020, s. 39) popisují i návaznou diferenci, k níž se přidává přírůstek druhá. Vypočítá se prostřednictvím rozdílu dvou sousedních absolutních přírůstků (Blatná, 2008, s. 44). Jak zmiňují Svatošová a Kába (2020, s. 39), jedná se buď o absolutní zrychlení nebo zpomalení vývoje. Záleží, jestli byl následující přírůstek větší nebo menší než předcházející diference.

$$d^{(2)}y_t = dy_t - dy_{t-1} = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} \quad (2.2)$$

Existují také relativní charakteristiky, které určují růst či pokles hodnot časové řady (Svatošová a Kába, 2020, s. 39). Základní charakteristikou je koeficient růstu, který se získá podílem dvou po sobě jdoucích hodnot časové řady (Blatná, 2008, s. 44). Jedná se tak o bezrozměrnou veličinu, která udává postupnou rychlost změn hodnot (Svatošová a Kába, 2020, s. 39). Pokud se výsledný koeficient vynásobí stem, používá se pojem tempo růstu (Artl, Artlová a Rublíková, 2002, s. 15).

$$k_t = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad (2.3)$$

Geometrickým průměrem všech koeficientů růstu lze získat průměrný koeficient růstu (Hindl a kol. 2007, s. 253). Podle Löstera, Řezankové a Langhamrové (2009, s. 173) se obdobným způsobem může převést na procentuální vyjádření. Průměrný koeficient růstu udává, jak se změnil ukazatel po celou dobu jeho sledování. Svatošová a Kába (2020, s. 39) však zdůrazňují, že před samotným výpočtem je potřeba analyzovat časovou řadu, která musí vykazovat monotónní vývoj, tedy postupný růst nebo pokles hodnot.

Rozhodujícími hodnotami jsou totiž první a poslední hodnota sledovaného období. Pokud se časová řada jeví jako rozkolísaná, je možné ji rozdělit do několika úseků, a určit tak průměrné koeficienty růstu za jednotlivě zvolená období. Artl, Artlová a Rublíková (2002, s. 15) dodávají, že koeficienty růstu mohou být užitečné při určování vhodné trendové funkce.

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{\frac{y_2}{y_1} \cdot \frac{y_3}{y_2} \cdots \frac{y_n}{y_{n-1}}} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \quad (2.4)$$

### 2.2.3 Dekompozice časových řad a popis trendu

Blatná (2008, s. 45) definuje dekompozici časové řady jako „rozklad časové řady na složky charakterizující různé druhy pohybů v časové řadě, které umíme popsat a kvantifikovat.“ Podle Artla, Artlové a Rublíkové (2002, s. 20) se časová řada skládá z trendové, cyklické, sezónní a nesystematické složky. Svatošová a Kába (2020, s. 41-42) souhrnně označují cyklickou a sezónní složku periodickým kolísáním a dodávají, že v případě její absence se časová řada označuje jako neperiodická. Jestliže nechybí žádná složka, nese časová řada pojmenování periodická.

Trend odráží dlouhodobou tendenci vývoje hodnot sledovaného jevu v čase (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 170). Ovlivňuje jej mnoho faktorů, a může se tak jednat o trend rostoucího, klesajícího nebo konstantního charakteru (Hindls a kol., 2007, s. 254). Podle Svatošové a Káby (2020, s. 41) je další součástí časové řady periodická složka. Vzniká působením pravidelně se opakujících okolností, které ovlivňují analyzovaný ukazatel. Jak již bylo poznamenáno, periodická složka se dále člení. Kromě zmíněného cyklického a sezónního kolísání, se do periodické složky řadí i kolísání krátkodobé. Jejich rozlišení se skýtá v délce jedné periody pravidelně se opakujících výkyvů sledovaného jevu. Cyklické kolísání je určeno periodou delší než rok, sezónní zahrnuje roční periodu a krátkodobé je charakteristické periodou kratší než jeden rok. Poslední nesystematická složka vyjadřuje drobné nebo nepravidelné nepostižitelné výkyvy (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 170). Jedná se tak o působení náhody, nicméně tato složka může být ovlivněna i například chybami měření (Artl, Artlová a Rublíková, 2002, s. 20).

Podle způsobu vyjádření hodnot ukazatele v čase existují dva základní modely časových řad (Blatná, 2008, s. 46). Jak uvádějí Artl, Artlová a Rublíková (2002, s. 20), první se nazývá model aditivní, který sčítá všechny složky časové řady. Jestliže se složky

násobí, jedná se o model multiplikativní. Podle Svatošové a Káby (2020, s. 42) je před určením vhodného modelu užitečná grafická analýza. Pokud mají periodická kolísání stále podobný rozkmit, používá se aditivní model. Jestliže je jejich velikost proporcionální k úrovni trendu, aplikuje se model multiplikativní.

Podle Hindlse a kol. (2007, s. 256) se tendence vývoje časových řad řadí k nejdůležitějším částem jejich analýzy. Trend se modeluje pomocí vyrovnávání časových řad, při němž se empirické hodnoty nahrazují teoretickými a dochází také k omezení periodické a nesystematické složky (Blatná, 2008, s. 46). Podle Svatošové a Káby (2020, s. 42-43) se nejčastěji využívá mechanické a analytické vyrovnávání.

Löster, Řezanková a Langhamrová (2009, s. 176) zmiňují, že mechanické vyrovnávání se provádí pomocí metody klouzavých průměrů. Časová řada se vyhlazuje po částech, kde vznikají nové hodnoty v podobě klouzavých průměrů. Vypočítají se pomocí aritmetického průměru zvoleného počtu sousedních členů časové řady. Výsledný klouzavý průměr se přiřadí k prostřední hodnotě úseku (Blatná, 2008, s. 51). Jestliže je délka vybraného klouzavého průměru sudé číslo, musí se provést centrování, jež zprůměruje dvě prostřední hodnoty daného období (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 176). Svatošová a Kába (2020, s. 43) však upozorňují, že tato metoda skýtá mnoho nedostatků. Například se jedná o mnoho nevyrovnaných hodnot při zvolení vysokého počtu členů pro klouzavé průměry, nevhodnost metody pro predikci nebo velkou citlivost na extrémní hodnoty, jelikož se klouzavé hodnoty získávají prostřednictvím aritmetického průměru.

Analytické vyrovnávání spočívá v představě, že trend je matematickou funkcí času (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 174). Podle Svatošové a Káby (2020, s. 44) jsou vhodné matematické funkce jednoduššího charakteru. Jedná se například o požadavky minimálního počtu členů v rovnici, spojitosti či linearity v parametrech. Jednoduchým rovnicím tak odpovídají následující funkce času:

- lineární:  $T_t = a + bt$  (2.5)

- kvadratická:  $T_t = a + bt + ct^2$  (2.6)

- logaritmická:  $T_t = a + b \log t$  (2.7)

- exponenciální:  $T_t = ab^t$  (2.8)

- mocninná:  $T_t = at^b$  (2.9)

- odmocninná:  $T_t = a + b\sqrt{t}$  (2.10)



Hindls a kol. (2007, s. 287) zmiňuje grafickou analýzu jako jeden z prostředků, které mohou určit vhodnou trendovou funkci. Ta však podléhá subjektivitě. Jak uvádí Blatná (2008, s. 47), odhady parametrů matematických funkcí se nejčastěji provádějí prostřednictvím metody nejmenších čtverců. Jejím cílem je minimalizovat součet čtverců odchylek hodnot empirických od teoretických (Svatošová a Kába, 2020, s. 45).

$$\sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2 = \min \quad (2.11)$$

Křivý (2012, s. 16) uvádí, že vhodnost užití modelu velmi dobře popisuje průměrná absolutní procentuální chyba. Čím nižší hodnota vyjde, tím je vhodnost modelu lepší.

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_t \left| \frac{y_t - y'_t}{y_t} \right| \quad (2.12)$$

Hindls a kol. (2007, s. 287) radí mezi další kritéria pro výběr vhodné trendové funkce index determinace, jehož výsledná hodnota se pohybuje v rozmezí od nuly do jedné. Čím větší hodnoty nabývá, tím lépe popisuje danou časovou řadu.

$$I^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - y'_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad (2.13)$$

V případě odmocnění předchozího indexu lze získat index korelace, jenž s výslednou rostoucí hodnotou lépe vyjadřuje zákonitosti zkoumaného jevu (Svatošová a Kába, 2020, s. 47).

$$I = \sqrt{I^2} \quad (2.14)$$

#### 2.2.4 Predikce a posouzení vhodnosti prognózy časových řad

Podle Hindlse a kol. (2007, s. 293) se v předchozí podkapitole jednalo o interpolační kritéria, která posuzují vhodnost zvolené trendové funkce na základě dat z minulosti. V případě konstrukce predikcí se naopak využívají extrapolační kritéria. Hančlová a Tvrký (2003, s. 18) dodávají, že extrapolace je kvantitativním odhadem budoucích hodnot na základě prodloužení dat z minulosti. Při použití extrapolačních metod je nezbytná neměnnost vnějších podmínek. Jak uvádí Hindls a kol. (2007, s. 293, 330), nejčastěji se lze setkat se způsobem, kdy dojde k odstranění několika empirických dat

časové řady. Následně jsou nahrazena teoretickými hodnotami, které určuje zvolená trendová funkce, a porovnání původních a nových hodnot zhodnotí, jestli trendová funkce dobře extrapoluje. Tuto charakteristiku představuje relativní chyba prognózy, jež se po vynásobení stem vyjadřuje v procentech (Montgomery, Jennings, Kulahci, 2005, s. 66).

$$rp = \frac{|y'_i - y_i|}{y_i} * 100 \quad (2.15)$$

### 2.2.5 Exponenciální vyrovnávání časových řad

Podle Hindlse a kol. (2007, s. 321) se metoda exponenciálního vyrovnávání řadí mezi adaptivní modely, které již nesouvisejí s pojmem *ceteris paribus*. Tento termín využívají trendové přístupy a vyjadřuje, že prognóza plynule navazuje na data z minulosti za jinak stejných okolností. Jak uvádějí Svatošová a Kába (2020, s. 52), zmíněné modely se shodují v podrobné analýze dat určité veličiny v čase a v absenci kauzality. Exponenciální vyrovnávání tedy uvažuje měnlivé parametry (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 175). Blatná (2008, s. 53) zmiňuje, že tato metoda přisuzuje největší váhu mladším datům, a naopak nejmenší význam přikládá starším pozorováním, a proto je exponenciální vyrovnávání vhodné pro predikce krátkodobého charakteru.

Podle charakteru trendu v krátkých časových obdobích lze exponenciální vyrovnávání členit na několik podtypů (Hindls a kol., 2007, s. 324). V případě, že se trend v krátkých úsecích časové řady jeví jako konstantní, jedná se o jednoduché exponenciální vyrovnávání (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 175). Při výpočtu vyrovnaných hodnot se používá vyrovnávací konstanta  $\alpha$ , jejíž hodnota je dána z intervalu od 0 do 1 (Hindls a kol., 2007, s. 323). Dle Svatošové a Káby (2020, s. 53-54) závisí zvolená velikost na charakteru změn daného ukazatele. Pokud jsou očekávány větší a nepravidelné změny trendu, přikládá se vyrovnávací konstantě hodnota blízká jedné. Jestliže se naopak předpokládají změny mírné a takové, jež navazují na dosavadní trend, je účelné určit této konstantě hodnotu blízkou nule. Vyrovnaná hodnota se získá prostřednictvím rekurentního vzorce, v němž se kromě vyrovnávací konstanty vyskytují původní a vyrovnaná hodnota v předcházejícím období.

$$y'_t = \alpha y_t + (1 - \alpha)y'_{t-1} \quad (2.16)$$

### 2.2.6 Analýza rozptylu a její neparametrická obdoba

Analýza rozptylu neboli ANOVA se využívá k porovnání průměrů více než dvou souborů dat (Svatošová a Kába, 2021, s. 89). Prokazuje se jím statistická závislost sledovaného kvantitativního ukazatele na kategorických proměnných, podle nichž byl daný ukazatel rozdělen do skupin. Podle Blatné (2008, s. 3) je úkolem analýzy rozptylu „ověřit, zda střední hodnoty skupiny (podsouborů) sledovaného znaku vytvořené podle třídícího hlediska (třídícího znaku) jsou stejné, jinými slovy to znamená ověřit významnost rozdílů mezi výběrovými průměry většího počtu náhodných výběrů.“ Počet vysvětlujících kategorických znaků může být různý, přičemž právě jejich množství určuje typ analýzy rozptylu. V případě jedné kategorické proměnné se jedná o analýzu rozptylu jednofaktorovou a další členění probíhá analogicky (Löster, Řezanková a Langhamrová, 2009, s. 142). Blatná (2008, s. 3-4) upozorňuje, že před použitím analýzy rozptylu musejí být splněny podmínky, mezi něž se řadí nezávislost a normalita rozdělení výběrů, větší počet pozorování než skupin a homoskedasticita neboli shoda rozptylů všech skupin. Jak uvádějí Löster, Řezanková a Langhamrová (2009, s. 143), nulovou hypotézu představuje shoda středních hodnot ve všech skupinách. Pro vyhodnocení se ve statistickém softwaru používá  $p$ -hodnota. V případě zamítnutí nulové hypotézy se navzájem odlišují alespoň dva výběry. Využitím metody mnohonásobného porovnávání lze přesně zjistit, které průměry jsou průkazně rozdílné (Svatošová a Kába, 2021, s. 91).

Tabulka 1: Jednoduchá analýza rozptylu

Variabilita	Součet čtverců	Stupně volnosti	Rozptyl	Testovací kritérium
Mezi třídami	$S_1 = \sum_{i=1}^m \frac{x_i^2}{n_i}$	m-1	$S_1^2 = \frac{S_1}{m-1}$	$F = \frac{S_1^2}{S_r^2}$
Uvnitř tříd	$S_r = S - S_1$	n-m	$S_r^2 = \frac{S_r}{n-m}$	
Celková	$S = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{n_i} x_{ij}^2 - C$			

$$C = \frac{x_{\blacksquare\blacksquare}^2}{n}$$

Zdroj: Svatošová a Kába (2021, s. 91)

Pokud nebude splněn předpoklad homoskedasticity nebo se bude jednat o významné porušení normality rozdělení, je nezbytné testování jiným způsobem, například

prostřednictvím neparametrické obdoby analýzy rozptylu, jež se nazývá Kruskal-Wallisův test (Blatná, 2008, s. 4). Podle Svatošové a Káby (2021, s. 103) funguje tento test podobně jako analýza rozptylu, ale místo skutečných hodnot využívá pořadí jednotlivých prvků.

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^m \frac{T_i^2}{n_i} - 3(n+1) \quad (2.17)$$

### 3. Teoretická východiska

#### 3.1 Demografie

Slovo demografie pochází z řečtiny a dalo by se přeložit jako lidopis (Kalibová, 2005, s. 5). Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 11) namítají, že spíše než o popis, jde o studium či zkoumání. Podle Kučery, Růžička a Srba (1971, s. 8) existovaly snahy o změně názvu na termín „demologie“. Kromě zmíněného důvodu by tento přetvořený pojem byl svým názvem paralelou k ostatním vědám, jakou je například sociologie. Koschin (2005, s. 7) namísto lidu volí výraz populace. Demografie je tedy podle Löstera, Řezankové a Langhamrové (2009, s. 211) jednou z věd, která se zabývá lidskými populacemi. Sleduje proces jejich reprodukce, a tímto specifickým aspektem se odlišuje od ostatních vědních oborů. Demografické jevy a procesy související právě s reprodukcí lidských populací jsou hlavním předmětem demografie. Reprodukci lze chápat jako přirozený pohyb obyvatelstva. Do této přirozené obnovy spadají narození a úmrtí (popřípadě potrat), což jsou vlastní demografické události (Demografie, 2014). Kalibová (2005, s. 5) zmiňuje, že kromě přirozené měny obyvatelstva existuje i mechanická měna, ke které se již neváže demografická reprodukce, ale demografický neboli populační vývoj. Za mechanický pohyb obyvatelstva se považuje stěhování, které rovněž přímo ovlivňuje početní stav obyvatelstva v rámci určitého území. Podle Löstera, Řezankové a Langhamrové (2009, s. 211) existuje také pohyb sociální, jenž ovlivňuje reprodukci a následně i počet obyvatel. Týká se změn v sociální struktuře populace a patřily by sem již zmíněné události sňatek nebo rozvod, které však Koschin (2005, s. 14) bere jako měny přirozené.

Kalibová, Pavlík a Vodáková (1993, s. 10) doplňují, že kromě zmíněných demografických událostí pracuje demografie i s jevy, jimiž jsou sňatek, ovdovění, nemoc a další. Všechny demografické události se evidují a studují hromadně. Nejprve se tyto hromadné jevy upraví do procesů porodnosti, sňatečnosti, nemocnosti apod. a následně probíhá jejich analýza, která si klade za cíl odhalit pravidelnosti, zákonitosti, kolísání, trendy a jiné charakteristiky jejich vývoje (Kalibová, 2005, s. 5).

Podle Koschina (2005, s. 7) je potřeba správně vymezit pojmy populace a obyvatelstvo. Pod populací se rozumí skupina jedinců, kteří mají podobné znaky, a ve které dochází k reprodukci. Za obyvatelstvo se považuje soubor lidí žijících na určitém územním celku. Pro demografii je důležitější populace, ale hůře se vymezuje. Pokud se tedy vhodně vymezí území, je pro demografii relevantní i druhý termín. Jurčová, Mészáros

a Vaňo (2003, s. 11) dodávají, že obyvatelstvo žijící na určitém území se může skládat z několika populací a naopak. U člověka se podle Kalibové, Pavlíka a Vodákové (1993, s. 10) častěji používá adjektivum demografický namísto populační, aby se odlišila lidská populace od ostatních populací. A právě lidská společnost podporuje proces reprodukce lidské populace, tedy hlavní předmět demografie. Z tohoto důvodu se demografie nachází na pomezí přírodních a společenských věd (Jurčová, Mészáros a Vaňo, 2003, s. 7).

### 3.1.1 Historie demografie

Podle Koschina (2005, s. 8) se již ve starověkém Egyptě a Číně sepsovaly soupisy obyvatelstva, ale jelikož nešlo o zkoumání reprodukce obyvatelstva, nelze hovořit o demografii. Počátky demografie lze datovat do 17. století, kdy se J. Graunt zajímal o úmrtnostní statistiky. Již zde je patrná silná vazba mezi demografií a statistikou. Ta přetrvává dodnes a často se statistická demografie překrývá s celou demografií. Na J. Graunta podle Kalibové, Pavlíka a Vodákové (1993, s. 11) navázal s podobnou problematikou E. Halley nebo J. Süßmilch, jenž se zabýval demografickými pravidelnostmi. Tyto pravidelnosti spatřoval v božském řádu. Koschin (2005, s. 8) poukazuje na T. R. Malthusa, jenž se na rozdíl od J. Süßmilcha obával přelidnění, jelikož tvrdil, že počet obyvatel roste rychleji než prostředky k obživě. Ačkoliv T. R. Malthus nebyl demografem, jeho názory a myšlenky se staly impulsem, aby se problematika demografické reprodukce dostala více do popředí (Kalibová, 2005, s. 7).

V roce 1853 založil L. A. J. Quetelet v Bruselu Mezinárodní statistický kongres, během něhož se probírala problematika sčítání lidu (Koschin, 2005, s. 8). Kalibová, Pavlík a Vodáková (1993, s. 9) zmiňují, že o dva roky později A. Guillard poprvé použil výraz demografie. Od této doby se po celém světě používá tento termín, ačkoli byly snahy tento termín nahradit „demologií“ či „populacionistikou“. Bruselský kongres se později zrušil a byl v roce 1885 nahrazen Mezinárodním statistickým institutem, který dodnes sídlí v Haagu. Koschin (2005, s. 9) připomíná, že k výraznějšímu odchýlení demografie od statistiky dochází až ve 20. století. Čistě demografický kongres vznikl v roce 1927 v Ženevě. Další demograficky významná instituce byla ustavena v roce 1983 v Haagu a nese název Evropské sdružení pro populační studia.

Podle Koschina (2005, s. 9) se demografie v českých zemích významněji prosazuje ke konci 19. století. Jindřich Matiegka totiž začal vyučovat tento předmět přednášet na půdě tehdejší Karlo-Ferdinandovy Univerzity. Za zakladatele české demografie je však

považován Antonín Boháč, jenž se stal vedoucím odboru pro populační statistiku a zároveň místopředsdou Státního úřadu statistického, napsal několik demografických děl nebo vedl první československé sčítání obyvatel (Kalibová, 2005, s. 8).

### 3.1.2 Zjišťování dat o stavu a pohybu obyvatelstva

Löster, Řezanková a Langhamrová (2009, s. 212) podotýkají, že demografie sbírá data z demografické statistiky, jejíž údaje lze rozčlenit na demografickou statiku a dynamiku. Demografická statika se zabývá stavem obyvatelstva, což znamená velikost a strukturu obyvatelstva k určitému časovému okamžiku. Spadá sem například počet obyvatel, střední stav obyvatelstva nebo struktura obyvatelstva. Pohyb obyvatelstva zkoumá demografická dynamika, do které se řadí narození, úmrtí a migrace. Demografie však zahrnuje do měny obyvatelstva také rozvody, sňatky a potraty. Podle Koschina (2005, s. 14) všechny zmíněné události přímo souvisejí s reprodukcí obyvatelstva a zkoumají se v rámci určitých časových intervalů.

Podle Jurčové, Mészároše a Vaňu (2003, s. 25) se údaje o stavu obyvatelstva zjišťují soupisem obyvatelstva nebo sčítáním lidu, čímž se odhalí, kolik osob žije na daném území a rovněž některé znaky tamějších obyvatel. Oboje zjišťování je velice podobné a odlišuje se pouze v rozsahu a kvalitě dat. Koschin (2005, s. 11) zmiňuje československý soupis obyvatelstva, jenž se uskutečnil v roce 1947. Právě v tento rok se konal proto, aby se přišlo na to, kolik lidí přežilo druhou světovou válku. U občanů se zjišťovalo pohlaví, věk či povolání. Přesnější a v současné době používanější je však již zmíněné sčítání lidu, ačkoliv se jedná se o rozsáhlou a finančně i časově náročnou akci. Zároveň se jedná o nejstarší pramen demografických údajů (Roubíček, 1997, s. 44). Podle Klufové a Polákové (2010, s. 15) se v něm zjišťuje mnohem více osobních charakteristik. Na českém území se koná od roku 1869 (ČSÚ, 2021a). První československé sčítání lidu se odehrálo v roce 1921 (Kalibová, 2005, s. 10). Koschin (2005, s. 14) připomíná první české sčítání, které je dodnes spojeno se sčítáním domů a bytů. To proběhlo o 80 let později než první československé. V České republice a ve většině ostatních států se provádí každých deset let. Podle ČSÚ (2021a) v roce 2021 proběhlo dosud poslední. Formuláře je nyní možné vyplnit buď formou listinných dotazníků nebo elektronicky. Sčítání lidu odhaluje mnoho hodnotných informací o obyvatelstvu, ukazuje, jak se mění kvalita života, nebo může pomoci v rozhodování, co je zapotřebí zlepšit.

Klufová a Poláková (2010, s. 29) připomínají, že rovněž u údajů o pohybu existují dva hlavní způsoby jejich zjišťování. Evidence přirozené měny zahrnuje informace narozeních, úmrtích, potratech, sňatcích a rozvodech, zatímco evidence migrace vede záznamy o přestěhováních. Podle Koschina (2005, s. 14) v Evropě od 16. století zaznamenávají církevní matriky křty, pohřby, sňatky, později i narození a úmrtí. Postupem času začaly vznikat i civilní matriky, avšak v českých zemích až v průběhu 19. století. Rozvody naopak ohlašují soudy a potraty Ústav zdravotnických informací a statistiky. Stěhování funguje na základě povinného hlášení k trvalému pobytu. Evidence vnitřní migrace existuje na českém území od roku 1949, ale ve vícero státech se z důvodu její složitosti neeviduje (Kalibová, 2005, s. 11). Vnější migrace se zavedla již po první světové válce, ale po několik se týkala pouze československých občanů (Klufová a Poláková, 2010, s. 29). Každá demografická událost se tedy musí nahlásit, následně se odešle na statistický úřad a vydává se v publikaci Pohyb obyvatelstva, který vede Český statistický úřad (ČSÚ, 2021b).

### 3.1.3 Demografická revoluce

Podle Kalibové (2005, s. 41) lze do roku 1750 hovořit o přirozeném reprodukčním chování, jelikož plodnost do té doby nebyla nijak řízena. Neregulovaná plodnost následně ovlivňovala vysokou míru úmrtnosti. Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 85) zdůrazňují, že se průměrná roční míra růstu počtu obyvatel pohybovala okolo pěti desetin procenta. Docházelo tak celkově k velmi nízkému nárůstu a v některých obdobích dokonce počet obyvatel stagnoval, k čemuž podle Kalibové (2005, s. 41) výrazně přispěly války, hladomory nebo epidemie. Od druhé poloviny 18. století se zejména ve vyspělých evropských zemích postupně mění demografické chování. Koschin (2005, s. 110) nazývá tuto populační změnu termínem demografický přechod, jenž: *„spočívá ve výrazném poklesu úmrtnosti a porodnosti, za zákonitost vývoje populace, za určitou etapu, kterou prošla, prochází a projde každá populace.“* Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 86) souhlasí s vysvětlením přechodu, ale zmiňují synonymický pojem demografická revoluce, na němž se shoduje většina odborníků.

Koschin (2005, s. 110) uvádí, že příčinou demografické revoluce byla zejména modernizace společnosti. Lidé se začali stěhovat do měst a průmysl se v rámci ekonomických sektorů dostával do popředí. Vznikalo tedy více pracovních míst, výrazně pokročila věda i technika a díky těmto změnám se zlepšila životní úroveň obyvatel.



Postupem času tak docházelo k masivnímu snižování úmrtnosti, k čemuž nejvíce přispěl rozvoj lékařské vědy a celkové zlepšení hygienických podmínek (Kalibová, 2005, s. 41). Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 86-87) poukazují především na dětskou úmrtnost. Ta se dostala na mnohem nižší čísla. Nicméně pokles porodnosti nebyl tak rychlý. Míra porodnosti se ve sféře přeměny celé společnosti projevovала méně než míra úmrtnosti a úrovně těchto demografických ukazatelů se k sobě přiblížily téměř až v samém závěru demografické revoluce. Během tohoto období tudíž došlo k výraznému nárůstu počtu obyvatel.

Hlavní příčiny poklesu porodnosti se podle Kalibové (2005, s. 41) hledají hůře. Demografové uvádějí rozmanité důvody, a proto existuje řada teorií. Koschin (2005, s. 110) zmiňuje, že dříve chtěli lidé mnoho dětí, aby se následně mohly postarat o rodinu. S nástupem urbanizace se však situace změnila. Děti již z důvodů městského způsobu života nepřinášely zmíněnou pomoc rodině, ale naopak se staly ekonomickou zátěží. S rozvojem vzdělání se navíc rodiče museli starat o své potomky delší dobu. Mezi další faktory řadí emancipaci žen nebo rozšíření antikoncepce. Kalibová (2005, s. 41) přidává k výčtu příčin poklesu natality teorii, že s rostoucím počtem členů rodiny klesá celkové životní úroveň rodiny. Podle Jurčové, Mészárose a Vaňo (2003, s. 86) je potřeba vnímat faktory ovlivňující porodnost a úmrtnost spíše komplementárně než odděleně. Demografická revoluce je tedy pouhou částí komplexní přeměny společnosti, což ještě Koschin (2005, s. 110-111) zvyrazňuje termínem globální revoluce.

Dle Koschina (2005, s. 111) trvala demografická revoluce v západních a některých severních evropských zemích asi 150 let. V českých zemích a v dalších státech středoevropských státech probíhal demografický přechod od roku 1830 do roku 1930 a ještě kratší revoluce byla zaznamenána v jižní a východní Evropě, kde skončila až po druhé světové válce. V dalších koutech světa probíhala demografická revoluce ještě mnohem rozličněji. Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 87) vysvětlují, že zatímco ve většině tehdy vyspělých států se revoluce odehrávala před druhou světovou válkou, v rozvojových zemích teprve začínala. Předpovídá se, že k úplnému ukončení demografické revoluce na celém světě dojde až v polovině 21. století.

Ve vyspělých zemích již proběhl i druhý demografický přechod (Kalibová, 2005, s. 42). Koschin (2005, s. 113) podotýká, že po druhé světové válce docházelo ke sňatkům v nízkém věku, což v té době znamenalo následné založení rodiny, a porodnost tedy významně rostla. Bylo však otázkou času, kdy se projeví nevyzrálост mladých rodičů

vychovávat děti v tak nízkém věku. S vynálezem efektivnější antikoncepce v polovině šedesátých let, kdy počíná druhý demografický přechod, se situace s úrovní porodnosti razantně mění (Rabušic, 2001, s. 186). Lidé začali chápat antikoncepci jako nástroj na plánování rodiny, tedy kdy budou mít děti, zatímco dříve ji brali jako prostředek, kolik dětí budou mít (Koschin, 2005, s. 113-114). Podle Rabušice (2001, s. 186) porodnost klesala i z důvodu přijímání potratových zákonů v mnoha zemích a rovněž manželství změnilo svou roli. Docházelo totiž k uvědomení, že je důležitý vztah mezi oběma partnery a péče o potomstvo může přijít až později. Za hlavní rys druhé demografické revoluce se tedy považuje pokles porodnosti pod úroveň prosté reprodukce (Kalibová, 2005, s. 42). O úmrtnosti se podle Koschina (2005, s. 115) v souvislosti s druhým demografickým přechodem příliš nemluví, proto je často kritizován a někteří autoři tento proces zcela přehlížejí. Kalibová (2005, s. 42-43) dodává, že změny v míře mortality jsou totiž oproti změnám v míře natality banální, přesto je potřeba zmínit, že se úmrtnostní poměry stále zlepšovaly. Spolu se zmíněným trendem porodnosti tak docházelo k demografickému stárnutí populací. Ve vyspělých západoevropských a severoevropských státech trval přechod přibližně 20 let, zatímco na území Čech a dalších postkomunistických zemích započal teprve v 90. letech.

## **3.2 Charakteristika vybraných demografických ukazatelů**

### **3.2.1 Porodnost a její vybrané charakteristiky**

Klufová a Poláková (2010, s. 146) uvádějí, že porodnost neboli natalita, jež sleduje narození jako hromadný jev, je spolu s úmrtností hlavním prvkem demografické reprodukce. Její studium se prosadilo až v 19. století, 200 let po úmrtnosti. V současnosti však působí na populační vývoj mnohem více. K porodnosti se vztahují některé důležité termíny. Plodnost, která se váže k aktuální natalitě, nebo plodivost, jež zobrazuje potenciální plodnost a jejím výsledným efektem je právě plodnost (Kalibová, 2005, s. 27).

Proces natality začíná početím, následuje těhotenství a je zakončen porodem (Klufová a Poláková, 2010, s. 146). Podle Kalibové (2005, s. 27) se rozlišují živě a mrtvě narozené děti. Za mrtvé se považují ty, které nevykazují žádnou známku života. U živě narozených se rozlišuje pořadí dětí. U manželských dětí se pořadí určuje zřejmě a u mimomanželských se děti postupně připisují matce. Díky sekundárnímu indexu maskulinity lze zjistit, v jakém poměru jsou pohlaví při narození (Klufová a Poláková,

2010, s. 147). Demografové ještě věnují zvláštní pozornost dětem narozeným do osmi měsíců po sňatku (Kalibová, Pavlík a Vodáková, 1993, s. 33). Celkový počet narozených dětí páru ovlivňuje/i reprodukční chování páru, jeho plodivost, nastavení hodnot ve společnosti a další faktory ovlivňují počet jeho narozených dětí (Klufová a Poláková, 2010, s. 146).

Löster, Řezanková a Langhamrová (2009, s. 226) řadí mezi základní ukazatele porodnosti hrubou míru porodnosti. Jedná se o poměr počtu živě narozených dětí a středního stavu obyvatelstva. Vyjadřuje se v promile a lze tedy přesně zjistit, kolik se v daném roce narodí dětí na tisíc obyvatel středního stavu.

$$hmp = \frac{N}{P} \quad (3.1)$$

Pokud se střední stav obyvatelstva vztáhne jen na ženy ve věku od 15 do 49 let, tak se ukazatel nazývá obecná míra plodnosti (Klufová a Poláková, 2010, s. 151). Tento vzorec se používá více, neboť se vztahuje pouze k rodivém kontingentu, tedy k ženám v plodivém věku (Roubíček, 1997, s. 222). Hodnoty obecné míry plodnosti vycházejí přibližně čtyřikrát větší než hrubá míra porodnosti, jelikož žen v reprodukčním věku se v populaci nachází zhruba jedna čtvrtina (Koschin, 2005, s. 60).

$$f = \frac{N}{P_{15-49}^{\check{z}}} \quad (3.2)$$

Kalibová (2005, s. 28) ještě dodává, že v zemích s neúplnými údaji o počtu narozených se používá index plodnosti. Vypočítá se jako podíl dětí ve věku do 5 let a rodivého kontingentu.

$$if = \frac{P_{0-4}}{P_{15-49}^{\check{z}}} \quad (3.3)$$

Podle Jurčové, Mészárosově a Vaňové (2003, s. 44) je velmi užitečným ukazatelem míra plodnosti podle věku. Tato míra se odprošťuje od věkové struktury obyvatelstva a soustředí se pouze na určitý věkový interval žen. Definuje se jako poměr počtu živě narozených dětí v určitém věku ku střednímu stavu žen v již zvoleném věku.

$$f = \frac{N_x}{P_x^{\check{z}}} \quad (3.4)$$

Pro dobré mezinárodní srovnání se využívá úhrnná plodnost (Jurčová, Mészáros a Vaňo, 2003, s. 44). Löster, Řezanková a Langhamrová (2009, s. 227) vysvětlují, že tento ukazatel určuje průměrný počet živě narozených dětí, které by se narodily ženě v době jejího plodivého věku při neměnné plodnosti a nulové úmrtnosti. To znamená, kdyby se zmíněné hodnoty neměnily po dobu 35 let. Jedná se o sumu měř plodnosti v jednotlivých letech rodivého kontingentu.

$$\acute{u}p = \sum_{x=15}^{49} f_x \quad (3.5)$$

Podle Jurčové, Mészárose a Vaňo (2003, s. 45) je s ohledem na reprodukci populace důležité vědět, kolik dívek se průměrně narodí ženám v reprodukčním věku. To se zjistí, pokud se úhrnná plodnost vynásobí podílem děvčat mezi živě narozenými dětmi. Tento ukazatel se nazývá hrubá míra reprodukce.

$$hmr = \frac{N^{\acute{z}}}{N} * \sum_{x=15}^{49} f_x \quad (3.6)$$

Klufová a Poláková (2010, s. 156) definují čistou míru reprodukce. Ta se získá, jestliže bude úmrtnost stejně jako plodnost neměnná. Poskytuje informaci o velikosti populace. V případě, že výsledek ukazuje číslo jedna, dochází k prosté reprodukci. Žena se v průměru nahrazuje jednou dcerou a populace zůstává stejná. Pokud vyjde výsledek vyšší než jedna, velikost populace roste. Bude-li však pod hodnotou jedna, počet obyvatel bude naopak klesat.

### 3.2.2 Úmrtnost a její vybrané charakteristiky

Kalibová (2005, s. 21) zmiňuje, že demografie zkoumá také procesy vymírání populace. O úmrtí jako o hromadný jev se zajímá úmrtnost neboli mortalita. Její počátky sahají do 17. století, kdy již zmíněný J. Graunt objevil určité pravidelnosti vymírání. Klufová a Poláková (2010, s. 75) dodávají, že studii prováděl na londýnských občanech. Nejprve se tedy demografové věnovali prostým počtům úmrtí nebo vytvářeli úmrtnostní tabulky. Později se s přispěním dalších vědních oborů snažili analyzovat jednotlivá úmrtí, aby se daly pomocí určitých charakteristických znaků sdružovat, a mohl se tak rozšířit obzor demografických statistik.

Kalibová (2005, s. 21) považuje nemocnost, způsob života, kvalitu životních podmínek a životního prostředí za velmi ovlivňující faktory pro vývoj mortality. Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 51) samozřejmě přidávají klíčového činitele – věk. S rostoucím věkem člověka roste pravděpodobnost jeho úmrtí. Intenzita úmrtnosti se rovněž odlišuje v obou typech pohlaví nebo jednotlivých skupinách obyvatelstva.

Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 51) považují za nejjednodušší charakteristiku hrubou míru úmrtnosti. Podle Koschina (2005, s. 35) je dána podílem počtu zemřelých ke střednímu stavu obyvatelstva a nejčastěji se uvádí v promile, stejně jako většina jiných ukazatelů úmrtnosti. Udává, kolik zemřelých lidí připadá na každých tisíc obyvatel středního stavu. Klufová a Poláková (2010, s. 79) upozorňují, že v současnosti nemá ukazatel hrubé míry úmrtnosti dobrou vypovídající schopnost, protože se s věkem člověka mění intenzita úmrtnosti. Silně tedy závisí na věkové struktuře obyvatelstva, a proto není vhodný pro mezinárodní srovnání.

$$hmú = \frac{D}{P} \quad (3.7)$$

Podle Kalibové (2005, s. 21) se daleko více používá míra úmrtnosti podle věku. Počítá se jako poměr zemřelých v určitém věku a středního stavu populace ve shodném věku.

$$Ú_x = \frac{D_x}{P_x} \quad (3.8)$$

Klufová a Poláková (2010, s. 80) zmiňují, že rovnice (3.8) se pro obě pohlaví počítá zvlášť, jelikož ve většině věkových generací umírá více mužů než žen. Tento fenomén se nazývá mužská nadúmrtost. Tento jev se vyjadřuje podílem zemřelých mužů a žen ve stejném věku.

$$úp = \frac{D_x^m}{D_x^ž} \quad (3.9)$$

Roubíček (1997, s. 244) poukazuje na míru kojenecké úmrtnosti, neboť tento ukazatel je také vhodný pro mezinárodní srovnání. Vystihuje počet zemřelých jedinců do jednoho roku života na tisíc živě narozených dětí. Podle Kalibové (2005, s. 22), jež nazývá tento ukazatel kvocientem, rovněž určuje vyspělost určitého územního celku. Löster, Řezanková a Langhamrová (2009, s. 227) dodávají, že míra kojenecké úmrtnosti poukazuje na stav zdravotnictví, zdravotní stav obyvatel a celkovou životní úroveň daného území. Pro

podrobnější zkoumání se kvocient dále člení. Kalibová (2005, s. 22) zmiňuje úmrtnost prvního dne, poporodní, časnou, novorozeneckou a ponovorozeneckou. Odlišují se počtem dožitých dní a s přibývajícím dny se úmrtnost snižuje.

$$kú = \frac{D_0}{N} \quad (3.10)$$

Klufová a Poláková (2010, s. 124) připomínají další charakteristiky, které lze vyčíst z úmrtnostních tabulek, jimž připisují i synonymický výraz dekrementní tabulky. Jedná se o vůbec první demografické modely, neboť E. Halley se jimi zabýval již v 17. století. Jurčová, Mészáros a Vaňo (2003, s. 53) zdůrazňují, že se jedná o nejdůležitější zdroj pro zjišťování úmrtnostních statistik. V legendě se nachází věk a v hlavičce biometrické funkce, což jsou různé demografické ukazatele (Klufová a Poláková, 2010, s. 125). Podle Koschina (2005, s. 47) mohou být věkové jednoleté nebo víceleté. Častěji se využívají víceleté, konkrétně pětileté. Seskupováním let se totiž vylučují náhodná kolísání nebo vlivy neočekávaných událostí. Pod biometrickými funkcemi se mohou skrývat počet dožívajících, počet zemřelých, pravděpodobnost úmrtí nebo počet prožitých let, ale chybět by podle Jurčové, Mészárose a Vaňo (2003, s. 53) neměla střední délka života. Udává, jak dlouho bude ještě žít jedinec v určitém věku, pokud by zůstala úmrtnost stále na stejných číslech. Konkrétně ve věku nula, tedy při narození, se nejlépe popisují úmrtnostní poměry ve společnosti. Z úmrtnostních tabulek se dají odvodit další charakteristiky. Jedná se například o normální délku života. Ta odhaluje věk, ve kterém se nejčastěji umírá. Koschin (2005, s. 49) ještě zmiňuje ukazatel pravděpodobné délky života, jenž udává věk, kterého by se při stálé úmrtnosti dožila přesně polovina narozených dětí.

### 3.3 Vývoj porodnosti a úmrtnosti do roku 1992

Podle ČSÚ (2022f) v posledním roce první světové války zemřelo na českém území nejvíce lidí. Došlo k nárůstu téměř o 50 tisíc, když svůj život ztratilo celkem 236 035 občanů. V této době zde žilo kolem deseti milionů obyvatel, takže hrubá míra úmrtnosti představovala 23,6 mrtvých na tisíc obyvatel. Vedle světové války se hlavní příčinou rekordní úmrtnosti ve 20. století stala španělská chřipka (Klufová a Poláková, 2010, s. 110). Poté se počet zemřelých postupně snižoval a již v roce 1923 se nacházel pod hranici 150 tisíc mrtvých (ČSÚ, 2022f). Do počátku druhé světové války převýšil tuto mez pouze v letech 1927 a 1929, tedy v době chřipkové epidemie (Kučera, 1994, s. 29-30). Podle

Roubíčka (1997, s. 316) tak míra úmrtnosti v České republice patřila v rámci Evropy k těm lepším, avšak kojenecká úmrtnost se pohybovala na vysokých hodnotách. Burcin a kol. (2010, s. 22) uvádí, že v roce 1920 činila 170 ‰. I když tato úmrtnost do jednoho roku života klesala, před druhou světovou válkou přesahovala hranici 100 ‰.

Na počátku dvacátých let 20. století se výrazně zvýšila porodnost a počet živě narozených dětí atakoval 250 tisíc (ČSÚ, 2022f). Kučera (1994, s. 23) spatřuje dva hlavní důvody nastalé změny: „poválečný vzestup byl způsoben kompenzačním rozením dětí po návratu mužů z války i zvýšením sňatečnosti“. Burcin a kol. (2010, s. 24) však připomíná, že tato zvýšená porodnost nenahradila ztráty nenarozených dětí v době první světové války. Až do roku 1937 se navíc počet narozených dětí plynule snižoval (ČSÚ, 2022f). Hodnota úhrnné plodnosti se na počátku 30. let dostala pod záchovnou hranici, jež činí 2,1 dítěte na jednu ženu, a nadále klesala (Burcin a kol., 2010, s. 19). Čistá míra reprodukce se propadla hluboko pod stěžejní hranici jedna, což znamenalo významné snížení počtu obyvatel (Kučera, 1994, s. 24). Roubíček (1997, s. 316) dodává, že zejména v českých městech fungoval systém jednoho dítěte. Podle Burcina a kol. (2010, s. 24) totiž velmi silnou roli totiž hrála převládající krize 30. let. Lidem se zhoršily životní podmínky, a především zde panovala vysoká nezaměstnanost. Odkládalo nebo se dokonce odmítalo rození potomků a rovněž se prováděly se nelegální potraty (Kučera, 1994, s. 24).

Kučera (1994, s. 34) zdůrazňuje, že je nutné na demografické údaje z druhé světové války nahlížet s rezervou. Tato data se sbírají pouze z Protektorátu Čechy a Morava, jelikož zbytek českého území patřil Německu. Již proběhla rekonstrukce údajů<sup>1</sup>, u které však vyvstává řada pochybností. Téměř v každém válečném roce se narodilo více jak 200 tisíc dětí (ČSÚ, 2022f). O tomto nárůstu mluví Burcin a kol. (2010, s. 25) jako o specifickém vzestupu porodnosti. Roubíček (1997, s. 316) zmiňuje pojem mezigenerační odstup či přenos. Po první světové válce se totiž narodil velký počet dětí, jež jsou v období druhé světové války, již ve věku, kdy zakládají rodiny. Kučera (1994, s. 44) to dokládá ukazatelem úhrnné plodnosti, která v roce 1944 vystoupala až na 2,8 dítěte na jednu ženu. Zároveň čistá míra reprodukce vyskočila na hodnotu 1,07. Zvyšovala se i míra úmrtnosti. V roce 1939 zemřelo 147 tisíc obyvatel, v posledním roce války ještě o téměř o třicet tisíc více (ČSÚ, 2022f).

---

<sup>1</sup> V této práci se k rekonstrukci demografických údajů z období druhé světové války přihlíží

V letech 1945-1946 se na území dnešní České republiky snížil počet obyvatel o 2,7 miliónu (Kučera, 1994, s. 5). Došlo totiž k odsunu Němců, a tak na půdě českých zemích žilo necelých devět miliónů obyvatel (Koschin, 2005, s. 109). Od konce druhé světové války do počátku šedesátých let plynule klesají hodnoty natality i mortality (ČSÚ, 2022f). Zavedlo se povinné dětské očkování, dařilo se léčit tuberkulózu a rovněž se rozšířila antibiotika (Klufová a Poláková, 2010, s. 115). Díky kvalitnímu českému zdravotnictví, jehož systém se vytvořil během války a po dlouho dobu docházelo k jeho čerpání, se tedy úmrtnost v roce 1960 dostala pod 10 ‰ (Kučera, 1994, s. 129). Roubíček (1997, s. 319) dodává, že se také velmi zlepšovala kojenecká úmrtnost a rostla střední délka života. V roce 1945 činila střední délka života při narození u mužů 61 let a u žen 66 let a o patnáct let později se obě charakteristiky zvýšily o více jak šest let.

Za zásadní zlom z pohledu demografie lze považovat období okolo roku 1960 (Kučera, 1994, s. 129). Fialová a Kučera (1996, s. 18) zmiňují skutečnost, že byl přijat zákon o umělém přerušení těhotenství. Došlo tak k okamžitému poklesu počtu narozených dětí (Klufová a Poláková, 2010, s. 178). Počty zemřelých se navíc v průběhu 60. let každým rokem navyšovaly (ČSÚ, 2022f). Podle Kučery (1994, s. 129) zde existovala „oficiální představa, že zdarma poskytovaná zdravotní péče je na dobré úrovni a že sociální problémy, včetně podmíněnosti zdravotního stavu, se budou postupně zmírňovat až zaniknou.“ Podle Burcina a kol. (2010, s. 35) totiž postupem času na českém území převládl socialistický model. České země se z původně demograficky vyspělého státu výrazným způsobem přiblížily populačním politikám východoevropských států. Tehdejší stav zdravotní péče, jež se žádným způsobem nemodernizoval, byl hlavní příčinou zhoršující se míry úmrtnosti (Kučera, 1994, s. 129). Burcin a kol. (2010, s. 33) dodává, že omezená nabídka na trhu potravin vedla k horším stravovacím návykům lidí.

Úhrnná plodnost se v druhé polovině 60. let dostala pod hranici prosté reprodukce, a proto se začala připravovat opatření, která by zvedla hodnoty porodnosti (Burcin a kol., 2010, s. 28). Došlo ke zvýšení dětských přídavků či stát poskytoval výhodné novomanželské půjčky, jejichž navrácení bylo dokonce nižší, pokud dotyčný pár přivedl na svět potomka (Emmert, 2019, s. 29). Stát tak ještě více pronikal do lidského života (Fučík a Chromková Manea, 2014, s. 18). Opatření rychle vešla v účinnost, a důsledkem toho došlo k rychlému zvýšení plodnosti (Klufová a Poláková, 2010, s. 178). Podle ČSÚ (2022f) počty narozených dětí v 70. letech převyšovaly „dětí šedesátých let“ průměru zhruba o 50 tisíc. Tyto děti tak dostaly přízvisko „Husákovy“ (Emmert, 2019, s. 29). V



roce 1974 se narodilo vůbec nejvíce dětí ve druhé polovině 20. století – 194 215 živě narozených. Tato vládou řízená natalitní vlna způsobila mnoho sociálních a ekonomických problémů (Roubíček, 1997, s. 322).

Podle ČSÚ (2022f) byl zaznamenán velký propad počtu živě narozených v roce 1980, kdy se narodilo lehce přes 150 tisíc dětí, tedy o téměř 20 tisíc méně než v roce předchozím. Roubíček (1997, s. 323) právě 80. léta považuje za období, kdy došlo ke skutečným generačním změnám v úrovni plodnosti. Trvalý pokles pokračoval až do roku 1992, ve kterém se živě narodilo 121 705 dětí (ČSÚ, 2022f). Podle Roubíčka (1997, s. 328) za prudkým poklesem porodnosti stálo zejména výrazné zdražení dětského oblečení nebo obuvi. Lidé se také v 80. letech navraceli k systému jednoho dítěte, jenž byl charakteristický pro meziválečné období, namísto pořizování dvou dětí. Burcin a kol. (2010, s. 28) dodává, že snižující se porodnost byla důsledkem postupného odeznívání zmíněných opatření pronatalitního charakteru.

I v 80. letech se úmrtnost pohybovala na vysokých hodnotách (ČSÚ, 2022f). Kučera (1994, s. 129) přidává, že umíralo dokonce více lidí, než tomu bylo v předchozích obdobích. Zdravotnictví se stále nerozvíjelo, a navíc docházelo ke stárnutí obyvatelstva, což jsou dvě příčiny, které stály za nárůstem úmrtnosti. Na počátku 90. let lze sledovat určitý pokles v úrovni úmrtnosti, jenž je připisován změně politického režimu v roce 1989 a díky tomu se postupně měnila nejen zdravotní péče (Roubíček, 1997, s. 326).

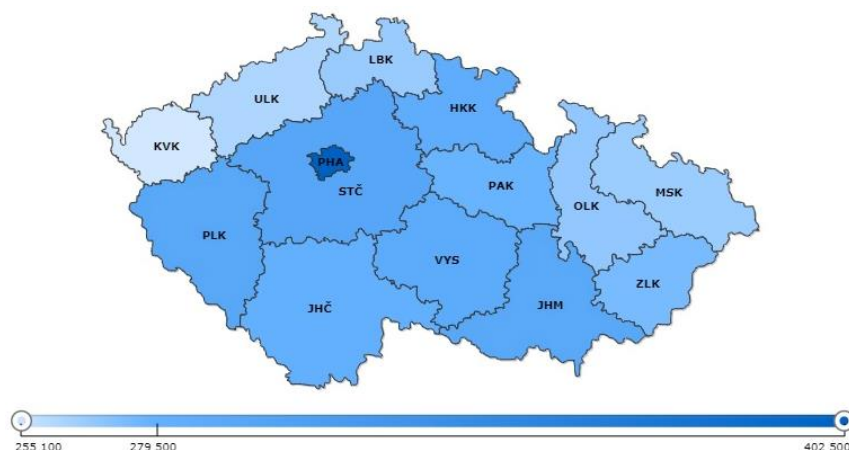
### **3.4 Aktuální demografický a sociálně ekonomický pohled na kraje ČR**

Dle ČSÚ (2022a) žilo v České republice k poslednímu červnovému dni roku 2022 10 525 739 obyvatel. Česká republika se člení na čtrnáct krajů, včetně hlavního města Prahy. V roce 2021 se počet obyvatel oproti stavu předchozího roku snížil (ČSÚ, 2022b). Podle ČSÚ (2022d) se o to zapříčinila epidemie onemocnění covid-19. Demografické statistiky ovlivnila již druhým rokem po sobě. Mezi roky 2019 a 2021 se výrazně zvýšil počet zemřelých. V roce 2021 zemřelo 139 891 lidí. Jednalo se o více než osmiprocentní nárůst a v předešlém roce dosáhl hodnoty 15 %. V některých krajích mezi těmito roky tak byl zaznamenán nárůst počtu zemřelých až o 35 %. Na základě dat z ČSÚ (2022c) se v roce 2021 narodilo téměř 112 tisíc dětí, a ukazatel počtu živě narozených dětí tak po třech letech vzrostl, ačkoliv v pěti krajích stále došlo k poklesu. Konkrétně šlo o jednoprocenní nárůst počtu živě narozených. Meziročně vzrostla rovněž intenzita plodnosti. Z hodnoty 1,71 se vyšplhala až na hodnotu 1,83 dítěte na jednu ženu. Úroveň

úhrnné plodnosti se na krajské úrovni pohybovala na nejvyšších číslech od samotného vzniku těchto samosprávných celků, tedy od roku 2000. Pro úplnost se v roce 2021 narodilo 404 dětí, které byly klasifikovány jako mrtvě narozené.

K poslednímu dni roku 2021 žilo v **hlavním městě Praze** 1 275 406 obyvatel, což je v mezikrajském srovnání nejvyšší počet (ČSÚ, 2022e). Podle ČSÚ (2022g) se zde také nacházel největší podíl cizinců, konkrétně 18,5 %. Praha vynikla i v rámci ekonomických statistik. Zaznamenala nejvyšší hrubý domácí produkt na obyvatele (1 264 456 Kč), nejvyšší medián hrubých měsíčních mezd (41 096 Kč), nejvíce aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel (137) či jednu z nejmenších obecných měr nezaměstnanosti (2,3 %). Jak ukazuje obrázek 1, Pražané měli i jednoznačně největší disponibilní důchod domácností na obyvatele (402 406 Kč).

Obrázek 1: Disponibilní důchod domácností na obyvatele v ČR v roce 2021 (Kč)

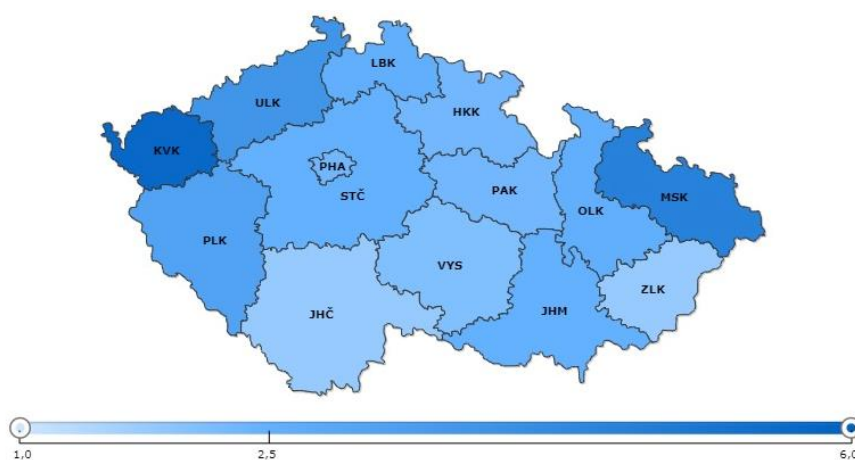


Zdroj: ČSÚ (2022g)

Podle ČSÚ (2022d) se mezi roky 2019 a 2021 úmrtnostní statistiky v Praze řadily k těm nejlepším v rámci všech krajů, když došlo k nárůstu počtu zemřelých o 19 %. Hlavní město je charakteristické nejmenším podílem zemřelých mužů v rámci pohlaví. V roce 2021 dosáhl hodnoty 50,9 % mužů mezi zemřelými. Naděje dožití byla u obou pohlaví nejvyšší ze všech krajů (u mužů 77,1 a u žen 82,3). Dle ČSÚ (2022c) se v roce 2021 v hlavním městě narodilo 15 157 dětí. Průměrný věk žen při narození potomka byl 32 let, což řadí Prahu z pohledu sestupné charakteristiky zmíněného věku na první místo. Ačkoliv se úhrnná plodnost žen v roce 2021 pohybovala na nejnižších číslech (1,71), došlo k meziročnímu nárůstu o 0,2 dítěte na jednu ženu, což vyneslo Prahu na první příčku.

V Jihočeském kraji žilo 637 047 obyvatel (ČSÚ, 2022e). Jak uvádí ČSÚ (2022g), podíl obyvatel ve městech byl roven 63,3 % a podíl cizinců v kraji 4 %. Hrubý domácí produkt na obyvatele byl lehce pod průměrem (453 208 Kč), stejně jako disponibilní důchod domácností na obyvatele (280 656 Kč) nebo medián hrubých měsíčních mezd (33 347 Kč). Jihočeský kraj se vyskytovalo necelých 100 aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel. Z obrázku 2 je společně se Zlínským krajem patrná nejnižší obecná míra nezaměstnanosti, která v roce 2021 činila 1,8 %.

Obrázek 2: Obecná míra nezaměstnanosti v ČR v roce 2021 (%)

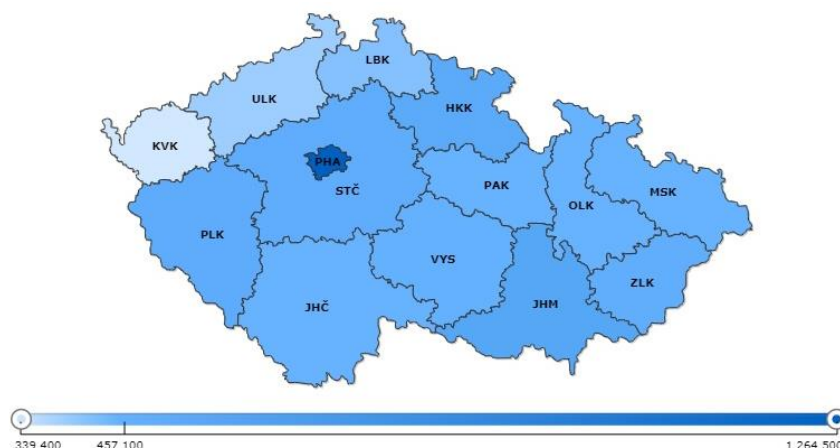


Zdroj: ČSÚ (2022g)

Podle ČSÚ (2022d) se podobně jako hlavní město řadilo k těm nejlepším z pohledu úmrtnostních poměrů. Mezi lety ovlivněné onemocněním covid-19 se počet zemřelých zvýšil o 21 %, přičemž republikový průměr byl o čtyři procentní body vyšší. Dle ČSÚ (2022c) byla v Jihočeském kraji zjištěna vysoká plodnost žen, která v roce 2021 činila hodnoty 1,87 dítěte na jednu ženu. Mírně se zvedl počet živě narozených dětí.

Podle ČSÚ (2022g) je **Jihomoravský kraj** z pohledu počtu obyvatel třetím největším. Žilo zde 1 184 568 obyvatel. Poměr lidí ve městech byl roven hodnotě 61,4 % a cizinců přes 5 %. Obrázek 3 odhaluje, že měl Jihomoravský kraj po hlavním městě největší hrubý domácí produkt na obyvatele, jenž činil 562 278 Kč. Disponibilní důchod domácností byl naměřen ve výši téměř 300 tisíc Kč na obyvatele. Lehce nad průměrem se nacházel medián hrubých měsíčních mezd (35 118 Kč) i počet aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel (96). Úroveň obecné míry nezaměstnanosti odpovídala hodnotě 2,5 %.

Obrázek 3: Hrubý domácí produkt na obyvatele v ČR v roce 2021 (Kč)

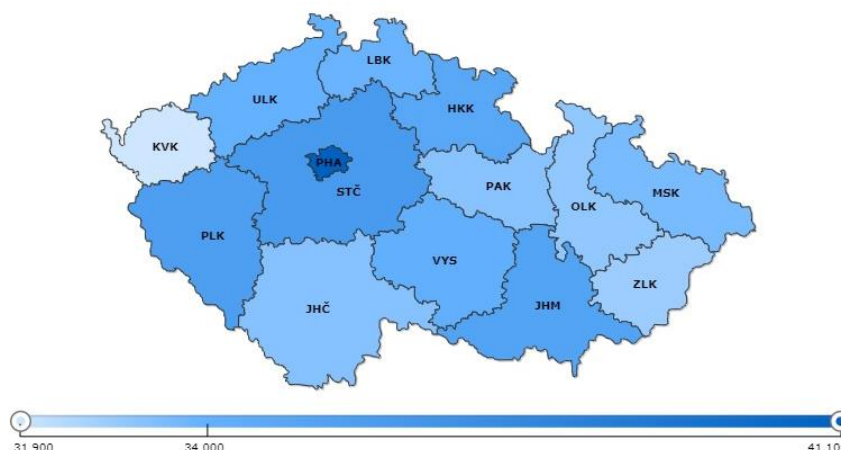


Zdroj: ČSÚ (2022g)

V roce 2021 dle ČSÚ (2022d) zemřelo 15 246 lidí, což jej řadí na třetí příčku, která odpovídá velikosti tohoto kraje. Narodilo se zde 13 085 dětí a byla zaznamenána vůbec nejnižší míra mrtvorozenosti v České republice, když zemřelo 3,1 dětí na tisíc živě narozených (ČSÚ, 2022c).

Nejmenším krajem České republiky je **kraj Karlovarský** s 283 210 obyvateli (ČSÚ, 2022e). Podle ČSÚ (2022g) žila ve městech značná část obyvatel (81,3 %) a rovněž podíl cizinců byl jedním z nejvyšších (7,5 %). Karlovarský kraj v roce 2021 vykázal v rámci krajů nejhorší ekonomické statistiky. Důkazem je tomu nejnižší hrubý domácí produkt na obyvatele (339 491 Kč), nejmenší disponibilní důchod domácností na obyvatele (255 189 Kč) nebo nejvyšší obecná míra nezaměstnanosti (5,7 %). Z obrázku 4 je patrný nejnižší medián hrubých měsíčních mezd, jenž nedosáhl ani 32 tisíc Kč. V Karlovarském kraji se také nacházelo nejméně aktivních obyvatelů na tisíc obyvatel, konkrétně 77.

Obrázek 4: Medián hrubých měsíčních mezd v ČR v roce 2021 (Kč)

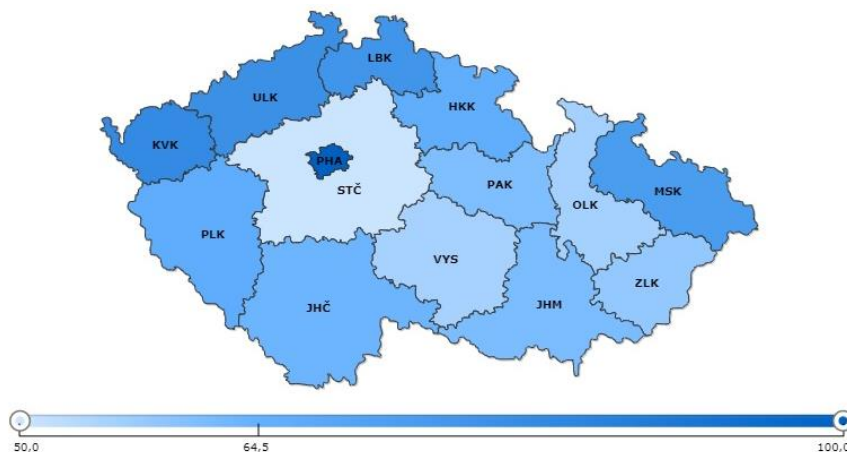


Zdroj: ČSÚ (2022g)

Podle ČSÚ (2022d) je tento územní celek z hlediska úmrtnostních statistik vůbec tím nejhorším. V období mezi roky 2019 a 2021 došlo k největšímu navýšení počtu zemřelých osob. Celkový nárůst atakoval 35% hranici. U mužů Karlovarského kraje se onemocnění covid-19 stalo nejčastější a v součtu se ženami druhou nejčastější příčinou smrti. V roce 2021 zemřelo 4 592 lidí, což je republikové minimum, ale je potřeba přihlídnout k velikosti kraje, jelikož se jedná o absolutní počet. Naproti tomu počet živě narozených zdaleka nedosáhl ani hranice 3 000 a narodilo se zde také nejméně mrtvých dětí (ČSÚ, 2022c). Na základě dat z ČSÚ (2022d) rok 2021 jen potvrzuje fakt, že obyvatelé Karlovarského kraje mají dlouhodobě nejnižší naději dožití při narození u obou pohlaví. U žen dosahuje naděje dožití hodnoty 78,8 a mužů 72,8. Nejnižší v rámci republikového srovnání je také plodnost žen, jež činí 1,69 dítěte na ženu (ČSÚ, 2022c).

Mezi menší kraje spadá rovněž **kraj Vysočina**, v němž v roce 2021 žilo 504 025 obyvatel (ČSÚ, 2022e). Podle ČSÚ (2022g) ve městech v roce 2021 bydlelo 55,7 % obyvatel. Z pohledu mezikrajského srovnání se jednalo o druhou nejnižší míru, což naznačuje obrázek 5. Nízkou úroveň zaujal i podíl cizinců (2,8 %). Zatímco hrubý domácí produkt na obyvatele (460 423 Kč) a medián hrubých měsíčních mezd (34 179 Kč) byly lehce pod krajským průměrem, podíl aktivních obyvatelů na tisíc obyvatel (95) a disponibilní důchod domácností na obyvatele (287 868 Kč) se naopak pohybovaly nad průměrem. Obecná míra nezaměstnanosti kraje Vysočina patřila k těm nejnižším v ČR (2,1 %).

Obrázek 5: Obyvatelstvo ve městech v ČR v roce 2021 (%)



Zdroj: ČSÚ (2022g)

Podle ČSÚ (2022d) se jedná o jediný kraj, ve kterém došlo v roce 2021 k poklesu počtu úmrtí. Dlouhodobě se řadí ke krajům s vysokým věkem naděje dožití při narození, která se v roce 2021 u žen vyšplhala na hodnotu 81,7 a u mužů na 75,6. Zároveň zde dle ČSÚ (2022c) došlo k velkému počtu živě narozených dětí, konkrétně 5 547, což představovalo meziroční nárůst o 4 %. Zjištěná nejvyšší plodnost žen, která se přiblížila hodnotě dvou dětí na jednu ženu, jen potvrzuje předchozí údaj o počtu narozených. Tento ukazatel se oproti předchozímu navýšil o 0,15 dítěte na ženu.

Stav počtu obyvatel v **Královéhradeckém kraji** k 31.12. 2021 byl 542 583 (ČSÚ, 2022e). Podle ČSÚ (2022g) byl zaznamenán podíl městských obyvatel na úrovni 65,7 % a poměr cizinců ve výši 3,4 %. Tento kraj byl charakteristický vysokým hrubým domácím produktem na obyvatele (522 295 Kč) i nemalým počtem aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel (99). Obecná míra nezaměstnanosti činila 2,3 %. V rámci meziregionálního srovnání se hodnoty disponibilního důchodu domácností na obyvatele a mediánu hrubých měsíčních mezd téměř rovnaly republikovému průměru.

Podle ČSÚ (2022d) covid-19 výrazně zasáhl do úmrtnostních poměrů kraje a stal se druhou nejčastější příčinou smrti v roce 2021. Meziroční nárůst počtu zemřelých osob byl jako v jednom z mála krajů vyšší než v předcházejícím meziročním srovnání. Jednalo se o téměř 15% růst. Počet živě narozených dítě mírně stoupl a narodilo se 5 537 dětí, nicméně vysoké číslo lze pozorovat u počtu mrtvě narozených, jichž bylo dohromady 29 (ČSÚ, 2022c).

S 437 570 obyvateli se **Liberecký kraj** řadí na předposlední místo z hlediska jeho velikosti (ČSÚ, 2022e). Jak uvádí ČSÚ (2022g), ve městech žilo téměř 76,8 % obyvatel a cizinců se zde pohybovalo 5,6 %. V roce 2021 vykázal Liberecký kraj velmi nízký hrubý domácí produkt na obyvatele (421 913 Kč). Mezi menší čísla v rámci České republiky se řadily i disponibilní důchod domácností na obyvatele (267 824 Kč) nebo medián hrubých měsíčních mezd (33 984 Kč). Aktivních podnikatelů se vyskytlo celkem 97 na tisíc obyvatel a obecná míra nezaměstnanosti činila 2,6 %.

Dle ČSÚ (2022d) zde mezi roky 2019 a 2021 došlo k vysokému nárůstu počtu zemřelých, který téměř dosáhl 30 %. V roce 2021 podle ČSÚ (2022c) zemřelo 5 880 lidí a narodilo se 4 386 dětí. Nízký počet živě narozených mezi všemi kraji znamenal vůbec největší úbytek narozených. I úhrnná plodnost žen narostla nejméně, když se míra zvedla jen o 0,02 dítěte na jednu ženu.

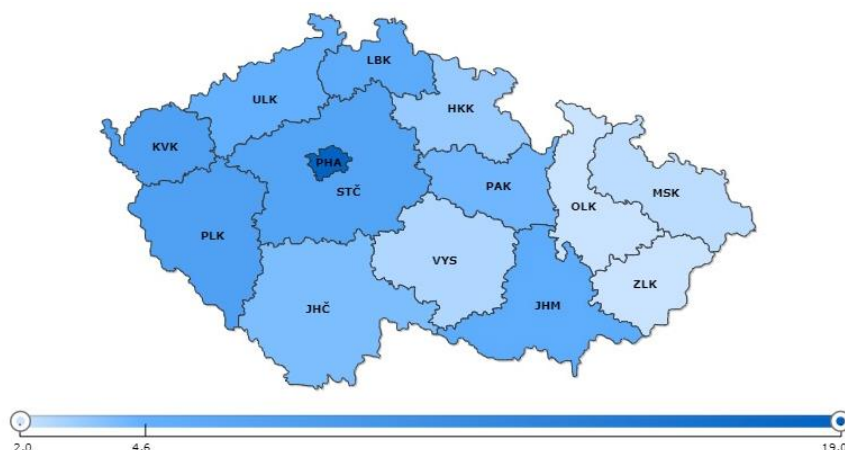
Dle ČSÚ (2022g) mezi ty vůbec největší kraje České republiky spadá **Moravskoslezský kraj**, v němž v roce 2021 žilo 1 177 989 obyvatel, z toho 73,4 % ve městech. Podíl cizinců byl zaznamenán na jedné z nejnižších úrovní, konkrétně 2,5 %. Dále tento kraj zaujal poslední příčky ve výši disponibilního důchodu domácností na obyvatele (267 018 Kč) a aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel (79). I obecná míra nezaměstnanosti patřila v mezikrajské komparaci k těm nejhorším, když byla naměřena vy výši necelých pěti procent. Hrubý domácí produkt na obyvatele byl 453 836 Kč a medián hrubých měsíčních mezd 33 611 Kč.

Podle ČSÚ (2022d) jeho celkové úmrtnostní poměry v mezikrajském srovnání dosahují vysokých hodnot. V tomto kraji v roce 2021 zemřelo nejvíce obyvatel, ačkoliv ve větších krajích se počty zemřelých zastavily na nižších rádech tisíců. Jedná se o rekordních 17 325 mrtvých. Necelých 12 000 živě narozených dětí již odpovídá velikosti kraje (ČSÚ, 2022c).

V **Olomouckém kraji** žilo 622 930 obyvatel (ČSÚ, 2022e). ČSÚ (2022g) uvádí, že poměr lidí ve městech činil 56,1 %. Z obrázku 6 je zjevné velmi nízké zastoupení cizinců v populaci, když zde žilo 2,2 % cizinců, podobně jako v kraji Zlínském, a to bylo mezi kraji vůbec nejméně. Ekonomické ukazatele tohoto kraje se pohybovaly na nízkých hodnotách. Hrubý domácí produkt na obyvatele činil 453 360 Kč, disponibilní důchod domácností na obyvatele 269 311 Kč, medián hrubých měsíčních mezd 33 135 Kč a vyskytovalo se zde pouze 84 aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel. Krajský průměr překonala obecná míra nezaměstnanosti, jež byla naměřena ve výši 2,6 %.



Obrázek 6: Podíl cizinců na obyvatelstvu v ČR v roce 2021 (%)



Zdroj: ČSÚ (2022g)

V roce 2021 došlo v meziročním srovnání jen k mírnému navýšení počtu zemřelých, když zemřelo 8 562 osob (ČSÚ, 2022d). Nicméně podle ČSÚ (2022c) o necelá 3 % ubylo živě narozených dětí. Jedná se o druhý největší úbytek a rovněž zde byl zaznamenán druhý nejmenší meziroční nárůst úhrnné plodnosti žen, která se zvýšila o 0,04 dítěte na ženu.

V kraji Pardubickém žilo 514 518 lidí (ČSÚ, 2022e). Podle ČSÚ (2022g) žilo ve městech více jak 60 % a podíl cizinců na tamním obyvatelstvu činil 4,3 %. Hrubý domácí produkt na obyvatele byl naměřen ve výši 453 219 Kč. Hodnoty disponibilního důchodu domácností na obyvatele (278 318 Kč), mediánu hrubých měsíčních mezd (33 315 Kč) a počtu aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel mírně zaostaly za průměrem v rámci meziregionálního srovnání. Obecná míra nezaměstnanosti byla zachycena na nižších číslech, konkrétně ve výši 2,3 %.

Z hlediska porodnosti i úmrtnosti v roce 2021 dle ČSÚ (2022d) nijak nevyčínal, ačkoliv onemocnění covid-19 bylo druhou nejčastější příčinou úmrtí. Celkový počet zemřelých těsně nepřesáhl 7 000. Počet živě narozených v meziročním srovnání mírně klesl, když dosáhl hodnoty 5 421 (ČSÚ, 2022c).

Plzeňský kraj měl 578 707 obyvatel (ČSÚ, 2022e). Jak uvádí ČSÚ (2022g), ve městech žilo 66,2 % obyvatel. Dále bylo zaznamenáno vysoké zastoupení cizinců mezi obyvateli (7,5 %), které činilo 7,5 %, což po Praze určilo nejvyšší podíl. Velmi vysoká čísla měl hrubý domácí produkt na obyvatele (504 354 Kč), medián hrubých měsíčních mezd (35 593 Kč) i disponibilní důchod domácností na obyvatele (293 568 Kč). Podíl

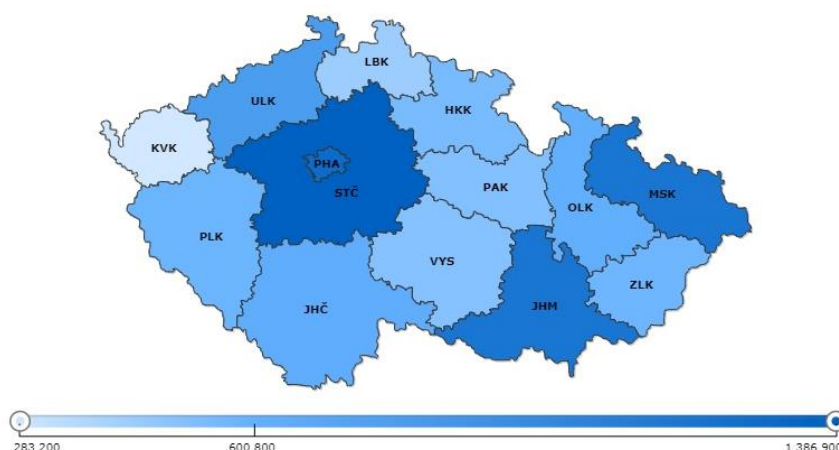


aktivních podnikatelů se pohyboval hluboko pod republikovým průměrem, když jejich počet byl naměřen ve výši 85 podnikatelů na tisíc obyvatel. Plzeňský kraj zaznamenal poměrně vysokou míru obecné míry nezaměstnanosti, která dosahovala hodnoty přes tři procenta.

Podle ČSÚ (2022d) také v tomto kraji se covid-19 stal druhou nejčastější příčinou smrti. Meziroční nárůst počtu zemřelých byl jako v jednom z mála krajů vyšší než v předchozím období. Zemřelo lehce přes 7 tisíc obyvatel. V roce 2021 zde vyčníval i nejvyšší podíl mužů mezi zemřelými, jenž se dostal až na hodnotu 54,5 %. Na základě dat z ČSÚ (2022c) co se týče počtu živě narozených dětí, přibylo necelých 6 000 obyvatel. Plzeňský kraj rovněž dosáhl nejnižšího podílu počtu mrtvě narozených dětí na tisíc obyvatel.

Jak znázorňuje obrázek 7, **Středočeský kraj** je z hlediska počtu obyvatel největším krajem s 1 386 824 obyvateli (ČSÚ, 2022e). Dle ČSÚ (2022g) zde žilo nejméně lidí ve městech (50,9 %) a podíl cizinců činil 6,8 %. Tento kraj vykazoval jedny z nejlepších hodnot ekonomických ukazatelů. Hrubý domácí produkt na obyvatele byl ve výši 494 720 Kč, disponibilní důchod domácností na obyvatele 295 852 Kč, medián hrubých měsíčních mezd 35 983 Kč a aktivních podnikatelů se zde vyskytovalo 106 na tisíc obyvatel. Obecná míra nezaměstnanosti dosáhla hodnoty 2,5 %.

Obrázek 7: Počet obyvatel v ČR v roce 2021



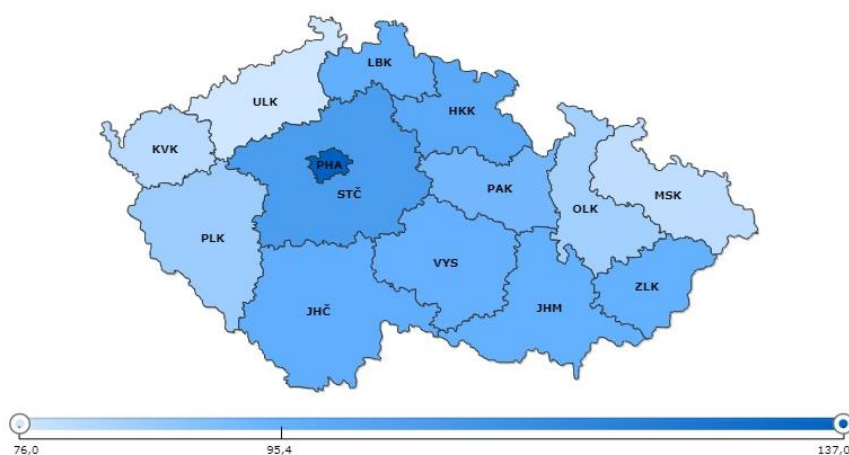
Zdroj: ČSÚ (2022g)

Počet úmrtí dosáhl hodnoty 16 708, což jej řadí na druhou pozici (ČSÚ, 2022d). Podle ČSÚ (2022C) se zde nejvýrazněji navýšil počet živě narozených dětí, konkrétně o 5 %. Meziroční nárůst úhrnné plodnosti žen se zvýšil o 0,15 dítěte na ženu na hodnotu 1,9.

Zároveň se však ve Středočeském kraji mrtvě narodilo 60 dětí. V rámci krajských statistik se jedná o nejvyšší absolutní číslo.

V **Ústeckém kraji** žilo na konci roku 2021 celkem 798 898 obyvatel (ČSÚ, 2022e). ČSÚ (2022g) udává podíl obyvatel ve městech ve výši 78,7 %. Poměr cizinců na obyvatelstvu činil 4,8 %. Hodnoty hrubého domácího produktu na obyvatele (385 524 Kč), disponibilního důchodu domácností na obyvatele (263 169 Kč) a počtu aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel (77) patřily v meziregionálním srovnání k těm nejnižším číslům. Obrázek 8 zobrazuje poměr aktivních podnikatelů v jednotlivých krajích a v tomto ohledu se v Ústeckém kraji vyskytoval vůbec nejnižší podíl těchto podnikatelů. Obecná míra nezaměstnanosti byla zjištěna ve výši 3,7 %. Spolu s Karlovarským a Moravskoslezským krajem se tak jednalo o regiony s nejvyšší nezaměstnaností v České republice.

Obrázek 8: Počet aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel v ČR v roce 2021



Zdroj: ČSÚ (2022g)

Dle ČSÚ (2022d) se úmrtností statistiky tohoto kraje řadí k těm nejhorším. V letech 2019 až 2021 se o 28 % navýšil počet zemřelých osob. V roce 2021 zemřelo 11 775 obyvatel. Dlouhodobě z pohledu mezikrajského srovnání se naděje dožití při narození u mužů pohybuje na nejnižších hodnotách a jasně to potvrzuje i rok 2021, kdy hodnota této demografické charakteristiky byla 72,7 a u žen 79. Podle ČSÚ (2022c) se z dlouhodobého hlediska snižuje i počet živě narozených dětí. V roce 2021 se narodilo 7 886 dětí. Kromě toho měl Ústecký kraj také nejvyšší podíl mrtvě narozených dětí.

Ve **Zlínském kraji** žilo 572 432 obyvatel (ČSÚ, 2022e). Podle ČSÚ (2022g) činil podíl obyvatel ve městech téměř 60 %. V roce 2021 zde bylo zaznamenáno nízké

zastoupení cizinců (2,2 %), a stejně jako v Olomouckém kraji se jednalo se o vůbec nejnižší poměr v České republice. V rámci meziregionální komparace se na vyšší čísla dostaly hrubý domácí produkt na obyvatele (484 632 Kč) a počet aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel (96). Naopak disponibilní důchod domácností na obyvatele (275 115 Kč) a medián hrubých měsíčních mezd (32 913) zaostávaly za celorepublikovým průměrem. Nikde jinde nebyla naměřena nižší obecná míra nezaměstnanosti, jež zde vykazala hodnotu 1,8 %, tedy podobně jako v Plzeňském kraji.

V roce 2021 sice došlo jen k mírnému nárůstu počtu zemřelých, avšak v předešlém meziročním srovnání byl nárůst obrovský, když dosáhl téměř 24 % (ČSÚ, 2022d). Podle ČSÚ (2022c) se živě narodilo přes 6 000 dětí, a i zde byl mezi kraji zaznamenán jeden z největších růstů. Ve Zlínském kraji se velmi zvedla úhrnná plodnost žen, která dosáhla hodnoty 1,88 dítěte na jednu ženu.

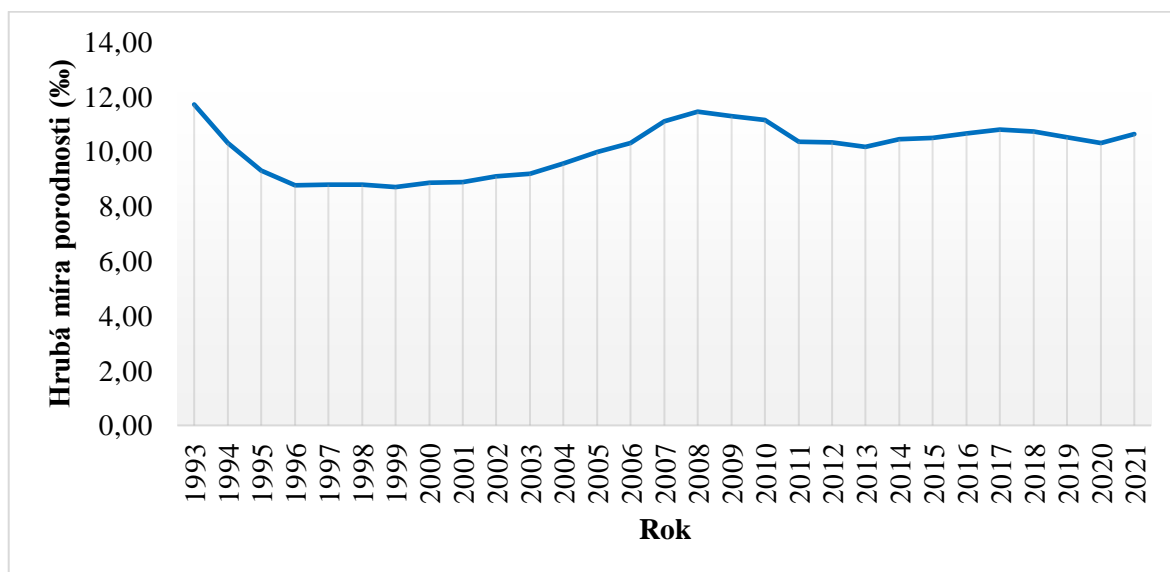
## 4. Vlastní práce

### 4.1 Statistická analýza vývoje porodnosti v ČR

#### 4.1.1 Statistická analýza vývoje hrubé míry porodnosti v ČR

V roce 1993 byla zaznamenána hodnota hrubé míry porodnosti ve výši 11,72 ‰ (viz příloha 1, tabulka 6). Tato hranice zatím nebyla překonána, a jedná se tak o nejvyšší míru hrubé míry porodnosti od vzniku České republiky. Z grafu 1 Graf 1 lze vyčíst následný prudký pokles, který se zastavil v roce 1999 na hodnotě 8,7 ‰ (viz příloha 1, tabulka 6). Postupné snižování hrubé míry porodnosti bylo důsledkem změny politického režimu v roce 1989. Tato transformace společnosti se projevila téměř ve všech oblastech života. Mladí lidé upřednostňovali své individuální hodnoty, zejména orientaci na profesní kariéru, a potřeba zakládat rodiny se tak dostávala do pozadí. V grafu 1 je s nástupem nového tisíciletí patrný rostoucí trend. V roce 2008 se hodnota hrubé míry porodnosti, která činila 11,46 ‰ (viz příloha 1, tabulka 6), přiblížila k úrovním z počátku 90. let. V tomto roce probíhala světová finanční krize, která bezprostředně zamezila pokračování v dlouhodobém růstu porodnosti. Hrubá míra porodnosti postupně klesala až do roku 2013, kdy vykazovala hodnotu 10,16 ‰ (viz příloha 1, tabulka 6). Jak ukazuje graf 1, od tohoto roku již nedocházelo k výraznějším výkyvům. Meziroční změny se až do posledního sledovaného roku pohybují v rozmezí necelého půl promile (viz příloha 1, tabulka 6). Z grafu 1 Graf 1 je zřejmé, že nejmenší hodnota ukazatele zmíněného období byla naměřena v roce 2020, kdy svět zasáhla pandemie covid-19, čímž se výrazným způsobem změnilý lidské životy.

Graf 1: Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR v letech 1993-2021



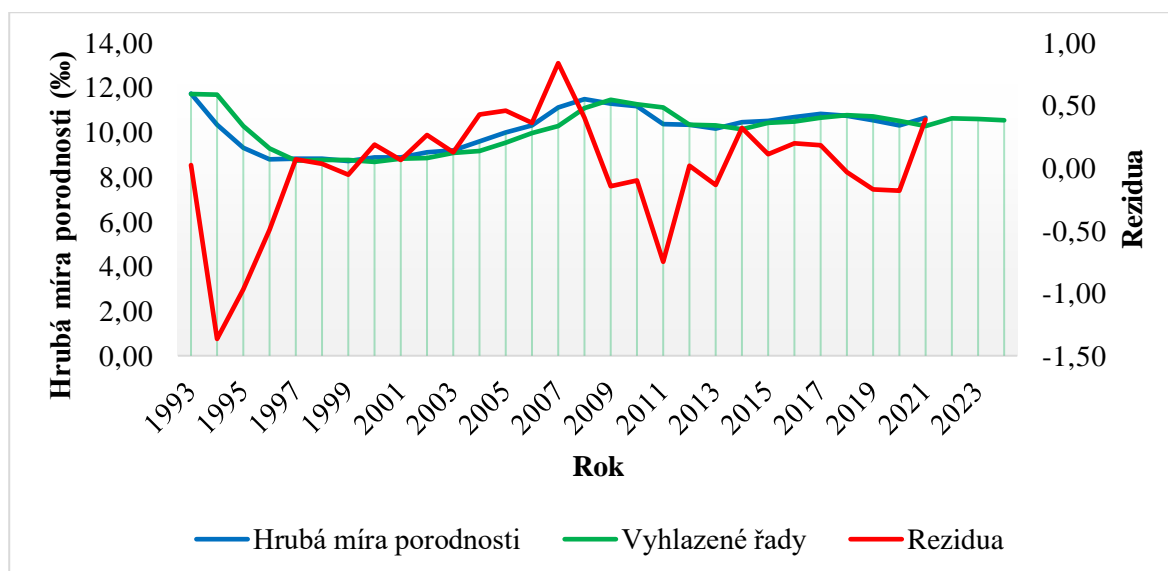
Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

K největšímu meziročnímu poklesu došlo již na samotném počátku sledovaného období. Hrubá míra porodnosti klesla z 11,72 ‰ na 10,31 ‰ (viz příloha 1, tabulka 6), a tak hodnota první diference činila -1,4. Velmi vysoké meziroční propady byly zaznamenány i v bezprostředně následujících obdobích nebo mezi roky 2010-2011, po kterých následovalo největší zpomalení vývoje. Hodnota druhé absolutní diference se rovnala číslu -0,64 (viz příloha 1, tabulka 6). O další rok později byla druhá diference naopak nejvyšší, když dosáhla hodnoty 0,76 (viz příloha 1, tabulka 6). Největší meziroční nárůst se udál v letech 2006-2007. První absolutní diference vykázala rekordní hodnotu 0,8 (viz příloha 1, tabulka 6), k čemuž se žádné jiné ze sledovaných období ani z poloviny nepřiblížilo. Tempo růstu činilo 107,73 % (viz příloha 1, tabulka 6).

Časová řada byla pomocí průměrných koeficientů růstů rozdělena do šesti úseků. V první části od roku 1993 do roku 1999 se průměrný koeficient rovnal 95,16 % (viz příloha 1, tabulka 7), a jedná se tak o úsek s největším průměrným poklesem hrubé míry porodnosti. Následující období, které trvalo až do roku 2008, zaznamenalo průměrný koeficient růstu o hodnotě 103,11 % (viz příloha 1, tabulka 7). Další části časové řady jsou charakteristické pomalejšími růsty, respektive poklesy. Poslední úsek se vztahuje pouze na meziroční srovnání, neboť po období poklesu vykázala hodnota hrubé míry porodnosti v roce 2021 značný nárůst. Tento vývojový zlom byl ovlivněn již zmíněnou pandemií covid-19.

Jelikož hrubá míra porodnosti vykazovala mnoho zlomů v trendu (viz příloha 1, tabulka 7), nebylo možné popsat tento vývoj pomocí jedné trendové funkce, proto byl zvolen model exponenciálního vyrovnávání s lineárním trendem (viz graf 2). Vhodnost vybraného modelu potvrzuje průměrná absolutní procentuální chyba, která se pohybuje na úrovni 3 % (viz příloha 1, tabulka 9), tudíž se tento adaptivní přístup jeví jako velmi vhodný. Jak naznačuje graf 2, k nejvýraznějším výkyvům reziduí od hodnoty nula došlo v letech 1994, 2007 a 2011, kdy rezidua dosahovala hodnot -1,37, respektive 0,83 a -0,75 (viz příloha 1, tabulka 8).

Graf 2: Model exponenciálního vyrovnávání hrubé míry porodnosti v ČR v letech 1993-2021 a predikce do roku 2024



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Odhad sledované veličiny byl proveden prostřednictvím metody exponenciálního vyrovnávání s lineárním trendem. Z grafu 2 je zřejmé, že bude hrubá míra porodnosti v České republice v letech 2022 až 2024 zaznamenávat velmi mírný pokles. S každým rokem klesne hodnota hrubé míry porodnosti o 0,04 ‰ (viz tabulka 2), a v roce 2024 by tak měla činit 10,53 ‰.

Tabulka 2: Predikce hrubé míry porodnosti v ČR (%)

Rok	Model exponenciálního vyrovnávání
2022	10,61
2023	10,57
2024	10,53

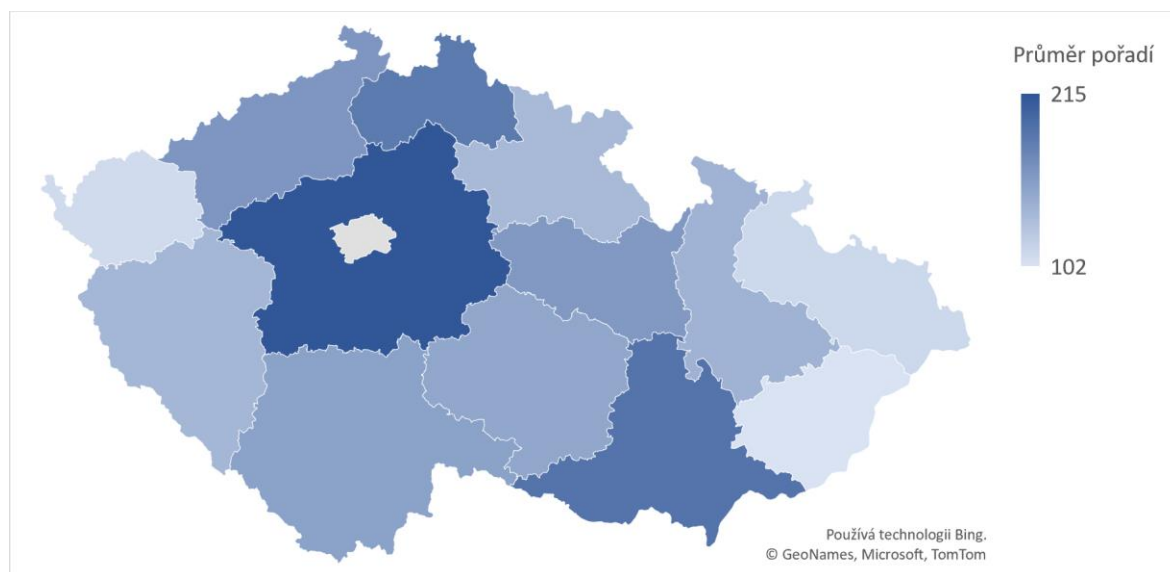
Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

#### 4.1.2 Komparace hrubé míry porodnosti na úrovni NUTS 3

Od vzniku krajů České republiky v roce 2000 se hrubá míra porodnosti průměrně pohybovala na nejvyšších číslech ve Středočeském kraji a v hlavním městě (viz příloha 1, tabulka 10). Vůbec největší míra sledovaného ukazatele byla zaznamenána ve Středočeském kraji v roce 2008, kdy činila 12,5 ‰. V historii se přes hranici 12 ‰ dostaly pouze Ústecký a Liberecký kraj, a to v témže roce. Naopak nejnižší hodnoty hrubé míry porodnosti v krajích byly naměřeny na začátku 21. století. Až do roku 2003 všechny moravské kraje a Praha většinou vykazovaly hodnoty pod 9 ‰.

Testování statistické významnosti hrubé míry porodnosti mezi kraji nebylo provedeno pomocí analýzy rozptylu, neboť data nesplňovala podmínky pro použití této metody (viz příloha 1, tabulka 11). Nejenže byl u několika krajů porušen předpoklad normality rozdělení, ale především nedošlo ke shodě rozptylů. Proto byla využita neparametrická obdoba analýzy rozptylu, jež přiřadila Zlínskému kraji nejmenší hodnotu průměru pořadí (102), což určuje nejnižší hrubou míru porodnosti v rámci mezikrajského srovnání (viz příloha 1, tabulka 12). Z grafu 3 je zřejmé, že Praha a Středočeský kraj naopak dosahovaly těch nejvyšších hodnot. Jelikož byla zamítnuta nulová hypotéza, existují mezi některými regiony statisticky významné rozdíly. Právě dva posledně zmíněné kraje se podle vícenásobného porovnání průměrného pořadí shodně odlišují s Karlovarským, Zlínským a Moravskoslezským krajem (viz příloha 1, tabulka 13).

Graf 3: Průměr pořadí hrubé míry porodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021



Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

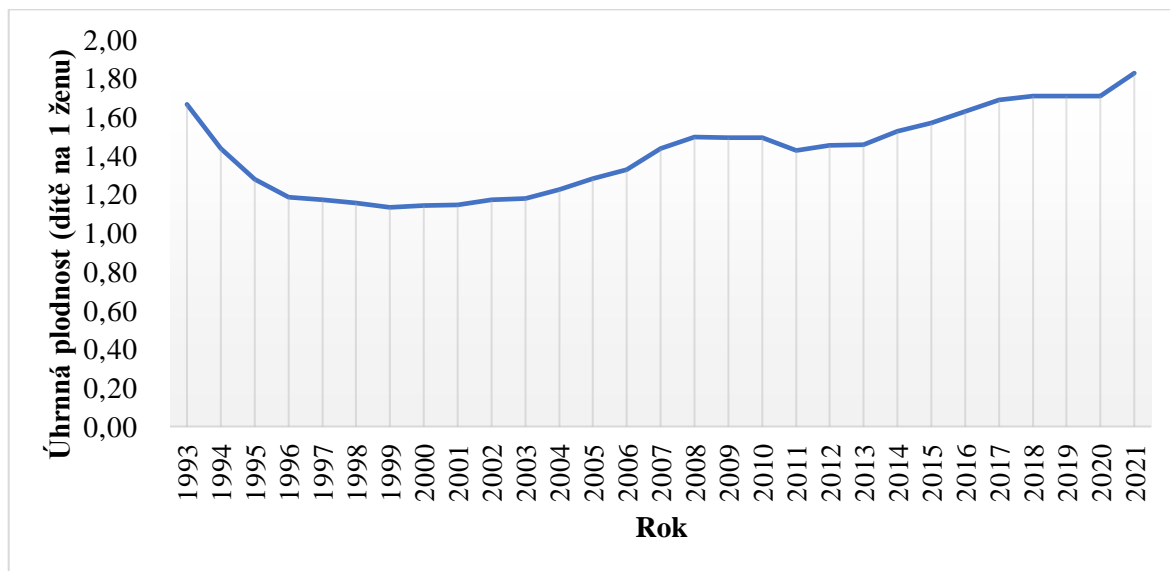
#### 4.1.3 Statistická analýza vývoje úhrnné plodnosti v ČR

Úhrnná plodnost v roce 1993 v České republice vykazovala hodnotu 1,67 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 14). Graf 4 odhaluje následný strmý pokles, jenž se zmírnil až po roce 1996. Postupné snižování hodnot úhrnné plodnosti však trvalo až do roku 1999, kdy byla míra úhrnné plodnosti naměřena ve výši 1,13 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 14), a jednalo se tak o vůbec nejnižší číslo za dobu trvání České republiky. Mezi hlavní příčiny tohoto výrazného poklesu, během něhož se úhrnná plodnost za 6 let snížila o 0,54 dítěte na jednu ženu, se řadí již zmíněná změna životního stylu zdejších obyvatel. Z grafu 4 je s nástupem nového tisíciletí patrný postupný nárůst hodnot sledované veličiny. V tomto období se totiž velmi početná generace žen ze 70. let ocitla v reprodukčním věku. Rostoucí trend se zastavil až v době světové krize. Úhrnná plodnost se tehdy pohybovala okolo hranice 1,5 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 14). Následný mírný pokles hodnot však nahradil dlouhodobý růst (viz graf 4), během něhož byla v roce 2017 překonána dosud nejvyšší hodnota úhrnné plodnosti v České republice z roku 1993. Z rostoucího charakteru sledovaného ukazatele se sice v letech 2018-2020 stal konstantní průběh, nicméně v roce 2021 se hodnota úhrnné plodnosti opět zvýšila, když činila 1,83 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 14). Jak potvrzuje graf 4, v tomto posledním analyzovaném roce byla zjištěna dokonce nejvyšší úhrnná plodnost v historii České republiky. Za významný nárůst hodnot lze považovat tehdejší omezení způsobu



života, vzniklé různými nařízeními a opatřeními státu kvůli pandemii covid-19. Lidé tak trávili více času se svými blízkými, což umožňovalo více prostoru k zakládání či rozšiřování rodin.

Graf 4: Vývoj úhrnné plodnosti v ČR v letech 1993-2021



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Již na začátku sledovaného období byly zaznamenány největší meziroční poklesy úhrnné plodnosti. Nejvíce se snížila v roce 1994, kdy hodnota analyzované veličiny oproti předchozímu roku klesla o 0,23 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 14). Zároveň se druhé diference pohybovaly ve vyšších kladných číslech, což znamenalo zpomalování poklesu v trendu. První výraznější nárůsty úhrnné plodnosti byly naměřeny až ve druhé polovině prvního desetiletí. V roce 2007 činila hodnota první diference 0,11 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 14). V důsledku nepravidelných změn ve vývoji úhrnné plodnosti na přelomu druhého desetiletí významným způsobem kolísaly i hodnoty prvních i druhých absolutních diferencí. Největší meziroční nárůst obou typů diferencí, jejichž hodnota činila 0,12 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 14), proběhl shodně v letech 2020-2021, jelikož byl předchozí vývoj konstantní.

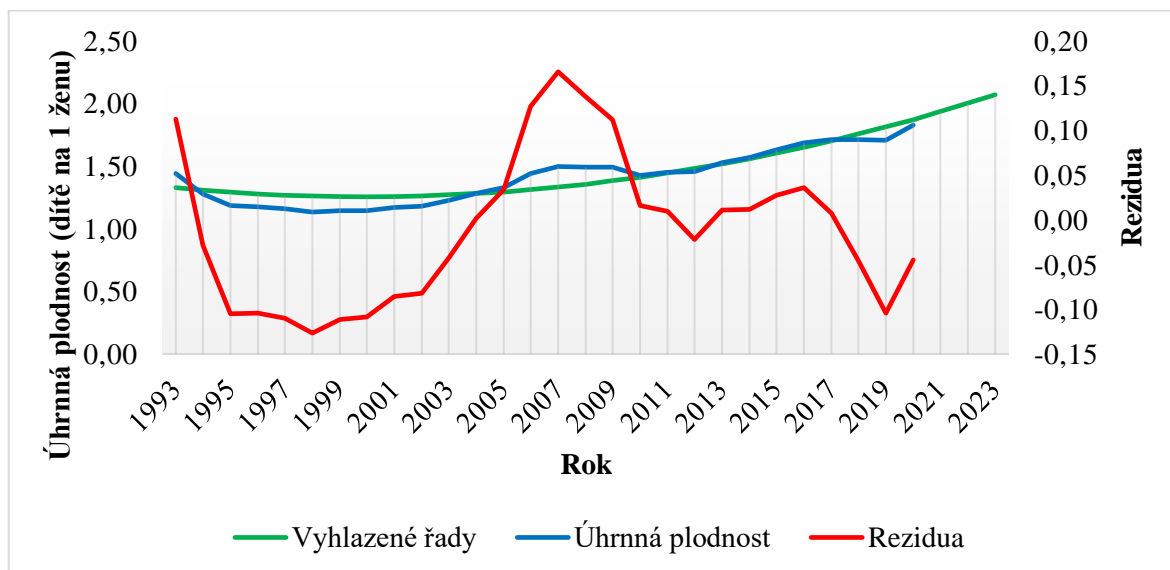
Co se týče průměrného koeficientu růstu, vývoj úhrnné plodnosti byl rozčleněn do šesti úseků. V prvním období (1993-1999) se hodnoty ukazatele průměrně meziročně snižovaly o více jak 6 % (viz příloha 2, tabulka 15). Až do roku 2008 následoval dlouhodobý růst, v němž byl zaznamenán dílčí průměrný koeficient růstu ve výši 103,15 % (viz příloha 2, tabulka 15). Další dva úseky byly charakteristické mírnějším průměrným

poklesem, respektive přírůstkem než v předchozích fázích. V období mezi roky 2018-2020 se hodnoty ustálily na téměř totožné velikosti úhrnné plodnosti, proto měl trend neměnný charakter. Poslední část je shodná s meziročním srovnáním mezi roky 2020 a 2021, kdy míra úhrnné plodnosti podstatně vzrostla. Její nárůst byl zjištěn ve výši téměř 107 % (viz příloha 2, tabulka 15).

Vývoj úhrnné plodnosti v České republice byl popsán pomocí jednoduché trendové funkce, neboť vykazoval relativně plynulý trend. Jako nejvhodnější se jevila funkce kvadratická (viz rovnice 4.1), jejíž index korelace činí 0,87 (viz příloha 2, tabulka 17), a tudíž se jedná o silnou závislost. Poměrně vysokou hodnotu poskytuje i index determinace, jelikož zvolená trendová funkce popisuje úhrnnou plodnost ze 76 % (viz příloha 2, tabulka 17). Graf 5 z počátku odhaluje krátkodobý pokles, jenž je následně nahrazen dlouhodobým růstem zkoumaného ukazatele. Hodnoty reziduí se oběma směry nejvíce odchyľují již na začátku sledovaného období. Rok 1993 zaznamenal mezi skutečnou a teoretickou hodnotou vůbec největší rozdíl, když činil 0,32 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 16). Nicméně graf 5 zobrazuje paralelu v následném vývoji úhrnné plodnosti a kvadratické křivky. Rezidua se od hodnoty nula odkloňují pouze v obdobích nepředvídatelných událostí, tedy v době finanční krize a pandemie covid-19.

$$y'_i = 1,3739 - 0,027 * t_i + 0,0015 * t_i^2 \quad (4.1)$$

Graf 5: Kvadratická trendová funkce úhrnné plodnosti v ČR v letech 1993-2021 a predikce do roku 2024



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Predikce byla provedena prostřednictvím kvadratické trendové funkce. Její relativní chyba prognózy činila 3,37 % (viz příloha 2, tabulka 18), tudíž lze vybraný model považovat za vhodný pro tvorbu predikcí. Pro výpočet chyby byla odstraněna poslední skutečná hodnota. Odhad podle kvadratické funkce určil, že míra úhrnné plodnosti bude nadále růst, a s každým dalším rokem tak bude dosahovat nejvyšší hodnoty od vzniku České republiky (viz graf 5). V roce 2024 by dokonce měla úhrnná plodnost atakovat záchovnou hranici, protože hodnota pozorovaného ukazatele byla vypočítána ve výši 2,07 dítěte na jednu ženu (viz tabulka 3).

Pro srovnání odhadu byl trend popsán rovněž pomocí exponenciálního vyrovnávání s tlumeným trendem. Model určil hodnotu průměrné absolutní procentuální chyby ve výši necelých 2,5 % (viz příloha 2, tabulka 19), a tak i tato metoda adaptivního přístupu se jevila jako vhodná. Predikce podle exponenciálního vyrovnávání předpokládá zpomalování růstu úhrnné plodnosti, a v roce 2024 by měla být na úrovni 1,95 dítěte na jednu ženu (viz tabulka 3).

Tabulka 3: Predikce úhrnné plodnosti v ČR (dítě na jednu ženu)

Rok	Kvadratická funkce	Model exponenciálního vyrovnávání
2022	1,93	1,89
2023	2,00	1,93
2024	2,07	1,95

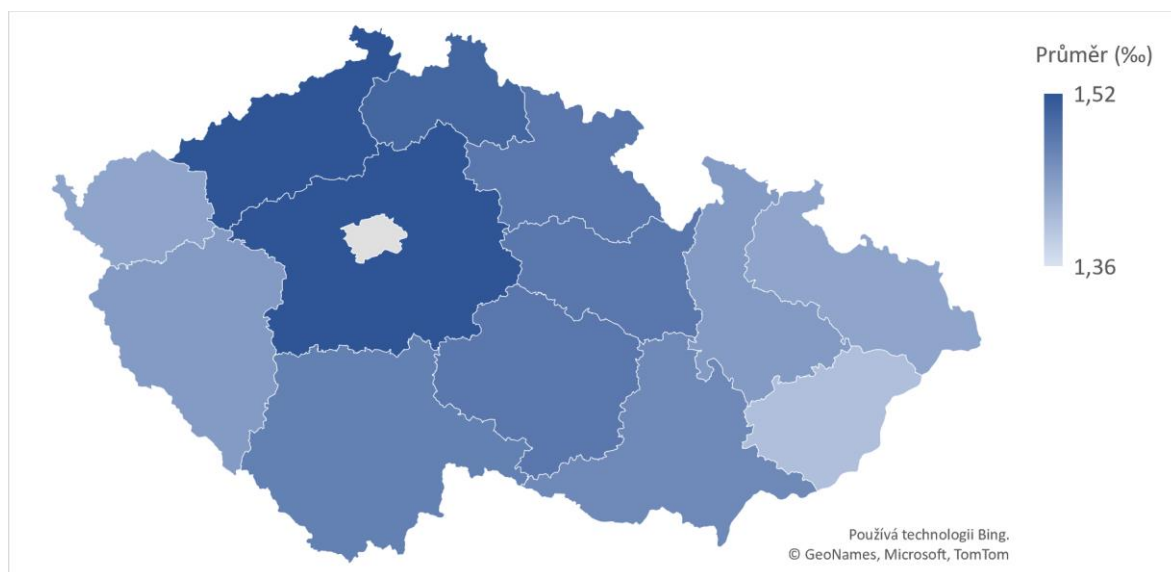
Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

#### 4.1.4 Komparace úhrnné plodnosti na úrovni NUTS 3

Úhrnná plodnost se z pohledu krajů České republiky za celou dobu jejich trvání příliš nelišila (viz příloha 2, tabulka 20). Vůbec nejnižší hodnoty zkoumaného ukazatele vykazaly moravské kraje a hlavní město Praha, které zaznamenalo absolutní minimum v roce 2000 ve výši 1,07 dítěte na jednu ženu, na počátku 21. století. Naopak nejvyšší úrovně úhrnné plodnosti byly zachyceny až na konci sledovaného období. Tehdy tato charakteristika vyčnívala zejména u Pardubického, Středočeského a úplně nejvíce u kraje Vysočina, v němž byla v rámci krajů naměřena v roce 2021 maximální hodnota úhrnné plodnosti o velikosti 1,95 dítěte na jednu ženu.

Rozdíly v úrovni úhrnné plodnosti mezi kraji byly otestovány prostřednictvím analýzy rozptylu, neboť byly ověřeny a splněny předpoklady její aplikace. Leveneův test homoskedasticity totiž odhalil, že se rozptyly daných výběrů shodují, a rovněž byla u všech regionů, kromě Libereckého kraje, prokázána normalita rozdělení (viz příloha 2, tabulka 21). Ačkoliv se jednalo o mírné porušení normality, bylo použití analýzy rozptylu přípustné. Tato metoda zjistila nejvyšší průměrnou hodnotu úhrnné plodnosti u Ústeckého a Středočeského kraje, když činila shodně 1,52 dítěte na jednu ženu (viz příloha 2, tabulka 22). Graf 6 naopak zobrazuje hlavní město Prahu jako kraj s jednoznačně nejnižší mírou sledovaného ukazatele. Vzhledem k tomu, že došlo k přijetí nulové hypotézy, neexistují průkazné rozdíly v úhrnné plodnosti mezi kraji České republiky.

Graf 6: Průměr úhrnné plodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021



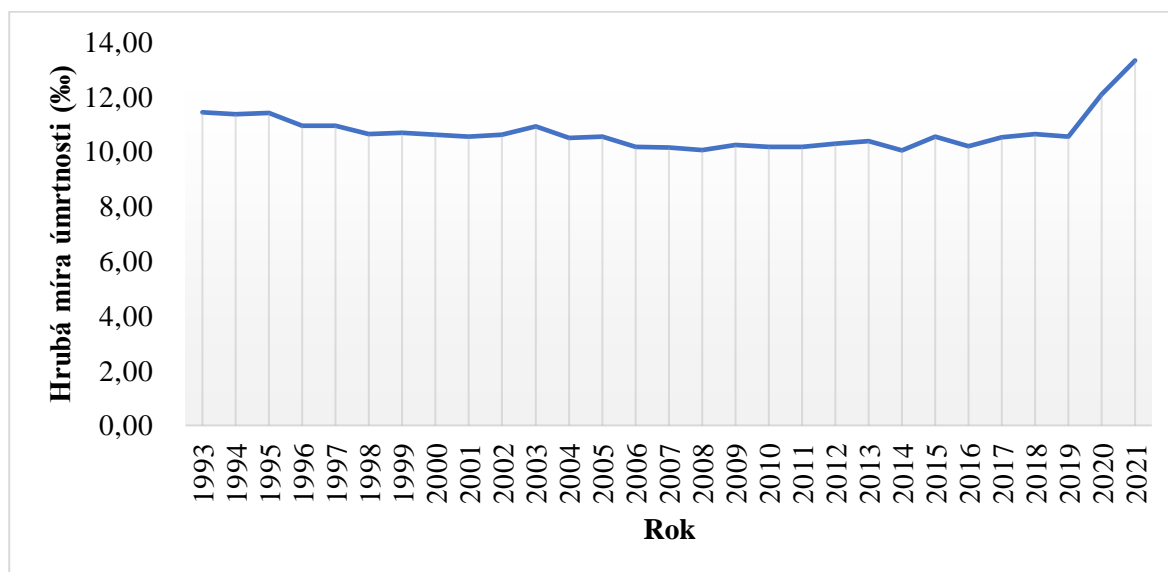
Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

## 4.2 Statistická analýza vývoje úmrtnosti v ČR

### 4.2.1 Statistická analýza vývoje hrubé míry úmrtnosti v ČR

V prvním roce časové řady dosáhla hrubá míra úmrtnosti hodnoty 11,44 ‰ (viz příloha 3, tabulka 23). Na podobné úrovni se držela i v následujících dvou letech. Z grafu 7 je patrná vysoká hodnota v roce 1995, kdy Českou republiku zasáhla chřipková epidemie. V průběhu druhé poloviny 90. let 20. měla hrubá míra úmrtnosti tendenci spíše se snižovat, neboť došlo jen k minimálním meziročním nárůstům (viz graf 7). V roce 2001 zaznamenal ukazatel do té doby nejnižší hodnotu, jež činila 10,54 ‰ (viz příloha 3, tabulka 23). Jak však naznačuje graf 7, o dva roky později se hrubá míra úmrtnosti výrazně zvedla. Tento přírůstek byl ovlivněn zejména vlnou veder, která panovala i v jiných částech Evropy. V dalším průběhu se tato charakteristika vrátila k hodnotám z předchozích let a v období 2006-2014 se dokonce pohybovala na nejnižších číslech v historii České republiky. Nejmenší hrubá míra úmrtnosti byla naměřena v roce 2008, kdy činila 10,06 ‰ (viz příloha 3, tabulka 23). Graf 7 poukazuje na strmý nárůst zkoumané veličiny v posledních sledovaných obdobích. Jednalo se navíc o jednoznačně nejvyšší hodnoty této časové řady. V letech 2020 a 2021 totiž nejen v České republice probíhala covidová epidemie, a proto byla hrubá míra úmrtnosti zaznamenána ve výši 12,08 ‰, respektive 13,32 ‰ (viz příloha 3, tabulka 23).

Graf 7: Vývoj hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

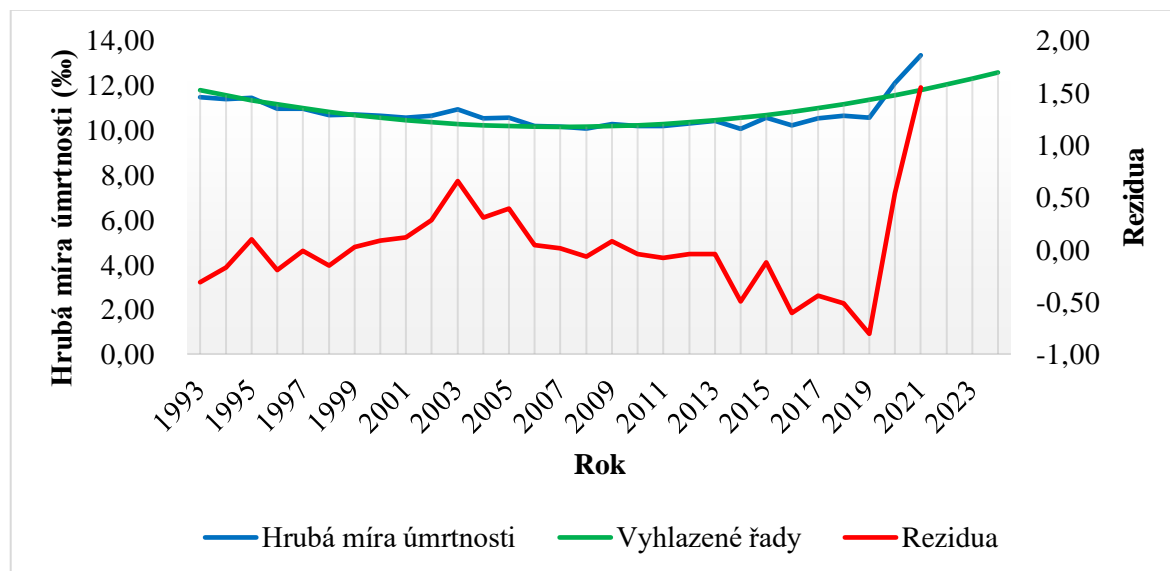
Počátek časové řady odhaluje střídání období s většími úbytky a menšími přírůstky. Vůbec nevyšší meziroční pokles byl zaznamenán v roce 1996, kdy se hrubá míra úmrtnosti snížila o 0,48 ‰ (viz příloha 3, tabulka 23), což zároveň dokazoval koeficient růstu ve výši 95,79 %. Rozkolísanost hodnot prvních a druhých absolutních diferencí je z důvodu nemonotónního vývoje charakteristická pro celou časovou řadu. Z počátku druhého tisíciletí vykazovaly hodnoty prvních diferencí častěji záporná čísla, avšak ve zbytku sledovaného období jsou zjevné převážně kladné hodnoty. Největší meziroční přírůstky byly naměřeny až v samotném závěru. V roce 2020 se jednalo o nárůst o 1,55 ‰ (viz příloha 3, tabulka 23), když se hrubá míra porodnosti navýšila o téměř 15 %, a o rok později o 1,24 ‰. Druhá diference popisuje největší zlomy v rychlosti trendu, které proběhly v letech 2004, 2015, 2016 a 2020 s hodnotami -0,71, 0,85, -0,85 a 1,65 (viz příloha 3, tabulka 23).

Průměrný koeficient růstu za celou časovou řadu se nejevil jako vhodný, zejména z důvodu strmého nárůstu hrubé míry úmrtnosti na konci sledovaného období, a proto byl rozdělen do tří dílčích částí. V prvním období, jež trvalo až do roku 2014, byl naměřen průměrný koeficient růstu ve výši 99,38 ‰ (viz příloha 3, tabulka 24). V následujícím úseku (2014-2019) se naopak ukazatel meziročně v průměru zvyšoval o necelé procento (viz příloha 3, tabulka 24). Závěrečné období, které ovlivnilo onemocnění koronavirem, určilo průměrný koeficient růstu o hodnotě 112,47 ‰ (viz příloha 3, tabulka 24).

Vzhledem k tomu, že se po roce 2014 postupně začaly navyšovat hodnoty hrubé míry úmrtnosti, čímž poslední čtvrtina časové řady vykazovala odlišnou tendenci ve vývoji ukazatele, byl tento vývoj analyzován prostřednictvím kvadratické trendové funkce (viz rovnice 4.2). Ta zaznamenala index korelace ve výši 0,77 (viz příloha 3, tabulka 26), což určuje poměrně silnou závislost na sledovaném ukazateli. Podle indexu determinace jsou změny hrubé míry úmrtnosti vysvětlitelné změnami v čase z necelých 60 % (viz příloha 3, tabulka 26). Jak již bylo naznačeno, graf 8 nejprve zobrazuje převážně klesající charakter hrubé míry úmrtnosti, poté je vystřídán spíše rostoucím trendem. Absolutní hodnoty reziduí se nejvíce vychylují v letech 2003-2005, kdy byla rezidua pouze kladná, a také v poslední čtvrtině analyzované řady. Největší záporná hodnota byla zaznamenána v roce 2019, když činila -0,81 ‰ (viz příloha 3, tabulka 25), a vůbec největší rozdíl mezi skutečnou a vypočítanou hodnotou zaregistroval rok 2021, ve kterém reziduum překročilo hranici 1,5 ‰. Rovněž graf 8 zřetelně odhaluje zmíněná období, kdy se křivky hrubé míry úmrtnosti a kvadratické funkce značně rozcházejí.

$$y'_i = 11,9963 - 0,2502 * t_i + 0,0084 * t_i^2 \quad (4.2)$$

Graf 8: Kvadratická trendová funkce hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021 a predikce do roku 2024



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Predikce na další roky byla provedena pomocí kvadratické funkce, přestože její relativní chyba vykazovala vysokou hodnotu. Při výpočtu nového modelu časové řady byla

vymazána její poslední a zároveň nejvyšší hodnota, jež činila 13,32 ‰ (viz příloha 3, tabulka 23). Následně byla teoretická hodnota pro rok 2021 zachycena v rozsahu 11,2 ‰ (viz příloha 3, tabulka 27), což představovalo relativní chybu ve výši téměř 16 ‰. Tato chyba byla značně ovlivněna dvěma hodnotami na konci časové řady (viz příloha 3, tabulka 23). Lze však předpokládat, že tento trend posledních let nebude nadále pokračovat, jelikož je pandemie covid-19 od roku 2022 na ústupu. Predikce podle kvadratické funkce předpovídá pro rok 2022 hodnotu ve výši 12,02 ‰ (viz tabulka 4), což by znamenalo meziroční pokles o 1,3 ‰. Odhad byl také proveden pomocí exponenciálního vyrovnávání s exponenciálním trendem. Tato metoda se jevila jako vhodná, poněvadž byla hodnota průměrné absolutní procentuální chyby zjištěna o velikosti 2,38 ‰ (viz příloha 3, tabulka 28). Model předpokládá pro rok 2022 výraznější pokles hrubé míry úmrtnosti, konkrétně až na hodnotu 12,8 ‰ (viz tabulka 4), zatímco v dalších dvou letech by se měl již ukazatel postupně snižovat pouze o necelou jednu desetinu promile.

Tabulka 4: Predikce hrubé míry úmrtnosti v ČR (‰)

Rok	Kvadratická funkce	Model exponenciálního vyrovnávání
2022	12,02	12,80
2023	12,28	12,70
2024	12,55	12,61

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

#### 4.2.2 Komparace hrubé míry úmrtnosti na úrovni NUTS 3

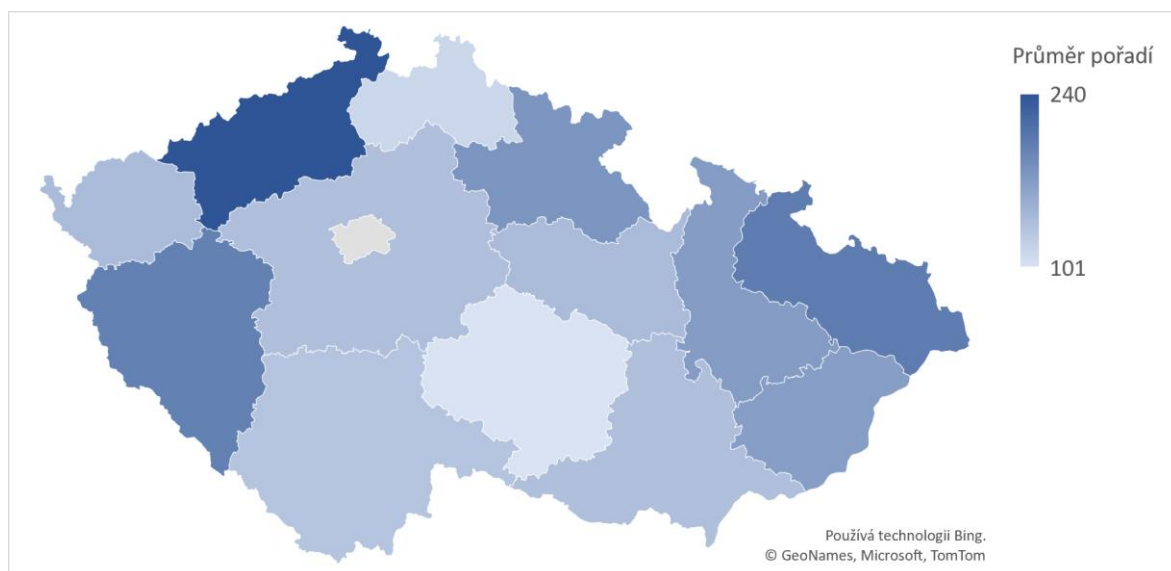
Velmi nízkých hodnot hrubé míry úmrtnosti v historii krajů dosahoval kraj Vysočina (viz příloha 3, tabulka 29). V letech 2006-2008 se ukazatel pohyboval do 9,5 ‰. Na takto nízké úrovni se zkoumaný údaj držel také v Hlavním městě Praze, a to v druhé polovině 10. let. Liberecký kraj se sice nedostal ke zmíněným minimům, ale dlouhodobě se držel pod hladinou 10 ‰. Nejvyšší čísla u většiny krajů byla zaznamenána v roce 2021, v němž bylo maximum naměřeno v Karlovarském kraji (16,2 ‰). Tento kraj se z hlediska výše hrubé míry úmrtnosti držel na prvním místě již několik posledních let.

Ačkoliv Leveneův test odhalil, že výběry pocházejí z populací se shodným rozptylem, nemohla být hrubá míra úmrtnosti testována pomocí analýzy rozptylu, poněvadž nebyla u žádného kraje zjištěna normalita rozdělení (viz příloha 3, tabulka 30).



Z uvedeného důvodu se sledovaný ukazatel analyzoval pomocí Kruskal-Wallisova testu. Jak zobrazuje graf 9, v průměru nejvyšší hrubé míry úmrtnosti dosahoval Ústecký kraj, následovaný Plzeňským a Moravskoslezským krajem. Naopak kraj Vysočina zaznamenal nejnižší průměr pořadí hodnot, jenž činil 101 (viz příloha 3, tabulka 31). Graf 9 zachytil nízkou úroveň i u Prahy a Libereckého kraje. Vzhledem k tomu, že došlo k zamítnutí nulové hypotézy, bylo následně provedeno vícenásobné porovnání (viz příloha 3, tabulka 32). Komparace odhalila mnoho dvojic krajů, které se navzájem odlišují. Ústecký kraj zaznamenal celkem osm statisticky významných rozdílů s jiným regionem. Další v pořadí, kraj Vysočina, se kromě od Ústeckého kraje odlišuje také od Moravskoslezského a Plzeňského kraje.

Graf 9: Průměr pořadí hrubé míry úmrtnosti v krajích v ČR v letech 2020-2021



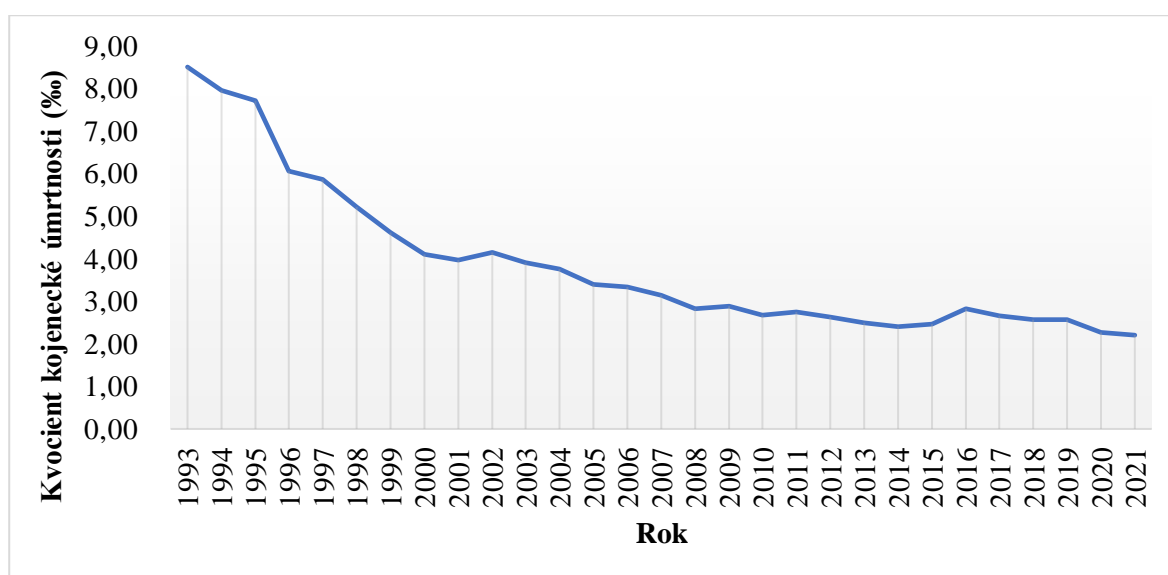
Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

#### 4.2.3 Statistická analýza vývoje kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR

Rok 1993 plynule navázal na předchozí vývoj míry kojenecké úmrtnosti na českém území. Hodnota tohoto demografického údaje byla zjištěna ve výši 8,49 ‰ (viz příloha 4, tabulka 33). Především v souvislosti se změnou politického režimu pokračovalo prudké snižování kvocientu i v dalším průběhu, což lze spatřit v grafu 10. Od roku 1989 totiž docházelo k významné transformaci českého zdravotnictví, které se tak neustále modernizovalo. Pod hodnotu 4 ‰ se kvocient kojenecké úmrtnosti dostal již v roce 2001 (viz příloha 4, tabulka 33). Ačkoliv hned v následujícím roce ukazatel znatelně vzrostl (viz

graf 10), v dalších letech opět vykazoval klesající charakter. Tento pokles byl sice mírnější než v 90. letech, ale trval až do roku 2014, kdy byla míra kojenecké úmrtnosti rovna 2,39 ‰ (viz příloha 4, tabulka 33). Z grafu 10 je patrné, že k druhému většímu nárůstu v rámci celé časové řady došlo v roce 2016. Od té chvíle se však ukazatel postupně snižoval až do posledního sledovaného roku, kdy byl naměřen o velikosti 2,2 ‰ (viz příloha 4, tabulka 33). Jak dokazuje graf 10, jednalo se o vůbec nejnižší míru kojenecké úmrtnosti od vzniku samostatné České republiky.

Graf 10: Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

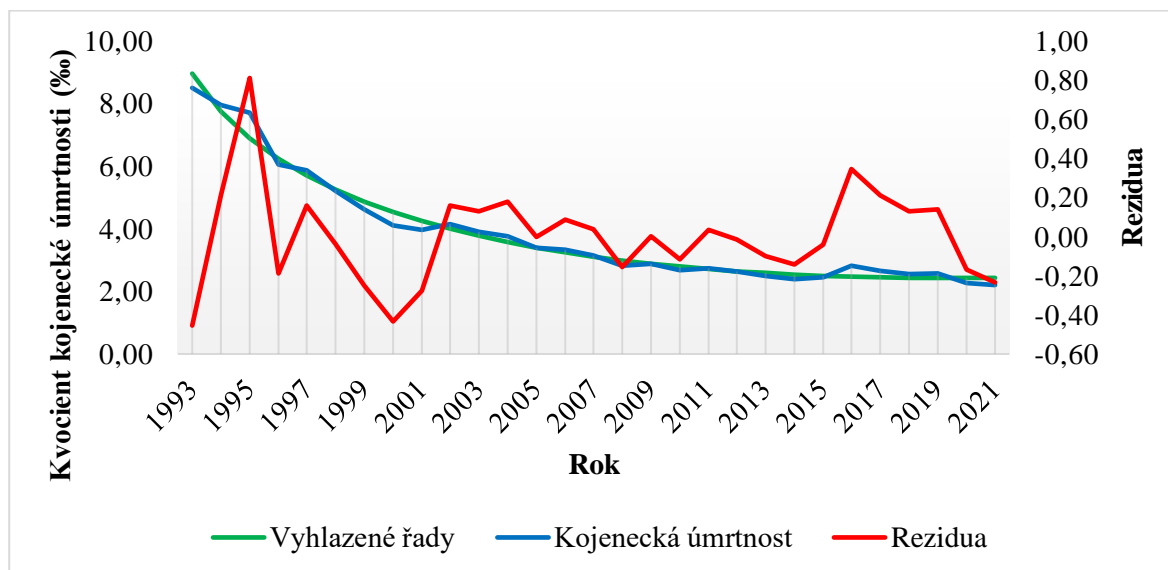
Jak již bylo zmíněno, v první části časové řady docházelo k výrazným úbytkům hodnot kvocientu kojenecké úmrtnosti. Největší absolutní (-1,65 ‰) i relativní pokles (78,54 %) byl v meziročním srovnání zaznamenán v roce 1996 (viz příloha 4, tabulka 33), kdy se hodnota druhé absolutní difference rovnala -1,41 ‰, což zároveň představovalo největší zrychlení poklesu. V následujícím roce naopak došlo k nejvýraznějšímu zpomalení ve vývoji. Nicméně ve zbytku 90. let se míra kojenecké úmrtnosti stále meziročně snižovala o více jak 10 %. Hodnoty první absolutní difference a koeficientu růstu zaznamenaly v dalším průběhu časové řady významný nárůst pouze v letech 2002 a 2016. Zbylé meziroční komparace jsou charakteristické buď poklesem nebo mírným růstem kvocientu kojenecké úmrtnosti. Nejvíce se hodnoty ukazatele v této fázi vývoje snížily v roce 2020, kdy byl zjištěn úbytek o 0,36 ‰ (viz příloha 4, tabulka 33), v procentuálním vyjádření o téměř 12 %.

Pro posouzení rychlosti změn v určitých úsecích vývoje kvocientu kojenecké úmrtnosti byla časová řada rozdělena do čtyř fází. V úvodní části (1993-2001) byl průměrný koeficient růstu naměřen ve výši 90,93 % (viz příloha 4, tabulka 34). Následující období, které trvalo až do roku 2014, vykazovalo zhruba poloviční rychlost poklesu oproti prvnímu období. V letech 2014-2016 se míra kojenecké úmrtnosti meziročně dokonce zvyšovala v průměru o 8,41 % (viz příloha 4, tabulka 34). Poslední úsek (2016-2021) však již opět korespondoval s vývojem v druhé části časové řady. Průměrný koeficient růstu vykazoval hodnotu o velikosti 95,2 % (viz příloha 4, tabulka 34).

Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti v České republice byl popsán pomocí jednoduché trendové funkce. Nejlépe jej vystihovala funkce odmocninná (viz rovnice 4.3), jejíž index korelace byl naměřen o velikosti 0,99 (viz příloha 4, tabulka 36), tudíž se jedná o velmi silnou závislost. Vhodnost užití modelu potvrzuje index determinace, jelikož se podařilo odmocninou funkcí vysvětlit 98 % variability (viz příloha 4, tabulka 36). Graf 11 odhaluje značný soulad křivky kvocientu kojenecké úmrtnosti s příslušnou trendovou funkcí. K největším výkyvům došlo v první třetině časové řady. V roce 1995 se teoretická hodnota od skutečné míry odlišovala nejvíce. Reziduum tehdy určovalo odchylku o velikosti 0,81 ‰ (viz příloha 4, tabulka 35). V dalším průběhu časové řady již byla rezidua vzdálena oběma směry od hodnoty nula jen minimálně. Výjimku představuje rok 2016 (viz graf 11), ve kterém byl dočasně přerušen klesající trend kvocientu kojenecké úmrtnosti, a kdy byla hodnota ukazatele podhodnocena o 0,35 ‰ (viz příloha 4, tabulka 35).

$$y'_i = 12,3883 + 0,3628 * t_i - 3,8023 * \sqrt{t_i} \quad (4.3)$$

Graf 11: Odmocninná trendová funkce kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Vzhledem k tomu, že byla vypočítána relativní chyba prognózy odmocninné funkce ve výši 13,32 % (viz příloha 4, tabulka 37), nejevil se tento model jako vhodný pro tvorbu predikcí. Při určování této chyby byla odstraněna hodnota kvocientu kojenecké úmrtnosti z roku 2021, kdy se jednalo o nejnižší míru sledovaného ukazatele (2,2 ‰) za celou časovou řadu (viz příloha 4, tabulka 33). Model však pro rok 2021 počítal s nárůstem kvocientu na téměř 2,5 ‰ (viz příloha 4, tabulka 37). Poněvadž se hodnoty úmrtnosti do jednoho roku života v posledních letech postupně snižovaly, byl pro odhad ukazatele použit průměrný koeficient růstu z období 2016-2021 (viz příloha 4, tabulka 34). Kvocient kojenecké úmrtnosti by se tak měl v následujících třech letech průměrně snižovat o necelou desetinu promile (viz tabulka 5). Predikce byla rovněž určena prostřednictvím metody exponenciálního vyrovnávání s exponenciálním trendem. Její přípustnost stanovila průměrná absolutní procentuální chyba ve výši 4,67 % (viz příloha 4, tabulka 38). Tento model oproti predikcím podle průměrného koeficientu růstu předpovídá mírnější pokles hodnot. V roce 2024 by měl kvocient kojenecké úmrtnosti na základě odhadu podle zvoleného adaptivního přístupu vykazovat hodnotu o velikosti 1,96 ‰ (viz tabulka 5).

Tabulka 5: Predikce kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR (‰)

Rok	Model exponenciálního vyrovnávání	Průměrný koeficient růstu
2022	2,12	2,09
2023	2,04	1,99
2024	1,96	1,90

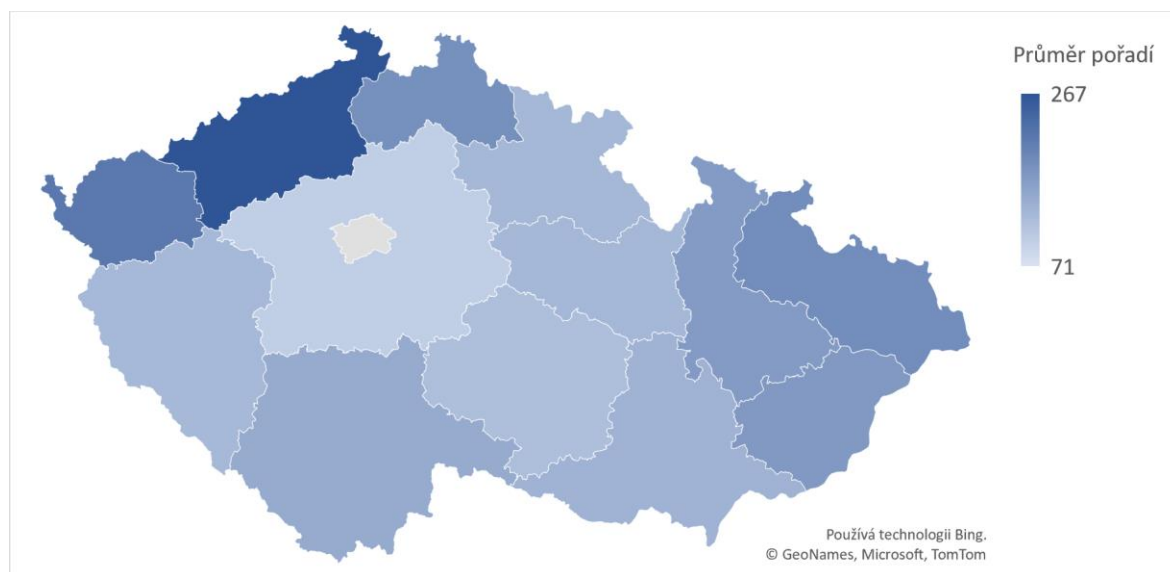
Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

#### 4.2.4 Komparace kvocientu kojenecké úmrtnosti na úrovni NUTS 3

Regionální kvocienty kojenecké úmrtnosti zachytily své největší hodnoty hned na začátku třetího tisíciletí (viz příloha 4, tabulka 39). Týkalo se to zejména severních krajů Čech. Nejvyšší hodnota sledovaného ukazatele byla naměřena v Karlovarském kraji v roce 2003, kdy činila 8,3 ‰. O dva roky později zaznamenal rovněž vysokou míru (7,4 ‰) sousední Ústecký kraj. Hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti se v některých regionech v určitých letech přiblížily hranici jednoho promile. Těsně nad tuto hladinu se dostaly Karlovarský kraj v roce 2013, Praha v roce 2014 a kraj Vysočina v roce 2020.

Podle Shapiro-Wilkova testu se normalita rozdělení neprokázala u Jihočeského a Plzeňského kraje (viz příloha 4, tabulka 40). Nevhodnost užití analýzy rozptylu potvrdila i odlišnost rozptylů kvocientu kojenecké úmrtnosti v krajích, proto byla použita jeho neparametrická obdoba. Z grafu 12 je patrná nejvyšší hodnota, atakující hranici 300, u Ústeckého kraje. Přes hodnotu 200 pronikl i Karlovarský kraj (viz příloha 4, tabulka 41). Graf 12 zobrazuje Prahu a Středočeský kraj jako naopak regiony s jasně nejnižším průměrem pořadí kvocientu kojenecké úmrtnosti. Zamítnutí nulové hypotézy Kruskal-Wallisova určuje rozdíly v hodnotách sledovaného ukazatele v rámci krajů. Prostřednictvím mnohonásobného porovnání bylo zjištěno, že se jednoznačně nejvíce od jiných krajů odlišuje Ústecký kraj (viz příloha 4, tabulka 42). Mezi další kraje, jejichž průměry pořadí kvocientu kojenecké úmrtnosti nejsou shodné s více jak dvěma regiony, se řadí Hlavní město Praha a Karlovarský kraj.

Graf 12: Průměr pořadí kvocientu kojenecké úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021

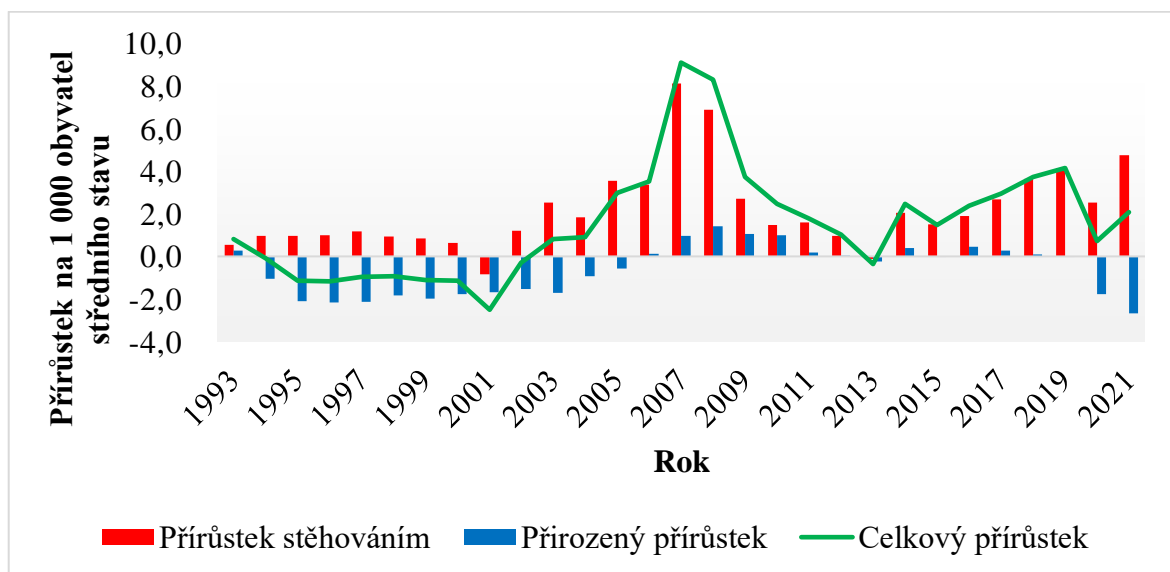


Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

### 4.3 Vývoj přírůstků počtu obyvatel ČR

V období od vzniku České republiky do roku 2002 se počet obyvatel České republiky postupně snižoval (viz graf 13). Úbytky obyvatel přirozenou měnou byly totiž většinou mnohem větší než přírůstky mechanickou měnou. Ve zbylém průběhu se však již počet obyvatel každoročně navyšoval, s výjimkou roku 2013, kdy došlo k celkovému úbytku obyvatel. Mnohem větší vliv na neustálé zvyšování počtu obyvatel měla mechanická měna, jelikož rozdíly mezi přistěhovalými a vystěhovalými vykazovaly téměř každý rok kladnou bilanci s vyššími hodnotami. Z grafu 13 je patrné, že nejvyšší přírůstky stěhováním byly naměřeny v letech 2007 a 2008, kdy se i hodnoty přirozených přírůstků pohybovaly na nejvyšší úrovni, a růst počtu obyvatel tak byl v této době největší. V posledních dvou letech se však vlivem pandemie covid-19 dostala přirozená měna obyvatelstva do záporných čísel, a tempo růstu počtu obyvatel tak bylo výrazně zpomalené.

Graf 13: Vývoj přírůstků obyvatel v ČR v letech 1993-2021



Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

## 5. Výsledky a diskuse

Ukazatele porodnosti vykazovaly od roku 1993 podobný průběh. Na počátku sledovaného období se hodnoty pohybovaly na vysokých číslech a postupně se snižovaly. První zlom nastal v posledních letech 20. století, kdy byly naopak naměřeny nejnižší hodnoty. V dalším průběhu docházelo ke zrychlování růstu obou ukazatelů až do roku 2008. V době celosvětové finanční krize byl totiž zastaven růst a obě charakteristiky následně zaznamenaly mírný pokles. Od roku 2014 se ukazatele začaly vývojově rozcházet. Hrubá míra porodnosti se stále pohybovala okolo hranice 10,5 ‰, zatímco úhrnná plodnost vykazovala rostoucí trend a v roce 2021 činila 1,83 dítěte na jednu ženu. Predikce na následující období se nejvíce přibližují vysoké variantě projekce Českého statistického úřadu. Hrubá míra porodnosti by měla v období 2022-2024 postupně dosahovat hodnot 10,61 ‰, 10,57 ‰ a 10,53 ‰, podle ČSÚ by měl být pokles rychlejší a činit 10,3 ‰, 10,1 ‰ a 9,9 ‰ (ČSÚ, 2018). Odhady úhrnné plodnosti podle metody exponenciálního vyrovnávání byly predikovány ve výších 1,89, 1,93 a 1,95 dítěte na jednu ženu a dle kvadratické trendové funkce by se mělo jednat ještě o vyšší hodnoty s rychlejším růstem. ČSÚ (2018) naopak predikuje hodnoty úhrnné plodnosti do dalších let o velikostech 1,79, 1,79 a 1,80 dítěte na jednu ženu. Projekce porodnosti ČSÚ jsou tedy podhodnocené oproti vypočítaným odhadům ve vlastní části práce. Za hlavní důvod lze považovat odlišný způsob života v době pandemie covid-19, se kterou tvůrci projekce ČSÚ nemohli počítat, neboť byla vydána již v roce 2018.

Hrubá míra úmrtnosti měla po téměř po celé sledované období tendenci se snižovat, ačkoliv docházelo k meziročním výkyvům. K největšímu obratu ve vývoji došlo v letech 2020-2021, kdy nejen České republiku zasáhlo onemocnění covid-19. Hodnota ukazatele v roce 2020 se stala rekordní a o rok později byla znovu překonána, když činila 13,32 ‰. Vzhledem k postupnému odeznívání pandemie během roku 2022 lze očekávat, že v témže roce dojde k poklesu hrubé míry úmrtnosti. To předpokládají obě vypočítané predikce, avšak odhady podle metody exponenciálního vyrovnávání se stále pohybují na vysoké úrovni (12,8 ‰, 12,7 ‰ a 12,61 ‰) a podle kvadratické trendové funkce předpokládá v dalším průběhu dokonce růst (12,02 ‰, 12,28 ‰ a 12,55 ‰). Všechny varianty projekcí ČSÚ se výrazně odlišují od těchto predikcí zejména z důvodu již zmíněné pandemie. Nicméně svými hodnotami jsou nejbližší nízké variantě projekce, jejíž hodnoty pro období 2022-2024 činí 11 ‰, 11,1 ‰ a 11,2 ‰ (ČSÚ, 2018). Tato předpověď se jeví jako velmi



realistická, jelikož jsou hodnoty hrubé míry úmrtnosti značně nižší než v době pandemie a zároveň mírně vyšší než před vypuknutím pandemie.

Lze tedy předpokládat, že v budoucnu bude porodnost spíše klesat a úmrtnost růst, což by znamenalo, že bude přirozená měna obyvatelstva v záporných hodnotách. Podle ČSÚ (2019) se od roku 2030 bude dokonce snižovat i celkový počet obyvatel ČR, neboť mechanická měna obyvatelstva nebude v absolutním vyjádření dosahovat tak velkých hodnot jako přirozené přírůstky, respektive úbytky.

## 6. Závěr

Porodnost se po vzniku České republiky nadále výrazně snižovala z důvodu změny způsobu života po roce 1989. V kontextu transformace společnosti totiž lidé postupně kladli větší důraz na individuální hodnoty, a zakládání nebo rozšiřování rodin se tak dostávalo do pozadí. Porodnost začala růst až s počátkem 21. století, kdy se do fertálního věku dostávaly silné ročníky žen ze 70. let. Vývoj natality značně ovlivnila celosvětová finanční krize, která propukla v roce 2008. Růst porodnosti se tak kvůli této události zastavil. Od roku 2013 již lze spatřit rozdíly ve zkoumaných ukazatelích. Zatímco se hrubá míra porodnosti pohybovala stále na podobné úrovni, úhrnná plodnost se zřetelně zvyšovala. Až v roce 2021 opět vykázaly oba ukazatele shodnou tendenci, neboť se porodnost v meziročním srovnání významně zvýšila. Příčinu lze nalézt v odlišném stylu života. Ve světě totiž probíhala pandemie covid-19, během níž byla vydávána protiepidemická opatření, která lidem umožnila trávit více času se svými rodinami. Podle vypočtených predikcí by měl vývoj sledovaných ukazatelů pokračovat v trendu z období před rokem 2021.

Kraje se od jejich vzniku v roce 2000 v úrovni porodnosti příliš neodlišují. Statisticky významné rozdíly mezi některými kraji vykazuje jen ukazatel hrubé míry porodnosti. Navzájem se významně statisticky odlišují Středočeský kraj a hlavní město Praha, které v průměru zaznamenávaly nejvyšší hodnoty, od Karlovarského, Zlínského a Moravskoslezského kraje.

Vývoj úmrtnosti v České republice skýtá klesající tendenci s občasnými fluktuacemi a co se týče úmrtnosti do jednoho roku, dochází dokonce k nepřetržitému poklesu hodnot. České zdravotnictví se totiž i po roce 1993 neustále zlepšovalo a modernizovalo. K dočasným výkyvům došlo například v roce 1995 nebo 2003, kdy proběhla chřipková epidemie, respektive vlna velkých veder, ale vždy se úmrtnost navrátila k předchozímu trendu. Výjimku představují poslední analyzované roky. Zejména se jedná o období 2020-2021, kdy se pandemie covid-19 projevila v obrovském nárůstu úmrtnosti. Vzhledem k postupnému odeznívání pandemie lze v budoucnu očekávat pokles míry úmrtnosti, avšak bude se pohybovat na vyšších hodnotách než před rokem 2020.

V rámci meziregionálního srovnání lze nalézt v úrovni úmrtnosti mnohem více odlišností, na rozdíl od porodnosti. Existuje určitá korelace mezi úmrtností a vyspělostí kraje. Některé strukturálně postižené regiony, zejména Ústecký a Moravskoslezský kraj,

totiž v průměru dosahovaly velmi vysokých hodnot, zatímco nejvyspělejší kraje, mezi něž se řadí Středočeský kraj nebo hlavní město Praha, zaznamenávaly nejnižší hladiny úmrtnosti.

Přirozenou měnu obyvatelstva tedy výrazně ovlivnila pandemie covid-19. Probíhající válka na Ukrajině se naopak promítne do mechanické měny. Vzhledem k těmto událostem by se tak měla zvyšovat porodnost s migrací a snižovat úmrtnost. Je však důležité podotknout, že jsou se zmíněnými událostmi spojené různé ekonomické krize. V současnosti dochází ke značnému růstu inflace, jenž se zřejmě projeví ve zvýšení chudoby. Mezi další společenské problémy, kterými by se měl stát zabývat, se řadí například stárnutí populace. Lze tedy očekávat, že bude docházet k výrazným změnám ve vývoji počtu obyvatel ČR.

## 7. Seznam použitých zdrojů

### Tištěné zdroje:

ARTL, J., ARTLOVÁ, M., RUBLÍKOVÁ, E. 2002. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. Praha: Vysoká škola ekonomická. 148 s. ISBN 80-245-0307-7.

ARTL, J., ARTLOVÁ, M. 2007. *Ekonomické časové řady*. Praha: Grada Publishing. 288 s. ISBN 978-80-247-6360-6.

BLATNÁ, D. 2008. *Metody statistické analýzy*. 3. vyd. Praha: Bankovní institut vysoká škola. 92 s. ISBN 978-80-7265-129-0.

BURCIN, B. a kol. 2010. *Demografická situace České republiky: Proměny a kontexty. 1993-2008*. Praha: SLON. 238 s. ISBN 978-80-7419-024-7.

EMMERT, F. 2019. *Sametová revoluce: Cesta ke svobodě*. Brno: CPress. 268 s. ISBN 978-80-264-2982-1.

FIALOVÁ, L., KUČERA, M. 1996. *Demografické chování obyvatelstva České republiky během přeměny společnosti po roce 1989*. Praha: Sociologický ústav AV ČR. 99 s. ISBN 978-80-85950-07-3.

FUČÍK, P., CHROMKOVÁ, MANEA, B. E. 2014. *Rodičovské dráhy: Dvacet let vývoje české porodnosti v sociologické perspektivě*. Brno: Masarykova univerzita. 187 s. ISBN 978-80-210-7688-4.

HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J. 8. vyd. 2007. *Statistika pro ekonomy*. Praha: Professional Publishing. 418 s. ISBN 978-80-86946-43-6.

JURČOVÁ, D., MÉSZÁROS, J., VAŇO, B. 2003. *Základy demografie*. Bratislava: Občanské sdružení Sociální práce. 136 s. ISBN 80-968927-3-8.

KALIBOVÁ, K., PAVLÍK, Z., VODÁKOVÁ, A. 1993. *Demografie (nejen) pro demografy: Sociologické pojmosloví*. Praha: SLON. 125 s. ISBN 80-901424-2-7.

KALIBOVÁ, K. 2005. *Úvod do demografie*. Praha: Karolinum. 52 s. ISBN 80-246-0222-9.

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

KOSCHIN, F. 2005. *Demografie poprvé*. 2. vyd. Praha: Oeconomica 122 s. ISBN 80-245-0859-1.

KUČERA, M., RŮŽIČKA, L., SRB, V. 1971. *Demografie*. Praha: Svoboda. 611 s.

KUČERA, M. 1994. *Populace České republiky 1918-1991*. Praha: Česká demografická společnost. 198 s. ISBN 80-901674-7-0.

LÖSTER T., ŘEZANKOVÁ, H., LANGHAMROVÁ, J. 2009. *Statistické metody a demografie*. Praha: Vysoká škola ekonomie a managementu. 291 s. ISBN 978-80-86730-43-1.

MONTGOMERY, D. C., JENNINGS, CH. L., KULAHCI, M. 2015. *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting*. 2. vydání. New Jersey: Wiley. 655 s. ISBN 9781118745113.

RABUŠIC, L. 2001. *Kde ty všechny děti jsou?* Praha: SLON. 261 s. ISBN 80-86429-01-6.

ROUBÍČEK, V. 1997. *Úvod do demografie*. Praha: CODEX Bohemia. 352 s. ISBN 80-85963-43-4.

SVATOŠOVÁ L., KÁBA, B. 2020. *Statistické metody II*. Praha: Česká zemědělská univerzita. 105 s. ISBN 978-80-213-1736-9.

SVATOŠOVÁ L., KÁBA, B. 2021. *Statistické metody I*. Praha: Česká zemědělská univerzita. 132 s. ISBN 978-80-213-1672-0.

#### **Elektronické zdroje:**

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2018. *Projekce obyvatelstva České republiky – 2018-2100* [online]. Praha. [cit. 2023-02-23]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/projekce-obyvatelstva-ceske-republiky-2018-2100>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2019. *Očekávaná struktura přírůstku obyvatel do roku 2100* [online]. Praha. [cit. 2023-02-23]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/ocekavana-struktura-prirustku-obyvatel-do-roku-2100>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2021a. *Sčítání 2021: Přínos sčítání* [online]. Praha. [cit. 2022-07-21]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/scitani2021/prinos-scitani>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2021b. *Pohyb obyvatelstva – metodika* [online]. Praha. [cit. 2022-07-21]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/pohyb-obyvatelstva-metodika>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022a. *Obyvatelstvo* [online]. Praha. [cit. 2022-11-25]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo\\_lide](https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo_lide)

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022b. *Počet obyvatel – vybrané území* [online]. Praha. [cit. 2022-11-26]. Dostupné z: [https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jspx?\\_af=vystup-objekt&z=T&f=TABULKA&katalog=33155&pvo=DEM14&str=v94](https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jspx?_af=vystup-objekt&z=T&f=TABULKA&katalog=33155&pvo=DEM14&str=v94)

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022c. *Vývoj obyvatelstva v krajích České republiky: Porodnost* [online]. Praha. [cit. 2022-11-02]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/165591255/1301572204.pdf/0618a0b4-6ce4-4643-8a4f-b66f49feb47d?version=1.1>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022d. *Vývoj obyvatelstva v krajích České republiky: Úmrtnost* [online]. Praha. [cit. 2022-11-02]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/165591255/1301572205.pdf/aed09426-98c8-4453-8fee-b59a51330e00?version=1.1>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022e. *Porovnání krajů: Demografie* [online]. Praha. [cit. 2022-11-02]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/porovnani-kraju>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022f. *Obyvatelstvo – roční časové řady: Pohyb obyvatel České republiky v letech 1785-2021: absolutní údaje* [online]. Praha. [cit. 2022-11-30]. Dostupné z: [https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo\\_hu](https://www.czso.cz/csu/czso/obyvatelstvo_hu)

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022g. *Porovnání krajů v mapách* [online]. Praha. [cit. 2023-01-29]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/porovnani-kraju-mapa>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022h. *Česká republika od 1989 v číslech: Vybrané demografické údaje (1989-2021)* [online]. Praha. [cit. 2022-12-10]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/ceska-republika-od-roku-1989-v-cislech-aktualizovano-9122022#01>

ČESKÝ STATISTICKÝ ÚŘAD. 2022i. *Demografická ročenka krajů* [online]. Praha. [cit. 2023-01-14]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/demograficka-rocenka-kraju>

DEMOGRAFIE. 2014. *O demografii: Demografické procesy* [online]. Demografické informační centrum. [cit. 2022-08-21]. Dostupné z: [http://www.demografie.info/?cz\\_procesy= ????](http://www.demografie.info/?cz_procesy= ????)

HANČLOVÁ, J. a L. TVRDÝ. 2003. *Úvod do analýzy časových řad* [online]. Ostrava: Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava. 34 s. [cit. 2023-01-26]. Dostupné z: [https://www.fd.cvut.cz/departament/k611/PEDAGOG/VSM/7\\_AnalyzaCasRad.pdf](https://www.fd.cvut.cz/departament/k611/PEDAGOG/VSM/7_AnalyzaCasRad.pdf)

KŘIVÝ I. 2012. *Analýza časových řad* [online]. Ostrava: Ostravská univerzita v Ostravě. 122 s. [cit. 2023-01-25]. Dostupné z: <https://web.osu.cz/~Bujok/files/ancas.pdf>

## 8. Seznam obrázků, tabulek, grafů a zkratk

### 8.1 Seznam obrázků

Obrázek 1: Disponibilní důchod domácností na obyvatele v ČR v roce 2021 (Kč).....	34
Obrázek 2: Obecná míra nezaměstnanosti v ČR v roce 2021 (%).....	35
Obrázek 3: Hrubý domácí produkt na obyvatele v ČR v roce 2021 (Kč).....	36
Obrázek 4: Medián hrubých měsíčních mezd v ČR v roce 2021 (Kč).....	37
Obrázek 5: Obyvatelstvo ve městech v ČR v roce 2021 (%).....	38
Obrázek 6: Podíl cizinců na obyvatelstvu v ČR v roce 2021 (%).....	40
Obrázek 7: Počet obyvatel v ČR v roce 2021.....	41
Obrázek 8: Počet aktivních podnikatelů na tisíc obyvatel v ČR v roce 2021.....	42

### 8.2 Seznam tabulek

Tabulka 1: Jednoduchá analýza rozptylu.....	19
Tabulka 2: Predikce hrubé míry porodnosti v ČR (‰).....	47
Tabulka 3: Predikce úhrnné plodnosti v ČR (dítě na jednu ženu).....	52
Tabulka 4: Predikce hrubé míry úmrtnosti v ČR (‰).....	56
Tabulka 5: Predikce kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR (‰).....	61
Tabulka 6: Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR v letech 1993-2021.....	74
Tabulka 7: Hrubá míra porodnosti v ČR – průměrný koeficient růstu.....	75
Tabulka 8: Model exponenciálního vyrovnávání hrubé míry porodnosti.....	76
Tabulka 9: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání hrubé míry porodnosti.....	77
Tabulka 10: Hrubá míra porodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021.....	77
Tabulka 11: Podmínky použití analýzy rozptylu hrubé míry porodnosti.....	78
Tabulka 12: Kruskal-Wallisův test hrubé míry porodnosti v krajích v ČR v letech 2000-2021.....	78
Tabulka 13: Kruskal-Wallisův test – vícenásobné porovnání.....	79
Tabulka 14: Vývoj úhrnné plodnosti v ČR v letech 1993-2021.....	80
Tabulka 15: Úhrnná plodnost v ČR – průměrný koeficient růstu.....	81
Tabulka 16: Kvadratická trendová funkce úhrnné plodnosti.....	82
Tabulka 17: Chybovost kvadratické trendové funkce úhrnné plodnosti.....	83
Tabulka 18: Relativní chyba prognózy úhrnné plodnosti.....	83
Tabulka 19: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání úhrnné plodnosti.....	83
Tabulka 20: Úhrnná plodnost v krajích ČR v letech 2000-2021.....	84
Tabulka 21: Podmínky použití analýzy rozptylu úhrnné plodnosti.....	85
Tabulka 22: Analýza rozptylu úhrnné plodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021.....	85
Tabulka 23: Vývoj hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021.....	86
Tabulka 24: Hrubá míra úmrtnosti v ČR – průměrný koeficient růstu.....	87
Tabulka 25: Kvadratická trendová funkce hrubé míry úmrtnosti.....	88
Tabulka 26: Chybovost kvadratické trendové funkce hrubé míry úmrtnosti.....	89
Tabulka 27: Relativní chyba prognózy hrubé míry úmrtnosti.....	89
Tabulka 28: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání hrubé míry úmrtnosti.....	89
Tabulka 29: Hrubá míra úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021.....	90
Tabulka 30: Podmínky použití analýzy rozptylu hrubé míry úmrtnosti.....	91
Tabulka 31: Kruskal-Wallisův test hrubé míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021.....	91

Tabulka 32: Kruskal-Wallisův test – vícenásobné porovnání.....	92
Tabulka 33: Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021 .....	93
Tabulka 34: Kvocient kojenecké úmrtnosti v ČR – průměrný koeficient růstu.....	94
Tabulka 35: Odmocninná trendová funkce kvocientu kojenecké úmrtnosti.....	95
Tabulka 36: Chybovost odmocninné trendové funkce kvocientu kojenecké úmrtnosti .....	96
Tabulka 37: Relativní chyba prognózy kvocientu kojenecké úmrtnosti.....	96
Tabulka 38: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání kvocientu kojenecké úmrtnosti.....	96
Tabulka 39: Kvocient kojenecké úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021 .....	97
Tabulka 40: Podmínky použití analýzy rozptylu kvocientu kojenecké úmrtnosti .....	98
Tabulka 41: Kruskal-Wallisův test kvocientu kojenecké úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021.....	98
Tabulka 42: Kruskal-Wallisův test v krajích ČR v letech 2000-2021 .....	99

### 8.3 Seznam grafů

Graf 1: Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR v letech 1993-2021.....	45
Graf 2: Model exponenciálního vyrovnávání hrubé míry porodnosti v ČR v letech 1993-2021 a predikce do roku 2024 .....	46
Graf 3: Průměr pořadí hrubé míry porodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021.....	48
Graf 4: Vývoj úhrnné plodnosti v ČR v letech 1993-2021 .....	49
Graf 5: Kvadratická trendová funkce úhrnné plodnosti v ČR v letech 1993-2021 a predikce do roku 2024.....	51
Graf 6: Průměr úhrnné plodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021 .....	53
Graf 7: Vývoj hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021.....	54
Graf 8: Kvadratická trendová funkce hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021 a predikce do roku 2024.....	55
Graf 9: Průměr pořadí hrubé míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2020-2021.....	57
Graf 10: Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021.....	58
Graf 11: Odmocninná trendová funkce kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021.....	60
Graf 12: Průměr pořadí kvocientu kojenecké úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021.....	62
Graf 13: Vývoj přírůstků obyvatel v ČR v letech 1993-2021 .....	63



## 9. Přílohy

Příloha 1: Hrubá míra porodnosti

Příloha 2: Úhrnná plodnost

Příloha 3: Hrubá míra úmrtnosti

Příloha 4: Kvocient kojenecké úmrtnosti

Příloha 1: Hrubá míra porodnosti

Tabulka 6: Vývoj hrubé míry porodnosti v ČR v letech 1993-2021

Rok	Hrubá míra porodnosti	První diference (2.1)	Druhá diference (2.2)	Koeficient růstu (2.3)
1993	11,72	x	x	x
1994	10,31	-1,40	x	88,02%
1995	9,30	-1,01	0,39	90,21%
1996	8,77	-0,53	0,48	94,26%
1997	8,80	0,03	0,56	100,35%
1998	8,79	0,00	-0,03	99,95%
1999	8,70	-0,09	-0,09	98,94%
2000	8,85	0,15	0,24	101,71%
2001	8,87	0,02	-0,13	100,26%
2002	9,10	0,22	0,20	102,52%
2003	9,18	0,09	-0,14	100,96%
2004	9,57	0,39	0,30	104,19%
2005	9,99	0,42	0,03	104,38%
2006	10,31	0,32	-0,10	103,21%
2007	11,10	0,80	0,48	107,73%
2008	11,46	0,36	-0,44	103,24%
2009	11,28	-0,18	-0,54	98,39%
2010	11,14	-0,14	0,04	98,75%
2011	10,35	-0,79	-0,64	92,94%
2012	10,33	-0,02	0,76	99,79%
2013	10,16	-0,18	-0,15	98,31%
2014	10,44	0,28	0,46	102,77%
2015	10,51	0,07	-0,21	100,65%
2016	10,66	0,16	0,09	101,50%
2017	10,80	0,14	-0,02	101,31%
2018	10,73	-0,07	-0,21	99,33%
2019	10,52	-0,21	-0,14	98,02%
2020	10,30	-0,22	-0,01	97,91%
2021	10,65	0,35	0,57	103,37%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 7: Hrubá míra porodnosti v ČR – průměrný koeficient růstu

Období	Průměrný koeficient růstu (2.4)
1993-1999	95,16%
1999-2008	103,11%
2008-2013	97,61%
2013-2017	101,56%
2017-2020	98,42%
2020-2021	103,37%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 8: Model exponenciálního vyrovnání hrubé míry porodnosti

Rok	Hrubá míra porodnosti	Vyhlazené řady	Rezidua
1993	11,72	11,70	0,02
1994	10,31	11,68	-1,37
1995	9,30	10,27	-0,97
1996	8,77	9,26	-0,50
1997	8,80	8,73	0,07
1998	8,79	8,76	0,03
1999	8,70	8,76	-0,05
2000	8,85	8,66	0,19
2001	8,87	8,81	0,06
2002	9,10	8,83	0,26
2003	9,18	9,06	0,13
2004	9,57	9,15	0,42
2005	9,99	9,53	0,46
2006	10,31	9,95	0,36
2007	11,10	10,27	0,83
2008	11,46	11,07	0,40
2009	11,28	11,43	-0,15
2010	11,14	11,24	-0,10
2011	10,35	11,10	-0,75
2012	10,33	10,31	0,02
2013	10,16	10,29	-0,14
2014	10,44	10,12	0,32
2015	10,51	10,40	0,11
2016	10,66	10,47	0,20
2017	10,80	10,63	0,18
2018	10,73	10,77	-0,03
2019	10,52	10,69	-0,17
2020	10,30	10,48	-0,18
2021	10,65	10,26	0,39

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 9: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání hrubé míry porodnosti

Charakteristiky vhodnosti modelu	Hodnota
Průměrná chyba	0,00
Průměr absolutních chyb	0,30
Součet čtverců	5,57
Průměrný čtverec	0,19
Průměrná procentuální chyba	-0,05
Průměrná absolutní procentuální chyba	3,02

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 10: Hrubá míra porodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021

Rok	Kraj													
	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHC	PLK	STC	PHA	JHM	OLK	ZLK	MSK
2000	9,5	9,7	9,5	9,0	9,1	9,2	9,0	8,9	8,9	8,0	8,4	8,6	8,8	8,8
2001	9,6	9,6	9,4	9,0	8,8	8,8	8,9	8,7	8,9	8,3	8,5	8,9	8,7	8,9
2002	9,7	10,0	9,7	9,0	9,2	9,2	9,2	8,9	9,3	8,4	9,0	8,9	8,8	9,0
2003	9,5	10,2	9,5	9,3	9,2	9,2	9,2	9,0	9,4	8,7	8,9	9,2	8,7	9,2
2004	9,6	10,5	10,1	9,5	9,5	9,3	9,5	9,2	9,9	9,5	9,5	9,3	8,8	9,4
2005	9,9	10,6	10,0	9,9	9,7	9,9	9,8	9,9	10,5	10,2	9,9	9,7	9,6	9,7
2006	10,5	10,9	10,4	10,0	10,4	10,0	10,1	10,5	10,9	10,6	10,2	10,1	9,5	9,9
2007	11,2	11,8	11,7	11,1	11,2	10,5	11,0	10,9	12,0	11,0	10,9	10,8	10,3	10,7
2008	11,5	12,0	12,0	11,3	11,2	11,0	11,3	11,3	12,5	11,7	11,5	11,1	10,6	10,7
2009	11,1	11,5	11,9	11,3	10,9	10,6	11,0	11,2	12,3	11,7	11,4	11,1	10,3	10,6
2010	10,8	11,1	11,7	10,9	11,1	10,4	10,9	10,9	12,1	11,8	11,3	10,8	10,3	10,5
2011	9,9	10,4	10,6	9,8	10,3	9,9	10,0	9,7	11,4	11,3	10,7	9,9	9,4	9,6
2012	9,3	9,9	10,5	9,9	10,4	10,1	10,5	10,1	11,2	11,4	10,6	9,9	9,3	9,6
2013	9,4	9,8	10,3	9,9	9,8	9,6	10,0	9,6	11,0	11,1	10,6	9,9	9,5	9,5
2014	9,2	10,1	10,1	10,0	10,5	10,5	10,1	9,9	11,1	11,7	10,9	10,1	9,6	9,8
2015	9,1	10,1	10,7	10,1	10,3	10,5	10,4	10,2	11,1	11,7	10,9	10,2	10,0	9,8
2016	9,5	10,0	11,3	10,2	10,7	10,4	10,6	10,3	11,1	11,7	11,2	10,6	10,0	9,9
2017	9,3	10,3	10,8	10,4	10,4	10,7	10,8	10,5	11,4	11,9	11,4	10,5	10,4	10,0
2018	9,3	9,9	10,7	10,3	10,6	10,7	10,5	10,4	10,9	11,9	11,5	10,6	10,4	10,3
2019	9,6	9,9	10,5	10,0	10,9	10,8	10,4	10,3	10,8	11,4	11,2	10,1	9,9	10,0
2020	9,1	9,7	10,3	10,0	10,4	10,5	10,2	9,9	10,4	11,1	10,8	10,4	10,0	9,9
2021	9,2	9,9	10,0	10,2	10,5	11,0	10,5	10,3	10,9	12,0	11,1	10,3	10,5	10,1

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 11: Podmínky použití analýzy rozptylu hrubé míry porodnosti

Homoskedasticita	Leveneův test
p-hodnota	0,001
Normalita rozdělení	Shapiro-Wilkův test
p-hodnota (KVK)	0,001
p-hodnota (ULK)	0,003
p-hodnota (LBK)	0,191
p-hodnota (HKK)	0,117
p-hodnota (PAK)	0,108
p-hodnota (VYS)	0,072
p-hodnota (JHC)	0,344
p-hodnota (PLK)	0,412
p-hodnota (STC)	0,199
p-hodnota (PHA)	0,000
p-hodnota (JHM)	0,001
p-hodnota (OLK)	0,411
p-hodnota (ZLK)	0,053
p-hodnota (MSK)	0,674

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 12: Kruskal-Wallisův test hrubé míry porodnosti v krajích v ČR v letech 2000-2021

Kraj	Průměr pořadí
Karlovarský	108
Ústecký	163
Liberecký	185
Královéhradecký	135
Pardubický	161
Vysočina	150
Jihočeský	154
Plzeňský	137
Středočeský	213
Praha	215
Jihomoravský	190
Olomoucký	140
Zlínský	102
Moravskoslezský	111

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 13: Kruskal-Wallisův test – vícenásobné porovnání

	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHC	PLK	STC	PHA	JHM	OLK	ZLK	MSK
KVK		2,08	2,87	1,00	1,99	1,57	1,72	1,10	3,92	4,00	3,07	1,19	0,20	0,12
ULK	2,08		0,79	1,08	0,09	0,51	0,36	0,99	1,84	1,92	0,99	0,89	2,28	1,96
LBK	2,87	0,79		1,87	0,88	1,30	1,15	1,78	1,05	1,13	0,20	1,68	3,07	2,75
HKK	1,00	1,08	1,87		0,99	0,57	0,72	0,09	2,92	3,00	2,07	0,19	1,20	0,88
PAK	1,99	0,09	0,88	0,99		0,42	0,27	0,90	1,93	2,01	1,08	0,80	2,19	1,87
VYS	1,57	0,51	1,30	0,57	0,42		0,15	0,48	2,35	2,43	1,50	0,38	1,77	1,45
JHC	1,72	0,36	1,15	0,72	0,27	0,15		0,63	2,20	2,28	1,35	0,53	1,92	1,60
PLK	1,10	0,99	1,78	0,09	0,90	0,48	0,63		2,83	2,90	1,98	0,10	1,29	0,97
STC	3,92	1,84	1,05	2,92	1,93	2,35	2,20	2,83		0,08	0,85	2,73	4,12	3,80
PHA	4,00	1,92	1,13	3,00	2,01	2,43	2,28	2,90	0,08		0,93	2,81	4,20	3,88
JHM	3,07	0,99	0,20	2,07	1,08	1,50	1,35	1,98	0,85	0,93		1,88	3,27	2,95
OLK	1,19	0,89	1,68	0,19	0,80	0,38	0,53	0,10	2,73	2,81	1,88		1,39	1,07
ZLK	0,20	2,28	3,07	1,20	2,19	1,77	1,92	1,29	4,12	4,20	3,27	1,39		0,32
MSK	0,12	1,96	2,75	0,88	1,87	1,45	1,60	0,97	3,80	3,88	2,95	1,07	0,32	

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

## Příloha 2: Úhrnná plodnost

Tabulka 14: Vývoj úhrnné plodnosti v ČR v letech 1993-2021

Rok	Úhrnná plodnost	První diference (2.1)	Druhá diference (2.2)	Koeficient růstu (2.3)
1993	1,67	x	x	x
1994	1,44	-0,23	x	86,35%
1995	1,28	-0,16	0,07	88,84%
1996	1,19	-0,09	0,07	92,76%
1997	1,17	-0,01	0,08	98,93%
1998	1,16	-0,02	0,00	98,63%
1999	1,13	-0,02	-0,01	97,95%
2000	1,14	0,01	0,03	100,95%
2001	1,15	0,00	-0,01	100,18%
2002	1,17	0,02	0,02	102,18%
2003	1,18	0,01	-0,02	100,68%
2004	1,23	0,05	0,04	104,05%
2005	1,28	0,06	0,01	104,49%
2006	1,33	0,05	-0,01	103,62%
2007	1,44	0,11	0,06	108,28%
2008	1,50	0,06	-0,05	104,11%
2009	1,49	0,00	-0,06	99,68%
2010	1,49	0,00	0,01	100,06%
2011	1,43	-0,07	-0,07	95,54%
2012	1,45	0,03	0,09	101,79%
2013	1,46	0,00	-0,02	100,27%
2014	1,53	0,07	0,07	104,91%
2015	1,57	0,04	-0,03	102,78%
2016	1,63	0,06	0,02	103,82%
2017	1,69	0,06	0,00	103,48%
2018	1,71	0,02	-0,03	101,29%
2019	1,71	0,00	-0,02	100,03%
2020	1,71	0,00	0,00	99,91%
2021	1,83	0,12	0,12	106,98%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování



Tabulka 15: Úhrnná plodnost v ČR – průměrný koeficient růstu

Období	Průměrný koeficient růstu (2.4)
1993-1999	93,78%
1999-2008	103,15%
2008-2011	98,41%
2011-2018	102,61%
2018-2020	99,97%
2020-2021	106,98%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 16: Kvadratická trendová funkce úhrnné plodnosti

Rok	Úhrnná plodnost	Vyhlazené řady	Rezidua
1993	1,67	1,35	0,32
1994	1,44	1,33	0,11
1995	1,28	1,31	-0,03
1996	1,19	1,29	-0,10
1997	1,17	1,28	-0,10
1998	1,16	1,27	-0,11
1999	1,13	1,26	-0,13
2000	1,14	1,26	-0,11
2001	1,15	1,25	-0,11
2002	1,17	1,26	-0,09
2003	1,18	1,26	-0,08
2004	1,23	1,27	-0,04
2005	1,28	1,28	0,00
2006	1,33	1,29	0,03
2007	1,44	1,31	0,13
2008	1,50	1,33	0,17
2009	1,49	1,35	0,14
2010	1,49	1,38	0,11
2011	1,43	1,41	0,02
2012	1,45	1,44	0,01
2013	1,46	1,48	-0,02
2014	1,53	1,52	0,01
2015	1,57	1,56	0,01
2016	1,63	1,60	0,03
2017	1,69	1,65	0,04
2018	1,71	1,70	0,01
2019	1,71	1,75	-0,05
2020	1,71	1,81	-0,10
2021	1,83	1,87	-0,04

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 17: Chybovost kvadratické trendové funkce úhrnné plodnosti

Charakteristiky vhodnosti modelu	Hodnota
Index korelace	0,87
Index determinace	0,76
Upravený index determinace	0,75
Hodnota $F$ (2,26)	42,29
Hodnota $p$	0,00
Směrodatná chyba odhadu	0,11

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 18: Relativní chyba prognózy úhrnné plodnosti

Rok	Skutečná hodnota	Predikovaná hodnota	Relativní chyba prognózy
2021	1,83	1,89	3,37%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 19: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání úhrnné plodnosti

Charakteristiky vhodnosti modelu	Hodnota
Průměrná chyba	0,00
Průměr absolutních chyb	0,04
Součet čtverců	0,10
Průměrný čtverec	0,00
Průměrná procentuální chyba	0,29
Průměrná absolutní procentuální chyba	2,44

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 20: Úhrnná plodnost v krajích ČR v letech 2000-2021

Rok	Kraj													
	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHC	PLK	STC	PHA	JHM	OLK	ZLK	MSK
2000	1,20	1,22	1,20	1,18	1,17	1,17	1,16	1,15	1,17	1,07	1,09	1,09	1,13	1,13
2001	1,22	1,22	1,18	1,18	1,13	1,14	1,13	1,13	1,16	1,10	1,11	1,13	1,11	1,16
2002	1,23	1,27	1,22	1,18	1,18	1,18	1,18	1,15	1,20	1,08	1,15	1,13	1,12	1,18
2003	1,21	1,30	1,20	1,22	1,18	1,19	1,17	1,16	1,20	1,10	1,14	1,15	1,11	1,20
2004	1,23	1,35	1,28	1,24	1,23	1,20	1,21	1,19	1,26	1,19	1,21	1,18	1,13	1,23
2005	1,28	1,38	1,27	1,30	1,26	1,29	1,26	1,29	1,34	1,24	1,26	1,23	1,23	1,28
2006	1,37	1,42	1,33	1,32	1,35	1,32	1,31	1,37	1,38	1,27	1,30	1,29	1,23	1,32
2007	1,47	1,56	1,51	1,49	1,48	1,39	1,44	1,44	1,52	1,30	1,40	1,40	1,34	1,44
2008	1,53	1,61	1,56	1,53	1,49	1,48	1,50	1,50	1,60	1,38	1,49	1,46	1,40	1,46
2009	1,50	1,58	1,58	1,56	1,48	1,45	1,49	1,51	1,58	1,37	1,49	1,48	1,39	1,47
2010	1,49	1,55	1,58	1,53	1,52	1,45	1,49	1,49	1,58	1,38	1,49	1,47	1,41	1,47
2011	1,43	1,51	1,48	1,42	1,46	1,42	1,41	1,37	1,53	1,35	1,44	1,39	1,34	1,38
2012	1,37	1,47	1,49	1,46	1,51	1,47	1,51	1,45	1,54	1,38	1,45	1,41	1,35	1,41
2013	1,42	1,48	1,51	1,49	1,45	1,44	1,48	1,41	1,54	1,36	1,48	1,45	1,40	1,41
2014	1,43	1,56	1,51	1,55	1,58	1,59	1,52	1,47	1,61	1,45	1,55	1,50	1,43	1,49
2015	1,45	1,60	1,63	1,60	1,58	1,63	1,60	1,55	1,64	1,47	1,58	1,56	1,53	1,50
2016	1,55	1,65	1,77	1,65	1,68	1,65	1,67	1,61	1,69	1,49	1,66	1,65	1,57	1,56
2017	1,55	1,72	1,73	1,71	1,67	1,73	1,74	1,67	1,79	1,55	1,72	1,68	1,67	1,60
2018	1,59	1,69	1,75	1,74	1,74	1,75	1,74	1,70	1,74	1,56	1,76	1,73	1,70	1,68
2019	1,68	1,73	1,76	1,72	1,81	1,82	1,74	1,70	1,76	1,52	1,75	1,68	1,65	1,67
2020	1,62	1,72	1,76	1,76	1,77	1,80	1,75	1,69	1,75	1,51	1,73	1,79	1,71	1,67
2021	1,69	1,78	1,78	1,84	1,85	1,95	1,87	1,79	1,90	1,71	1,83	1,82	1,88	1,78

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 21: Podmínky použití analýzy rozptylu úhrnné plodnosti

Homoskedasticita	Leveneův test
p-hodnota	0,818
Normalita rozdělení	Shapiro-Wilkův test
p-hodnota (KVK)	0,212
p-hodnota (ULK)	0,348
p-hodnota (LBK)	0,029
p-hodnota (HKK)	0,215
p-hodnota (PAK)	0,250
p-hodnota (VYS)	0,347
p-hodnota (JHC)	0,179
p-hodnota (PLK)	0,229
p-hodnota (STC)	0,163
p-hodnota (PHA)	0,441
p-hodnota (JHM)	0,249
p-hodnota (OLK)	0,307
p-hodnota (ZLK)	0,160
p-hodnota (MSK)	0,605

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 22: Analýza rozptylu úhrnné plodnosti v krajích ČR v letech 2000-2021

Kraj	Průměr
Karlovarský	1,43
Ústecký	1,52
Liberecký	1,50
Královéhradecký	1,48
Pardubický	1,48
Vysočina	1,48
Jihočeský	1,47
Plzeňský	1,44
Středočeský	1,52
Praha	1,36
Jihomoravský	1,46
Olomoucký	1,44
Zlínský	1,40
Moravskoslezský	1,43

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Příloha 3: Hrubá míra úmrtnosti

Tabulka 23: Vývoj hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021

Rok	Hrubá míra úmrtnosti	První diference (2.1)	Druhá diference (2.2)	Koeficient růstu (2.3)
1993	11,44	x	x	x
1994	11,36	-0,08	x	99,26%
1995	11,41	0,06	0,14	100,51%
1996	10,93	-0,48	-0,54	95,79%
1997	10,94	0,01	0,49	100,08%
1998	10,64	-0,30	-0,31	97,23%
1999	10,67	0,04	0,34	100,34%
2000	10,61	-0,06	-0,10	99,40%
2001	10,54	-0,07	-0,01	99,32%
2002	10,61	0,07	0,14	100,68%
2003	10,91	0,30	0,23	102,80%
2004	10,50	-0,41	-0,71	96,26%
2005	10,55	0,05	0,45	100,44%
2006	10,17	-0,37	-0,42	96,45%
2007	10,14	-0,04	0,34	99,64%
2008	10,06	-0,07	-0,04	99,27%
2009	10,24	0,18	0,25	101,75%
2010	10,16	-0,08	-0,26	99,22%
2011	10,18	0,02	0,10	100,20%
2012	10,29	0,12	0,10	101,13%
2013	10,39	0,09	-0,02	100,88%
2014	10,04	-0,35	-0,44	96,67%
2015	10,54	0,51	0,85	105,03%
2016	10,20	-0,35	-0,85	96,72%
2017	10,52	0,33	0,67	103,19%
2018	10,63	0,10	-0,22	100,97%
2019	10,53	-0,10	-0,20	99,11%
2020	12,08	1,55	1,65	114,73%
2021	13,32	1,24	-0,31	110,25%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 24: Hrubá míra úmrtnosti v ČR – průměrný koeficient růstu

Období	Průměrný koeficient růstu (2.4)
1993-2014	99,38%
2014-2019	100,96%
2019-2021	112,47%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 25: Kvadratická trendová funkce hrubé míry úmrtnosti

Rok	Hrubá míra úmrtnosti	Vyhlazené řady	Rezidua
1993	11,44	11,75	-0,31
1994	11,36	11,53	-0,17
1995	11,41	11,32	0,09
1996	10,93	11,13	-0,20
1997	10,94	10,95	-0,01
1998	10,64	10,80	-0,16
1999	10,67	10,65	0,02
2000	10,61	10,53	0,08
2001	10,54	10,42	0,12
2002	10,61	10,33	0,28
2003	10,91	10,26	0,65
2004	10,50	10,20	0,30
2005	10,55	10,16	0,39
2006	10,17	10,13	0,04
2007	10,14	10,13	0,01
2008	10,06	10,13	-0,07
2009	10,24	10,16	0,08
2010	10,16	10,20	-0,04
2011	10,18	10,26	-0,08
2012	10,29	10,34	-0,04
2013	10,39	10,43	-0,05
2014	10,04	10,54	-0,50
2015	10,54	10,67	-0,12
2016	10,20	10,81	-0,61
2017	10,52	10,97	-0,45
2018	10,63	11,15	-0,52
2019	10,53	11,34	-0,81
2020	12,08	11,55	0,53
2021	13,32	11,77	1,55

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování



Tabulka 26: Chybovost kvadratické trendové funkce hrubé míry úmrtnosti

Charakteristiky vhodnosti modelu	Hodnota
Index korelace	0,77
Index determinace	0,59
Upravený index determinace	0,56
Hodnota $F$ (2,26)	18,96
Hodnota $p$	0,00
Směrodatná chyba odhadu	0,46

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 27: Relativní chyba prognózy hrubé míry úmrtnosti

Rok	Skutečná hodnota	Predikovaná hodnota	Relativní chyba prognózy
2021	13,32	11,20	15,94%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 28: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání hrubé míry úmrtnosti

Charakteristiky vhodnosti modelu	Hodnota
Průměrná chyba	0,17
Průměr absolutních chyb	0,27
Součet čtverců	6,96
Průměrný čtverec	0,24
Průměrná procentuální chyba	1,41
Průměrná absolutní procentuální chyba	2,38

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 29: Hrubá míra úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021

Rok	Kraj													
	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHC	PLK	STC	PHA	JHM	OLK	ZLK	MSK
2000	9,9	10,6	10,5	10,5	10,1	10,3	10,2	10,8	11,5	11,3	10,6	10,5	10,3	10,1
2001	10,3	10,8	10,2	10,5	9,9	10,0	10,2	10,7	11,2	11,3	10,3	10,4	10,1	10,3
2002	9,4	11,3	10,5	10,4	10,3	10,0	10,0	10,8	11,0	11,5	10,6	10,4	9,9	10,4
2003	10,2	11,3	10,4	11,0	10,6	10,4	10,4	11,3	11,5	11,6	10,8	10,4	10,7	10,6
2004	9,9	10,9	10,2	10,5	10,3	9,8	10,3	10,9	11,1	11,0	10,3	10,0	10,1	10,4
2005	9,8	10,9	9,9	10,4	10,2	10,5	10,2	10,6	11,2	10,8	10,7	10,1	10,6	10,4
2006	9,8	10,6	9,6	10,4	10,2	9,3	9,8	10,7	10,3	10,4	10,3	9,8	10,0	10,1
2007	9,6	10,6	9,9	10,1	10,1	9,5	9,9	10,1	10,3	10,2	10,4	10,1	9,9	10,1
2008	9,8	10,6	9,9	10,0	9,9	9,5	10,0	10,2	10,1	10,0	9,8	10,0	10,2	10,4
2009	10,2	10,6	9,8	10,7	9,7	9,9	10,2	10,3	10,3	9,9	10,1	10,4	10,3	10,6
2010	10,1	10,7	9,7	10,0	10,3	9,9	10,1	10,2	9,9	9,8	10,0	10,5	10,3	10,7
2011	10,1	10,7	9,7	10,4	10,4	9,8	10,0	10,3	9,9	9,8	9,8	10,3	10,5	10,9
2012	10,2	10,8	10,0	10,5	10,5	10,2	10,2	10,5	9,9	10,0	10,0	10,5	10,4	10,7
2013	10,6	11,2	10,1	10,7	10,5	10,0	10,4	10,6	10,0	9,8	10,0	10,7	10,8	10,9
2014	10,5	10,7	9,9	10,2	9,9	9,6	10,1	10,0	9,4	9,7	9,7	10,2	10,4	10,8
2015	10,9	11,2	10,4	10,6	10,5	10,2	10,9	11,0	9,9	9,8	10,3	11,0	10,8	11,2
2016	10,7	11,0	10,0	10,3	10,1	9,8	10,1	10,7	9,5	9,5	10,0	10,6	10,6	10,8
2017	11,5	11,2	10,7	10,5	10,4	10,4	10,6	10,8	9,8	9,5	10,4	11,1	11,0	11,2
2018	11,8	11,4	10,7	10,9	10,6	10,4	10,4	10,8	10,1	9,5	10,6	11,0	10,9	11,3
2019	11,5	11,2	10,4	10,7	10,7	11,1	10,7	10,8	9,8	9,3	10,2	10,9	10,8	11,5
2020	13,7	13,2	11,9	12,1	12,2	12,7	12,1	12,0	11,0	10,3	11,7	12,9	13,4	13,3
2021	16,2	14,7	13,5	14,1	13,6	12,8	13,1	13,7	12,1	11,4	12,9	13,7	13,9	14,7

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 30: Podmínky použití analýzy rozptylu hrubé míry úmrtnosti

Homoskedasticita	Leveneův test
p-hodnota	0,492
Normalita rozdělení	Shapiro-Wilkův test
p-hodnota (KVK)	0,000
p-hodnota (ULK)	0,000
p-hodnota (LBK)	0,000
p-hodnota (HKK)	0,000
p-hodnota (PAK)	0,000
p-hodnota (VYS)	0,000
p-hodnota (JHC)	0,000
p-hodnota (PLK)	0,000
p-hodnota (STC)	0,047
p-hodnota (PHA)	0,016
p-hodnota (JHM)	0,000
p-hodnota (OLK)	0,000
p-hodnota (ZLK)	0,000
p-hodnota (MSK)	0,000

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 31: Kruskal-Wallisův test hrubé míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021

Kraj	Průměr pořadí
Karlovarský	139
Ústecký	240
Liberecký	113
Královéhradecký	177
Pardubický	139
Vysočina	101
Jihočeský	131
Plzeňský	197
Středočeský	135
Praha	116
Jihomoravský	136
Olomoucký	170
Zlínský	168
Moravskoslezský	201

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 32: Kruskal-Wallisův test – vícenásobné porovnání

	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHC	PLK	STC	PHA	JHM	OLK	ZLK	MSK
KVK		0,02	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
ULK	0,02		0,00	1,00	0,02	0,00	0,00	1,00	0,01	0,00	0,01	0,81	0,67	1,00
LBK	1,00	0,00		1,00	1,00	1,00	1,00	0,15	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,10
HKK	1,00	1,00	1,00		1,00	0,42	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
PAK	1,00	0,02	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
VYS	1,00	0,00	1,00	0,42	1,00		1,00	0,03	1,00	1,00	1,00	0,90	1,00	0,02
JHC	1,00	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,86
PLK	1,00	1,00	0,15	1,00	1,00	0,03	1,00		1,00	0,23	1,00	1,00	1,00	1,00
STC	1,00	0,01	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
PHA	1,00	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,23	1,00		1,00	1,00	1,00	0,15
JHM	1,00	0,01	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00
OLK	1,00	0,81	1,00	1,00	1,00	0,90	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00
ZLK	1,00	0,67	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00
MSK	1,00	1,00	0,10	1,00	1,00	0,02	0,86	1,00	1,00	0,15	1,00	1,00	1,00	

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Příloha 4: Kvocient kojenecké úmrtnosti

Tabulka 33: Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti v ČR v letech 1993-2021

Rok	Kvocient kojenecké úmrtnosti	První diference (2.1)	Druhá diference (2.2)	Koeficient růstu (2.3)
1993	8,49	x	x	x
1994	7,95	-0,55	x	93,56%
1995	7,70	-0,25	0,30	96,90%
1996	6,05	-1,65	-1,41	78,54%
1997	5,86	-0,19	1,46	96,85%
1998	5,21	-0,64	-0,45	89,01%
1999	4,62	-0,60	0,05	88,54%
2000	4,10	-0,51	0,08	88,89%
2001	3,97	-0,13	0,38	96,72%
2002	4,15	0,18	0,32	104,56%
2003	3,90	-0,25	-0,43	93,90%
2004	3,75	-0,15	0,10	96,19%
2005	3,39	-0,35	-0,20	90,59%
2006	3,33	-0,07	0,28	97,97%
2007	3,14	-0,19	-0,12	94,42%
2008	2,83	-0,31	-0,13	90,01%
2009	2,88	0,05	0,37	101,93%
2010	2,67	-0,21	-0,26	92,73%
2011	2,74	0,07	0,28	102,64%
2012	2,62	-0,12	-0,19	95,72%
2013	2,48	-0,14	-0,03	94,57%
2014	2,39	-0,09	0,05	96,44%
2015	2,46	0,06	0,15	102,58%
2016	2,81	0,36	0,30	114,58%
2017	2,66	-0,16	-0,51	94,44%
2018	2,56	-0,10	0,06	96,36%
2019	2,57	0,01	0,10	100,22%
2020	2,26	-0,31	-0,31	88,05%
2021	2,20	-0,06	0,25	97,39%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 34: Kvocient kojenecké úmrtnosti v ČR – průměrný koeficient růstu

Období	Průměrný koeficient růstu (2.4)
1993-2001	90,93%
2001-2014	96,19%
2014-2016	108,41%
2016-2021	95,20%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 35: Odmocinná trendová funkce kvocientu kojenecké úmrtnosti

Rok	Kvocient kojenecké úmrtnosti	Vyhlazené řady	Rezidua
1993	8,49	8,95	-0,45
1994	7,95	7,74	0,21
1995	7,70	6,89	0,81
1996	6,05	6,23	-0,19
1997	5,86	5,70	0,16
1998	5,21	5,25	-0,04
1999	4,62	4,87	-0,25
2000	4,10	4,54	-0,43
2001	3,97	4,25	-0,28
2002	4,15	3,99	0,16
2003	3,90	3,77	0,13
2004	3,75	3,57	0,18
2005	3,39	3,40	-0,00
2006	3,33	3,24	0,09
2007	3,14	3,10	0,04
2008	2,83	2,98	-0,16
2009	2,88	2,88	0,00
2010	2,67	2,79	-0,12
2011	2,74	2,71	0,03
2012	2,62	2,64	-0,02
2013	2,48	2,58	-0,10
2014	2,39	2,54	-0,14
2015	2,46	2,50	-0,04
2016	2,81	2,47	0,35
2017	2,66	2,45	0,21
2018	2,56	2,43	0,13
2019	2,57	2,43	0,14
2020	2,26	2,43	-0,17
2021	2,20	2,43	-0,23

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 36: Chybovost odmocninné trendové funkce kvocientu kojenecké úmrtnosti

Charakteristiky vhodnosti modelu	Hodnota
Index korelace	0,99
Index determinace	0,98
Upravený index determinace	0,98
Hodnota $F(2,26)$	653,82
Hodnota $p$	0,00
Směrodatná chyba odhadu	0,26

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 37: Relativní chyba prognózy kvocientu kojenecké úmrtnosti

Rok	Skutečná hodnota	Predikovaná hodnota	Relativní chyba prognózy
2021	2,20	2,49	13,23%

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování

Tabulka 38: Chybovost modelu exponenciálního vyrovnávání kvocientu kojenecké úmrtnosti

Charakteristiky vhodnosti modelu	Hodnota
Průměrná chyba	0,03
Průměr absolutních chyb	0,18
Součet čtverců	2,43
Průměrný čtverec	0,08
Průměrná procentuální chyba	1,15
Průměrná absolutní procentuální chyba	4,67

Zdroj: ČSÚ (2022h), vlastní zpracování



Tabulka 39: Kvocient kojenecké úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021

Rok	Kraj													
	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHC	PLK	STC	PHA	JHM	OLK	ZLK	MSK
2000	5,2	5,9	4,9	2,8	4,1	3,2	3,5	5,1	3,5	2,3	3,2	4,5	3,8	5,8
2001	3,8	7,0	3,7	3,8	2,2	3,8	5,0	3,6	3,2	3,1	3,1	4,2	3,5	4,8
2002	3,1	5,0	5,6	4,0	4,9	5,5	4,9	2,9	2,7	3,9	3,8	4,0	2,7	5,2
2003	8,3	6,4	3,7	3,5	3,4	3,0	3,5	4,9	3,1	2,5	3,7	3,2	3,7	4,2
2004	5,9	5,2	3,2	5,4	3,7	2,5	2,4	4,4	3,6	3,1	2,3	4,9	3,3	4,2
2005	4,0	7,4	5,4	2,2	2,9	3,6	3,4	2,9	2,8	1,9	3,0	3,2	3,0	3,2
2006	2,2	5,5	3,4	3,1	2,9	2,7	2,2	3,1	2,4	2,6	3,7	5,1	2,5	4,1
2007	5,8	5,2	3,0	2,9	2,6	4,3	3,2	1,6	2,5	2,2	3,7	2,6	3,6	2,7
2008	3,1	4,2	3,6	1,9	4,0	2,1	2,7	2,7	2,7	1,5	2,8	2,5	2,1	4,0
2009	4,1	3,9	2,9	1,4	2,7	2,0	2,3	2,0	2,9	2,3	2,7	4,8	3,6	3,1
2010	4,5	4,9	1,6	2,7	2,1	1,5	2,9	2,9	2,1	2,7	2,0	2,5	3,3	2,7
2011	6,0	4,6	3,4	2,6	3,0	2,8	2,2	2,3	2,2	1,9	2,4	2,7	3,2	2,5
2012	3,2	4,0	2,8	3,3	3,0	2,3	2,7	2,6	2,1	1,6	3,5	2,5	2,5	2,2
2013	1,1	3,6	4,4	2,0	2,0	1,2	3,0	2,5	1,6	1,6	2,3	3,0	3,9	3,3
2014	4,0	3,9	2,5	2,4	2,2	2,4	2,2	1,9	2,1	1,1	3,4	2,2	3,8	1,8
2015	3,3	4,5	2,1	1,8	1,9	2,4	3,2	2,2	2,3	1,8	1,7	2,2	3,6	2,7
2016	4,3	5,2	2,6	3,2	1,8	2,3	3,6	2,2	2,8	2,0	2,0	2,8	2,2	3,4
2017	5,1	4,5	3,8	2,8	2,0	1,5	2,3	3,5	2,0	1,6	2,3	2,8	3,3	3,1
2018	4,7	3,5	3,8	2,1	2,5	2,8	3,1	1,6	1,6	2,0	2,1	3,6	2,0	3,4
2019	3,2	4,0	2,8	1,6	1,6	1,8	2,7	2,2	2,0	2,0	2,6	2,4	3,5	3,9
2020	2,2	3,1	2,2	2,7	3,5	1,1	2,3	2,2	1,5	1,8	2,9	1,5	2,2	2,8
2021	2,3	3,4	2,5	2,3	1,5	3,4	1,5	2,2	1,5	1,8	1,8	3,1	2,8	2,3

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 40: Podmínky použití analýzy rozptylu kvocientu kojenecké úmrtnosti

Homoskedasticita	Leveneův test
p-hodnota	0,007
Normalita rozdělení	Shapiro-Wilkův test
p-hodnota (KVK)	0,612
p-hodnota (ULK)	0,230
p-hodnota (LBK)	0,431
p-hodnota (HKK)	0,156
p-hodnota (PAK)	0,343
p-hodnota (VYS)	0,251
p-hodnota (JHC)	0,041
p-hodnota (PLK)	0,010
p-hodnota (STC)	0,591
p-hodnota (PHA)	0,157
p-hodnota (JHM)	0,271
p-hodnota (OLK)	0,160
p-hodnota (ZLK)	0,067
p-hodnota (MSK)	0,469

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 41: Kruskal-Wallisův test kvocientu kojenecké úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000-2021

Kraj	Průměr pořadí
Karlovarský	217
Ústecký	267
Liberecký	184
Královéhradecký	131
Pardubický	130
Vysočina	121
Jihočeský	148
Plzeňský	129
Středočeský	99
Praha	71
Jihomoravský	137
Olomoucký	169
Zlínský	172
Moravskoslezský	189

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování

Tabulka 42: Kruskal-Wallisův test v krajích ČR v letech 2000-2021

	KVK	ULK	LBK	HKK	PAK	VYS	JHC	PLK	STC	PHA	JHM	OLK	ZLK	MSK
KVK		1,00	1,00	0,13	0,11	0,03	1,00	0,11	0,00	0,00	0,26	1,00	1,00	1,00
ULK	1,00		0,16	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,03	0,31
LBK	1,00	0,16		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,15	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00
HKK	0,13	0,00	1,00		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
PAK	0,11	0,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
VYS	0,03	0,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
JHC	1,00	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	0,35	1,00	1,00	1,00	1,00
PLK	0,11	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
STC	0,00	0,00	0,15	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	0,84	0,62	0,08
PHA	0,00	0,00	0,00	1,00	1,00	1,00	0,35	1,00	1,00		1,00	0,02	0,02	0,00
JHM	0,26	0,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00		1,00	1,00	1,00
OLK	1,00	0,02	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,84	0,02	1,00		1,00	1,00
ZLK	1,00	0,03	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,62	0,02	1,00	1,00		1,00
MSK	1,00	0,31	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,08	0,00	1,00	1,00	1,00	

Zdroj: ČSÚ (2022i), vlastní zpracování