

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra statistiky



Diplomová práce

Úmrtnost a naděje dožití při narození v krajích ČR

Pavel Zolman

© 2023 ČZU v Praze

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bc. Pavel Zolman

Ekonomika a management
Provoz a ekonomika

Název práce

Úmrtnost a naděje dožití při narození v krajích ČR

Název anglicky

Mortality and life expectancy at birth in regions in the Czech Republic

Cíle práce

Demografická situace ovlivňuje nejenom ekonomiku, ale také ostatní oblasti jako například zdravotnictví, školství, rodinnou politiku, sociální politiku, důchodovou politiku, bytovou politiku aj. Naděje dožití, neboli střední délka života, udává průměrný počet let, který má před sebou jedinec v určitém věku, pokud by zůstaly zachovány úmrtnostní poměry, které jsou ve sledovaném období. Jedná se o statistický údaj udávající průměrný, tedy předpokládaný věk, jehož dosahují členové dané populace. Délka lidského života je přitom jedním ze základních faktorů lidské existence.

Hlavním cílem diplomové práce je statistická analýza dlouhodobého vývoje úmrtnosti a střední délky života v jednotlivých krajích ČR. Student bude modelovat a analyzovat vývoj těchto demografických ukazatelů v čase a specifikovat možné faktory, které měly a mají za následek změny v trendu časových řad. Dílčími cíli práce jsou: predikce budoucího vývoje, specifikace pozice jednotlivých krajů v rámci celé ČR a specifikace pozice ČR z pohledu řešené problematiky v rámci EU.

Metodika

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 vývoj časových řad budou zvoleny vhodné interpolační a extrapolací metody. Data potřebná pro statistickou analýzu student dohledá z datové základny Českého a Evropského statistického úřadu.

Analýza časových řad a predikce budoucího vývoje bude provedena s využitím specializovaného statistického softwaru.

Doporučený rozsah práce

60 – 80 stran

Klíčová slova

Úmrtnost, naděje dožití, kraj, ČR, příčina úmrtí, časová řada, trend, predikce.

Doporučené zdroje informací

- ARTLOVÁ, M., LANGHAMROVÁ, J. 2011. Střední délka života v České republice z pohledu dlouhodobých časových řad. In: Dvacet let sociodemografické transformace: sborník příspěvků XL. konference ČDS, Brno: ČDS, s. 259–265.
- FORBELSKÁ, M.: Stochastické modelování jednorozměrných časových řad. Brno: Masarykova univerzita, 2009. 251 s. ISBN 978-80-210-4812-6.
- HINDLS, R., HRONOVÁ, S., SEGER, J., FISCHER, J.: Statistika pro ekonomy. Praha, Professional publishing, 2009. ISBN 978-80-86946-43-6.
- KLUFOVÁ, R.: Základy demografie. 1. vyd. České Budějovice: Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Ekonomická fakulta, 2008. 205 s. ISBN 978-80-7394-125-3.
- KOSCHIN, F.: Demografie poprvé. Vyd. 2. přeprac. V Praze: Oeconomica, 2005, s. 35-58. ISBN 80-245-0859-1.
- LANGHAMROVÁ, J.: Demografie. Vyd. 1. Praha [i.e. Brno]: Tribun EU, 2007. 42 s. ISBN 978-80-7399-218-7.
- 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.
- VYSTOUPIL, J.: Demografie. Vyd. 1. Brno: Masarykova univerzita, Ekonomicko-správní fakulta, 2005. 180 s. ISBN 80-210-3655-9.
-

Předběžný termín obhajoby

2021/22 LS – PEF

Vedoucí práce

Ing. Radka Procházková, Ph.D.

Garantující pracoviště

Katedra statistiky

Elektronicky schváleno dne 28. 8. 2021

prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 19. 10. 2021

Ing. Martin Pelikán, Ph.D.

Děkan

V Praze dne 28. 03. 2023

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Úmrtnost a naděje dožití při narození v krajích ČR" jsem vypracoval samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu použitých zdrojů na konci práce. Jako autor uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušil autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31.3.2023

Poděkování

Rád bych touto cestou poděkoval vedoucí této diplomové práce Ing. Radce Procházkové, Ph.D. za odborné vedení, poskytování cenných rad, ochotu, trpělivost a čas, který mi při zpracování diplomové práce věnovala.

Úmrtnost a naděje dožití při narození v krajích ČR

Abstrakt

Předmětem této diplomové práce byla úmrtnost a naděje dožití v České republice. Primárním cílem byla statistická analýza vývoje hodnot standardizované míry úmrtnosti a naděje dožití v krajích ČR. Sekundárním cílem byla specifikace pozic jednotlivých krajů v rámci ČR z pohledu řešené problematiky a predikce budoucího vývoje naděje dožití a standardizované míry úmrtnosti. Stejně tak byla specifikována pozice ČR v rámci EU.

Dlouhodobé časové řady byly analyzovány s využitím specializovaného statistického softwaru Statistica. Data byla získána na webu Českého statistického úřadu a Eurostatu.

Z provedených analýz vyplývá, že hladina naděje dožití ČR dlouhodobě roste a standardizovaná míra úmrtnosti klesá. Z krajů vykazuje nejvyšší hodnoty naděje dožití Praha. Nejnižší pak byly zaznamenány v Ústeckém a Karlovarském kraji. Srovnání krajů z pohledu standardizované míry úmrtnosti vypadá podobně. Praha vykazuje nejnižší hodnoty úmrtnosti a kraje ze severozápadu Čech naopak nejvyšší.

V rámci celé EU vykazuje Česká republika dlouhodobě podprůměrné hodnoty jak u naděje dožití, tak u standardizované míry úmrtnosti. Zatímco rozdíl mezi nadějí dožití v ČR a v EU zůstává v průběhu let téměř konstantní, z pohledu standardizované míry úmrtnosti se ČR k celounijnímu průměru stále přibližuje.

Klíčová slova: Naděje dožití, úmrtnost, časová řada, trend, predikce, Česká republika, Evropská unie, kraj

Mortality and life expectancy at regions in the Czech republic

Abstract

The subject of this thesis was mortality and life expectancy in the Czech Republic. The primary objective was the statistical analysis of the development of the values of standardized death rate and life expectancy in the regions of the Czech Republic. The secondary objective was the specification of the positions of individual regions within the Czech Republic in terms of the problem addressed and the prediction of the future development of life expectancy and standardized death. The position of the Czech Republic within the EU was also specified.

Long-term time series were analysed using the specialised statistical software Statistica. Data were obtained from the website of the Czech Statistical Office and Eurostat.

The analyses show that the level of life expectancy of the Czech Republic is increasing in the long term and the standardised death rate is decreasing. Among the regions, Prague has the highest life expectancy values. The lowest values were recorded in the Usti region and Karlovy Vary Region. The comparison of regions in terms of standardised death rates looks similar. Prague shows the lowest death rate and the regions in the north-west of Bohemia the highest.

In the EU as a whole, the Czech Republic has long been below average in both life expectancy and standardised death rate. While the difference between life expectancy in the Czech Republic and the EU has remained almost constant over the years, in terms of standardised death rate the Czech Republic is still getting closer to the EU average.

Keywords: Life expectancy, mortality, time series, trend, prediction, Czech republic, European Union, region

Obsah

1 Úvod	15
2 Cíl práce a metodika	16
2.1 Cíl práce	16
2.2 Metodika	16
2.2.1 Analýza časových řad	16
2.2.1.1 Definice a dělení časových řad	16
2.2.1.2 Vybrané elementární charakteristiky časových řad	17
2.2.1.3 Dekompozice časových řad	19
2.2.1.4 Exponenciální vyrovnávání časových řad	20
2.2.1.5 Volba vhodného statistického modelu časových řad	21
2.2.1.6 Kvantifikace sezónního kolísání	22
2.2.1.7 Extrapolace časových řad	23
2.2.2 Analýza rozptylu.....	24
2.2.3 Shluková analýza	25
3 Teoretická východiska	26
3.1 Definice základních demografických pojmů.....	26
3.2 Úmrtnost – základní ukazatelé a metody analýzy	28
3.2.1 Determinanty úmrtnosti	29
3.2.2 Úmrtnost dle příčiny	29
3.2.3 Kojenecká a novorozenecká úmrtnost	31
3.2.4 Úmrtnostní tabulky	32
3.3 Mezinárodní klasifikace nemocí.....	32
3.4 Naděje dožití.....	33
3.5 Pravděpodobná a normální délka života	34
3.6 Délka života ve zdraví	35
3.7 Demografická charakteristika krajů ČR.....	36
3.7.1 Počet obyvatel a věková struktura	36
3.7.2 Porodnost.....	38
3.7.3 Migrace	40
3.7.4 Sňatečnost a rozvodovost.....	41
4 Vlastní práce	42
4.1 Analýza úmrtnosti v České republice a Evropské unii	42
4.1.1 Analýza úmrtnosti v České republice v letech 2011 až 2021.....	42
4.1.1.1 Regionální pohled na úmrtnost v České republice v letech 2000 až 2021	

4.1.2	Analýza úmrtnosti v Evropské unii v letech 2002 až 2019.....	53
4.1.2.1	Analýza standardizované míry úmrtnosti ve vybraných zemích Evropské unie v letech 1994 až 2019.	56
4.2	Analýza naděje dožití v České republice a Evropské unii	64
4.2.1	Analýza naděje dožití v České republice v letech 2003 až 2021.....	64
4.2.1.1	Regionální pohled na naději dožití v České republice v letech 2003 až 2021	65
4.2.2	Analýza naděje dožití v Evropské unii	73
4.2.2.1	Analýza naděje dožití ve vybraných zemích Evropská unie v letech 1994 až 2021	76
5	Závěr	84
6	Seznam použitých zdrojů.....	86
7	Bibliografie.....	86
8	Přílohy	89

Seznam obrázků

Graf 1: Přírůstek/úbytek obyvatel v krajích ČR (na tis. obyv. kraje) dle jednotlivých složek měny v roce 2020	37
Graf 2: Porovnání průměrného věku obyvatel krajů ČR v roce 2011 (k 1.1.) a 2020 (k 31.12.).....	38
Graf 3: Počty živě narozených dětí v krajích ČR v letech 2011-2020.....	39
Graf 4: Úhrnná plodnost žen v krajích ČR v letech 2011-2020	40
Graf 5: Vývoj hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 2011 až 2021.....	42
Graf 6: Model exponenciálního vrovnnání hodnot hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 2011-2021 a prognóza budoucího vývoje (tlumený trend; $\alpha = 0,500$; $\delta = 0,100$; $\varphi = 0,300$) ..	43
Graf 7: Srovnání krajů ČR z hlediska standardizované míry úmrtnosti v roce 2000 ...	44
Graf 8: Srovnání krajů ČR z hlediska standardizované míry úmrtnosti v roce 2021 ...	45
Graf 9: Boxplot standardizované míry úmrtnosti krajů v letech 2000 až 2021	46
Graf 10: Vývoj standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021	48
Graf 11: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,700$ a $\gamma = 0,900$)	48
Graf 12: Vývoj standardizované míry úmrtnosti v Praze v letech 2000 až 2021	50

Graf 13: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Praze a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,600$).....	50
Graf 14: Vývoj standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji v letech 2000 až 2021	52
Graf 15: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,800$)	52
Graf 16: Srovnání členských států EU z pohledu standardizované míry úmrtnosti v roce 2003	54
Graf 17: Srovnání členských států EU z pohledu standardizované míry úmrtnosti v roce 2019	55
Graf 18: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v EU v letech 2002-2019	56
Graf 19: Výsledky shlukové analýzy států EU-dendogram	57
Graf 20: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti ve Španělsku v letech 1994-2019	58
Graf 21: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti ve Španělsku v letech 1994–2019 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,400$ a $\gamma = 0,500$).....	59
Graf 22: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v České republice v letech 1994-2019	60
Graf 23: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v Maďarsku	61
Graf 24: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti ve Švédsku v letech 1994-2019	62
Graf 25: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v Německu v letech 1994-2019	63
Graf 26: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Německu v letech 1994-2019 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,800$ a $\gamma = 0,200$).....	63
Graf 27: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v České republice v letech 2003 až 2021	65
Graf 28: Srovnání krajů z hlediska naděje dožití v roce 2003.....	65
Graf 29: Srovnání krajů z hlediska naděje dožití v roce 2021.....	66
Graf 30: Boxplot naděje dožití v krajích České republiky v letech 2003 až 2021	67
Graf 31: Vývoj hodnot naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021	68

Graf 32: Model exponenciálního vyrovnání vývoje hodnot naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$ a $\gamma = 0,800$)	69
Graf 33: Vývoj hodnot naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021	70
Graf 34: Model exponenciálního vyrovnání vývoje hodnot naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,900$)	70
Graf 35: Vývoj hodnot naděje dožití v Karlovarském kraji v letech 2003 až 2021	71
Graf 36: Model exponenciálního vyrovnání vývoje hodnot naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,700$)	72
Graf 37: Srovnání členských států Evropské unie z pohledu naděje dožití v roce 2002	73
Graf 38: Srovnání členských států Evropské unie z pohledu naděje dožití v roce 2021	74
Graf 39: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v EU v letech 2002-2021	75
Graf 40: : Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití v Evropské unii v letech 2002-2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,700$ a $\gamma = 0,400$)	75
Graf 41: Trendová funkce a vývoj naděje dožití ve Španělsku v letech 1994-2021	77
Graf 42: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití ve Španělsku v letech 1994-2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,300$ a $\gamma = 0,900$)	77
Graf 43: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v České republice v letech 1994-2021	78
Graf 44: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití v České republice v letech 1994–2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,800$ a $\gamma = 0,600$)	79
Graf 45: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v Maďarsku v letech 1994-2021	80
Graf 46: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití v Maďarsku v letech 1994–2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$ a $\gamma = 0,200$)	81
Graf 47: Trendová funkce a vývoj naděje dožití ve Švédsku v letech 1994-2021	82
Graf 48: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v Německu v letech 1994-2021	83

Seznam tabulek

Tabulka 1: Výčet nejpoužívanějších trendových funkcí	20
Tabulka 2: Rozdělení kojenecké úmrtnosti	31
Tabulka 3: Prognóza vývoje hrubé míry úmrtnosti pro roky 2022-2023 a sezónní indexy	43

Tabulka 4: Výsledky Scheffého testu (pouze kraje s prokázanými statisticky významnými rozdíly).....	47
Tabulka 5: Srovnání prognóz vývoje standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji vycházejících z různých časových řad.....	49
Tabulka 6: Srovnání prognóz vývoje standardizované míry úmrtnosti v Praze vycházejících z různých časových řad.....	51
Tabulka 7: Srovnání prognóz vývoje standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji vycházejících z různých časových řad.....	53
Tabulka 8: Souhrn průměrných hodnot vybraných charakteristik.....	57
Tabulka 9: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu.....	59
Tabulka 10: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu.....	64
Tabulka 11: Výsledky Scheffého testu (pouze kraje s prokázanými statisticky významnými rozdíly).....	68
Tabulka 12: Srovnání prognóz vývoje naděje dožití v Ústeckém kraji vycházejících z různých časových řad.....	69
Tabulka 13: Srovnání prognóz vývoje naděje dožití v Praze vycházejících z různých časových řad.....	71
Tabulka 14: Srovnání prognóz vývoje naděje dožití v Karlovarském kraji vycházejících z různých časových řad.....	72
Tabulka 18: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu.....	76
Tabulka 15: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu.....	78
Tabulka 16: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu.....	79
Tabulka 17: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu.....	81
Tabulka 19: Počet obyvatel v krajích ČR v letech 2011-2020 (k 31.12.).....	91
Tabulka 20: Věková struktura obyvatelstva v krajích ČR v roce 2020.....	91
Tabulka 21: Celkové migrační saldo v krajích ČR v letech 2011-2020.....	92
Tabulka 22: Sňatky v krajích ČR podle měsíce konání v roce 2020.....	92
Tabulka 23: Počet rozvodů v krajích ČR v letech 2011-2020.....	93
Tabulka 24: Datová matice ke shlukové analýze zemí EU.....	94
Tabulka 25: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti ve Španělsku v letech 1994-2019.....	96
Tabulka 26: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v České republice v letech 1994-2019.....	97

Tabulka 27: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v Maďarsku v letech 1994-2019	98
Tabulka 28: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti ve Švédsku v letech 1994-2019	99
Tabulka 29: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v Německu v letech 1994-2019	100
Tabulka 30: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v EU v letech 2002-2019	101
Tabulka 31: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití ve Španělsku v letech 1994-2021	116
Tabulka 32: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v České republice v letech 1994-2021	117
Tabulka 33: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Maďarsku v letech 1994-2021	118
Tabulka 34: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Německu v letech 1994-2021	119
Tabulka 35: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití ve Švédsku v letech 1994-2021	120
Tabulka 36: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v EU v letech 2002-2021	121
Tabulka 37: Výsledky Shapiro-Wilkova testu normality dat standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021	127
Tabulka 38: Výsledky Leveneova testu homogenity rozptylů standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021	127
Tabulka 39: Analýz rozptylu standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021	127
Tabulka 40: Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021	128
Tabulka 41: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji pro předpověď budoucího vývoje ..	128
Tabulka 42: Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti v Praze v letech 2000 až 2021	129

Tabulka 43: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Praze pro předpověď budoucího vývoje	129
Tabulka 44 Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji v letech 2000 až 2021.....	130
Tabulka 45: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji pro předpověď budoucího vývoje	130
Tabulka 46: Výsledky Shapiro-Wilkova testu normality dat naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021	133
Tabulka 47: Výsledky Leveneova testu homogenity rozptylů dat naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021	133
Tabulka 48: Analýz rozptylu naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021	133
Tabulka 49: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021	134
Tabulka 50: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Ústeckém kraji pro předpověď budoucího vývoje.....	134
Tabulka 51: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021	135
Tabulka 52: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Praze pro předpověď budoucího vývoje	135
Tabulka 53: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Karlovarském kraji v letech 2003 až 2021	136
Tabulka 54: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Karlovarském kraji pro předpověď budoucího vývoje	136

1 Úvod

Demografie je oborem s širokým přesahem mimo svá odvětví. Demografická situace státu ovlivňuje řadu dalších oblastí. Kromě těch zjevných, jako jsou ekonomika či zdravotnictví zasahuje například do oborů, jako je sociální, rodinná, bytová či důchodová politika nebo například školství. Ze všech oblastí, které demografie zahrnuje, je právě úmrtnost tou vůbec nejstarší. První záznamy o úmrtnosti se datují až do 17. století. Jako úmrtnost se označuje hromadný jev vymírání populace, který společně s porodností tvoří tzv. demografickou reprodukci obyvatelstva. Ukazatele o úmrtnosti podávají společně s nemocností informaci o zdravotním stavu obyvatelstva. Je tedy v zájmu každého územního celku informace o úmrtnosti sbírat, studovat a analyzovat a na jejich základě rozhodovat o krocích, jež budou pro obyvatelstvo v tomto směru přínosné. Ukazatele, jako jsou počty zemřelých nebo standardizovaná a hrubá míra úmrtnosti, podávají informaci o skutečných úrovních úmrtnosti v zemi v daném období. Snahou států či společenstev, jako je EU, je snižování hodnot těchto ukazatelů na svém území.

Kromě již zmiňovaných, je jedním z nejběžněji užívaných ukazatelů naděje dožití. Naděje dožití, jinými slovy střední délka života, udává jedinci v daném věku průměrný počet let, který má při zachování úmrtnostních poměrů ještě před sebou. Naděje dožití tedy podává informaci o předpokládaném věku, kterého se dožijí příslušníci dané věkové populace. Délka lidského života je přitom jedním z klíčových faktorů lidské existence. S tím, jak se společnost vyvíjí, rostou i požadavky na kvalitu života. Lidem už nestačí jen žít. Je přirozeností člověka, že chce žít kvalitně a zdravě. Proto v posledních letech nabývají na důležitosti také ukazatele, které to zohledňují. Jedním takovým jsou například zdravé roky života, které členům dané věkové populace předpokládají průměrný počet let, kterých se ještě dožijí bez větších zdravotních potíží. Cílem každé země by mělo být zajištění takových podmínek, které budou zlepšovat kvalitu i délku života svých obyvatel a tím pádem udrží i stoupající trend těchto ukazatelů.

2 Cíl práce a metodika

2.1 Cíl práce

Tato diplomová práce je primárně zaměřena na dlouhodobý vývoj vybraných ukazatelů úmrtnosti. Hlavním cílem byla statistická analýza vývoje standardizované míry úmrtnosti, hrubé míry úmrtnosti a střední délky života v ČR. S využitím vhodně zvolených statistických metod a specializovaného statistického softwaru byl modelován a popsán dlouhodobý trend vývoje zvolených ukazatelů, a to jak na úrovni celé republiky, tak i na úrovni regionální. Kromě popisu trendu samotného bylo cílem této práce také odhalení a specifikace různých vnějších faktorů, jež ovlivňují změny trendu v čase.

Dílčím cílem diplomové práce byla komparace jednotlivých krajů a specifikace jejich postavení v rámci celé České republiky. Analogicky je z pohledu standardizované míry úmrtnosti a následně i naděje dožití při narození specifikována také pozice České republiky v rámci celé Evropské unie. Pro vybrané kraje ČR a vybrané členské státy EU byla provedena prognóza budoucího vývoje hodnot standardizované míry úmrtnosti a naděje dožití při narození.

2.2 Metodika

2.2.1 Analýza časových řad

2.2.1.1 Definice a dělení časových řad

Cyhelský a Souček (2009, str. 106) definují časovou řadu následovně: „*Časovou řadou rozumíme v čase uspořádanou posloupnost hodnot určitého kvantitativního ukazatele. O tomto ukazateli předpokládáme, že je věcně a prostorově shodně vymezen, takže uvedená posloupnost umožňuje hodnotit vliv časových změn na chování ukazatele.*“ Svatošová a Kába (2008, str.38) popisují časovou řadu jako základní prostředek pro analýzu dynamiky hromadných jevů. V časové řadě jsou tyto hromadné jevy (závisle proměnné) vysvětlovány jako funkce času. Analýza časových řad je vhodný nástroj pro zkoumání veličin, jež jsou ovlivňovány větším množstvím faktorů, které je nesnadné postihnout a identifikovat. Společné působení takovýchto vlivů ovlivňuje zkoumané veličiny v průběhu času a je tedy možné veličinu interpretovat jako funkci času.

Štědroň a kol. (2012, str. 49-50) klasifikuje časové řady na základě různých kritérií. V rámci jednotlivých časových řad se různá hlediska dělení mohou kombinovat. Jako první hledisko členění časových řad uvádí přítomnost či nepřítomnost náhodné složky. V případě, že je náhodná složka přítomna, jedná se o časovou řadu stochastickou. Jde o nesystematický prvek. Takovou časovou řadu tedy nelze popsat matematickou funkcí. Jedná li se o časovou řadu bez náhodné složky, nazýváme ji deterministickou. Takové řady je možné jednoznačně popsat vybranou funkcí a na jejím základě dělat bezchybné predikce vývoje hodnot do budoucna.

Dalším kritériem pro členění časových řad je způsob získávání hodnot jednotlivých členů v řadě. Původní časová řada je taková, která obsahuje absolutní ukazatele, které lze získat například měřením či pozorováním. Z původní časové řady lze pomocí úprav a transformací získat řadu odvozenou. Jako příklad uvádí Štědroň a kol. (2012, str. 49) ukazatel produktivity práce. Odvozená časová řada je zde podílem produkce a počtu pracovníků.

Na základě povahy zkoumaného ukazatele dělí Pecáková a Souček (2010, str. 42) časové řady na okamžikové a intervalové. Časové řady okamžikového charakteru se zaznamenané hodnoty vztahují ke konkrétnímu okamžiku v čase. Například stav účtu k 31.12., stav zásob k prvnímu dni čtvrtletí apod. Hodnoty v intervalových časových řadách se již nevztahují ke konkrétnímu okamžiku, ale k celému intervalu, jako je například týden, měsíc, rok...

Štědroň a kol. (2012, str. 50) dělí časové řady podle délky intervalu na dlouhodobé a krátkodobé. Za dlouhodobé se považují takové časové řady, ve kterých jsou hodnoty zaznamenávány v roční nebo delších intervalech. U takových řad bývá hlavním předmětem zájmu trend a jeho modelace a následná extrapolace. Hodnoty v krátkodobých časových řadách jsou zaznamenávány v intervalech kratších než jeden rok. Jsou to například časové řady pololetní, čtvrtletní, měsíční atd. U krátkodobých časových řad se kromě trendu sledují také sezónní vlivy.

Jako poslední kritérium pro dělení časových řad uvádí Štědroň a kol. (2012, str. 50) konstantnost časového kroku. Podle tohoto kritéria se dělí časové řady na ekvidistantní (řady se stálou délkou časového kroku) a neekvidistantní (řady s proměnnou délkou kroku).

2.2.1.2 Vybrané elementární charakteristiky časových řad

Pecáková a Souček (2010, str. 45-46) považuje jednoduché popisné statistiky jako užitečný nástroj pro rychlou a jednoduše interpretovatelnou formu informace o retrospektivním vývoji sledovaného ukazatele. Ačkoliv se na jejich základě nedají provádět žádné predikce

budoucího vývoje, mohou posloužit jako náповěda při rozhodování vhodného prognostického modelu.

Jednou z těchto charakteristik jsou absolutní přírůstky neboli první diference. První diference je vyjádřena rozdílem dvou po sobě následujících hodnot (viz vztah č. 2.1). Analogicky lze spočítat i diference vyšších řádů (viz vztah č. 2.2). Rozdíl dvou po sobě jdoucích prvních diferencí podává informaci o zrychlení, případně zpomalení vývoje hodnot v časové řadě. Úhrnnou charakteristikou celé časové řady je dle Hoškové, Jindrové a Procházkové (2014, str. 96) průměrný absolutní přírůstek, jež je aritmetickým průměrem všech prvních diferencí časové řady (viz vztah č. 2.3).

$$\Delta_{y_t} = y_t - y_{t-1} \quad t = 2, 3, \dots, n \quad (2.1)$$

$$\Delta_{y_t}^2 = \Delta_{y_t} - \Delta_{y_{t-1}} = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} \quad t = 3, 4, \dots, n \quad (2.2)$$

$$\bar{d} = \frac{(y_2 - y_1) + (y_3 - y_2) + \dots + (y_n - y_{n-1})}{n-1} = \frac{y_n - y_1}{n-1} \quad (2.3)$$

Kromě absolutního vyjádření, je možné hodnoty v časové řadě porovnávat i relativně. Podílem dvou po sobě jdoucích hodnot vznikne koeficient růstu (viz vztah č. 2.4). Ten podává informaci o tom, kolikrát se hodnota v čase t zvětšila oproti hodnotě v čase $t-1$. Koeficient růstu lze vynásobit stem a vyjádřit ho tak v procentech. Označuje se pak jako tempo růstu. Průměrný koeficient růstu se získá pomocí geometrického průměru všech koeficientů růstu (viz vztah č. 2.5). Hošková, Jindrová a Procházková (2014, str. 96-97) tvrdí, že průměrný koeficient růstu není vždy vhodnou charakteristikou. Je vhodný pro monotónní časové řady, tedy takové, které ve svém průběhu neustále stoupají nebo klesají. Ze vzorce 2.5 je patrné, že jej lze spočítat pomocí dvou hodnot (prvního a posledního členu časové řady). Je tedy možné, že se budou časové řady shodovat v těchto členech, nikoliv však v průběhu celé řady. Tato charakteristika pak může být poněkud zavádějící.

$$k_y = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad t = 2, 3, \dots, n \quad (2.4)$$

$$\bar{k} = \sqrt[n-1]{\left(\frac{y_2}{y_1} * \frac{y_3}{y_2} * \dots * \frac{y_n}{y_{n-1}}\right)} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \quad (2.5)$$

K zachycení změn hodnot v časové řadě vůči základnímu období, kterým bývá zpravidla první člen řady, využívají Hošková, Jindrová a Procházková (2014, str. 97) bazický index (viz vztah č. 2.6).

$$BI = \frac{y_t}{y_0} \quad (2.6)$$

2.2.1.3 Dekompozice časových řad

Štědroň a kol. (2012, str. 51) uvádí čtyři nejběžněji používané analytické modely. Jsou jimi dekompozice časové řady, lineární dynamické modely, Box-Jenkinsova metodologie a spektrální analýza časových řad.

Při užití metody dekompozice se předpokládá, že je náhodný proces závislý pouze na času. Je tedy očištěný od ostatních vnějších vlivů. Podstatou této metody je rozdělení časové řady na několik na sobě nezávislých složek. Jednotlivým částem by mělo být snazší lépe porozumět a rozpoznat v nich pravidelné vzorce chování než v kompletní časové řadě. Předpokládá se, že vývoj ukazatele v čase je výsledkem působení čtyř složek, a sice trendové, sezónní, cyklické a náhodné složky.

Pecáková a Souček (2010, str. 44-45) popisují trend T_t jako dlouhodobý charakter vývoje. Ten může být buď rostoucí nebo klesající. Pokud časová řada nevykazuje vzestupnou ani sestupnou tendenci, označuje se za stacionární. Sezónním kolísáním S_t se rozumí pravidelné kolísání hodnot okolo dlouhodobého trendu s periodou nižší než rok. Bývá způsobeno nejčastěji ročními obdobími nebo společenskými zvyklostmi, jako jsou například Vánoční svátky, letní dovolené apod. Cyklické kolísání je obdobně jako sezónní projevem kolísání hodnot okolo trendu, nicméně s periodicitou delší než jeden rok. Identifikace cyklické složky může být často obtížná. Je tomu tak zpravidla u krátkých časových řad. Náhodná složka I_t představuje kolísání nahodilého charakteru. Jedná se o nepředvídatelné, ojedinělé, nepravidelné výkyvy. Mohou se do ni také promítnout chyby v měření. Pro náhodnou složku se předpokládá, že má nulovou střední hodnotu, konstantní rozptyl, že je zde nulová autokorelace a že je zde normální rozdělení.

Svatošová a Kába (2008, str. 41-42) uvádí dva typy tvorby modelu s využitím dekompozice časové řady. Jsou jimi model aditivní, tvořený součtem jednotlivých složek (viz vztah č. 2.7) a model multiplikativní, který je vyjádřen vzájemným násobením jednotlivých složek (viz vztah č. 2.8).

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (2.7)$$

$$Y_t = T_t * C_t * S_t * I_t \quad (2.8)$$

Pecáková a Souček (2010, str. 47) uvádí šest nejběžněji používaných typů trendových funkcí. Jsou jimi lineární trendová funkce, kvadratická, exponenciální, modifikovaná exponenciální, logistická a Gompertzova. Funkční předpisy křivek a jejich geometrické obrazy

jsou k nahlédnutí v tabulce č. 1. K výpočtu parametrů jednotlivých trendových funkcí lze využít běžnou metodu nejmenších čtverců (viz vztah č. 2.9). BMNČ je však použitelná jen pro ty trendové funkce, které mají lineární parametry, tedy lineární, kvadratickou a po logaritmické transformaci exponenciální. Podoba exponenciální trendové funkce po zlogaritmování je zapsána ve vztahu č. 2.10. Pro zbylé tři není známá žádná použitelná transformace. Odhad jejich parametrů se tedy provádí různými aproximativními metodami, jako je metoda dílčích součtů či vybraných bodů.

$$\sum_{k=0}^{n-1} (y_{n-k} - T_{n-k})^2 \dots \min \quad (2.9)$$

$$\text{Log } T_t = \log b_0 + t * \log b_1 \quad (2.10)$$

Tabulka 1: Výčet nejpoužívanějších trendových funkcí

Typ trendové funkce	Funkční předpis	Geometrický obraz
Lineární	$T = b_0 + b_1 t$	Přímka
Kvadratická	$T = b_0 + b_1 t + b_2 t^2$	Parabola
Exponenciální	$T = b_0 * b_1^t$	Exponenciála
Modifikovaný exponenciální	$T = k + b_0 * b_1^t$	Posunutá exponenciála
Logistická	$T = \frac{k}{1 + b_0 * b_1^t}$	Symetrická S-křivka
Gompertzova	$T = k * b_0^{b_1^t}$	Asymetrická S-křivka

Zdroj: Pecáková a Souček (2010, str. 47)

Štědroň a kol. (2012, str. 60) uvádí pro posouzení vhodnosti každé trendové funkce informativní test. Pro lineární trend se jedná o konstantní první diference. Kvadratický trend je vhodný v případě konstantních druhých diferencí. Konstantní diference logaritmů značí vhodnost použití exponenciálního trendu. Logistický trend je vhodný v případě, že se křivka prvních diferencí podobá křivce normální hustoty. Gompertzova křivka se hodí, pokud jsou konstantní podíly ze vztahu č. 2.11.

$$\frac{(\log(y_{t+2}) - \log(y_{t+1}))}{(\log(y_{t+1}) - \log(y_t))} \quad (2.11)$$

2.2.1.4 Exponenciální vyrovnávání časových řad

Kromě dekompozice časové řady se dle Cipry (1986, str. 57) mezi nejčastěji používané modely řadí také modely exponenciálního vyrovnání. Jedná se o adaptivní přístup k modelování

trendu. Za zakladatele těchto modelů se považují Ch. C. Holt R. G. Brown a R. F. Mayer. Tato metoda je založená na předpokladu, že se jednotlivé hodnoty v časové řadě nepodílejí na popisu trendu stejnou měrou. Respektive, že starší hodnoty nejsou tak vlivné jako ty nejnovější. Z tohoto důvodu se k jednotlivým hodnotám přiřazují váhy, které směrem do minulosti exponenciálně klesají. Adaptivní modely časových řad jsou dle Pecákové a Součka (2010, str. 50-51) vhodné, jsou-li v časové řadě patrné zlomy. Trend takové řady bývá zpravidla méně stabilní a ačkoliv by se mohlo proložení trendovou funkcí zdát přijatelné jako zobrazení dlouhodobého vývoje, v některých svých úsecích by neměla dostatečnou přilnavost k reálným údajům. Artl, Artlová a Roublíková (2004, str. 51-55) uvádí jako nejběžnější modely model Brownova jednoduchého exponenciálního vyrovnání, Brownova (dvojitého) lineárního exponenciálního vyrovnání, Holtovo lineární exponenciální vyrovnání a Wintersovo exponenciální vyrovnání. Jestli je exponenciální vyrovnání jednoduché, dvojitě nebo trojitě závisí na trendu časové řady. Jestli je konstantní, lineární či kvadratický. Jednoduché exponenciální vyrovnání má tvar ze vztahu č. 2.12, respektive 2.13.

$$y_{n-k} = T_{n-k} + \varepsilon_{n-k} \quad (2.12)$$

$$T_{n-k} = \beta_0 - \beta_1 k + \beta_2 k^2 + \dots + (-1)^k \beta_k k^k \quad (2.13)$$

Hindls a kol. (2006, str. 322-333) získávají parametry beta pomocí metody nejmenších čtverců. Použití běžné metody nejmenších čtverců by ale způsobilo, že by se všem datům přiřadila stejná váha. Aby se zohlednilo stáří dat, zavedou se do BMNČ váhy penalizující starší pozorování (viz vztah č. 2.14). Tyto váhy jsou stáří dat nepřímo úměrné. Platí tedy, že čím starší pozorování, tím nižší váha. Pro zvolené váhy (α^k) platí, že $0 < \alpha < 1$ a $k = 0, 1, \dots, n-1$.

$$\sum_{k=0}^{n-1} (y_{n-k} - T_{n-k})^2 * \alpha^k \dots \min \quad (2.14)$$

2.2.1.5 Volba vhodného statistického modelu časových řad

Pokud byla časová řada vyrovnána trendovou funkcí a k výpočtu její parametrů byla využita BMNČ (viz vztah 2.7) využívají Pecáková a Souček (2010, str. 29) k vyjádření míry těsnosti vztahu mezi proměnnými index determinace (viz vztah č. 2.15). Index determinace nabývá hodnot od 0 do 1. Má-li index determinace hodnotu například 0,66, znamená to, že 66 % celkové variability je vysvětleno zvoleným modelem. Logicky se tedy užívají takové modely, jejichž indexy determinace dosahují nejvyšších hodnot. Odmocněním indexu determinace se

získá index korelace (viz vztah č. 2.16). Vypovídající schopnost indexu korelace je takřka totožná s indexem determinace.

$$I_{xy}^2 = \frac{\sum(Y_i - \bar{y})^2}{\sum(y_i - \bar{y})^2} \quad (2.15)$$

$$I = \sqrt{I^2} \quad (2.16)$$

V případě, že se jedná o lineární model, je možné výpočet indexu determinace zjednodušit do podoby vztahu č. 2.17. Po této úpravě se již označuje jako koeficient determinace. Interpretace je pořád stejná a též nabývá hodnot od 0 do 1. Druhou odmocninou koeficientu determinace je koeficient korelace (viz vztah 2.18). Ten může, na rozdíl od indexu korelace, nabývat i záporných hodnot. Konkrétně od -1 do 1. Záporné hodnoty značí nepřímou lineární závislost, kladné zase přímou.

$$r_{xy}^2 = \frac{(n \sum x_i y_i - \sum x_i \sum y_i)^2}{(n \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2) * (n \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2)} \quad (2.17)$$

$$r_{xy} = \sqrt{r_{xy}^2} \quad (2.18)$$

Kromě charakteristik 2.13 – 2.16 uvádí Svatošová a Kába (2017, str. 48) jako kritéria pro volbu modelu chyby ME (mean error), MSE (mean squared error), RMSE (root mean squared error), MAE (mean absolute error), MPE (mean percent error) a MAPE (mean absolute percent error). Jelikož se jedná o chyby, je u těchto ukazatelů na rozdíl od indexů a koeficientů výše žádaná co nejnižší hodnota. V této diplomové práci bude využita poslední zmiňovaná charakteristika (viz vztah č. 2.19). Jestliže se hodnota MAPE pohybuje v hodnotách do 5 %, považujeme zvolený model za vhodný.

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_t \left| \frac{y_t - y'_t}{y_t} \right| \quad (2.19)$$

2.2.1.6 Kvantifikace sezónního kolísání

Pecáková a Souček (2010, str. 55) uvádí jako nejběžnější typy periodických časových řad řady měsíční a čtvrtletní. U takových časových řad se předpokládá, že jejich vývoj neovlivňuje jen dlouhodobý trend a nepravidelné kolísání, ale též sezónní kolísání. Sezónnost lze v rámci dekompozice kvantifikovat jako oscilaci empirických hodnot okolo trendu. Jedná se tedy až o druhý krok v postupu, v první části je potřeba vyjádřit trend.

Cyhelský a Souček (2009, str. 121-122) rozlišují dvě modelové situace, a sice model konstantní nebo proporcionální sezónnosti. Jestliže je sezónní kolísání v čase konstantní, volí se model s konstantní sezónností. V takovém případě se hodnoty sezónních výkyvů v průběhu let nemění bez ohledu na vývoj celkové časové řady. Pro takové časové řady je nejvhodnější

použit aditivní model. Sezónnost (viz vztah č. 2.20) je vyjádřena absolutně, jako odchylky od trendu. Ve vzorci je potřeba zavést dva indexy. První zastupuje období v roce (měsíc, čtvrtletí...), druhý konkrétní rok.

$$S_{ij} = y_{ij} - T_{ij} \quad (2.20)$$

Pecáková a Souček (2010, str. 56) tvrdí, že na rozdíl od modelů s konstantní sezónností, závisí velikost sezónních výkyvů v modelech s proporcionální sezónností na vývoji dlouhodobého trendu. V takovém případě, se s rostoucím trendem zvětšuje i amplituda sezónních výkyvů. Analogicky se s klesajícím trendem zmenšuje. Pro modely s proporcionální sezónností jsou vhodnější multiplikativní modely, zapisované ve tvaru součinu (viz vztah 2.8). Sezónní složka je zde ve tvaru koeficientu (viz vztah č. 2.21). Podává informaci o míře odchýlení hodnot od trendu. Hodnoty se zde pohybují okolo 1. V procentuálním vyjádření kolem 100 %.

$$S_{ij} = \frac{y_{ij}}{T_{ij}} \quad (2.21)$$

2.2.1.7 Extrapolace časových řad

Hindls a kol. (2006, str. 330-331) považují extrapolaci časových řad za jednu z nejvýznamnějších prognostických metod. Podstatu extrapolace tvoří tzv. deterministický princip. Který tvrdí, že z přítomnosti vyplývá budoucnost. Extrapolace časových řad tedy spočívá ve studiu historického vývoje zkoumané veličiny. Zjištěné zákonitosti a mechanismy se přenáší do budoucnosti a tvoří tak predikce. Pro tvorbu prognóz na základě extrapolace je klíčový předpoklad neměnnosti stávajících tendencí nebo alespoň jejich stabilita (princip *ceteris paribus* – za jinak stejných podmínek). Stejně jako jiné metody, má i extrapolace své výhody a nevýhody. Mezi největší výhody patří dobrá interpretovatelnost a jednoduchost. Konstrukce extrapoláčnických modelů lze provádět s využitím poměrně jednoduchých matematickostatistických nástrojů. Jednoduchost lze spatřovat i v samotné podstatě časových řad, kde je závislá proměnná závislá jen na čase. Ostatní vlivy se neřeší. Silnou podporu statistici nachází v různých statistických softwarech. Hlavní nevýhodou těchto metod je výše zmiňovaný předpoklad neměnnosti. V případě, že by během prognózovaného období docházelo ke kvalitativním změnám, došlo by ke znehodnocení provedených předpovědí. Předpovědi vývoje na základě extrapolace časových řad mají význam pro krátké období. Opět je to zapříčiněno zmiňovaným předpokladem neměnnosti.

K posouzení zda je model vhodný k tvorbě prognóz na základě extrapolace časové řady používají Svatošová a Kába (2008, str. 48) relativní chybu prognózy (viz vztah č. 2.22). Výpočet se provádí tak, že se odebere jedna či více již známých hodnot a dopočítají se s využitím zvoleného modelu. Porovnání reálných hodnot s těmi odhadnutými podává informaci o tom, zda je model vhodný k tvorbě prognóz. Je-li hodnota relativní chyby prognózy do 5 %, je model vhodný. Tolerovat lze ještě hodnoty do 10 %.

$$rp = \frac{|y'_i - y_i|}{y_i} * 100 \quad (2.22)$$

2.2.2 Analýza rozptylu

Hošková, Jindrová a Procházková (2014, str. 53-63) používají analýzu rozptylu, pokud zkoumají vliv jednoho či více faktorů na určitý kvantitativní znak. ANOVA (z ang. Analysis of Variance), jakožto parametrická metoda, je metoda, kterou lze použít za splnění určitých předpokladů. Je jím předpoklad normálního rozdělení náhodné veličiny, statistická nezávislost náhodných chyb a homogenita rozptylů, neboli homoskedasticita. Jelikož je ANOVA relativně robustní statistickou metodou, s menším porušením předpokladů si dokáže poradit. Případně je lze vyřešit pomocí logaritmické transformace dat. V závislosti na počtu faktorů působících na zkoumaný znak se analýza rozptylu dělí na analýzu jednoduchého třídění, dvojného a vícefaktorovou analýzu rozptylu.

Na začátku ANOVY, jakož i u ostatních testů je třeba stanovit nulovou hypotézu. V tomto případě vypadá takto: $H_0: \mu^1 = \mu^2 = \dots = \mu_m$ a tvrdí, že jsou si všechny průměry rovny. K ní se formuluje alternativní hypotéza $H_1: H_0$ neplatí, tedy že alespoň jeden průměr se liší. Vyslovené hypotézy se testují pomocí *F-kritéria*. Jestliže je spočtené F (viz vztahy 2.23, 2.24 a 2.25) menší než tabulková hodnota F , odpovídající zvolené hladině významnosti α a stupňům volnosti, nulová hypotéza o rovnosti průměrů se přijímá. Pakliže je spočtené F větší než tabulkové, nulová hypotéza se na zvolené hladině významnosti zamítá ve prospěch hypotézy alternativní. Tedy že alespoň jeden průměr se liší. K následnému podrobnějšímu vyhodnocení lze použít například Tucke-ho nebo Schaffe-ho metodu.

$$F = \frac{s_1^2}{s_r^2} \quad (2.23)$$

$$s_1^2 = \frac{S_1}{m-1} \quad (2.24)$$

$$s_r^2 = \frac{S_r}{m(n-1)} \quad (2.25)$$

Kde F je testovací kritérium, s_I^2 je meziskupinový rozptyl, s_r^2 je vnitroskupinový rozptyl, $m-1$ a $m(n-1)$ jsou stupně volnosti, S_I součet čtverců mezi skupinami a S_r součet čtverců uvnitř skupin.

2.2.3 Shluková analýza

Hebák a kol. (2015, str. 34) tvrdí: „*Hlavním cílem shlukové analýzy je klasifikace jednotek (objektů, případů, respondentů), charakterizovaných vícerozměrnými vektory, do jedné z neznámého počtu předem nedefinovaných vzájemně vylučujících skupin označovaných za shluky.*“

Hošková, Jindrová a Procházková (2014, str. 207-208) definují shlukovou analýzu jako seskupování statistických jednotek z různorodého souboru do menších více homogenních podsouborů, a to na základě jejich podobnosti. Takové shluky bývají tvořeny tak, aby mezi sebou byly co nejrozdílnější, ale jednotky uvnitř nich naopak co nejpodobnější. Právě podobnost je základním kritériem pro tvorbu shluků. Sebera (2014, s. 87) posuzuje vzdálenost pomocí vzdáleností objektů. Jako nejběžnější uvádí euklidovskou, určující délku nejkratší cesty mezi dvěma body v prostoru (viz vztah č. 2.26) a Čebyševovu, která ze vzdáleností v jednotlivých dimenzích hledá maximum (viz vztah č. 2.27).

$$d(x, y) = \{\sum_i (x_i - y_i)\}^{1/2} \quad (2.26)$$

$$d(x, y) = \text{Max}|x_i - y_i| \quad (2.27)$$

Sebera (2014, str. 88) popisuje princip shlukování jako hledání minimální hodnoty v matici vzdáleností a slučování objektů nejbliž sebe. Poté dojde k vypočítání nové matice vzdáleností a postup se opakuje. Celý cyklus končí vytvořením jednoho velkého shluku. Pro slučování existují pravidla. Jedná se o jednoduché nebo úplné spojení, nevážený a vážený průměr skupin dvojic a vážený a nevážený centroid skupin dvojic.

Pecáková (2008, str. 203-204) dělí metody shlukové analýzy na hierarchické a optimalizační. Hierarchické se dále dělí na aglomerativní a divizivní. Podstatou aglomerativního shlukování dochází k identifikaci a spojení dvou nejpodobnějších jednotek tak dlouho, dokud nevznikne jeden velký shluk. Divizivní shlukování má opačný postup. Soubor jednotek se postupně štěpí až se rozdělí na samostatné jednotky. Postup shlukování lze graficky znázornit pomocí dendogramu.

3 Teoretická východiska

3.1 Definice základních demografických pojmů

Kalibová, Pavlík a Vodáková (2009, s. 52-141) Uvádí věk jako jednu ze dvou základních charakteristik populace. Jde o biologickou charakteristiku, ke které se ovšem vážou mnohé znaky, mající sociologický význam. Věkem se rozumí časové období od narození do okamžiku sledování. Přeneseně se pak používá i k označování různých událostí či etap života, jako je například rodičovský věk nebo zlatý věk. Obyvatelstvo členěné do věkových kategorií a jejich podílů na celkovém počtu obyvatel znázorňuje věkovou strukturu obyvatelstva. Graficky ji lze zobrazit ve věkové pyramidě. ČSÚ (ČSÚ₂, 2001) uvádí, že se v publikacích demografické statistiky věk dělí dle jednotek roků, do pětiletých či do charakteristických věkových skupin. Jsou jimi například ekonomické či biologické generace. V rámci jednotek je běžné, že se jednotky nad 100 let (101, 102,...) slučují do jedné skupiny. U pětiletých věkových skupin se pak slučují ty nejvyšší. Zpravidla do skupiny 85+. Naopak první roky života (0-4) se uvádí jednotlivě.

Druhým základním biologickým znakem a primárním třídícím znakem je dle Kalibové, Pavlíka a Vodákové (2009, s. 52-141) pohlaví. Pohlaví je určeno na základě genetiky (chromozomy X a Y). Nicméně jsou známa i jiná kritéria. Třeba podoba zevních pohlavních orgánů či typ postavy. S pojmem pohlaví souvisí také gender. Gender není na rozdíl od pohlaví určován biologickými aspekty, nýbrž kulturními a sociálními. Jde o soubor vlastností, chování, rolí ve společnosti a rodině, které se jedincům připisují v určitých dobách. S pohlavím dle ČSÚ (ČSÚ₂, 2001) souvisí další charakteristiky struktury obyvatelstva. Index maskulinity a index feminity. Index maskulinity udává, kolik mužů připadá na tisíc žen na daném území, ve věkové skupině apod. Analogicky index feminity udává počet žen, který připadá na tisíc mužů.

Populaci označují Kalibová, Pavlík a Vodáková (2009, s. 52-141) jako „*soubor jedinců určitého živočišného druhu, žijících a reprodukcijících se na vymezeném území.*“ Za vznikem současných lidských populací stojí migrace a míšení původních populací mezi sebou. Základním kamenem je dlouhodobá existence na společném území. Během této doby si jednotlivé populace vytváří svůj jazyk, kulturu hodnoty a mohou též vytvořit národ a stát. Pojem populace se často nepřesně zaměňuje za obyvatelstvo. Avšak obyvatelstvo se může skládat z vícero různých populací a je tím pádem termínem nadřazeným.

Generace je „*velká věkově vymezená skupina osob spojených dobově podmíněným stylem myšlení a jednání a prožívajících podstatná období své socializace ve shodných*

historických a kulturních podmínkách, pod vlivem stejných událostí.“ Za synonyma pojmu generace lze považovat pokolení, vrstevníci či. V jedné generaci jsou obsaženi lidé z celého spektra společnosti. Diferencují se například na základě vzdělání, povolání, společenského postavení atd. V souvislosti s pojmem generace uvádí ČSÚ (ČSÚ₂, 2001) termín kohorta. V mnoha jazycích jsou generace a kohorta synonyma. V českém jazyce nikoliv. „*V užším smyslu označuje skupinu osob, které byly ve shodném roce nositeli nějaké jiné demografické události, než je vlastní narození (např. sňatková kohorta roku 1995 = osoby, které v roce 1995 uzavřely sňatek).*“ Zjednodušeně lze kohortu označit za skupinu lidí, kteří v rámci jednoho časového období zažili stejnou událost.

Zdravím se dle Kalibové, Pavlíka a Vodákové (2009, s. 52-141) rozumí celkový tělesný, duševní a sociální stav. Nejde jen o nepřítomnost chorob, nemocí a zranění. Zdraví se řadí mezi tzv. primitivní pojmy. Je to vícerozměrné dobře chápateľné slovo, nicméně velmi složitě exaktně vymezitelné. Na zdraví lze nahlížet mnoha různými způsoby. Například z pohledu psychologie, medicíny, sociologie, antropologie, teologie nebo filosofie.

Za nemoc se považuje porucha zdraví či choroba vedoucí ke zdravotní nepohodě jedince a slabosti. J. Siegrist (1988) definuje nemoc třemi modely. Přírodovědecký přístup reprezentuje biomedicínský model chápající nemoc jako biologickou poruchu nebo selhání organismu. Na vznik nemoci mají vliv 3 činitele. Prvně je to původce nemoci – přítomnost bakterií, virů atd. nebo naopak nepřítomnost potřebných látek. Dále člověk samotný se svou genetickou výbavou, imunitou atd. a za třetí vnější vlivy. Mohou se zde projevovat přírodní podmínky nebo sociální postavení. Psychologický model se zaměřuje především na vnímání nemocí a způsoby, jak se s nimi lidé vypořádávají. U vyléčitelných chorob na sebe stádia chování navazují takto: „*osvojení si role nemocného, kontakt s lékařskou péčí, role závislého nemocného, stádium uzdravení nebo rehabilitace.*“ U smrtelných nemocí se samozřejmě stádia liší. Postupně přichází šok, vzpoura, zlost, smlouvání, smutek a nakonec smíření. Sociální model považuje nemoc jako změnu situace společnosti i jedince. Závažnost nemoci je dána několika faktory, kterými jsou například četnost a délka trvání nemoci, možnost ovlivnit její výskyt či průběh, finanční náročnost léčby a jevy a následky s nemocí spojené.

Pavlík a Kalibová (2005, str. 69-72) definují smrt jako zánik živého organismu. Dochází k němu buď z biologických důvodů nebo kvůli násilnému zásahu do organismu. Pro demografii je smrt, vedle narození, jedním z nejdůležitějších jevů vůbec. Smrt ovlivňuje společnost. Z manželek se stávají vdovy, z dětí sirotci. Zejména smrt rodičů negativně působí na děti a může ztěžovat jeho vstup a zařazení do společnosti.

Dle Kalibové, Pavlíka a Vodákové (2009, s. 52-141) vystihuje řád vymírání pravidelnosti v procesech spojených s úmrtností. Řád vymírání je dán počtem zemřelých v kalendářním roce. Pokud nedojde k nějakému narušení v důsledku epidemie nebo války, je poměrně stabilní. Počty zemřelých se však liší napříč generacemi. Vliv na to nemá jen původní stav dané generace, ale také historie její úmrtnosti.

3.2 Úmrtnost – základní ukazatelé a metody analýzy

Pavlík a Kalibová (2005, s. 65) označují úmrtnost jako jeden ze základních demografických procesů. Společně s porodností tvoří složku demografické reprodukce obyvatelstva. Úmrtnost nelze chápat jako individuální jev, naopak, jedná se o jev hromadný. Jev představující vymírání určité populace. Úmrtnost je vůbec prvním ukazatelem, o který se demografie začala zajímat a data o ní jsou jedním z hlavních ukazatelů o zdravotním stavu populace.

Dle Knausové (2008, s. 11) je jedním ze základních ukazatelů úmrtnosti absolutní počet zemřelých. Pro srovnávání není tento ukazatel zrovna ideální, jelikož je ovlivňován spoustou různých faktorů. Může to být například pohlavní nebo věková struktura, ale především jde o velikost dané populace. Jako další ukazatele uvádí Klufová a Poláková (2010, s. 78-79) míry úmrtnosti. Konkrétně hrubou míru úmrtnosti a standardizovanou míru úmrtnosti. Hrubá míra úmrtnosti udává, kolik zemřelých připadá na 1000 osob středního stavu za časové období, zpravidla za kalendářní rok. Na rozdíl od absolutní úmrtnosti není hrubá míra ovlivněna počtem obyvatel, nicméně je značně ovlivněna věkovou strukturou populace, tudíž není pro porovnávání na mezinárodní úrovni nebo v čase nejvhodnější volbou. Pro lepší interpretaci a srovnávání se používají metody standardizace. Standardizovaná míra úmrtnosti je specifickým ukazatelem, který se vztahuje k danému segmentu populace. Úmrtnost se tedy může rozlišovat podle pohlaví, věku, národnosti, povolání apod. Právě pohlaví a věk jsou nejčastějšími volbami.

Ševčík (2007, s. 35) zdůrazňuje nutnost dbát při konstrukci ukazatelů na jednotu časovou a jednotu územní. To je vztahovat zkoumané události v jednom kalendářním roku ke stavu obyvatel v témž roku. Analogicky se pak musí události vztahovat ke stejnému území (stát, kraj, okres apod.). Dodržení těchto jednot je základním předpokladem pro zajištění logické vazby mezi zkoumanými veličinami.

3.2.1 Determinanty úmrtnosti

Pavlík a Kalibová (2005, s. 65-66) tvrdí, že zdraví obecně, a v návaznosti na něj i úmrtnost je ovlivňována mnoha faktory. Tyto faktory se dělí do dvou skupin. Jedná se o faktory zdravotnické neboli endogenní a faktory nezdravotnické neboli exogenní. V závislosti na těchto faktorech se uvádí diferenční úmrtnost. Typickým příkladem je tzv. mužská nadúmrtnost. Tento jev je běžný u vyspělých zemí a projevuje se vyšší úmrtností mužů v porovnání se ženami, a to zejména ve vyšším věku.

Durdisová (2005, s. 17) uvádí jako jedny z nejpodstatnějších faktory genetické. Je zde zahrnuto například pohlaví, genetické dispozice, ale také vrozené vady jedince. Jedná se tedy o faktory zpravidla neovlivnitelné. Duffková, Urban a Dubský (2007, s. 51-64) naopak označují životní styl jako určující faktor. Faktory životního stylu patří mezi ty nejsnáze ovlivnitelné. Příznivý vliv na zdraví člověka mají dobré stravovací návyky, fyzická aktivita, pravidelný spánkový rytmus atd. Naopak neblahý vliv na lidské zdraví má konzumace tabáku a alkoholu, stejně tak jako ostatních návykových látek, špatné stravovací návyky a s nimi spojená nadváha či obezita. Socio-ekonomické faktory jsou spjaty se zemí, ve které člověk žije a jsou determinovány hospodářskou a sociální politikou dané země. Nepopiratelný vliv má příjem a vzdělání jedince. Je nutné zmínit, že se zde projevuje mzdová diferenciace, která má negativní vliv na zdraví určitých segmentů populace. Durdisová (2005, s. 22-29) popisuje faktory zdravotní péče jako podstatné v souvislosti s úmrtností. Jedná se hlavně o výdaje státu na lékařství, a to ať už se jedná o absolutní vyjádření nebo v poměru na osobu nebo podíl lékařství na HDP. Podstatný vliv má také počet zaměstnanců v lékařství, počet nemocnic a jiných zařízení nebo také počet lůžek. WHO (WHO₁, 2021) zmiňuje environmentální faktory. Stav životního prostředí a především stav ovzduší se projevuje na zdraví obyvatel. Stále vyšší teploty přímo přispívají k nárůstu kardiovaskulárních chorob a potíží s dýchacím ústrojím. Toto je patrné zejména u starších lidí.

3.2.2 Úmrtnost dle příčiny

Baštecká a Alexandrová (2017, s. 2-3) definují základní příčinu smrti následujícím způsobem: „*a) onemocnění nebo zranění, které iniciovalo řetězec chorobných stavů přímo vedoucích ke smrti, nebo b) okolnosti nehody či násilí, jež způsobily smrtelné poranění.*“ Pro jistá zranění či onemocnění ovšem platí výjimky. Volba základní příčiny smrti se řídí pokyny z Instrukční příručky mezinárodní statistické klasifikace nemocí. Zdrojem dat o příčinách úmrtí je List o prohlídce zemřelého (LPZ). LPZ vyplňuje lékař, který se samostatně rozhodne, která

příčina vedla bezprostředně k smrti, a určí základní příčinu smrti. LPZ obsahuje dva druhy dat. Jsou to demografické údaje, které zpracovává matrika v informačním systému a přeposílá ČSÚ a lékařské údaje, které jsou posílány na ÚZIS, převedeny do elektronické podoby a poslány na ČSÚ. ČSÚ oba soubory dat zpracovává podle požadované metodiky EU a publikuje je. Legislativně je postup zpracování a předávání upraven v zákoně č. 372/2011 Sb., o zdravotních službách a podmínkách jejich poskytování (zákon o zdravotních službách) s účinností od 1. dubna 2012 a v novele vyhlášky č. 364/2015 Sb., kterou se mění vyhláška 297/2012 Sb., o Listu o prohlídce zemřelého, platná od 1. 1. 2016).

ÚZIS (ÚZIS₁, 2021) vysvětluje důležitost a užitečnost sběru a vyhodnocování dat o umrtnosti tříděné dle příčiny. Na základě získaných dat je možné hodnotit a předpovídat další vývoj nemocnosti a umrtnosti a tím pádem se i lépe připravit a zaměřit se na specifika jednotlivých chorob. Ať už na jejich projevy, léčbu či okolnosti nakažení a přenosu. Zaměřit se na vývoj léků, diagnostických a medicínských metod. Propagovat prevenci. Statistika umrtnosti má přesah i na mezinárodní úroveň. Státy EU jsou povinny zveřejňovat získané údaje a na jejich základě se pak nastavuje mezinárodní politika v oblastech zdravotní a sociální péče apod.

Pavlík, a Kalibová (2005, s. 69) poukazují na obtížnost určení jednoznačné příčiny smrti, jelikož se na smrti jedince zpravidla podílí více různých aspektů. Rozlišují se pak sdružené a bezprostřední příčiny smrti. Statistiky se zaměřují především na základní příčinu smrti (viz definice výše). V poznámce také upozorňuje na rozdíl mezi základní a bezprostřední příčinou smrti. Základní označuje jako prvotní, bezprostřední pak jako konečnou.

Roubíček (1997 s. 237) uvádí jako nejdůležitější ukazatel umrtnosti podle příčiny smrti, neboli fatalitu, která vjadřuje počet zemřelých na danou příčinu v poměru ke střednímu stavu populace v daném období. Dalším ukazatelem je letalita neboli smrtelnost. Ta je vyjádřena poměrem počtu osob zemřelých z určité příčiny a počtu celkového počtu zemřelých za sledované období. Letalita je vyjádřením určité pravděpodobnosti, že člověk na danou příčinu zemře. Lze ji tedy interpretovat jako ukazatel závažnosti nemocí.

ÚZIS (ÚZIS₄, 2019) v publikaci Zemřelí 2018 upozorňuje, že jsou dlouhodobé statistiky značně ovlivněny změnami v klasifikaci nemocí a systému kódování. Projevilo se také zavedení automatizovaného systému IRIS, v jehož důsledku se navýšily počty méně častých příčin smrti. Zvláště pak kategorie ostatní.

3.2.3 Kojenecká a novorozenecká úmrtnost

Pavlík a Kalibová (2005, s. 66-69) tvrdí: „Při studiu intenzity úmrtnosti podle věku rozlišujeme kojeneckou úmrtnost, časnou úmrtnost, novorozeneckou úmrtnost a ponovorozeneckou úmrtnost, které jsou přesně vymezeny věkem zemřelých. Ostatní ter. jako dětská úmrtnost, úmrtnost mládeže, úmrtnost dospělých a úmrtnost starých osob nejsou přesně určeny věkem“ Přesné časové vymezení je k vidění v tabulce č. 1.

Tabulka 2: Rozdělení kojenecké úmrtnosti

Časná úmrtnost	Zemřelí během 1. týdne života
Novorozenecká úmrtnost	Zemřelí mezi 1. a 4. týdnem života
Ponovorozenecká úmrtnost	Zemřelí mezi 4. týdnem a 1 rokem života
Kojenecká úmrtnost	Zemřelí do 1 roku života

Zdroj: Pavlík a Kalibová (2005)

Pro výpočet kojenecké úmrtnosti uvádí Roubíček (1997, s. 244) kvocient kojenecké úmrtnosti, který lze interpretovat jako počet zemřelých nulaletých v poměru s živě narozenými v daném kalendářním roce. Nevýhodou tohoto kvocientu je zahrnutí i zemřelých kojenců narozených v předchozím kalendářním roce. Proto se používá upravený vzorec (viz vzorec 3.1), ve kterém je zahrnut i podíl dětí, narozených v předešlém roce. Ten je zohledněn koeficientem α . Pro α byla používána hodnota 0,92, později spíše 0,85. Interpretace je pak taková, že je do vzorce zahrnuto 92 % resp. 85 % dětí narozených v roce t a 8 % resp. 15 % dětí narozených v roce $t-1$

$$m_{t0} = \frac{M_{t0}}{(1-\alpha_0) * N_{t-1} + \alpha_0 * N_t} \quad (3.1)$$

Pavlík a Kalibová (2005, s. 67) označují za fetální úmrtnost jakoukoliv ztrátu plodu před vypuzením či vynětím z matčina těla bez ohledu na dobu těhotenství nebo způsob úmrtí (jsou zde zahrnuta i umělá přerušování těhotenství). Podle délky těhotenství se fetální úmrtnost dělí na časnou (do 20 týdnů), střední (20-28 týdnů) a pozdní (od 28. týdne). V poznámce uvádí, že do 90 dnů těhotenství se plod nazývá embryo, takže by pro tuto skupinu bylo vhodnější označení embrionální úmrtnost.

Dle zprávy Ústavu zdravotnické informací a statistiky ČR (ÚZIS₃, 2015) je kojenecká úmrtnost v ČR společně například s Islandem nebo Norskem jednou z nejnižších v celé Evropě. Na opačném konci je pak Albánie a Bulharsko.

3.2.4 Úmrtnostní tabulky

Jak tvrdí Klufová a Poláková (2010, s. 124): „*Úmrtnostní tabulky lze označit za vůbec nejstarší demografické modely. Jsou konstruovány primárně pro měření mortality, různí specialisté je však používají i mnoha jinými způsoby. Odborníci v oblasti veřejného zdraví, demografové, aktuari, ekonomové a další používají úmrtnostní tabulky při studiu dlouhověkosti, plodnosti, migrace, populačního růstu či v různých studiích vdovství, stavu osiřeni, délky života v manželství, délky pracovního života apod.*“

Dle Klufové a Polákové (2010, s. 124) jsou úmrtnostní tabulky nejdokonalejším nástrojem analýzy úmrtnosti. Jsou generovány ze specifických měř úmrtnosti a mohou být využívány k měření naděje dožití, úmrtnosti a přežití. Je možné je kombinovat s dalšími demografickými daty a tvořit tak mnohem komplexnější a složitější modely. Příkladem jsou tabulky pracovního života, které spojují úmrtnostní tabulky s míramy zapojení pracovní síly.

Lízalová a Stolín (2014, s. 69) popisují úmrtnost i věk dožití jako náhodné jevy, tudíž je možné s nimi pracovat jen s pomocí pravděpodobnostních nástrojů. Jedním takovým nástrojem jsou právě úmrtnostní tabulky, jež popisují vývoj hypotetické populace. *“Tabulka popisuje tzv. dekrementní řád vmírání populace podle věku v daném prostoru a čase.”*

Čámský (2004, s. 9-10) uvádí 8 ukazatelů, které úmrtnostní tabulky obsahují. Je to l_x , udávající počet žijících osob ve věku x . Posloupnost l_0, l_1, \dots, l_n , Vyjadřuje výše zmíněný dekrementální řád vymírání. Platí zde, že Počet žijících osob v nižším věku je vždy větší než počet žijících osob ve vyšším věku. Ukazatel d_x udává počet osob, které ve věku x zemřely. Ukazatel q_x vyjadřuje pravděpodobnost, že se osoba ve věku x nedožije dalšího roku a je vyjádřen poměrem dvou výše zmíněných ukazatelů. Tedy počet zemřelých ku počtu žijících ve věku x . p_x je roční míra dožití. Je vyjádřena počtem osob, které se dožily $x+1$ let ku počtu žijících osob ve věku x let. Ukazatel ${}_n p_x$ Vyjadřuje pravděpodobnost, že se člověk ve věku x dožije ještě n let. Naopak ${}_n q_x$ Udává pravděpodobnost, že se toho věku určitá osoba nedožije. Jedná se tedy o doplněk ${}_n p_x$. Součtětěchto dvou pravděpodobností dá dohromady 100 %. Ukazatel e_x^0 kolik let ještě průměrně zbývá osobě ve věku x než zemře. ${}_n q_x$ vyjadřuje pravděpodobnost, že osoba v daném věku zemře přesně ve svém věku $+ x$ let.

3.3 Mezinárodní klasifikace nemocí

Dle ÚZIS (ÚZIS₂, 2021) je Mezinárodní klasifikace nemocí (MKN) publikace Světové zdravotnické organizace WHO, která klasifikuje a označuje lidské choroby a onemocnění. Její

původ sahá do roku 1893, kdy vznikla pod názvem Klasifikace příčin úmrtí. Tehdy sloužila státním orgánům pro zpřesnění statistiky příčin úmrtí a jejímu mezinárodnímu porovnání. Kromě toho dnes MKN slouží také jako nástroj procesního zjednodušení u zdravotních pojišťoven a také jako pomůcka při vykonávání zdravotní politiky státu. Od roku 1948 je jednou z odpovědností WHO. V přibližně desetiletých intervalech vychází nové přepracované vydání MKN, vždy s menší aktualizací každé dva až tři roky. Každá verze je popsána číslem za názvem publikace (momentálně WHO používá desáté vydání, které vešlo v platnost 1.1.2020, tudíž její název je MKN-10).

Choroby a onemocnění jsou dle Roubíčka (1997, str. 250-252) klasifikovány alfanumericky, tedy kombinací písmen a číslic. Hlavní dělení je podle kategorie onemocnění (dýchací, oběhové, novotvary atd.) a je určeno velkým písmenem latinské abecedy (A-Z). Za písmenem následuje dvouciferné číselné označení bližšího popisu nemoci. Za tímto číslem pak následuje tečka a další číslo, které již popisuje jednu konkrétní chorobu či onemocnění. Za zmínku určitě stojí kategorie označená písmenem U, která na rozdíl od ostatních nespojuje onemocnění podobných příznaků či původu, ale slouží jako nouzová kategorie pro nově objevená onemocnění, která stále nejsou zařazena do kategorií dle metodiky MKN. Tato kategorie je nazvána „Kódy pro speciální účely“, a můžeme v ní najít například onemocnění COVID-19 a to pod kódem U07.1.

3.4 Naděje dožití

Délka života je dle Lízalové a Stolína (2014, s. 77) náhodnou veličinou. Je tedy možné, aby byla charakterizována charakteristikami z popisné statistiky. Má svůj průměr, který vyjadřuje střední délku života, medián – pravděpodobnou délku života a modus – normální délku života. Nejpoužívanějším z nich je průměr. I zde má průměr tu nevýhodu, jako každý jiný průměr, že započítává i veškeré extrémní hodnoty. Zahrnutí zemřelých v kojeneckém a všeobecně nízkém věku značně zkresluje hodnotu naděje dožití. Z důvodu velikých rozdílů se uvádí zvlášť pro muže a zvlášť pro ženy. Mühlpachr (2009, s.32) tvrdí, že ve většině vyspělého světa je naděje dožití žen vyšší než mužů. Vyjimku tvoří muslimské země a Indie, kde se hodnoty obou pohlaví vyrovnali nebo dokonce obrátily. Jako hlavní příčinu uvádí nízkou úroveň zdravotnictví a častější úmrtí žen u porodů. V rámci naděje dožití se zmiňuje naděje dožití při narození a naděje dožití v přesném věku. Klufová a Poláková (2010 s. 84) uvádí jako faktory působící na naději dožití například kriminalitu, úroveň zdravotnictví, životní styl (venkovský, městský) nebo vojenský stav státu.

Koschin (2000, s.44-45) tvrdí, že je střední délka života při narození ukazatel nezávislý na věkové struktuře populace. Na základě tohoto ukazatele se posuzuje, zda úroveň úmrtnosti roste nebo se naopak snižuje. Krom toho také slouží jako ukazatel úrovně života. V souvislosti s nadějí dožití při narození je třeba zmínit pojem natalitní limit, jež je její převrácenou hodnotou. Vypovídající schopnost těchto dvou ukazatelů je tedy shodná, podávají tutéž informaci.

Střední délka života v přesném věku je lehce zavádějící termín. Jedná se totiž roky života, zbývající jedinci v daném věku. Klufová a Poláková (2010, s. 84) poukazují na rostoucí tendenci hodnoty naděje dožití v souvislosti s věkem, ve kterém se počítá. Dvacetiletý muž má vyšší šanci se dožít vyššího věku než novorozenec. Jednoduše proto, že už překonal 20 let života a všechny nástrahy a rizika smrti, které se v té době mohou objevit. Stejně tak má čtyřicátník větší šanci se dožít déle než dvacátník, protože už úspěšně překonal dalších 20 let.

3.5 Praviděpodobná a normální délka života

Fiala (2005 s. 61) tvrdí: „*Praviděpodobným věkem úmrtí y_x osoby v přesném věku x rozumíme věk, jehož se osoba v přesném věku x dožije s praviděpodobností $\frac{1}{2}$, tj. věk, jehož se dožije právě polovina osob v přesném věku x (a právě polovina se jej nedožije). Jedná se o medián délky života (resp. zbývající délky života).*“ Z výše zmiňované praviděpodobnosti $\frac{1}{2}$ vyplývá, že existuje stejná šance pro dosažení daného věku jako pro jeho nedosažení. Praviděpodobnou délku života lze také interpretovat jako dobu, za jak dlouho se zredukuje populace v daném věku x o polovinu. Hodnota praviděpodobné délky života se mění v závislosti na počtu zemřelých mladých a starých lidí. Logicky bude nižší v oblastech s vyšší novorozeneckou a kojeneckou úmrtností. Dle Koschiny (2000, s. 46) se než medián délky života uvádí častěji její modus neboli normální délka života. Samotný název už napovídá, že se jedná o věk, kterého by se měli lidé normálně dožívat při absenci rušivých vlivů. Normální délka života tedy znázorňuje věk, ve kterém umírá největší počet osob. Lze říci, že jde o věk s největší hustotou zemřelých. Tento ukazatel mnohem lépe vystihuje skutečnou délku lidského života než výše zmiňovaný průměr a medián. Je to zejména proto, že ho neovlivňují extrémní hodnoty souboru. Normální délka života je na rozdíl od střední a praviděpodobné délky života v klidných dobách neovlivnitelná. Ovšem v období válek či epidemí se může vyskytnout vysoký počet úmrtí v kojeneckém nebo jiném nízkém věku a modus by se pak nacházel právě tam. Kalibová Pavlík a Vodáková (2009, s. 42) tvrdí, že je normální délka života téměř totožná pro všechny

populace. Nachází se kolem 80 let a pomalu roste. Se zlepšujícími se úmrtnostními poměry se k normální délce života přibližuje i ta průměrná.

3.6 Délka života ve zdraví

Délka života ve zdraví neboli zdravá délka života či střední délka života bez zdravotního postižení kombinuje dle Klufové a Polákové (2010, s. 97) informace o úmrtnosti a nemocnosti. Pro její výpočet je potřeba znát údaje o úmrtnosti specifické věkové skupiny a také podíl zdravých obyvatel a obyvatel ve špatném zdravotním stavu v rámci dané věkové skupiny. Dobrý zdravotní stav je takový, ve kterém se nevyskytují žádná omezení funkčních schopností ani jiná zdravotní postižení. Tento ukazatel se počítá zvlášť pro muže a zvlášť pro ženy.

Dle Klufové a Polákové (2010, s. 98) jsou ukazatele o zdraví populace stále sledovanější a nabírají na váze. Svědčí o tom i zařazení délky života ve zdraví mezi Evropské strukturální ukazatele. Ukazatele o zdraví populace jsou vhodné pro porovnávání úrovní zdraví napříč populacemi, oceňování příspěvků jednotlivých rizikových faktorů ke zdraví. Dávají podklady zdravotní politice, na jejichž základě lze určit priority a rozhodovat o dalších postupech. Lze je také využít jako hodnocení výkonosti zdravotnického systému.

Dle ÚZIS (ÚZIS₅, 2009) se střední délka života ve zdraví v rámci EU označuje jako Healthy life years (HLY), v překladu to znamená roky zdravého života. HLY se řadí mezi strukturální ukazatele a je podkladem pro hodnocení plnění cílů Lisabonské strategie. Je také považován klíčovým ukazatelem strategie Evropské komise Together for Health: A Strategic Approach for the EU 2008 - 2013, jež byla schválena v říjnu 2007.

Pro správu, zpracování a publikaci dat v souvislosti se zdravím obyvatel EU byla založena skupina European Health Expectancy Monitoring Unit (EHEMU).

Klufová a Poláková (2010, s 98-99) člení ukazatele délky života podle zdraví do dvou skupin, a sice do rezerv ve zdraví, vyjadřující rozdíl mezi normou zdraví (vytyčeným cílem) a skutečným zdravotním stavem populace a do délky života podle zdraví, jež popisuje průměrnou dobu dožití osoby v určitém věku a v určitém zdravotním stavu. Do druhé skupiny patří například střední délka života očištěná od rozdílných úrovní zdravotních stavů (Health-Adjusted Life Expectancies – HALE). Jedná se o součet délek života v různých zdravotních stavech. Každému takovému stavu je přiřazena váha v intervalu od 0 do 1 vzhledem k ideálnímu. Výsledná hodnota je ekvivalentem doby života v úplném zdraví.

Úřad národní rozpočtové rady (2019) uvádí jednotlivé ukazatele délky života ve zdraví jako kritéria pro určování důchodového věku v ČR. Ačkoliv naděje dožití roste, délka zdravého

života se příliš nemění. Z tohoto důvodu bylo rozhodnuto ponechat věkovou hranici pro přechod do důchodu na 65 letech. Což je také dle zákona věkový strop pro odchod do důchodu.

Úřad národní rozpočtové rady (2019) poukazuje na fakt, že při výpočtech ukazatelů délky života ve zdraví se kombinují demografická data s daty, získanými z dotazníkových šetření, ve kterých se může promítat jistá míra optimismu nebo pesimismu jednotlivých respondentů. Z tohoto důvodu jsou tyto ukazatele do jisté míry subjektivní. Podstatné tedy nejsou jejich absolutní hodnoty jako takové, ale spíše vývoj v čase a srovnání s dalšími ukazateli, jako je například střední délka života apod.

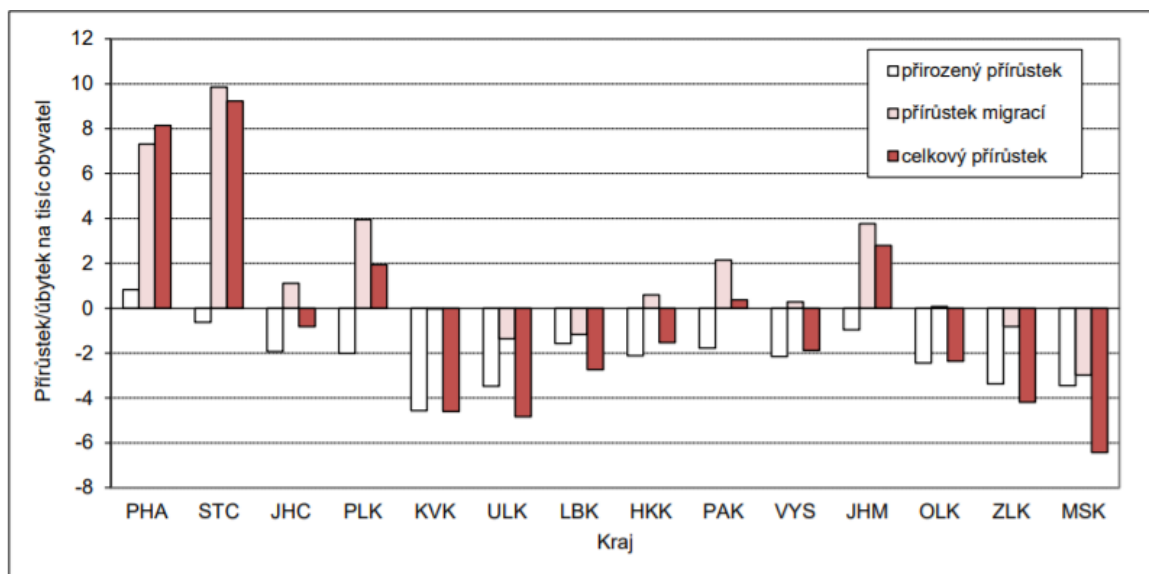
3.7 Demografická charakteristika krajů ČR

3.7.1 Počet obyvatel a věková struktura

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) počet obyvatel v ČR dlouhodobě roste. Během roku 2020 to bylo o 7838. Napříč kraji se však vývoj počtu obyvatel liší. Pouze 5 krajů ze 14 zaznamenalo nárůst počtu obyvatel. Naopak u 9 krajů počet obyvatel klesl. Nejpočetnějšími kraji jsou Praha a Středočeský kraj, jež mají oba přes 1,3 milionu obyvatel. Nejméně obyvatel ČR má naopak bydliště v Karlovarském kraji. Vývoj počtu obyvatel v jednotlivých krajích od roku 2011 je vidět v příloze č. 1. Celkem 4 kraje mají více než 1 milion obyvatel. Kromě Prahy a Středočeského kraje je to ještě Jihomoravský a Moravskoslezský. Dohromady tyto kraje obsahují skoro polovinu veškerého obyvatelstva ČR. Jen Praha se Středočeským krajem čtvrtinu.

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) existují v České republice kraje, které o své obyvatele každoročně přicházejí. Jedná se o Karlovarský, Moravskoslezský, Olomoucký, Ústecký a zlínský kraj. V roce 2020 se k nim přidaly ještě kraje Liberecký a Jihočeský, které do té doby patřily mezi populačně ziskové. Nejvyšší pokles (6,4 %) byl zaznamenán v Moravskoslezském kraji. Nejvýraznější růst počtu obyvatel byl zaznamenán ve Středočeském kraji (9,2 %) a Praze (8,1 %). Na vývoji počtu obyvatel se podílejí 2 složky, a sice přirozená měna a migrace. Přirozená měna je určována rozdílem mezi narozenými a zemřelými, migrace pak mezi přistěhovalými a vystěhovalými. Obě tyto složky měly v roce 2020 kladnou hodnotou pouze v Praze (viz graf č. 1). O kladné hodnoty celkového přírůstku v ostatních ziskových krajích se zasloužilo kladné migrační saldo. Příčinu záporných hodnot přirozené měny v roce 2020 lze spatřovat ve zvýšené úmrtnosti v souvislosti s epidemií onemocnění Covid – 19. Přírůstky a úbytky obyvatel v krajích jsou znázorněny v grafu č. 1.

Graf 1: Přírůstek/úbytek obyvatel v krajích ČR (na tis. obyv. kraje) dle jednotlivých složek měny v roce 2020

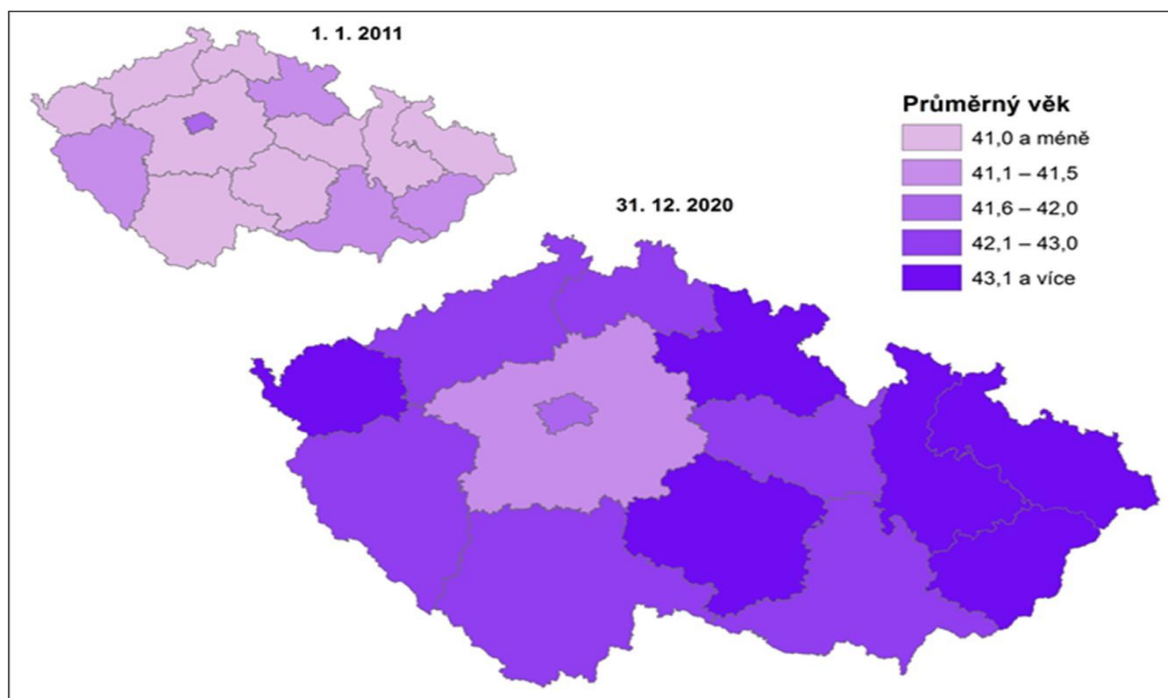


Zdroj: ČSÚ₁; 2021

ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) tvrdí: „Základní věková struktura rozděluje populaci na tři hlavní skupiny (0–14, 15–64 a 65+ let) se v jednotlivých krajích v období 2011–2020 vyvíjela homogenně. Podíl osob v produktivním věku 15–64 let pravidelně ve všech krajích klesal, naopak podíly osob v nejmladší věkové skupině 0–14 let a ve skupině seniorů ve věku 65 a více let se prakticky každoročně zvyšovaly.“ Příspěvky jednotlivých věkových skupin na počtu obyvatel v jednotlivých krajích v roce 2020 jsou k vidění v příloze č. 2.

Obyvatelstvo je v průměru nejmladší ve Středočeském kraji (41,4 let). Nejvyšší průměrný věk mají obyvatelé Královéhradeckého a zlínského kraje (43,4 let). Zpočátku druhého desetiletí 21. století se mezi nejstarší kraje vedle Královéhradeckého řadila Praha. V průběhu dekády se z ní však stal druhý nejmladší kraj (po Středočeském). Úplně opačně se vyvíjel průměrný věk v Karlovarském kraji, který se ze čtvrtého nejmladšího kraje v roce 2011 dostal na třetí nejstarší kraj v roce 2020. Srovnání věkové struktury v krajích ČR mezi roky 2011 a 2020 je k vidění v grafu č. 2.

Graf 2: Porovnání průměrného věku obyvatel krajů ČR v roce 2011 (k 1.1.) a 2020 (k 31.12.)



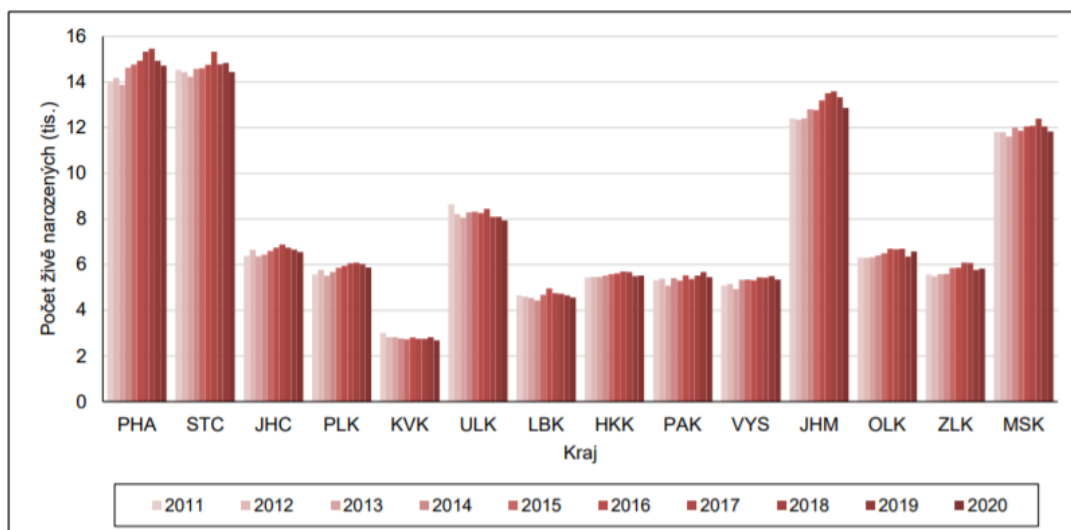
Zdroj: ČSÚ₁; 2021

3.7.2 Porodnost

ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) poukazuje na fakt, že i když se porodnost postupně snižuje, plodnost žen se stále drží na stejné úrovni. V roce 2020 to bylo podobně jako v roce předešlém 1,51-1,8 dítěte na ženu. Nejnižší plodnost mají ženy v Praze. Naproti tomu nejplodnější byly v roce 2020 ženy z Vysočiny. Němečková (2021, s. 16) zdůrazňuje, že současná úroveň plodnosti není dostačující k zachování přirozené reprodukce populace ČR. Zároveň také zmiňuje zvýšení průměrného věku matek při narození potomka (v roce 2020 to bylo 30,2 roku) a také vyšší podíl dětí, které se nenarodily manželským párům (mezi lety 2016 a 2020 činily nemanželské děti 48-49 % všech narozených).

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) počet živě narozených dětí v ČR klesá. V roce 2020 to bylo 110,2 tisíce dětí. Klesající trend za poslední 3 roky je patrný u většiny krajů (viz graf č. 3) Nejvyšší relativní úbytek (5 %) byl zaznamenán v Karlovarském kraji. Absolutní pak v Jihomoravském (469). Pouze 3 kraje vykazují meziroční nárůst živě narozených. Jsou jimi Královéhradecký, Olomoucký a Zlínský kraj. Posledních 5 let se nejvíce dětí rodí v Praze. Dříve se na prvním místě umísťoval Středočeský kraj. Dlouhodobě je třetím nejplodnějším krajem ten Jihomoravský.

Graf 3: Počty živě narozených dětí v krajích ČR v letech 2011-2020

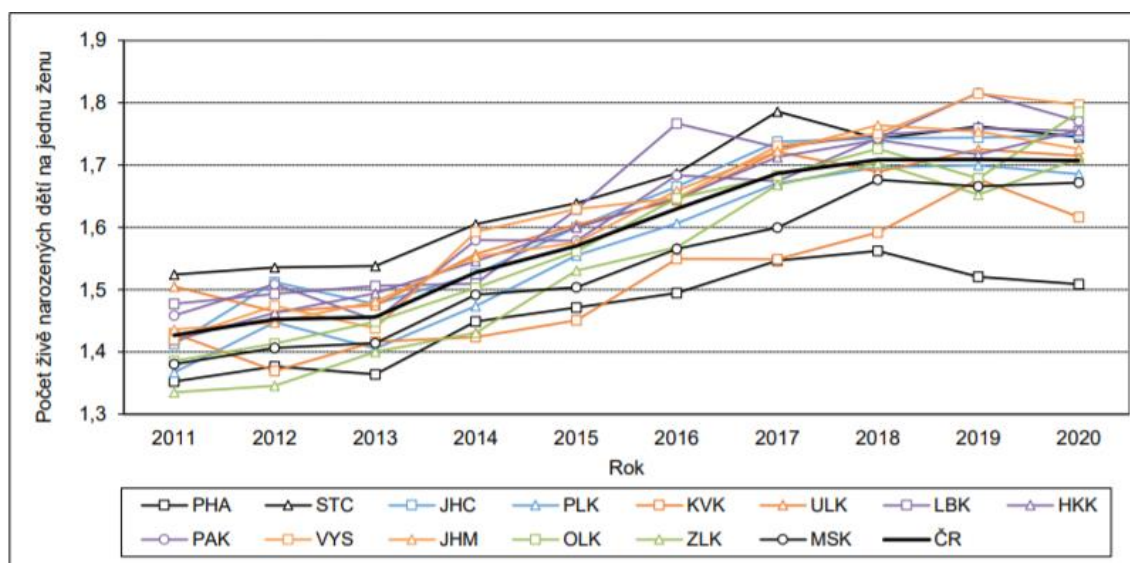


Zdroj: ČSÚ₁; 2021

Mrtvorozenost v ČR se podle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) dlouhodobě pohybuje na nízké úrovni. V roce 2020 se u nás v mrtvě narodilo 431 dětí (3,9 ‰). Jedná se o nejvyšší hodnotu od roku 2013 (dřívější roky nelze z důvodu jiné metodiky srovnávat). Od roku 2013 se v průměru mrtvě narodí 3,6 ‰ dětí. Minimum za dané období bylo 3,3 ‰. Na krajské úrovni mrtvorozenost mnohem více kolísá, mezi 2 a 7 procenty. Je to zapříčiněno menším počtem událostí. V roce 2020 byla zaznamenána nejvyšší hodnota (6,7 ‰) v Ústeckém kraji. Nejnižší v Karlovarském (2,2 ‰).

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) intenzita plodnosti v ČR dlouhodobě roste, avšak již 3 roky se drží na úrovni 1,71. Vývoj plodnosti, zaznamenaný v grafu č. 4 nebyl napříč kraji zdaleka tak plynulý, nicméně ho za poslední dekádu lze stále označit za rostoucí. U většiny krajů se stoupající tendence zastavila v roce 2019. Výjimku tvoří kraje Jihočeský, Zlínský, Královéhradecký a Olomoucký, kde byla nejvyšší intenzita plodnosti v roce 2020. Právě v Olomouckém kraji byl zaznamenán nejvyšší meziroční nárůst (0,11 dítěte na jednu ženu).

Graf 4: Úhrnná plodnost žen v krajích ČR v letech 2011-2020



Zdroj: ČSÚ; 2021

3.7.3 Migrace

ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) vysvětluje celkovou migraci jako působení dvou jevů. Vnitřní a zahraniční migrace. Tyto jevy mohou působit stejným směrem sčítat se nebo směrem opačným a vzájemně se vyrovnávat. Na úrovni menších územních celků s málo početnými populacemi může migrační saldo značně kolísat. Za takovými výkyvy ve statistikách může i v případě větších a početnějších územních celků stát řada vnějších vlivů. V roce 2020 v České republice to byla například novela zákona o pobytu cizinců nebo protiepidemická opatření v souvislosti se epidemií Covidu-19. Zmiňovaná novela nejvíce zasáhla Moravskoslezský kraj. Všeobecně má větší váhu migrace zahraniční. V počtu přistěhovalců ze zahraničí jednoznačně dominuje Praha. Z pohledu migrace je velmi specifický Středočeský kraj, kde se více projevuje vnitřní migrace. Zejména pak počet osob stěhujících se z Prahy.

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) bylo v roce 2020 migračně ziskových 9 ze 14 krajů ČR. Ve srovnání s lety minulými jde o nižší počet. V roce 2018 bylo kladné migrační saldo v 11 krajích ze 14 a v roce 2019 dokonce ve všech, kromě Moravskoslezského. Nejvyšší přírůstek spojený se stěhováním je již dlouhodobě ve Středočeském kraji a Praze. S odstupem pak následuje kraj Plzeňský. Největší odliv obyvatel je naopak zaznamenáván v Ústeckém, Libereckém a Zlínském kraji. Mezi roky 2019 a 2020 kleslo migrační saldo všude, kromě Jihomoravského kraje, kde byl přírůstek stěhováním o 1,3 tis. vyšší. Vývoj migrace v jednotlivých krajích v absolutním i relativním vyjádření od roku 2011 je k vidění v příloze č. 3. Celkem ve čtyřech krajích byl v roce 2020 kladný přírůstek migrací vnitřní i zahraniční. Jsou jimi Středočeský,

Plzeňský, Jihomoravský a Jihočeský. Na opačné straně je kraj Moravskoslezský. U všech ostatních se krajů se směr obou prvků lišil. Zahraniční migrace počet obyvatel zvyšovala, vnitřní naopak snižovala.

3.7.4 Sňatečnost a rozvodovost

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) se v roce 2020 na sňatečnosti, podobně jako na migraci podepsala protiepidemická opatření, která, krom jiného, omezovala počet svatbních hostů. Zejména v březnu a dubnu, kdy byla opatření nejtvrďší byl pokles výrazný a tyto měsíce byly z toho důvodu na svatby nejhudší. Nejvíce sňatků pak bylo uzavřeno v srpnu. Počet svateb není během kalendářního roku rovnoměrně rozložen. Nejoblíbenější dobou pro uzavření manželství je červen až září. Naopak nejméně sňatků je s výjimkou roku 2020 uzavíráno v období od prosince do února. Sezónnost je zde patrná, nicméně na úrovni krajů se něja zvlášť neliší. Němečková (2021, s. 21-22) ve své prezentaci tvrdí, že na počet svateb má vliv také atraktivní datum. Bylo to například 1.1.1991, 7.7.2007 nebo 29. únor na přestupní rok. Konkrétně v únoru 2020 byl zaznamenán dvojnásobný počet svateb než v předešlém roce. Podepsala se na tom atraktivní data soboty 22.2. a 29.2. a také čtvrtek 20.2. Rozložení sňatků v kalendářním roce je k nahlédnutí v příloze č. 4.

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) ve všech krajích měly počty sňatků od roku 2013 (v Libereckém 2014) stoupající tendenci až do roku 2019. V následujícím roce však všechny kraje zaznamenaly pokles. Nejvýraznější byl v Karlovarském kraji (23 %), v Praze a Královéhradeckém kraji (20 %). V případě Královéhradeckého kraje se jedná o historické minimum od roku 2000 (současná podoba krajů). Nejnižší pokles zaznamenal Zlínský (13 %), Pardubický a Jihomoravský kraj (14 %).

Dle ČSÚ (ČSÚ₁, 2021) je rozvodovost oproti sňatečnosti v průběhu kalendářního roku mnohem rovnoměrněji rozložena. V roce 2020 k tomu navíc přispěla protiepidemická opatření. V poslední dekádě byl zaznamenán klesající trend v rozvodovosti, výjimku tvoří jen Liberecký kraj a Vysočina, kde se míra rozvodovosti drží na podobných hodnotách (viz příloha 5). V roce 2020 byl počet rozvodů za poslední desetiletí ve všech krajích vůbec nejnižší. Od roku 2011 byl největší pokles v počtu rozvodů (31-32 %) zaznamenán v Moravskoslezském, Karlovarském, Olomouckém, Plzeňském a Jihočeském kraji. Nejmenší pokles (6 %) byl zaznamenán v kraji Středočeském. Podíl rozvodů druhého a vyššího řádu se napříč kraji pohyboval mezi sedminou až čtvrtinou celkového počtu. V roce 2020 dochází k rozvodu průměrně po 13,7 letech manželství.

4 Vlastní práce

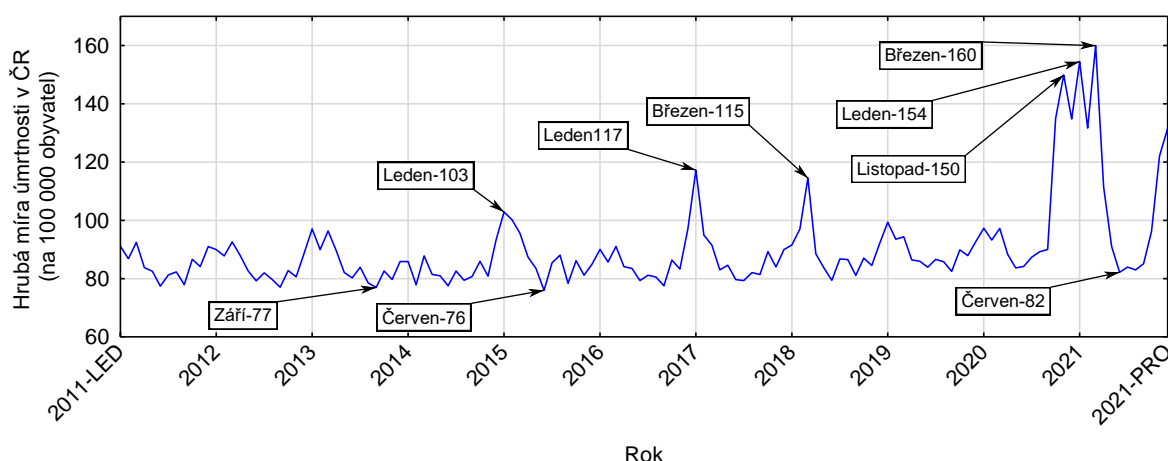
4.1 Analýza úmrtnosti v České republice a Evropské unii

4.1.1 Analýza úmrtnosti v České republice v letech 2011 až 2021

Ukazatelem úmrtnosti, který je analyzován pro celou Českou republiku, je hrubá míra úmrtnosti. Předmětem statistické analýzy jsou měsíční časové řady, přičemž hodnoty hrubé míry úmrtnosti byly vypočteny jako podíl počtu zemřelých za jednotlivé měsíce a příslušného středního stavu obyvatelstva.

Minimum hrubé míry úmrtnosti (76 osob na 100 tis. obyvatel) bylo na území České republiky zaznamenáno v červnu roku 2015 (viz graf č. 5). Od ledna téhož roku hrubá míra úmrtnosti kontinuálně klesala a během tohoto pětiměsíčního období poklesla celkem o 27 osob na 100 tis. obyvatel. Nejnižší hodnoty úmrtnosti v ČR byly pravidelně vykázány v měsících červnu a září. Nejvyšších hodnot naopak dosahovala v lednu a březnu (viz graf č. 5). Od května do listopadu roku 2020 byl v Česku zaznamenán nejvyšší nárůst hodnot hrubé míry úmrtnosti. Během šesti měsíců vzrostla o 66 osob. Důvodem takto výrazného nárůstu je propuknutí epidemie onemocnění Covid-19. Podobné hodnoty vykazovala úmrtnost v ČR až do března roku 2021, kdy dosáhla svého maxima (160 osob na 100 tis. obyvatel). Od tohoto bodu byl zaznamenán nejvyšší souvislý pokles, který trval do června téhož roku a činil 78 osob na 100 tis. obyvatel.

Graf 5: Vývoj hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 2011 až 2021

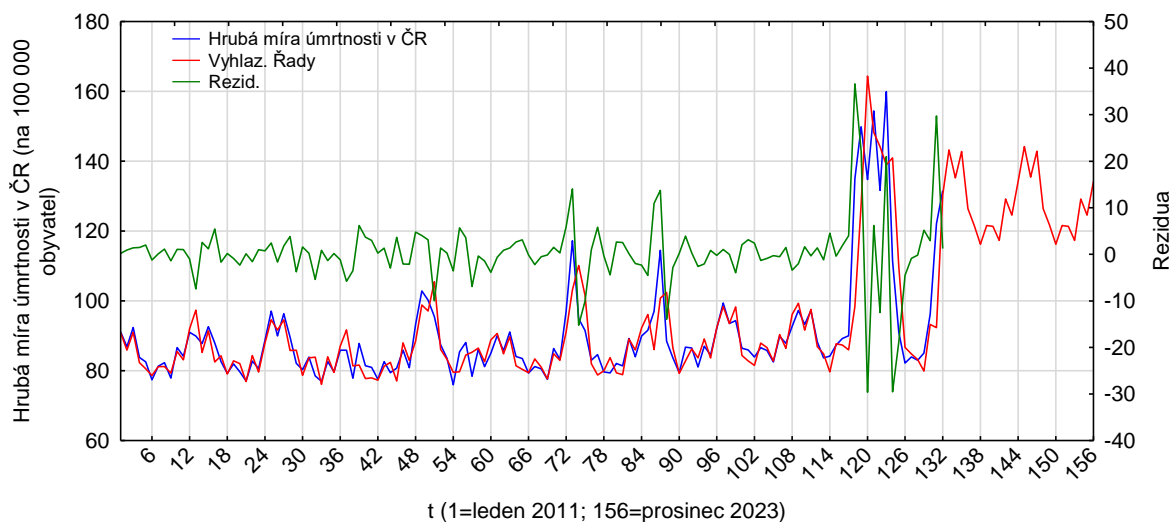


Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Vývoj hrubé míry úmrtnosti v Česku byl predikován pomocí adaptivního modelu časových řad. Na základě nejnižší hodnoty MAPE = 4,07 % (viz příloha č. 24) byl zvolen

multiplikativní model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,500$; $\delta = 0,100$; $\varphi = 0,300$. V časové řadě bylo kromě tlumeného trendu prokázáno také sezónní kolísání. Sezónní indexy pro jednotlivé měsíce jsou společně s prognózami pro roky 2022 a 2023 zaznamenány v tabulce č. 3.

Graf 6: Model exponenciálního vrovnnání hodnot hrubé míry úmrtnosti v ČR v letech 2011-2021 a prognóza budoucího vývoje (tlumený trend; $\alpha = 0,500$; $\delta = 0,100$; $\varphi = 0,300$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Tabulka 3: Prognóza vývoje hrubé míry úmrtnosti pro roky 2022-2023 a sezónní indexy

	2022	2023	S_{ij}
Leden	143,26	144,20	112,73
Únor	135,21	135,48	106,22
Březen	142,77	142,85	111,34
Duben	126,41	126,43	99,22
Květen	121,68	121,69	95,42
Červen	116,24	116,24	90,94
Červenec	121,59	121,59	95,07
Srpen	121,36	121,36	95,02
Září	117,32	117,32	91,64
Říjen	129,19	129,19	100,39
Listopad	124,59	124,59	96,48
Prosinec	134,21	134,21	105,53

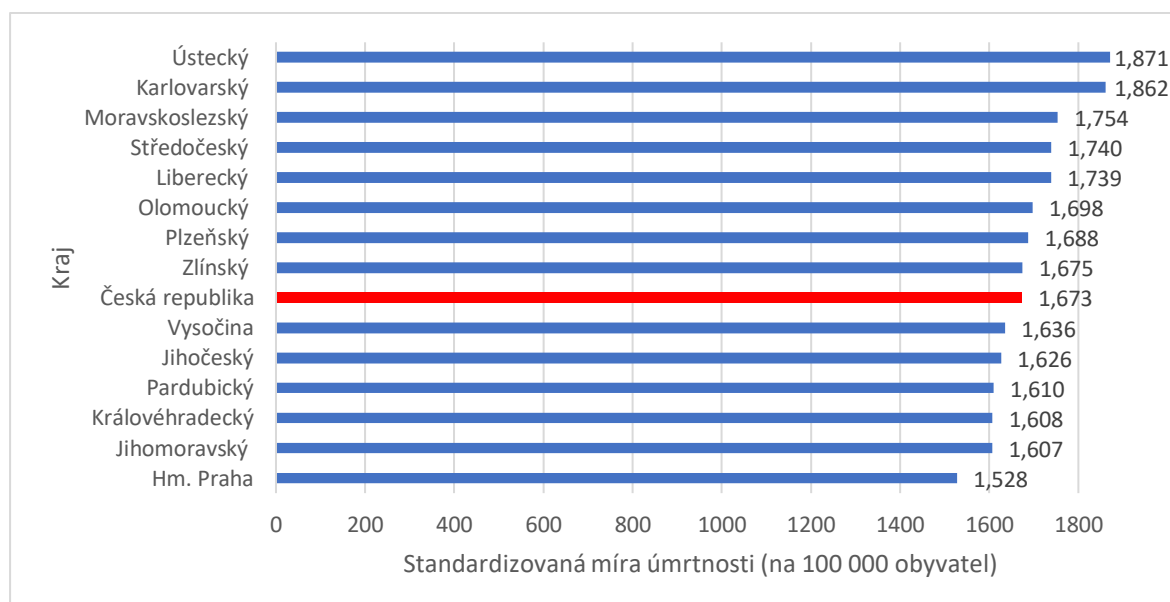
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

4.1.1.1 Regionální pohled na úmrtnost v České republice v letech 2000 až 2021

Ukazatelem úmrtnosti, který je analyzován na krajské úrovni, je standardizovaná míra úmrtnosti mezi roky 2000 až 2021. Na počátku sledovaného období vykazovaly nejvyšší hodnoty standardizované míry úmrtnosti kraje ze západu Čech. Pouze v Ústeckém a Karlovarském kraji přesáhla standardizovaná míra úmrtnosti hranici 1800 osob na 100 tis.

obyvatel (viz graf č. 7). Celkem osm ze čtrnácti krajů České republiky vykázalo v roce 2000 standardizovanou míru úmrtnosti v rozmezí mezi 1600 až 1700 osob na 100 tis. obyvatel. Průměrná úmrtnost pro celé Česko byla v tomto roce 1673 osob na 100 tis. obyvatel, přičemž celkem osm krajů vykázalo hodnoty vyšší, než byl celorepublikový průměr. Hodnoty úmrtnosti ve zbylých šesti krajích pak byly ve srovnání s celou republikou podprůměrné. Vůbec nejnižší hodnota standardizované míry úmrtnosti byla zaznamenána v hlavním městě ČR. V porovnání s Jihomoravským krajem, ve kterém byla zaznamenána druhá nejnižší standardizovaná míra úmrtnosti, byla úmrtnost v Praze o 79 osob na 100 tis. obyvatel nižší. Rozdíl mezi kraji s nejvyšší a nejnižší mírou úmrtnosti, tedy mezi Ústeckým krajem a Prahou, činil 343 osob na 100 tis. obyvatel.

Graf 7: Srovnání krajů ČR z hlediska standardizované míry úmrtnosti v roce 2000

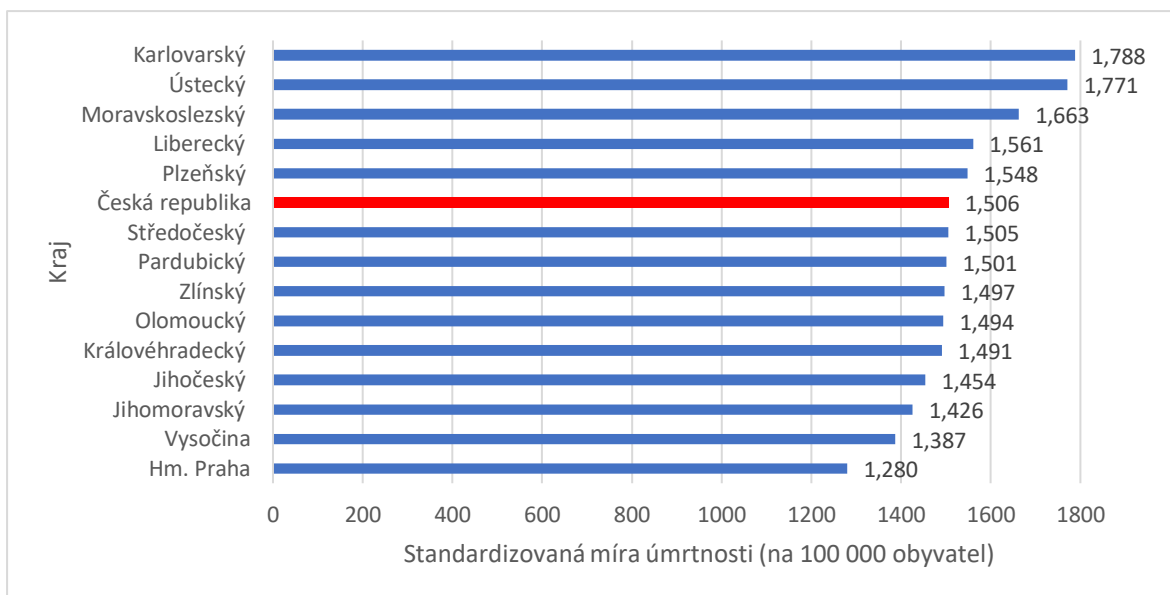


Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Při pohledu na grafy č. 7 a 8 jsou patrné změny v uspořádání jednotlivých krajů z hlediska standardizované míry úmrtnosti. Devět krajů vykázalo v roce 2021 hodnotu standardizované míry úmrtnosti nižší, než byl celorepublikový průměr. Během dvaadvacetiletého referenčního období se ke krajům, které vykazovaly podprůměrné hodnoty již v roce 2000 přidaly ještě kraje Středočeský, Zlínský a Olomoucký. Nejnižší standardizovaná míra úmrtnosti byla opět zaznamenána v hlavním městě České republiky. Druhá nejnižší hodnota byla zaznamenána v kraji Vysočina. Z hlediska pořadí krajů se Vysočina posunula celkem o čtyři místa. Rozdíl mezi kraji s nejnižší mírou úmrtnosti činil v roce 2021 93 osob na 100 tis. obyvatel. Nejvyšší hodnoty standardizované míry úmrtnosti opět vykázaly západočeské

kraje. Krajem s vůbec nejvyšší mírou úmrtnosti (1788 osob na 100 tis. obyvatel) byl v roce 2021 kraj Karlovarský. V Ústeckém kraji byla zaznamenána hodnota o 17 osob nižší. Třetí v pořadí, Moravskoslezský kraj, již vykázal hodnotu o více než 100 osob a další Liberecký kraj o dalších více než 100 osob na 100 tis. obyvatel nižší. Rozdíl mezi Prahou a Karlovarským krajem činil v posledním sledovaném roce 508 osob na 100 tis. obyvatel. Rozdíl mezi kraji s nejvyšší a nejnižší mírou úmrtnosti vzrostl během dvaadvaceti let o 165 osob na 100 tis. obyvatel.

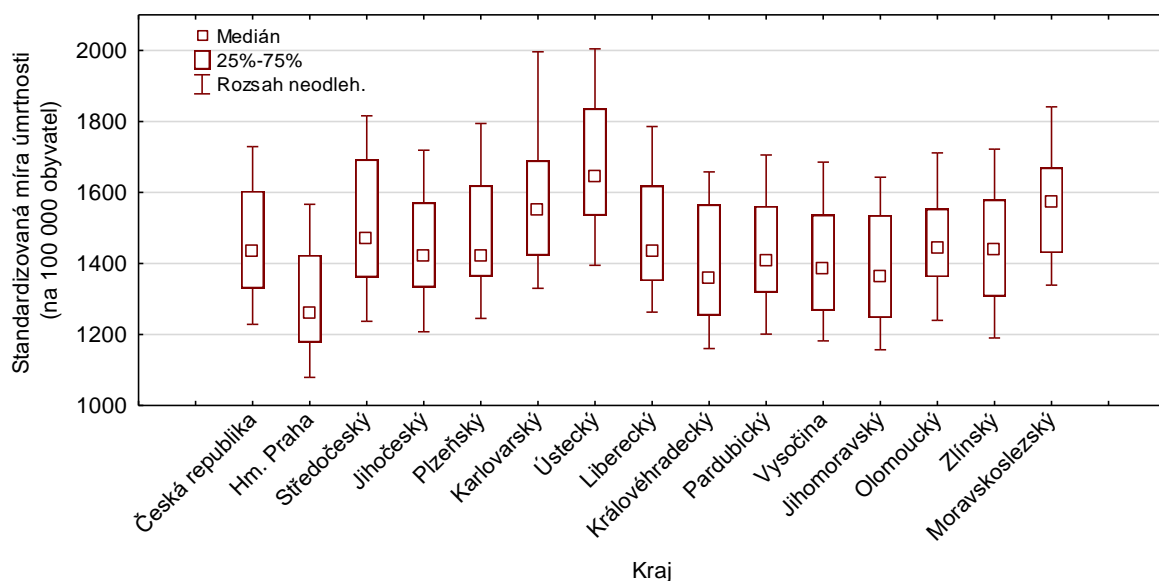
Graf 8: Srovnání krajů ČR z hlediska standardizované míry úmrtnosti v roce 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Krabicový graf (viz graf č. 9) neodhalil v žádné z časových řad ani jednu odlehlou či extrémní hodnotu. Při pohledu na jednotlivé boxploty jsou viditelné jisté podobnosti a odlišnosti mezi nimi. Krabicový graf pro Prahu je posazen níže. Naopak boxplot pro Ústecký kraj výše než boxploty zbylých krajů. Zda se jedná o statisticky významné rozdíly, bude zjištěno pomocí analýzy rozptylu (ANOVy).

Graf 9: Boxplot standardizované míry úmrtnosti krajů v letech 2000 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

ANOVA má jakožto parametrický test jisté předpoklady, které je třeba splnit. Data vstupující do analýzy musí být z normálního rozdělení. Normalita rozdělení byla testována Shapiro-Wilkovým testem. Pro všechny kraje vyšla p-hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$ (viz příloha č. 25). Normalita rozdělení byla tedy prokázána. Výjimku tvoří Liberecký kraj, kde byla p-hodnota spočtena na 0,0486. Jelikož je ANOVA robustní statistickou metodou, dokáže si s takovým porušením předpokladu poradit. Dalším předpokladem je homoskedasticita neboli homogenita rozptylů. Homoskedasticita byla testována Levenovým testem a opět byla na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ potvrzena (viz příloha č. 25).

Po ověření splnění předpokladů je možné pokračovat v analýze rozptylu. Nulovou hypotézou zde bude: H_0 : *Všechny průměry jsou stejné.* Alternativní hypotézou k té nulové pak bude H_1 : *Alespoň dva průměry se od sebe liší.* Na základě spočtené p-hodnoty, která vyšla menší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$ (viz příloha č. 25) byla nulová hypotéza zamítnuta ve prospěch hypotézy alternativní. To znamená, že se mezi průměry standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR nachází alespoň jeden statisticky významný rozdíl. Které kraje konkrétně se od sebe liší, bylo zjištěno s využitím Scheffého testu. S pomocí Scheffého testu byly prokázány statisticky významné rozdíly mezi Prahou a Karlovarským, Ústeckým a Moravskoslezským krajem. Dále pak mezi Ústeckým krajem a Prahou, Vysočinou, Královéhradeckým, Pardubickým, Jihomoravským krajem (viz tabulka č. 4).

Tabulka 4: Výsledky Scheffého testu (pouze kraje s prokázanými statisticky významnými rozdíly)

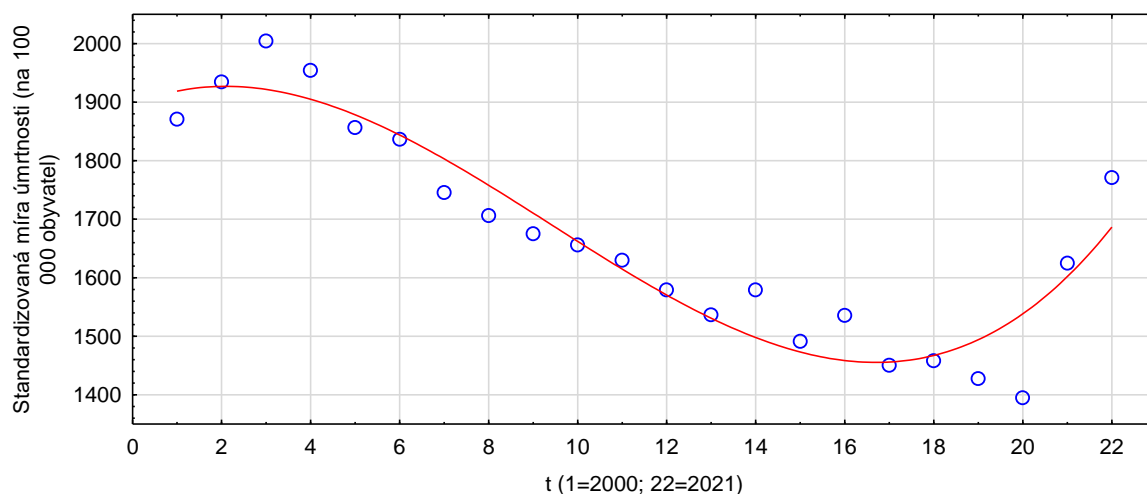
Kraj	PHA	KVK	ÚLK	HKK	PAK	VYS	JHM	MSK
PHA		0,003	0,000	0,985	0,858	0,970	0,996	0,004
KVK	0,003		0,995	0,440	0,794	0,533	0,302	1,000
ÚLK	0,000	0,995		0,006	0,042	0,010	0,002	0,990
HKK	0,985	0,440	0,006		1,000	1,000	1,000	0,513
PAK	0,858	0,794	0,042	1,000		1,000	1,000	0,846
VYS	0,970	0,533	0,010	1,000	1,000		1,000	0,607
JHM	0,996	0,302	0,002	1,000	1,000	1,000		0,366
MSK	0,004	1,000	0,990	0,513	0,846	0,607	0,366	

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Na základě výsledků analýzy rozptylu standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR byly k podrobné analýze časových řad vybrány Ústecký a Moravskoslezský kraj a Praha.

Ze tří vybraných krajů vykazuje ústecký kraj nejvyšší hodnoty standardizované míry úmrtí. Během dvaadvacetiletého sledovaného období klesla standardizovaná míra úmrtnosti pod hladinu 1400 osob na 100 tis. obyvatel pouze v období svého minima. Bylo to v roce 2019 a úmrtnost činila 1395 osob na 100 tis. obyvatel. V následujících dvou letech nastal v ústeckém kraji v souvislosti s propuknutím epidemie Covid-19 strmý nárůst úmrtnosti. Během dvou let vzrostla standardizovaná míra úmrtnosti celkem o 376 osob na 100 tis. obyvatel. Meziroční nárůst mezi roky 2019/2020 činil 16,5 %. V následujícím období pak 9 % (viz příloha č. 26). Nejvyšší hodnota standardizované míry úmrtnosti byla zaznamenána ve třetím sledovaném období. Rok 2002 je jediným rokem, kdy byla zaznamenána úmrtnost vyšší než 2000 osob na 100 tis. obyvatel. Následujících deset let po dosažení svého maxima míra úmrtnosti v Ústeckém kraji klesala. Během tohoto desetiletého období činilo průměrné tempo růstu (viz vztah č. 2.5) 97,38 %. Jinými slovy klesala úmrtnost každý rok průměrně o 2,62 %. Během celého sledovaného období klesla standardizovaná míra úmrtnosti v Ústeckém kraji o 5,34 %.

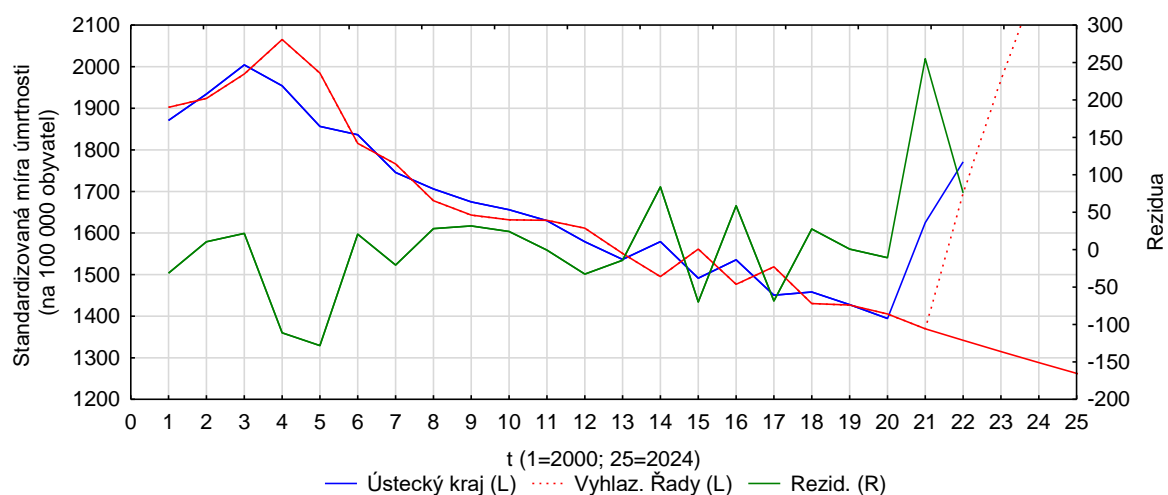
Graf 10: Vývoj standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Z matematických křivek nejlépe vystihuje vývoj hodnot standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji mezi roky 2000 až 2021 kubická parabola (viz graf č. 10). Jelikož se jedná o křivku složitější polynomní funkce (polynom třetího řádu), bylo rovnou přistoupeno k predikování budoucího vývoje pomocí adaptivního modelu časových řad. Jako nejvhodnější byl na základě nejnižší hodnoty MAPE = 3,07 % (viz vztah 2.19) (viz příloha č. 26) zvolen model exponenciálního vyrovnání s exponenciálním trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,700$ a $\gamma = 0,900$.

Graf 11: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,700$ a $\gamma = 0,900$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Na základě zvoleného modelu byly provedeny celkem dvě prognózy. Jedna, která vychází z modelu, který obsahuje všechna pozorování od roku 2000 do roku 2021 a druhá, která vychází z modelu, který obsahuje data pouze do roku 2019. V druhém případě je časová řada

ukončena v posledním roce, ve kterém se ještě na hodnotách úmrtnosti neprojevila epidemie Covidu-19. Prognóza vycházející z celé časové řady je ovlivněna nárůstem standardizované míry úmrtnosti v posledních dvou sledovaných obdobích a v nastaveném trendu pokračuje (viz graf č. 11 - přerušovaná křivka). Červená plná křivka v grafu č. 11 pak představuje prognózu na základě časové řady bez covidových let. Srovnání jednotlivých předpovědí budoucího vývoje hodnot standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji je k nahlédnutí v tabulce č. 5.

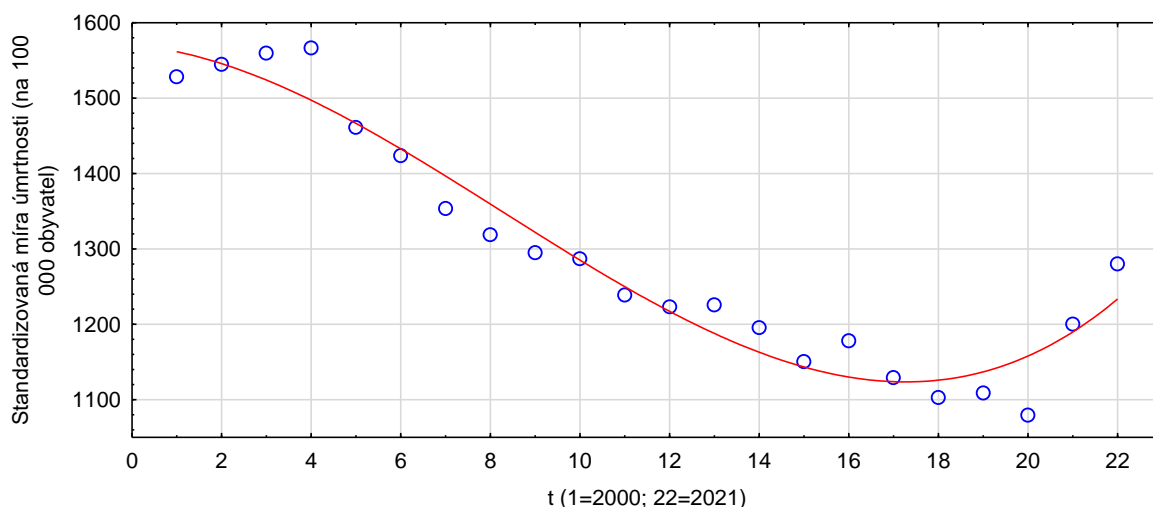
Tabulka 5: Srovnání prognóz vývoje standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji vycházejících z různých časových řad

Rok	Časová řada 2000-2019	Časová řada 2000-2021
2022	1314,95	1968,12
2023	1288,41	2215,55
2024	1262,41	2494,09

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

V hlavním městě České republiky je standardizovaná míra úmrtní dlouhodobě nejnižší v celém státě. Vůbec nejnižší hodnota byla napříč kraji zaznamenána právě v Praze. Stalo se tak v roce 2019. Jedná se o jediné období během sledovaných dvaceti dvou let, kdy klesla úmrtnost v kraji pod hladinu 1100 osob na 100 tis. obyvatel. V následujících dvou letech byl stejně jako v ústeckém kraji zaznamenán vysoký nárůst úmrtnosti, související s epidemií Covidu-19. Během těchto dvou let stoupla standardizovaná míra úmrtnosti v druhém nejlidnatějším kraji ČR o 201 osob na 100 tis. obyvatel. Meziroční nárůst mezi lety 2020 a 2021 činil 11,19 %. O rok později pak 6,66 %. Nejvyšší hodnota míry úmrtnosti (1567 osob na 100 tis. obyvatel) byla na území Prahy zaznamenána v roce 2003. Hned následující rok po dosažení svého maxima zaznamenala úmrtnost v Praze nejvyšší meziroční pokles (6,72 %). V absolutním vyjádření je to 105 osob na 100 tis. obyvatel. Pokles úmrtnosti trval ještě dalších 7 let. Mezi roky 2004 až 2012 klesla standardizovaná míra úmrtnosti v Praze o 236 osob na 100 tis. obyvatel. Průměrné tempo růstu (viz vztah 2.5) bylo v tomto období 96,96 %. Průměrně tedy klesala úmrtnost každý rok o 3,04 %. Bazický index (viz vztah 2.6) spočtený pro poslední sledované období vykazuje hodnotu 0,8376. To znamená, že během dvaadvaceti let poklesla standardizovaná míra úmrtnosti v Praze o 16,24 %.

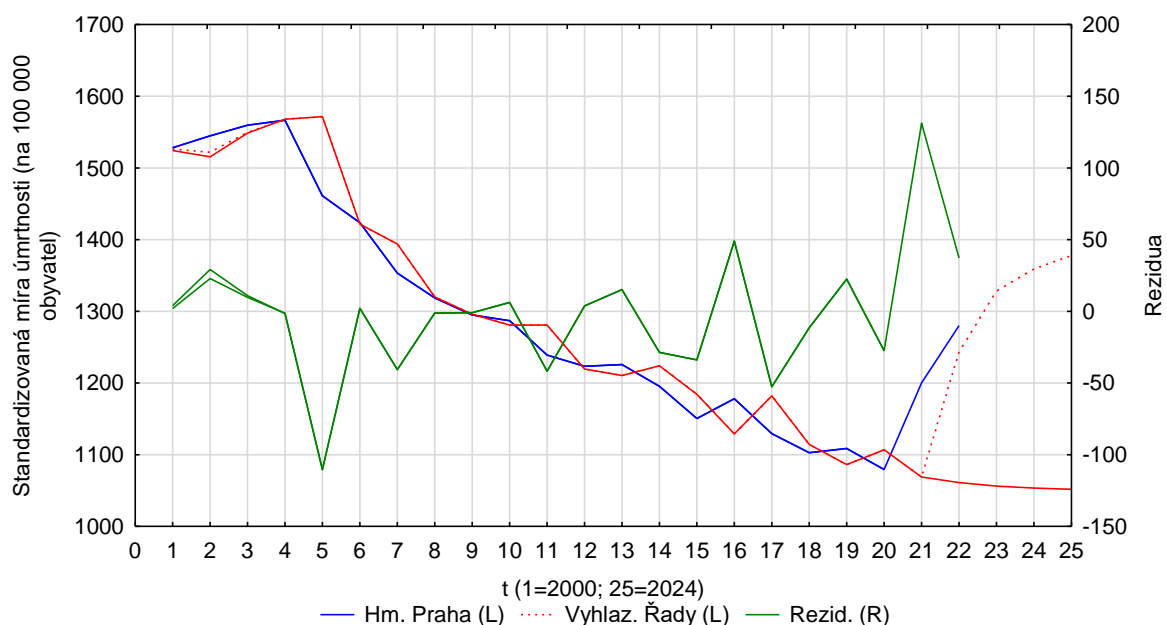
Graf 12: Vývoj standardizované míry úmrtnosti v Praze v letech 2000 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Reálné hodnoty standardizované míry úmrtnosti nejlépe prokládá křivka kubické trendové funkce (viz graf č. 12). Stejně jako v případě standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji, bude i její vývoj v Praze predikován pomocí adaptivního modelu časových řad. Kritériem k posouzení vhodnosti modelu je opět hrubá absolutní procentuální chyba. Nejnižší hodnota MAPE = 2,37 % (viz vztah č. 2.19) (viz příloha č. 27) byla spočtena pro model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,900$; $\beta = 0,900$ a $\varphi = 0,600$.

Graf 13: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Praze a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,600$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Budoucí vývoj hodnot standardizované míry úmrtnosti byl s využitím zvoleného modelu, stejně jako v případě Ústeckého kraje, předpovídán dvěma způsoby. Nejprve byla predikce provedena na základě časové řady, která zahrnovala všechna sledovaná období (viz přerušovaná křivka v grafu č. 13). V druhém případě byla časová řada o poslední dvě období zkrácena. Při pohledu na graf č. 13 je opět viditelné, jakým způsobem hodnoty z let 2020 a 2021 ovlivnily predikční model. Předpovězené hodnoty pro období 2022-2025 jsou zaneseny v tabulce č. 6.

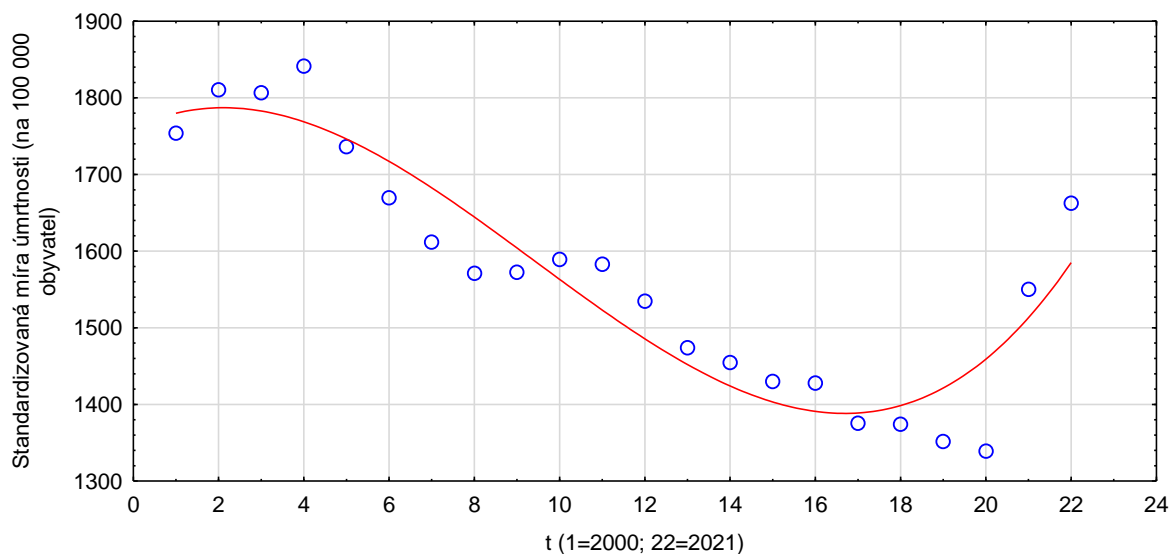
Tabulka 6: Srovnání prognóz vývoje standardizované míry úmrtnosti v Praze vycházejících z různých časových řad

Rok	Časová řada 2000-2019	Časová řada 2000-2021
2022	1056,28	1327,97
2023	1053,43	1358,93
2024	1051,72	1377,50

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Ve třetím z analyzovaných krajů bylo stejně jako v hlavním městě zaznamenáno maximum standardizované míry úmrtnosti (1841 osob na 100 tis. obyvatel) v roce 2004. A stejně tak byl i v následujícím roce zaznamenán nejvyšší pokles v rámci celého sledovaného období (5,7 %). Nejdélší kontinuální pokles byl zaznamenán mezi roky 2009 až 2019. Během této dekády klesala standardizovaná míra úmrtnosti v Moravskoslezském kraji průměrně o 1,7 % ročně a postupně klesla až na své minimum (1339 osob na 100 tis. obyvatel). V následujících letech se však na vývoji hodnot standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji projevila epidemie onemocnění Covid-19. Během dvou let vzrostla úmrtnost v kraji na 1663 osob na 100 tis. obyvatel, což je hodnota srovnatelná s rokem 2005. Právě v Moravskoslezském kraji byl nárůst úmrtnosti v souvislosti s Covidem-19 nejvyšší. Během dvou let vzrostla standardizovaná míra úmrtnosti ze svého minima o 24,18 %. V absolutním vyjádření se jedná o 324 osob na 100 tis. obyvatel. Za celé sledované období klesla standardizovaná míra úmrtnosti v Moravskoslezském kraji o 5,21 %. V době svého minima, tedy v roce 2019 činil bazický index (viz vztah 2.6) 0,76 (viz příloha č. 30).

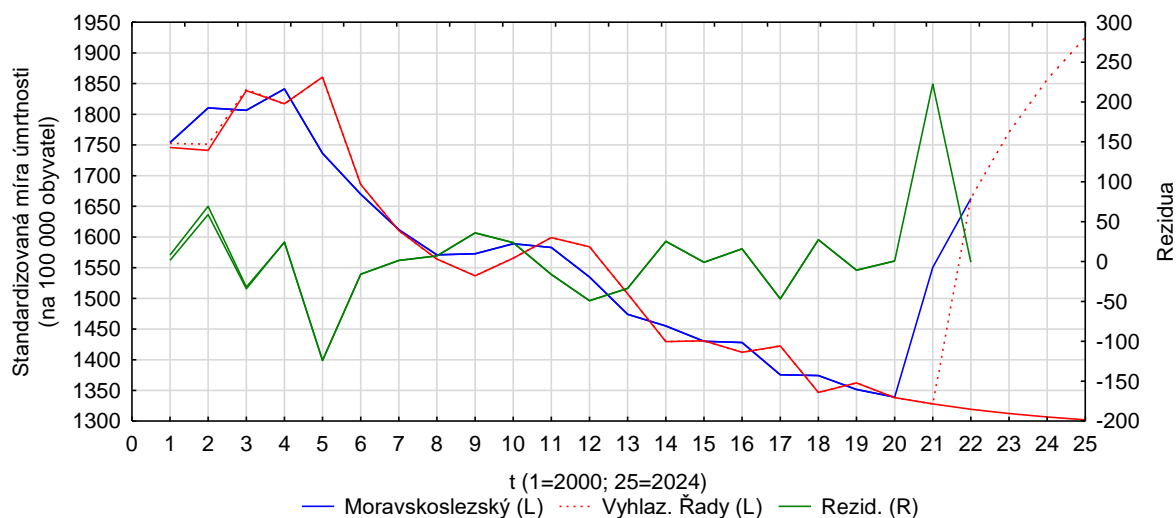
Graf 14: Vývoj standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji v letech 2000 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Budoucí vývoj standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji byl predikován pomocí adaptivního modelu časových řad. Nejnižší hodnotu MAPE = 2,23 % (viz vztah 2.19) (viz příloha č. 28) vykázal model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,800$.

Graf 15: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,800$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Předpověď budoucího vývoje hodnot standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji byla provedena dvěma způsoby. V jednom případě byla prognóza provedena na základě hodnot od roku 2000 do roku 2019 (viz graf č. 15 – plná červená křivka). V druhém případě byla časová řada ještě o dvě období delší (viz graf č. 15 – přerušovaná

červená křivka). Při pohledu na graf č. 15 je viditelný vliv hodnot úmrtnosti z let 2020 a 2021, které vychýlily dlouhodobý klesající trend. Předpovězené hodnoty standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji pro roky 2022 až 2024 jsou zaznamenány v tabulce č. 7.

Tabulka 7: Srovnání prognóz vývoje standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji vycházejících z různých časových řad

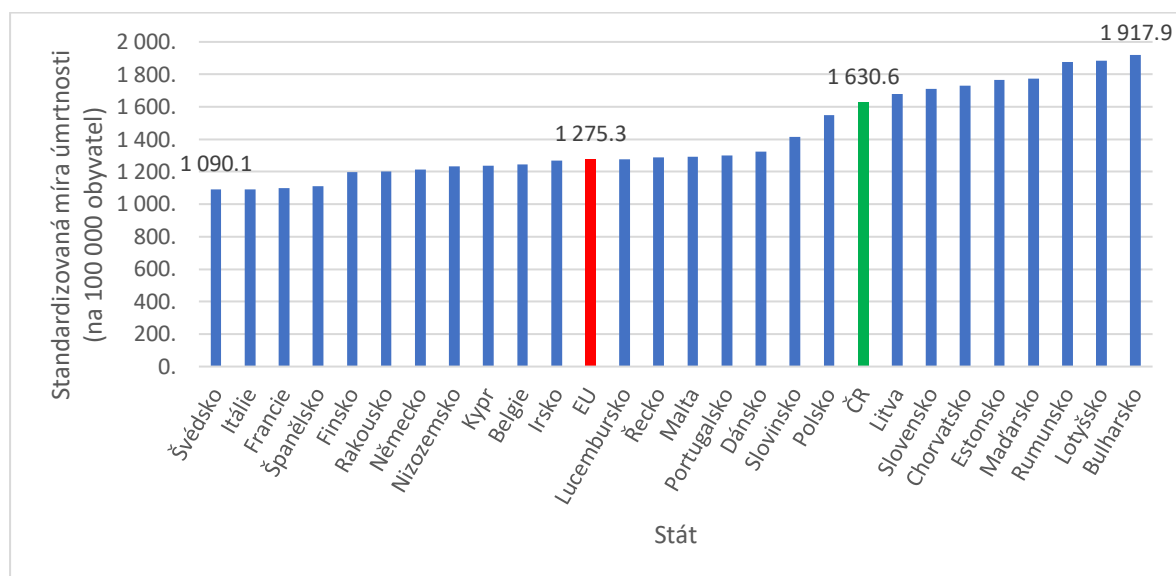
Rok	Časová řada 2000-2019	Časová řada 2000-2021
2022	1312,21	1770,58
2023	1306,60	1856,79
2024	1302,11	1925,76

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

4.1.2 Analýza úmrtnosti v Evropské unii v letech 2002 až 2019

Ukazatelem úmrtnosti, který je analyzován na území Evropské unie je standardizovaná míra úmrtnosti. Nejvyšší hodnoty standardizované míry úmrtnosti v roce 2003 vykazovaly státy z jihovýchodní Evropy a Pobaltské země. Vůbec nejvyšší míra úmrtnosti (byla ze všech členských zemí EU zaznamenána v Bulharsku. Bulharsko je také jedinou zemí, kde dosáhla standardizovaná míra úmrtnosti nad hranici 1900 osob na 100 tis. obyvatel. Česká republika zaznamenala v roce 2003 devátou nejvyšší hodnotu standardizované míry úmrtnosti v rámci celé EU. Na území celé Evropské unie byla v roce 2003 vykázána standardizovaná míra úmrtnosti 1275 osob na 100 tis. obyvatel. Celkem 16 zemí, včetně Česka, zaznamenalo hodnoty míry úmrtnosti vyšší. Zbylých jedenáct států zaznamenalo ve srovnání s celou EU podprůměrné hodnoty (viz graf č. 16). Úplně nejnižší hodnota (1090 osob na 100 tis. obyvatel) byla zaznamenána ve Švédsku. V porovnání s ČR se jedná o rozdíl 541 osob na 100 tis. obyvatel. Rozdíl mezi standardizovanou mírou úmrtnosti činil v roce 2003 v zemích s nejvyšší a nejnižší hodnotou 828 osob na 100 tis. obyvatel.

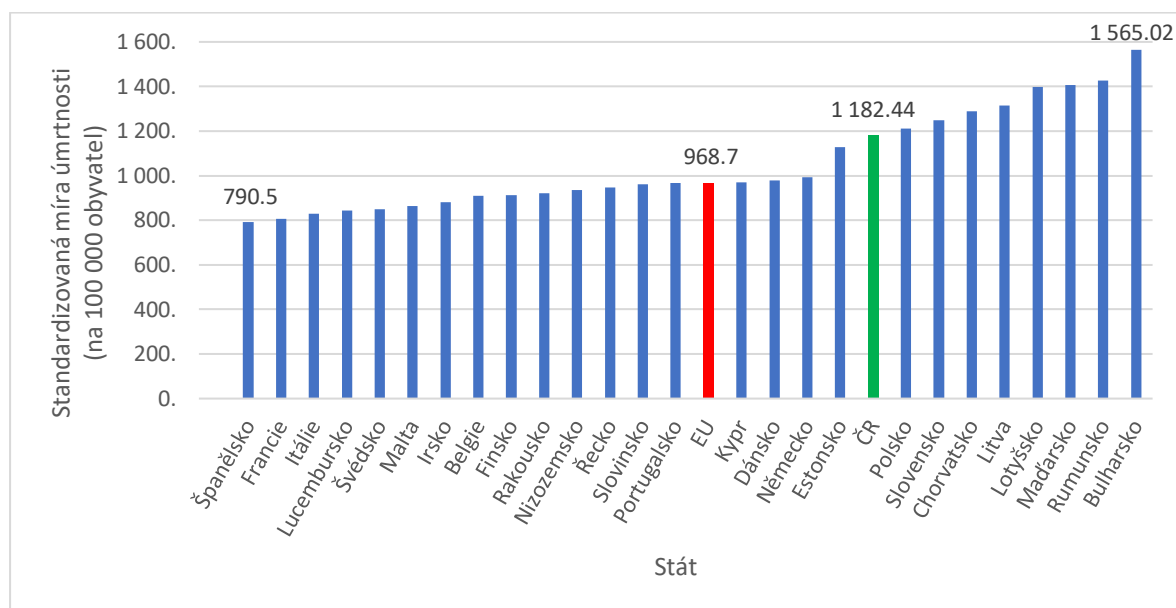
Graf 16: Srovnání členských států EU z pohledu standardizované míry úmrtnosti v roce 2003



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat, 2022

V grafu č. 17 jsou zaznamenány hodnoty standardizované míry úmrtnosti v jednotlivých členských zemích EU v roce 2019. Nejvyšší hodnoty úmrtnosti vykazovaly, stejně jako na začátku sledovaného období, země z Pobaltí a jihovýchodní Evropy. Výjimkou je Estonsko, které se během šestnácti let posunulo v pomyslném pořadí států o pět příček. O místo před Českou republiku. Nejvyšší hodnota byla opět zaznamenána v Bulharsku. Pouze zde byla vykázána hodnota standardizované míry úmrtnosti vyšší než 1500 osob na 100 tis. obyvatel. Česká republika opět zaznamenala devátou nejvyšší hodnotu standardizované míry úmrtnosti. Co se však změnilo, je rozdíl mezi úmrtností v ČR a EU. V roce 2003 byla standardizovaná míra úmrtnosti v ČR o 355 osob na 100 tis. obyvatel vyšší než v celé EU. V roce 2019 se tento rozdíl snížil o 142 osob. Při pohledu na graf č. 17 je viditelné rovnoměrné rozložení členských zemí okolo celounijního průměru. Třináct států vykázovalo nadprůměrné a čtrnáct podprůměrné hodnoty standardizované míry úmrtnosti. V roce 2019 byla nejnižší míra úmrtnosti zaznamenána na území Španělska. Španělsko je také jediným státem, kde klesla standardizovaná míra úmrtnosti pod hladinu 800 osob na 100 tis. obyvatel. Mezi roky 2003 a 2019 klesla standardizovaná míra úmrtnosti v EU z 1275 na 969 osob na 100 tis. obyvatel.

Graf 17: Srovnání členských států EU z pohledu standardizované míry úmrtnosti v roce 2019

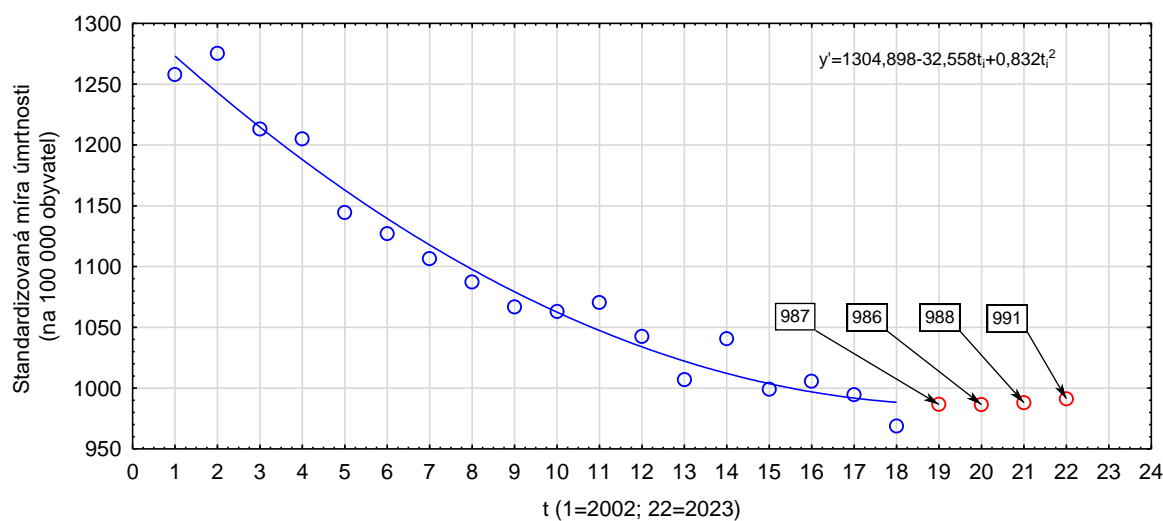


Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat, 2022

Z důvodu dostupnosti dat je standardizovaná míra úmrtnosti pro Evropskou unii analyzovaná v období mezi lety 2002 až 2019. Nejvyšší hodnota (1275 osob na 100 tis. obyvatel) byla zaznamenána ve druhém referenčním období, tedy v roce 2003. V dalších osmi letech následoval pokles celkem o 212 osob na 100 tis. obyvatel (16,64 %). Průměrné tempo růstu (viz vztah č. 2.5) bylo v těchto letech 97,75 %. V průměru tedy meziročně klesala standardizovaná míra úmrtnosti na území EU o 2,25 %. Nejnižší hodnota (969 osob) byla zaznamenána v roce 2019. Celkově v rámci celé EU poklesla standardizovaná míra úmrtnosti mezi roky 2002–2019 o 23 % (289 osob na 100 tis. obyvatel).

Vývoj standardizované míry úmrtnosti v EU mezi lety 2002 až 2019 nejlépe vystihuje kvadratická trendová funkce (viz graf č. 18), jejíž předpis vypadá následujícím způsobem: $y' = 1304,898 - 32,558t_i + 0,832t_i^2$ (viz příloha č.12). Index determinace (viz vztah č. 2.15) ($I^2 = 0,97$), vypočtený pro tento model poukazuje na jeho silnou vypovídající schopnost. Pro posouzení vhodnosti modelu k tvorbě prognóz byla spočtena relativní chyba prognózy, která vyšla 2,38 % a na jejíž základě byl zvolený model shledán vhodným k tomuto účelu. Předpověď pro následující čtyři roky je zanesena a červeně zvýrazněna v grafu č. 13. Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí, včetně intervalové, je k vidění v příloze č. 12.

Graf 18: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v EU v letech 2002-2019



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2022

4.1.2.1 Analýza standardizované míry úmrtnosti ve vybraných zemích Evropské unie v letech 1994 až 2019.

S využitím dat získaných na webu Eurostatu (viz příloha č. 2) byla provedena shluková analýza. Jako pravidlo pro slučování bylo použito úplné spojení. Míry vzdáleností jsou nestandardizované euklidovské vzdálenosti. Řez provedený na hodnotě 1000 rozdělil státy EU do 5 více homogenních skupin (viz graf č 19). Proměnné vstupující do shlukové analýzy jsou standardizovaná míra úmrtnosti, naděje dožití při narození, roky zdravého života, které zastupují charakteristiky úmrtnosti. Dále mediánový věk a index feminity, zastupující charakteristiky obyvatelstva, a nakonec počet nemocničních lůžek na 100 tisíc obyvatel a výdaje na zdravotnictví v eurech na obyvatele, charakterizující zdravotnictví v jednotlivých zemích. Z důvodu sjednocení datových podkladů vstupují do analýzy data z roku 2017. K popisu jednotlivých shluků byly využity vybrané elementární charakteristiky. Střední hodnotou byl zvolen průměr. Variabilitu pak popisují směrodatná odchylka, rozptyl a variační koeficient. Detailní výsledky charakteristik jsou zaznamenány v příloze č. 3.

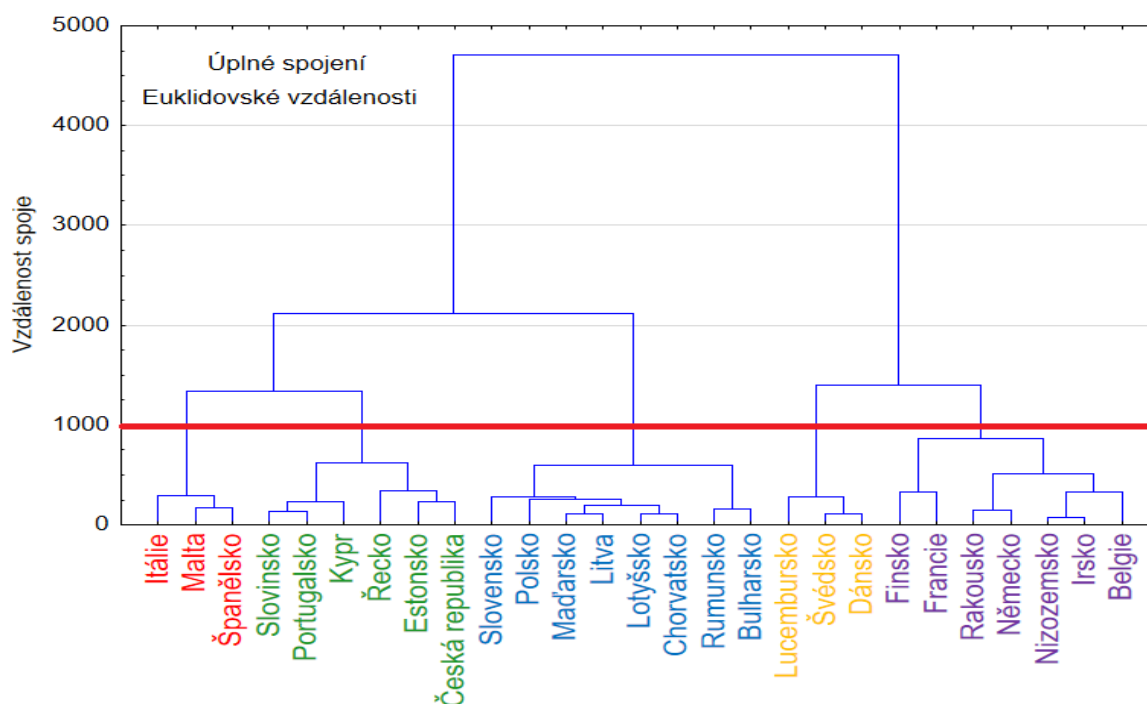
Tabulka 8: Souhrn průměrných hodnot vybraných charakteristik

Vybrané charakteristiky	Shluk č. 1	Shluk č. 2	Shluk č. 3	Shluk č. 4	Shluk č. 5
Naděje dožití při narození	83	81	76	82	82
Zdravé roky života	69	60	59	64	62
Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyv.)	872	1072	1424	938	945
Mediánový věk	43	42	42	41	42
Index feminity	103	107	109	100	103
Nemocniční lůžka na 100 000 obyv.	355	444	643	316	522
Výdaje na zdravotnictví (euro na obyv.)	2317	1476	798	5097	4208

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, Eurostat; 2021

Z tabulky č. 8 jsou patrné jisté podobnosti a odlišnosti napříč jednotlivými shluky. Například v rámci mediánového věku jsou si všechny shluky podobné. To samé platí i pro naději dožití při narození. Zde ovšem z řady vybočuje shluk č. 3 (Polsko, Litva, Chorvatsko atd.). Výraznější rozdíly jsou patrné v počtu nemocničních lůžek na 100 000 obyvatel a ve výdajích na zdravotnictví. Státy seskupené ve shluku č. 3 mají v průměru více než dvojnásobnou kapacitu nemocničních lůžek než státy ze shluku č. 4 (Lucembursko, Švédsko, Dánsko). Výdaje na zdravotnictví v zemích pátého shluku (Finsko, Irsko, Belgie atd.) jsou oproti třetímu shluku v průměru více než pětinašobné. V případě čtvrtého shluku dokonce více než šestinásobné.

Graf 19: Výsledky shlukové analýzy států EU-dendogram



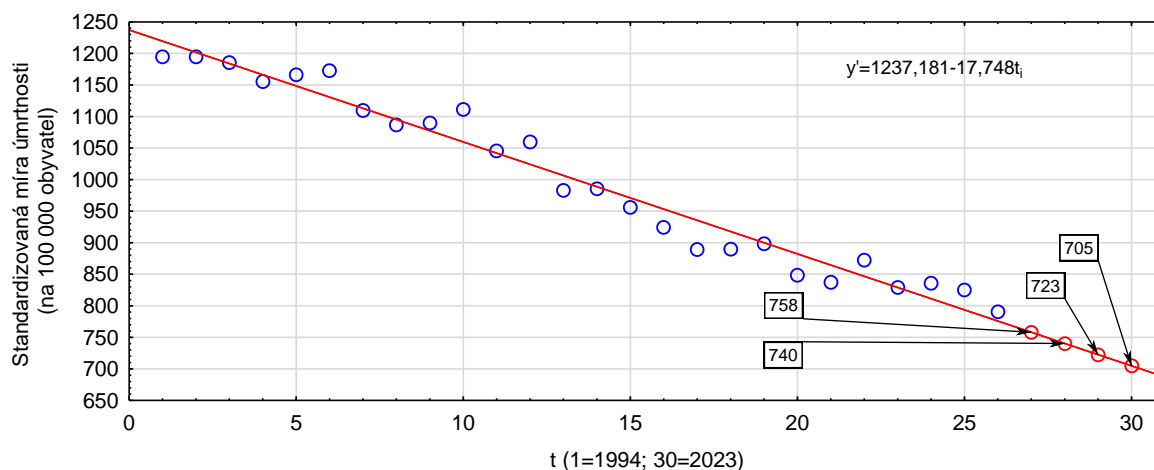
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2021

Cílem této shlukové analýzy bylo rozdělení členských zemí EU do několika skupin (shluků), ze kterých byly následně vybráni zástupci pro další analýzu. Těmito zástupci byly pro první shluk Španělsko, pro druhý Česká republika, pro třetí Maďarsko, pro čtvrtý Švédsko a pro pátý shluk Německo. U jednotlivých zástupců bude dále analyzována standardizovaná míra úmrtnosti a naděje dožití při narození.

Standardizovaná míra úmrtnosti dosáhla ve Španělsku nejvyšší hodnoty (1195) v roce 1994. Naopak nejnižší hodnota (799) byla zaznamenána v posledním sledovaném období, tedy v roce 2018. Oproti maximu z roku 1994 se jedná o pokles o 396 osob na 100 tis. obyvatel (30,94 %). Největší změna, pokles o 77 osob, byla zaznamenána v roce 2006. Naopak nejvíce úmrtnost vzrostla v roce 2015, a to o 35 osob na 100 tis. obyvatel.

Vývoj standardizované míry úmrtnosti ve Španělsku vystihuje lineární trendová funkce s předpisem $y' = 1237,181 - 17,748t_i$ (viz příloha č. 4). Index determinace (viz vztah č. 2.17) ($r^2 = 0,97$) poukazuje na vhodnost zvoleného modelu k popisu vývoje úmrtnosti ve Španělsku mezi roky 1994 až 2019. Zvolený regresní model vysvětluje vývoj hodnot v čase z 97 %. Vhodnost modelu pro tvorbu prognóz potvrdila nízká hodnota relativní chyby prognózy (viz vztah č. 2.22) ($rp = 1,87$ %). Bodová předpověď je červeně zvýrazněna v grafu č. 20, detailní přehled včetně intervalové předpovědi je uveden v příloze č. 6.

Graf 20: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti ve Španělsku v letech 1994-2019

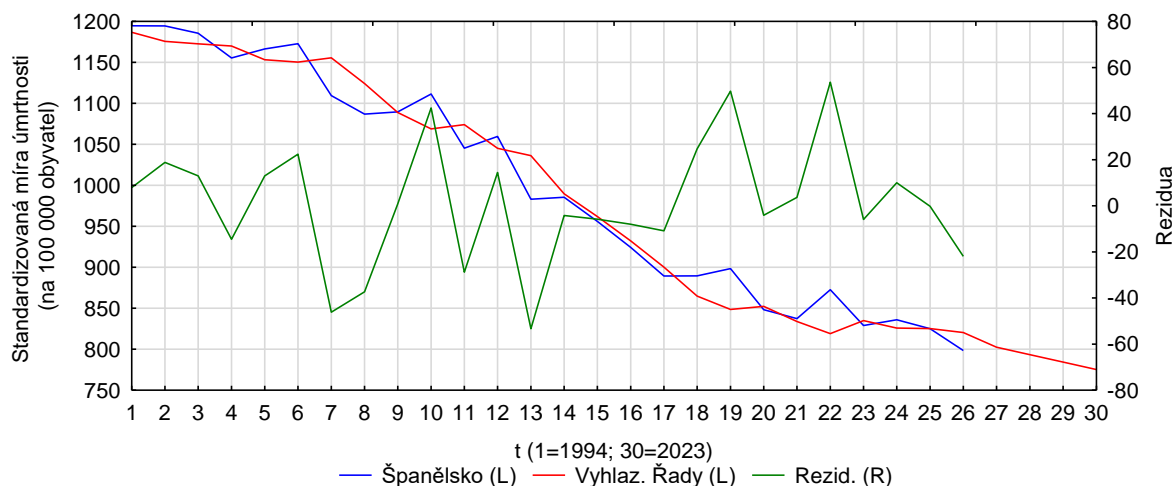


Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Jelikož se hodnoty z posledních let odchylojí od zvolené trendové funkce, byla standardizovaná míra úmrtnosti ve Španělsku predikována také pomocí adaptivního modelu časových řad. Na základě nejnižší hodnoty MAPE = 1,99 % (viz vztah č. 2.19) (viz příloha č. 7) bylo zvoleno Holtovo exponenciální vyrovnání s lineárním trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,400$ a $\gamma = 0,500$. S využitím zvoleného modelu byly předpovězeny hodnoty

pro následující roky (viz příloha č. 7). Jak je patrné z grafu č. 21, predikce hodnot pro roky 2020 a dále, vycházející z tohoto modelu, lépe odpovídají trendu z posledních zaznamenaných let.

Graf 21: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti ve Španělsku v letech 1994–2019 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,400$ a $\gamma = 0,500$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Predikce vycházející z obou dvou zvolených modelů se shodují v tom, že bude úmrtnost ve Španělsku nadále klesat. To, v čem se liší, je intenzita. Hodnoty předpovězené na základě lineární trendové funkce (viz graf č. 20) klesají mnohem strměji, než ty vypočtené pomocí zvoleného modelu Holtova exponenciálního vyrovnání (viz graf č. 21). Tento rozdíl je způsoben již podstatou jednotlivých modelů. Adaptivní modely přikládají nejnovějším hodnotám větší váhu, a jelikož byl klesající trend úmrtnosti v posledních letech mírnější, jsou takové i predikce. Pro určení toho, který z modelů je vhodnější byla vypočtena relativní chyba prognózy (viz tabulka č. 9). Nižší hodnotu (2,70 %) vykazuje model lineární trendové funkce, tudíž je pro tvorbu prognóz vhodnější.

Tabulka 9: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu

	Lineární trendová funkce	Model Holtova exponenciálního vyrovnání
2020	759	802
2021	742	793
2022	724	784
2023	706	775
rp (2.22)	2,70 %	2,75 %

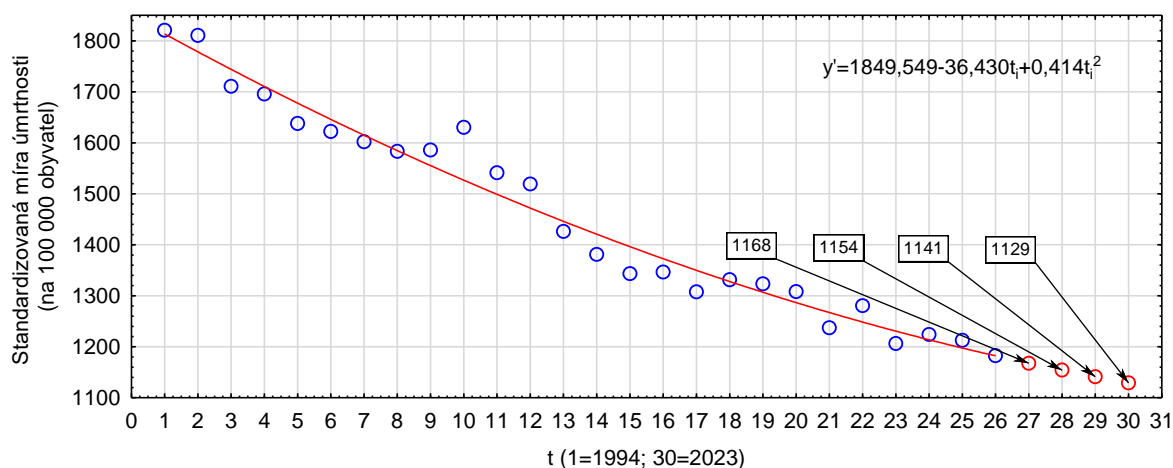
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, Eurostat; 2022

Standardizovaná míra úmrtnosti v ČR dosáhla své nejvyšší hodnoty v roce 1994. Bylo to 1820 osob na 100 000 obyvatel. Od té doby úmrtnost v ČR klesala až do roku 2002-2003. Další výraznější výkyv od klesajícího trendu byl zaznamenán v roce 2015. Tyto

výkyvy má na svědomí epidemie SARS v prvním případě a chřipková epidemie, která propukla v Česku v roce 2015 v případě druhém. Nejvyšší pokles v úmrtnosti (-100 osob) byl zaznamenán v roce 1995. Naopak nejvyšší nárůst (45 osob) v již zmiňovaném roce 2003. Od roku 1994 klesla úmrtnost v České republice celkem o 33,4 % (608 osob).

Vývoj standardizované míry úmrtnosti v České republice nejlépe popisuje kvadratická trendová funkce: $y' = 1849,549 - 36,4298t_i + 0,4139t_i^2$ (viz příloha č. 5). Index determinace (viz vztah č. 2.15) ($I^2 = 0,97$) značí, že kvadratická trendová funkce je vhodným proložením skutečných hodnot. Zvolený model vysvětluje reálný vývoj hodnot z 97 %. Volbu tohoto modelu pro tvorbu prognóz podporuje relativní chyba prognózy (viz vztah č. 2.22), jež vykazuje hodnotu 0,02 %. Bodová předpověď pokračuje v klesajícím trendu (viz graf č. 22). Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí je uveden v příloze č. 5.

Graf 22: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v České republice v letech 1994-2019



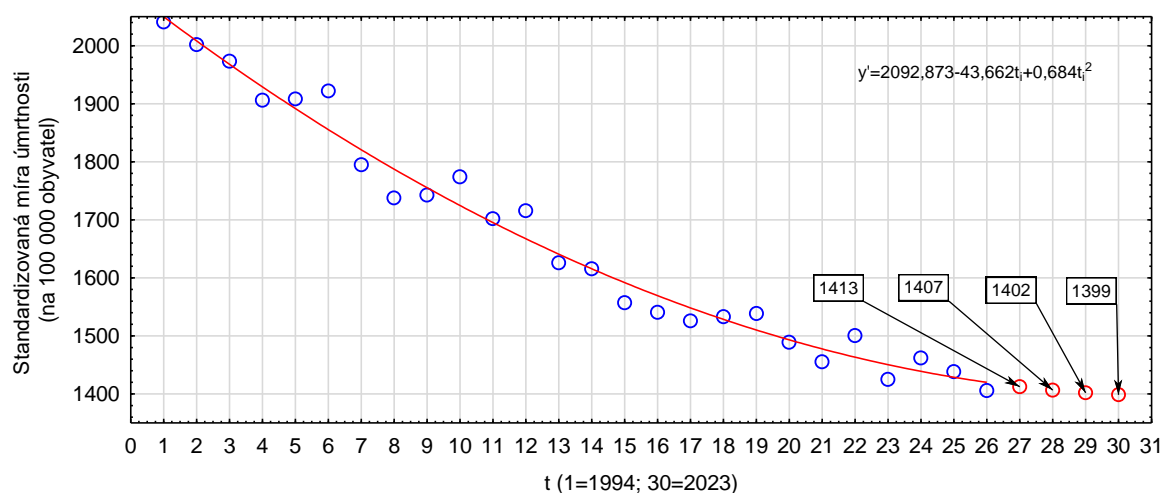
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2022

V Maďarsku dosáhla standardizovaná míra úmrtnosti nejvyšší hodnoty (2041 osob na 100 tis. obyvatel) v prvním sledovaném roce. Do roku 1997 pak úmrtnost klesla celkem o 135 osob (6,6 %). Do roku 1999 následoval mírný vzestup a po něm největší pokles v celém sledovaném období (128 osob na 100 tis. obyvatel). Meziročně to činí 6,64 %. Nejvyšší meziroční nárůsty byly zaznamenány stejně jako v ČR v letech 2003 (1,8 %) a 2015 (3,07 %) a v roce 2017 (2,57 %). Během sledovaného období poklesla standardizovaná míra úmrtnosti v Maďarsku o 29,51 %, tedy o 602 osob na 100 tis. obyvatel.

Vývoj standardizované míry úmrtí v čase v Maďarsku nejlépe popisuje kvadratická trendová funkce s předpisem $y' = 2092,873 - 43,662t_i + 0,684t_i^2$ (viz příloha č. 11). Vysoká hodnota indexu determinace (viz vztah č. 2.15) ($I^2 = 0,98$) ukazuje na velmi vysokou vypovídající schopnost zvoleného regresního modelu. Zvolený model byl shledán za vhodný pro tvorbu prognóz na základě spočtené relativní chyby prognózy (viz vztah č. 2.22)

($r_p = 0,99 \%$). Bodové předpovědi, které byly vypočteny na jeho základě, jsou zaneseny a červeně zvýrazněny v grafu č. 23. Detailní přehled výsledku regrese a předpovědí je uveden v příloze č. 11.

Graf 23: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v Maďarsku



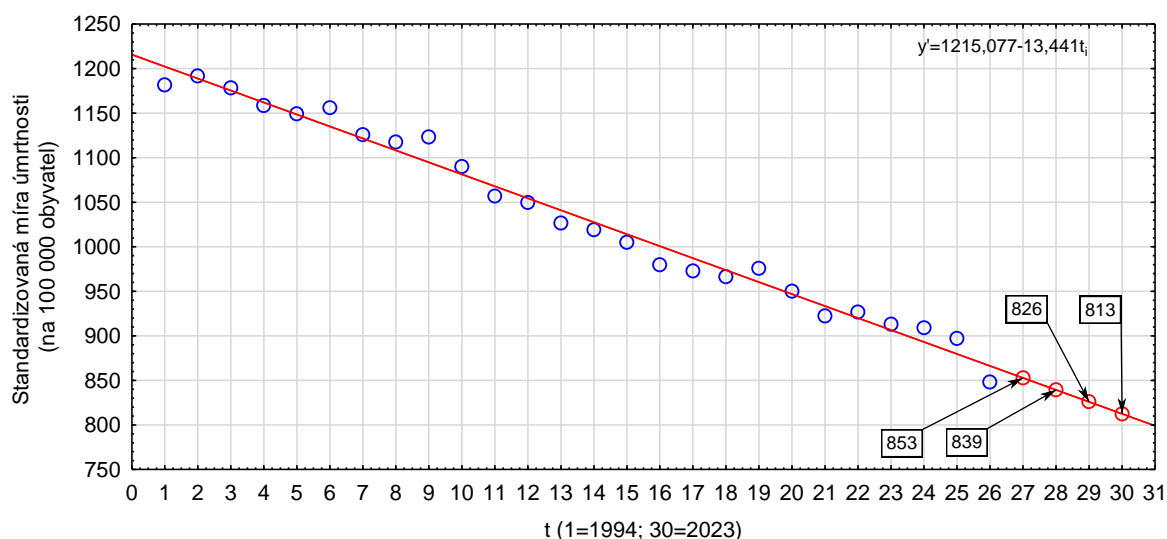
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2022

Ve Švédsku dosáhla standardizovaná míra úmrtnosti svého maxima (1192 osob na 100 tis. obyvatel) v roce 1995. V tomto roce byl též zaznamenán největší meziroční nárůst, který činil 10 osob na 100 tis obyvatel (0,85 %). Podobná hodnota (9,6 osob) byla zjištěna v roce 2012. V tomto roce skončil nejdelsí kontinuální pokles úmrtnosti, trvající od roku 2002. Od roku 2012 dále převládá klesající trend, kdy jedinou výjimku představuje rok 2015, ve kterém byl zaznamenán 0,49 % nárůst. Největší meziroční pokles (celkem 67 osob na 100 tis. obyvatel) byl v rámci sledovaného období zaznamenán mezi roky 2002 až 2004. 33 v prvním roce a 34 osob na 100 tis. obyvatel v roce druhém. Třetí nejvyšší pokles (30 osob) byl pak zaznamenán na přelomu milénia.

To, jak se standardizovaná míra úmrtnosti ve Švédsku vyvíjela mezi roky 1994 až 2019, nejlépe vystihuje lineární trendová funkce, která vypadá takto: $y' = 1215,077 - 13,441t_i$ (viz příloha č. 8). Z vysoké hodnoty indexu determinace (viz vztah č. 2.17) ($r^2 = 0,98$) je patrný velmi těsný vztah mezi proměnnými. Zvolený model vysvětluje 98 % celkové variability vývoje standardizované míry úmrtnosti ve Švédsku v letech 1994 až 2019. Vhodnost modelu pro tvorbu prognóz byla posuzována na základě relativní chyby prognózy (viz vztah č. 2.22), která byla spočtena na 2,14 %. Jelikož byl splněn předpoklad, že je relativní chyba prognózy nižší než 5 %, byl model shledán vhodným pro odhad budoucího vývoje. Bodová předpověď pro roky 2020 až 2023 je zanesena a barevně vyznačena v grafu č.

24. Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí, včetně těch intervalových, jsou k nahlédnutí v příloze č. 8.

Graf 24: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti ve Švédsku v letech 1994-2019



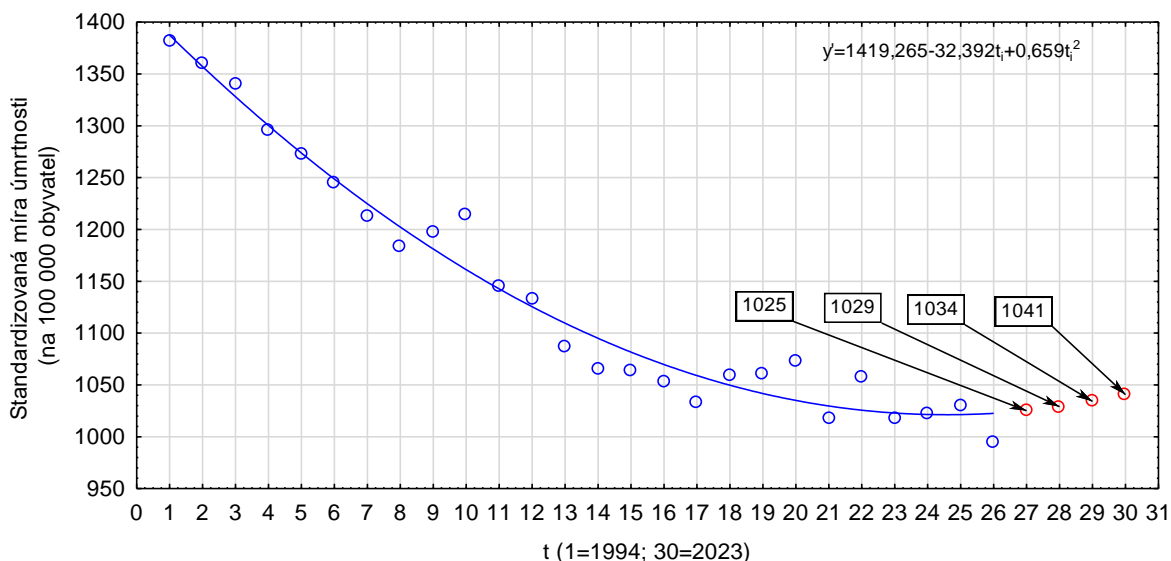
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2022

Standardizovaná míra úmrtnosti v Německu dosáhla v rámci sledovaného období svého maxima (1382 osob na 100 tis. obyvatel) hned v prvním roce, tedy v roce 1994. Od té doby klesala nepřetržitě až do roku 2001 na hodnotu 1184 osob na 100 tis. obyvatel. Průměrné tempo růstu (viz vztah č. 2.5) činilo v těchto letech 97,81 %. Jinými slovy, standardizovaná míra úmrtnosti meziročně klesala v průměru o 2,19 %. V dalších dvou letech následoval, podobně jako v České republice, nárůst úmrtnosti celkem o 30 osob na 100 tis. obyvatel (2,5 %), po kterém následoval největší pokles, zaznamenaný v rozmezí let 1994 až 2019, a to o 5,69 %. Úmrtnost v Německu dále klesala až do roku 2010. Od následujícího období již převažuje stoupající trend. Výjimku představují roky 2014, 2016 a 2019. V posledním zmiňovaném roce klesla poprvé standardizovaná míra úmrtnosti v Německu pod 1000 osob na 100 tis. obyvatel. Konkrétně na 994 osob.

Z grafu č. 25 je patrné, že nejvhodnějším proložením reálných hodnot je parabola, tedy křivka kvadratické funkce. Konkrétně funkce, jejíž předpis vypadá takto: $y' = 1419,265 - 32,392t_i + 0,659t_i^2$ (viz příloha č. 9). Index determinace (viz vztah č.2.15) ($I^2 = 0,97$) ukazuje na velmi těsný vztah mezi jednotlivými proměnnými. Zvolený model z 97 % vystihuje vývoj skutečných hodnot. K posouzení vhodnosti modelu pro tvorbu prognóz byla využita relativní chyba prognózy. Na základě její nízké hodnoty (2,88 %) byl model shledán vhodným k provádění předpovědí do budoucna. Ze všech analyzovaných států je Německu jako jedinému v dalších letech předpovídaný růst úmrtnosti. Předpovězené hodnoty pro následující

čtyři roky jsou zanesené a červeně zvýrazněné v grafu č. 25. Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí je v příloze č. 9.

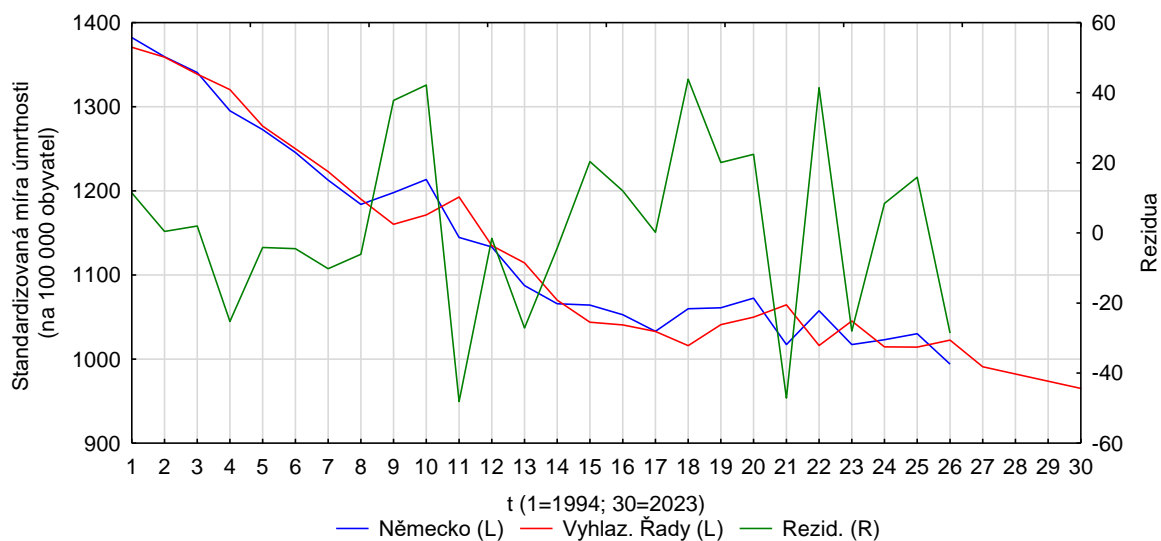
Graf 25: Trendová funkce a vývoj standardizované míry úmrtnosti v Německu v letech 1994-2019



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2022

Vzhledem k tomu, jak se skutečné hodnoty v posledních letech odchyľují od křivky trendové funkce, byl vývoj standardizované míry úmrtnosti v Německu predikován také pomocí adaptivního modelu časových řad. Na základě nejnižší hodnoty MAPE = 1,79 % (viz vztah č. 2.19) byl zvolen model exponenciálního vyrovnání s exponenciálním trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,800$ a $\gamma = 0,200$. Konkrétní hodnoty předpovězené pro následující období jsou k nahlédnutí v příloze č. 10.

Graf 26: Model exponenciálního vyrovnání hodnot standardizované míry úmrtnosti v Německu v letech 1994-2019 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,800$ a $\gamma = 0,200$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Při pohledu na grafy č. 25 a 26 je patrný rozdíl mezi jednotlivými modely. Zatímco předpověď získaná z modelu kvadratické trendové funkce vykazuje rostoucí trend, předpověď na základě zvoleného adaptivního modelu vykazuje z dlouhodobého hlediska trend klesající. K posouzení toho, který z modelů je pro tvorbu predikcí vhodnější, byla spočtena relativní chyba prognózy (viz tabulka č. 10). Obě hodnoty jsou si velmi blízké, nicméně nižší hodnotu vykazuje a pro tvorbu prognóz je tedy vhodnější model exponenciálního vyrovnání.

Tabulka 10: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu

	Kvadratická trendová funkce	Model exponenciálního vyrovnání
2020	1025	991
2021	1029	982
2022	1034	974
2023	1041	965
rp (2.22)	2,878 %	2,873 %

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, Eurostat; 2022

4.2 Analýza naděje dožití v České republice a Evropské unii

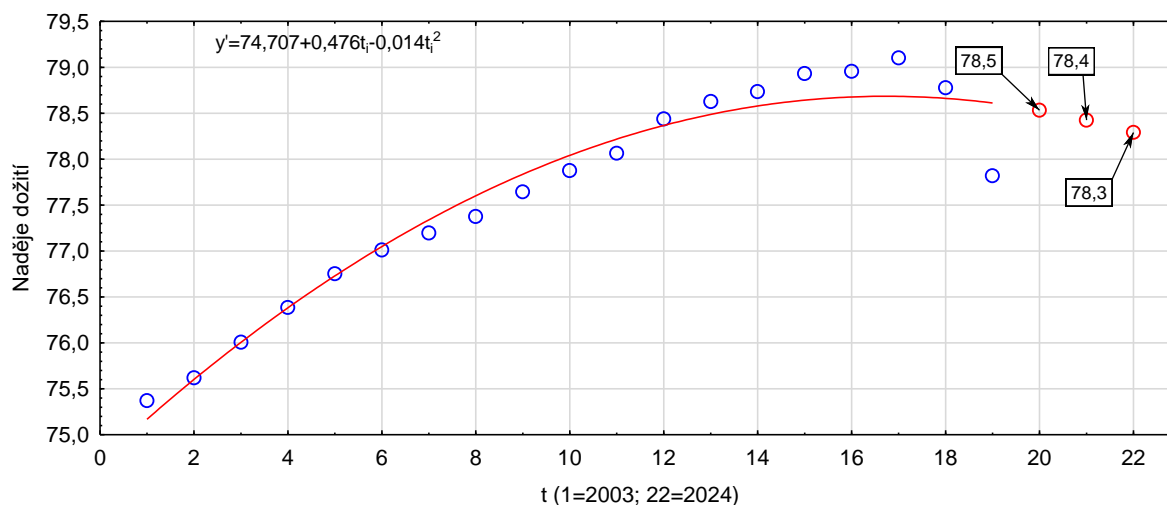
4.2.1 Analýza naděje dožití v České republice v letech 2003 až 2021

Naděje dožití v České republice nepřetržitě stoupala od prvního sledovaného období až do roku 2019. Během šestnácti let vzrostla střední délka života ze svého minima (75,4 roku) na hodnotu 79,1 roku. Průměrné tempo růstu (viz vztah č. 2.5) bylo v tomto období 100,3 %. Každý rok tedy stoupla naděje dožití v Česku průměrně o tři desetiny procenta. Propuknutí epidemie onemocnění Covid-19 se stejně jako na vývoji standardizované míry úmrtnosti podepsalo také na vývoji hodnot naděje dožití. Od roku 2019 byl během dvou let zaznamenán pokles celkem o 1,3 roku. V těchto dvou letech byl zaznamenán větší pokles naděje dožití, než byl nárůst od roku 2012 do roku 2019. Za celé sledované období vzrostla naděje dožití v České republice o 3,25 %. V době svého maxima v roce 2019 činil bazický index (viz vztah č. 2.6) 1,0495. Hodnota naděje dožití v ČR byla v roce 2019 na úrovni 104,95 % hodnoty z prvního sledovaného období.

Vývoj střední délky života na území České republiky mezi roky 2003 až 2021 nejlépe popisuje kvadratická trendová funkce s předpisem $y' = 74,707 + 0,476t_i - 0,014t_i^2$ (viz graf č. 27). Index determinace zvolené funkce ($I^2 = 0,94$) (viz příloha č. 30) poukazuje na vysokou vypovídající schopnost zvoleného regresního modelu, který vysvětluje 94 % celkové variability vývoje hodnot naděje dožití v Česku. Vybraný model byl shledán vhodným k tvorbě predikcí na základě spočtené relativní chyby prognóz $rp = 1,08$ % (viz vztah č. 2.22). Předpovězené

hodnoty pro roky 2022 až 2024 jsou zaneseny a barevně zvýrazněny v grafu č. 27. Detailní přehled predikovaných hodnot včetně intervalové předpovědi je k vidění v příloze č. 30.

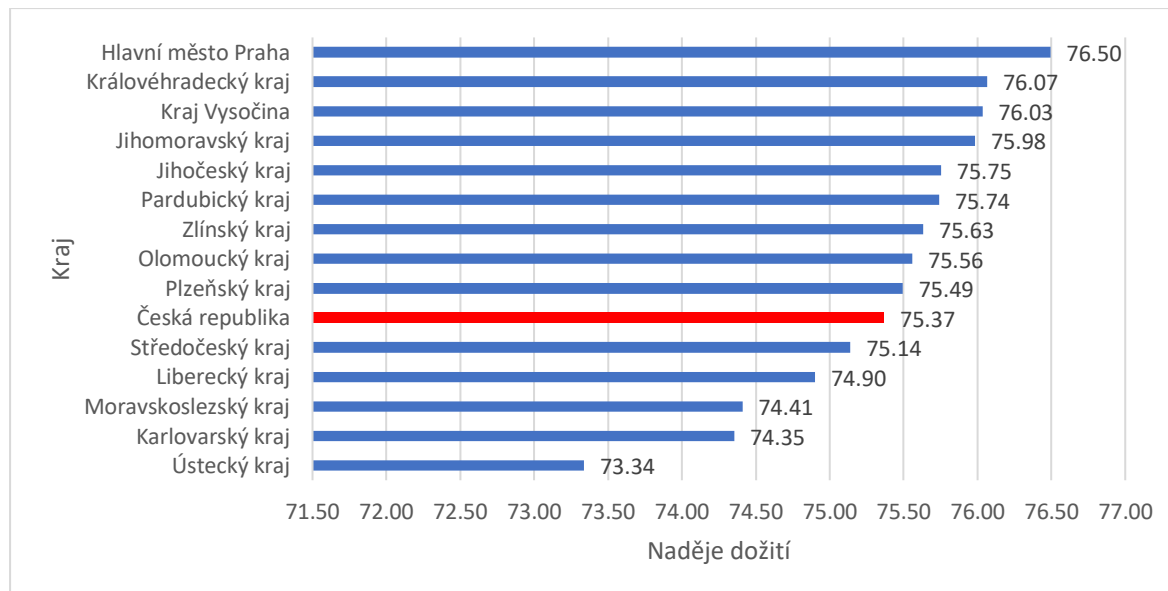
Graf 27: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v České republice v letech 2003 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

4.2.1.1 Regionální pohled na naději dožití v České republice v letech 2003 až 2021

Graf 28: Srovnání krajů z hlediska naděje dožití v roce 2003



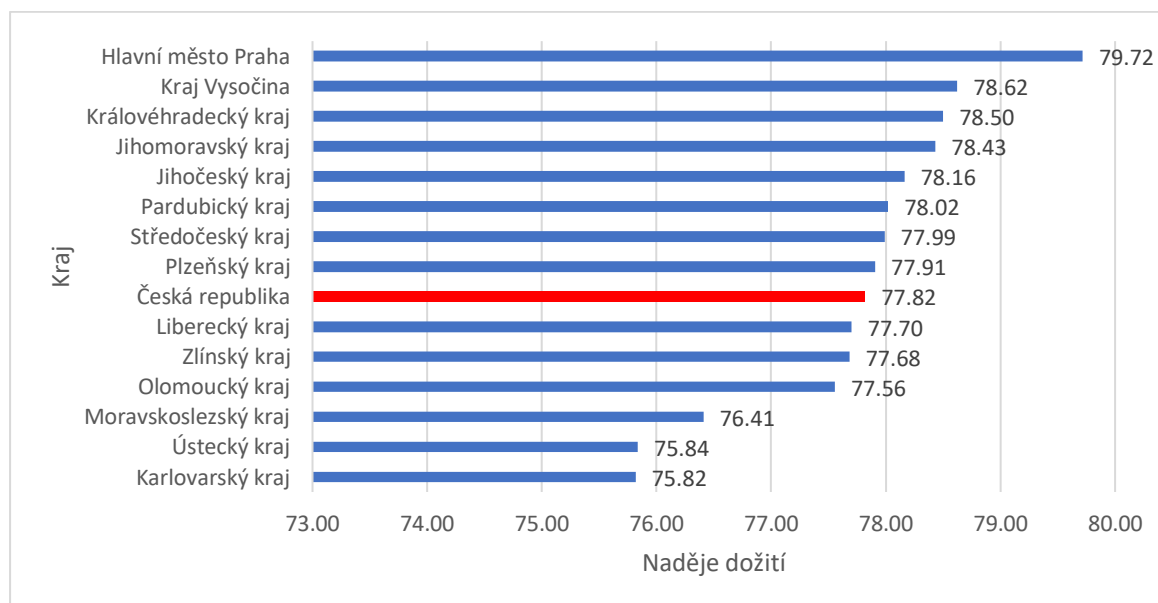
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, ČSÚ; 2022

Naděje dožití nabývala v roce 2003 napříč kraji České republiky hodnot od 73,3 do 76,5 let (viz graf č. 28). Nejnížší hodnoty byly zaznamenány na západě Čech, tedy v Karlovarském a v Ústeckém kraji. Právě pouze v Ústeckém kraji klesla naděje dožití v roce 2003 pod hranici 74 let. Celkem ve třech krajích byla zaznamenána hodnota střední délky života v roce 2003

vyšší než 76 let. Byly jimi kraj Vysočina, Královéhradecký kraj a Praha, ve které byla zaznamenána vůbec nejvyšší hodnota. Celorepublikový průměr se nachází na úrovni 75,4 roku, přičemž devět krajů vykazovalo v roce 2003 hodnoty naděje dožití vyšší než 75,4 let. Zbývajících pět krajů vykazovalo v celorepublikovém srovnání podprůměrné hodnoty.

Mezi roky 2003 a 2021 naděje dožití vzrostla ve všech krajích České republiky. Nejvyšší nárůst (3,2 roku) byl zaznamenán na území hlavního města. Dále pak ve Středočeském kraji a na Vysočině (2,8 roku). Praha byla jediným krajem, kde byla zaznamenána naděje dožití vyšší než 79 let. Na druhé straně pouze dva kraje vykazovaly hodnoty střední délky života v roce 2021 nižší než 76 let. Byly jimi kraje Ústecký a Karlovarský (viz graf č. 29). Celkem deset ze čtrnácti krajů zaznamenalo naději dožití mezi 77 až 79 lety. Z pohledu celorepublikového průměru zůstalo množství krajů nad i pod průměrem stejné. Tedy devět nadprůměrných a pět podprůměrných. Změnilo se však jejich složení. Během osmnáctiletého období vrostla hodnota naděje dožití ve Středočeském kraji natolik, že ho v pomyslném žebříčku krajů posunula o tři příčky a tím pádem mezi kraje s nadprůměrnou nadějí dožití. Mezi podprůměrné kraje se pak zařadil kraj Zlínský.

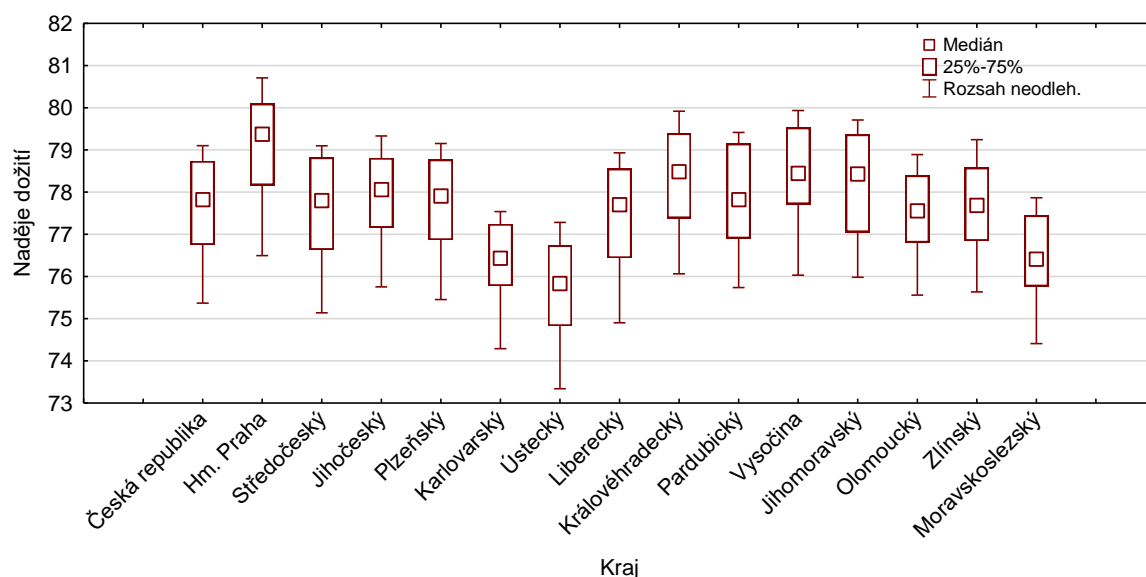
Graf 29: Srovnání krajů z hlediska naděje dožití v roce 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, ČSÚ; 2022

Krabicový graf hodnot střední délky života v krajích České republiky mezi roky 2003 až 2021 neodhalil žádnou odlehlou ani extrémní hodnotu. Při pohledu na jednotlivé krabicové grafy jsou viditelné jisté podobnosti a rozdíly napříč kraji. Zda se jedná o statisticky významné rozdíly, bude zjištěno pomocí analýzy rozptylu.

Graf 30: Boxplot naděje dožití v krajích České republiky v letech 2003 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Stejně jako před analýzou rozptylu standardizované míry úmrtnosti je i zde třeba nejprve otestovat splnění základních předpokladů. Tedy normalitu rozdělení a homogenitu rozptylů. Normalita rozdělení byla testována pomocí Shapiro-Wilkova testu. Pro všechny kraje vyšla p-hodnota vyšší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$ (viz příloha č. 31). Normalita rozdělení byla tedy prokázána. Jedinou výjimkou je zde kraj Karlovarský, ke kterému byla p-hodnota spočtena na 0,048. Jelikož je ANOVA robustní statistickou metodou, dokáže si s takovým porušením předpokladu poradit. Dalším předpokladem, který je třeba splnit, je homoskedasticita neboli homogenita rozptylů. Homoskedasticita byla testována Levenovým testem a opět byla na zvolené hladině významnosti $\alpha = 0,05$ potvrzena (viz příloha č. 31).

Po ověření splnění předpokladů je možné pokračovat samotnou analýzou rozptylu. Nulovou hypotézou zde bude: H_0 : Všechny průměry jsou stejné. Alternativní hypotézou k té nulové pak bude H_1 : Alespoň dva průměry se od sebe liší. Na základě vypočtené p-hodnoty, jež vyšla nižší než zvolená hladina významnosti $\alpha = 0,05$ (viz příloha č. 31), byla nulová hypotéza zamítnuta ve prospěch hypotézy alternativní. Mezi průměry hodnot naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021 se nachází alespoň jeden, který se statisticky významně odlišuje od ostatních. K určení toho, které kraje konkrétně se od sebe liší, byl využit Scheffého test. Všechny kraje, u kterých byl prokázán alespoň jeden statisticky významný rozdíl, jsou zaznamenány v tabulce č. 11. Nejvíce statisticky významných rozdílů bylo zaznamenáno pro Ústecký kraj, Karlovarský kraj a Prahu. Podrobné analýze časových řad budou tedy podrobeny hodnoty naděje dožití právě z těchto krajů.

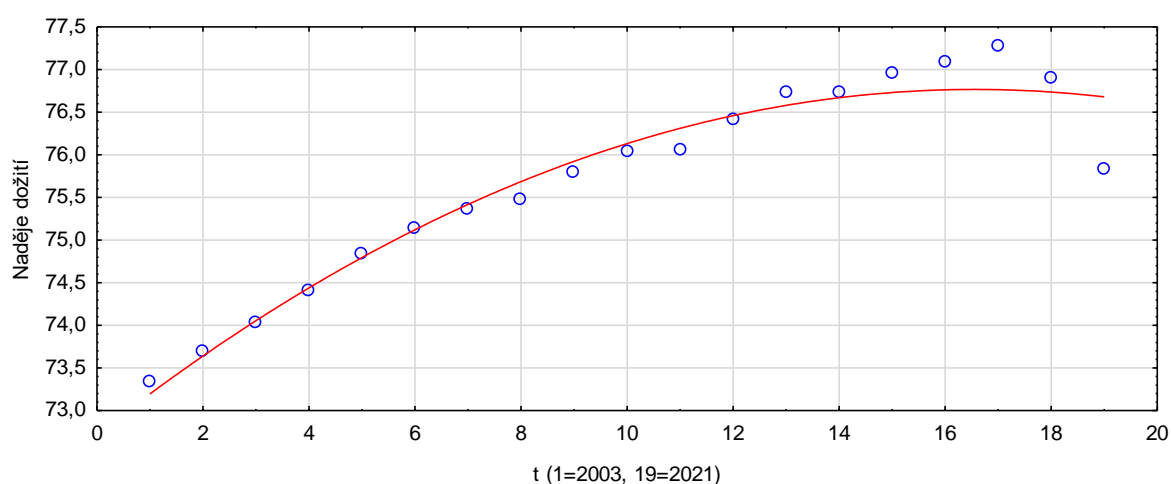
Tabulka 11: Výsledky Scheffého testu (pouze kraje s prokázanými statisticky významnými rozdíly)

Kraj	PHA	STC	JHC	PLK	KVK	ÚST	HKK	PAK	VYS	JHM	OLK	MSK
PHA		0,226	0,626	0,453	0,000	0,000	0,991	0,724	0,995	0,965	0,317	0,000
STC	0,226		1,000	1,000	0,681	0,042	0,986	1,000	0,976	0,997	1,000	0,834
JHC	0,626	1,000		1,000	0,269	0,004	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,436
PLK	0,453	1,000	1,000		0,424	0,011	0,999	1,000	0,998	1,000	1,000	0,609
KVK	0,000	0,681	0,269	0,424		0,998	0,012	0,194	0,009	0,032	0,569	1,000
ÚST	0,000	0,042	0,004	0,011	0,998		0,000	0,002	0,000	0,000	0,024	0,990
HKK	0,991	0,986	1,000	0,999	0,012	0,000		1,000	1,000	1,000	0,995	0,033
PAK	0,724	1,000	1,000	1,000	0,194	0,002	1,000		1,000	1,000	1,000	0,338
VYS	0,995	0,976	1,000	0,998	0,009	0,000	1,000	1,000		1,000	0,990	0,024
JHM	0,965	0,997	1,000	1,000	0,032	0,000	1,000	1,000	1,000		0,999	0,075
OLK	0,317	1,000	1,000	1,000	0,569	0,024	0,995	1,000	0,990	0,999		0,745
MSK	0,000	0,834	0,436	0,609	1,000	0,990	0,033	0,338	0,024	0,075	0,745	

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Jak již bylo zmíněno, v Ústeckém kraji dosahuje dlouhodobě naděje dožití nejnižších hodnot mezi kraji České republiky. Ta vůbec nejnižší (73,3 roku) byla zaznamenána hned v prvním sledovaném období, tedy v roce 2003. Od té doby střední délka života v kraji nepřetržitě rostla až do roku 2019, ve kterém dosáhla své maximální hodnoty. Během této doby vzrostla naděje dožití celkem o rovné 4 roky. Po roce 2019 byl v ústeckém kraji zaznamenán pokles hodnot naděje dožití, který byl způsoben propuknutím epidemie Covidu-19. Během dvou let klesla naděje dožití v Ústeckém kraji o rok a půl. Během celého sledovaného období stoupla naděje dožití v kraji o 3,41 %. V době svého maxima dosahovala naděje dožití 105,38 % hodnoty z počátečního sledovaného období.

Graf 31: Vývoj hodnot naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021

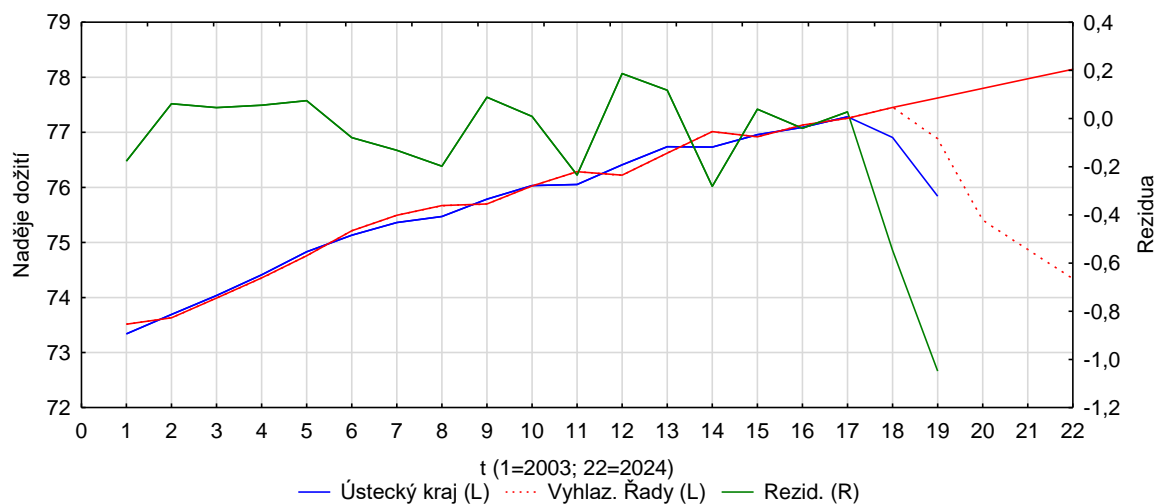


Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Vývoj skutečných hodnot naděje dožití v Ústeckém kraji mezi roky 2003 až 2021 z matematických křivek nejlépe prokládá parabola, tedy křivka kvadratické funkce. Jelikož se

zejména hodnoty z posledních let od křivky odchylují, byl budoucí vývoj hodnot predikován pomocí adaptivního modelu časových řad. Kritériem pro posouzení vhodnosti modelu byla hrubá absolutní procentuální chyba. Nejnižší hodnotu MAPE = 0,24 % (viz příloha č. 32) (viz vztah č. 2.19) vykázal model exponenciálního vyrovnání s exponenciálním trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,900$ a $\gamma = 0,800$.

Graf 32: Model exponenciálního vyrovnání vývoje hodnot naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$ a $\gamma = 0,800$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Budoucí vývoj hodnot naděje dožití v Ústeckém kraji byl předpovídán dvěma způsoby. Ačkoliv byl vždy použit stejný model, tak pokaždé vycházel z jinak dlouhé časové řady. V grafu č. 32 je přerušovanou čarou znázorněna predikce, vycházející z celé časové řady. Tedy z dat od roku 2003 do roku 2021. Plnou čarou je pak znázorněna předpověď vycházející z časové řady, ze které byly vyřazeny poslední dva časové údaje. To, jak se roky 2020 a 2021 na prognóze projeví je patrné na první pohled. Porovnání jednotlivých prognóz je zaneseno v tabulce č. 12.

Tabulka 12: Srovnání prognóz vývoje naděje dožití v Ústeckém kraji vycházejících z různých časových řad

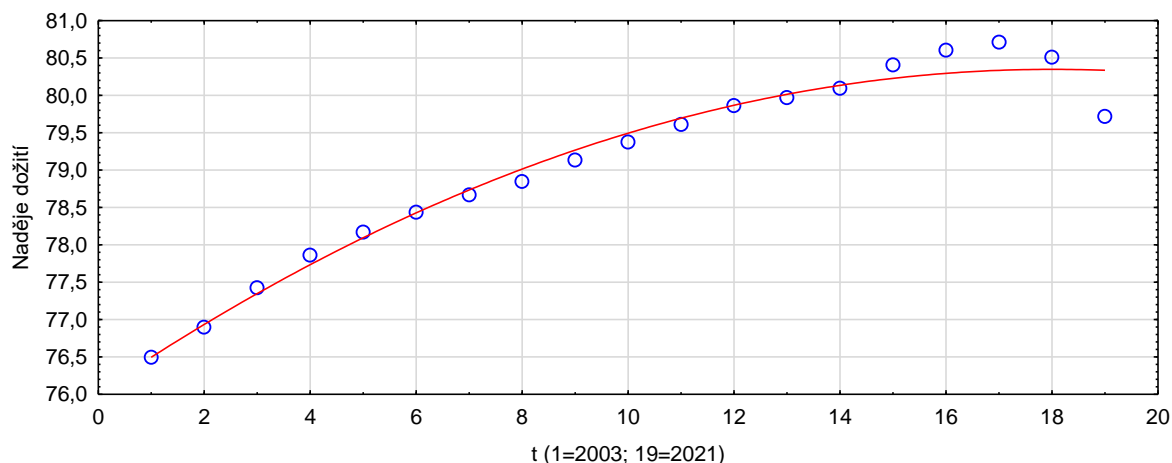
Rok	Časová řada 2003-2019	Časová řada 2003-2021
2022	77,80	75,41
2023	77,97	74,87
2024	78,16	74,34

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Hlavní město Praha se z pohledu naděje dožití nachází na druhém konci pořadí krajů České republiky. Střední délka života je právě v Praze dlouhodobě nejvyšší napříč kraji ČR. Pouze zde dosáhla naděje dožití hodnot vyšších, než 80 let. Stalo se tak mezi lety 2015 až 2020. Maximální hodnota zde byla zaznamenána v roce 2019 a činila 80,7 roku. Na tuto hodnotu

postupně stoupala naděje dožití od prvního sledovaného období. Během šestnácti let byl na území hlavního města České republiky zaznamenán nárůst střední délky života o 4,2 roku. Žádný z krajů ČR nevykázal za stejné období vyšší nárůst. Covidová epidemie se, stejně jako v celém Česku, projevila i v Praze a naděje dožití tak po roce 2019 klesla. Nejprve o 0,3 a v roce 2021 o 0,6 roku. Na konci sledovaného období vykazovala střední délka života v Praze hodnotu o 4,21 % vyšší než v roce 2003. V době svého maxima o 5,51 %.

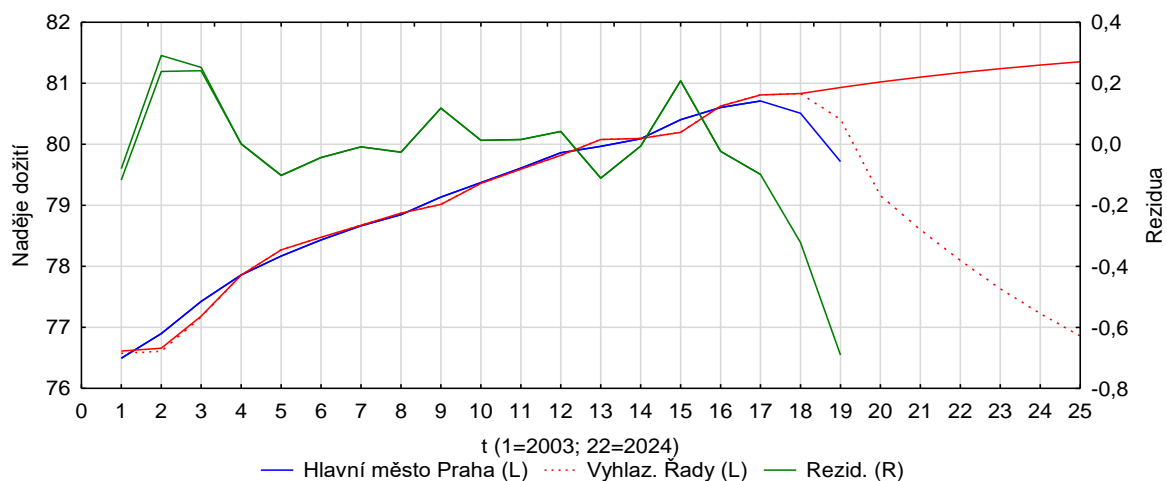
Graf 33: Vývoj hodnot naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Stejně jako v případě Ústeckého kraje je i pro vývoj naděje dožití v Praze nejvhodnějším proložením křivka kvadratické funkce. Reálné hodnoty, která byly zaznamenané ke konci sledovaného období, se však od křivky odchylojí. K predikci budoucího vývoje byl tedy opět využit adaptivní model časových řad. Na základě nejnižší hodnoty MAPE = 0,16 % byl k tomuto účelu určen model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,900$ (viz příloha č. 33).

Graf 34: Model exponenciálního vyrovnání vývoje hodnot naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,900$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Pro vývoj hodnot naděje dožití v Praze pro roky 2022 až 2024 byly provedeny celkem dvě prognózy (viz graf č. 34). Jedna, která vychází z hodnot celého sledovaného období (přerušovaná křivka) a druhá, která vychází z o dva roky zkrácené časové řady (plná červená křivka). Rozdíl mezi nimi je patrný. Zatímco předpověď, vycházející z dat od roku 2000 do roku 2019 vykazuje rostoucí trend, předpověď za základě celého referenčního období vykazuje trend klesající. Hodnoty obou předpovědí jsou zapsány v tabulce č. 13.

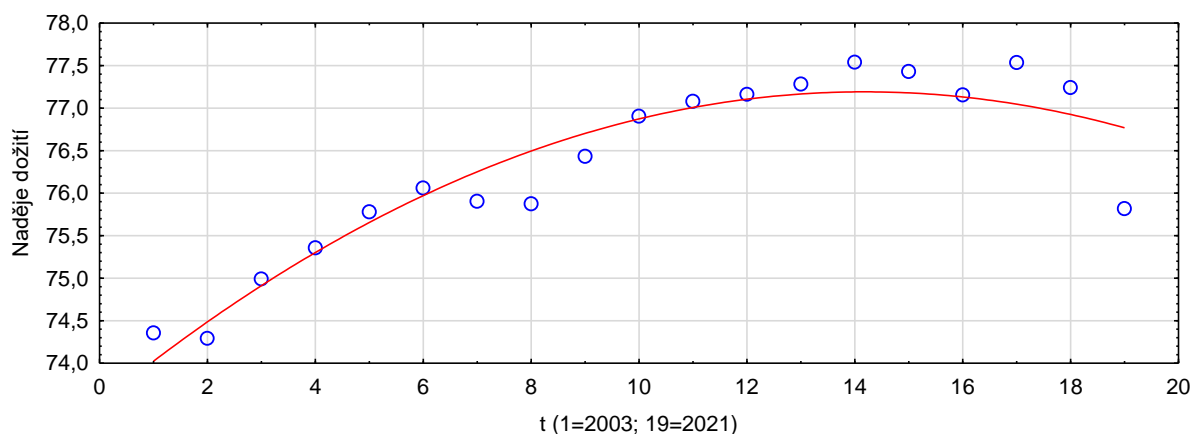
Tabulka 13: Srovnání prognóz vývoje naděje dožití v Praze vycházejících z různých časových řad

Rok	Časová řada 2003-2019	Časová řada 2003-2021
2022	81,02	79,16
2023	81,10	78,60
2024	81,18	78,09

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Třetím z podrobněji analyzovaných krajů z pohledu naděje dožití je kraj Karlovarský. Nejnižší hodnota střední délky života (74,3 roku) zde byla zaznamenána v roce 2004. Během následujících čtyř let vzrostla naděje dožití v Karlovarském kraji o 1,8 roku. Po roce 2008 následoval dvouletý pokles, po kterém byl zaznamenán nejdelší kontinuální nárůst. Mezi roky 2010 a 2016 vzrostla naděje dožití v kraji o 1,7 roku a dosáhla tak svého maxima (77,5 roku). Stejná hodnota byla vykázána také v roce 2019. V letech 2020 a 2021 byl, v souvislosti s epidemií Covidu-19, zaznamenán pokles hodnot. V prvním roce o 0,3 a v druhém roce o 1,4 roku. Ze všech krajů byl právě v tomto zaznamenán v roce 2021 nejvyšší pokles hodnoty naděje dožití. Bazický index (viz vztah č. 2.6) činil v roce 2016 1,0428. Mezi počátečním obdobím a rokem 2016 byl zaznamenán nárůst naděje dožití o 4,28 %. V roce 2021 byl tento rozdíl necelá 2 % (viz příloha č. 34).

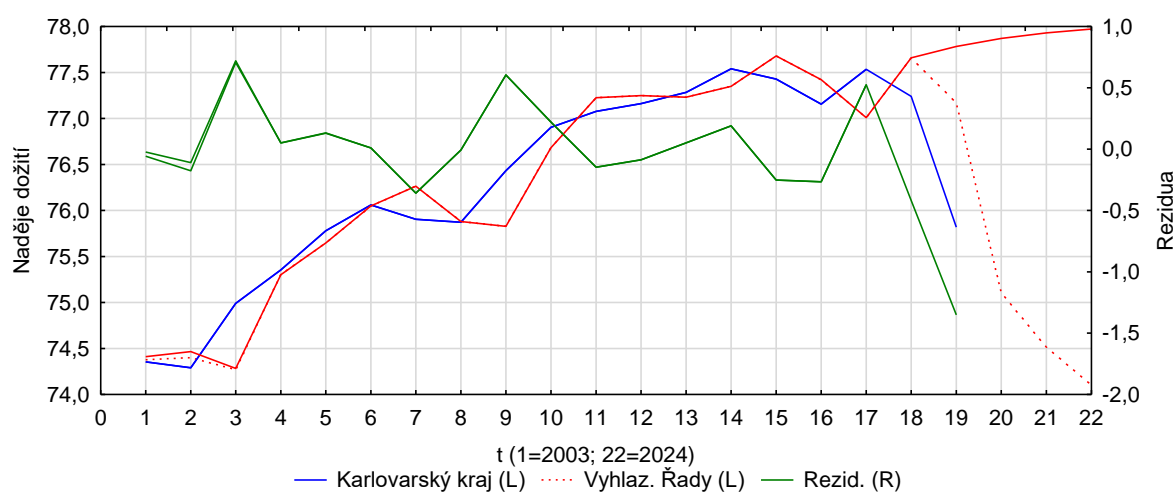
Graf 35: Vývoj hodnot naděje dožití v Karlovarském kraji v letech 2003 až 2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

Vývoj hodnot naděje dožití v Karlovarském kraji je v letech 2003 až 2021 oproti předchozím dvěma analyzovaným krajům členitější. Zatímco hodnoty naděje dožití v Ústeckém kraji a v Praze mezi roky 2003 a 2019 neustále stoupaly, v Karlovarském kraji byly v některých letech zaznamenány i poklesy. Pořád je však nejvhodnějším proložením parabola. Jelikož se skutečné hodnoty v průběhu sledovaného období odchyľují od zvolené křivky, byl budoucí vývoj naděje dožití predikován pomocí adaptivního modelu. Nejnižší hodnotu MAPE = 0,38 % vykázal model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,700$ (viz příloha č. 34).

Graf 36: Model exponenciálního vyrovnání vývoje hodnot naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$; $\gamma = 0,900$ a $\varphi = 0,700$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

S využitím zvoleného modelu byly provedeny dvě predikce budoucího vývoje hodnot naděje dožití. Prognóza, která vychází z dat za celé sledované období, následuje trend z posledních dvou let a strmě klesá (viz graf č. 36 – přerušovaná křivka). Předpověď, vycházející z o dvě období zkrácené časové řady pokračuje v předcovidovém trendu a předpokládá další postupný růst hodnot střední délky života v Karlovarském kraji. Předpovězené hodnoty pro roky 2022 až 2024 jsou zaznamenány v tabulce č. 14.

Tabulka 14: Srovnání prognóz vývoje naděje dožití v Karlovarském kraji vycházejících z různých časových řad

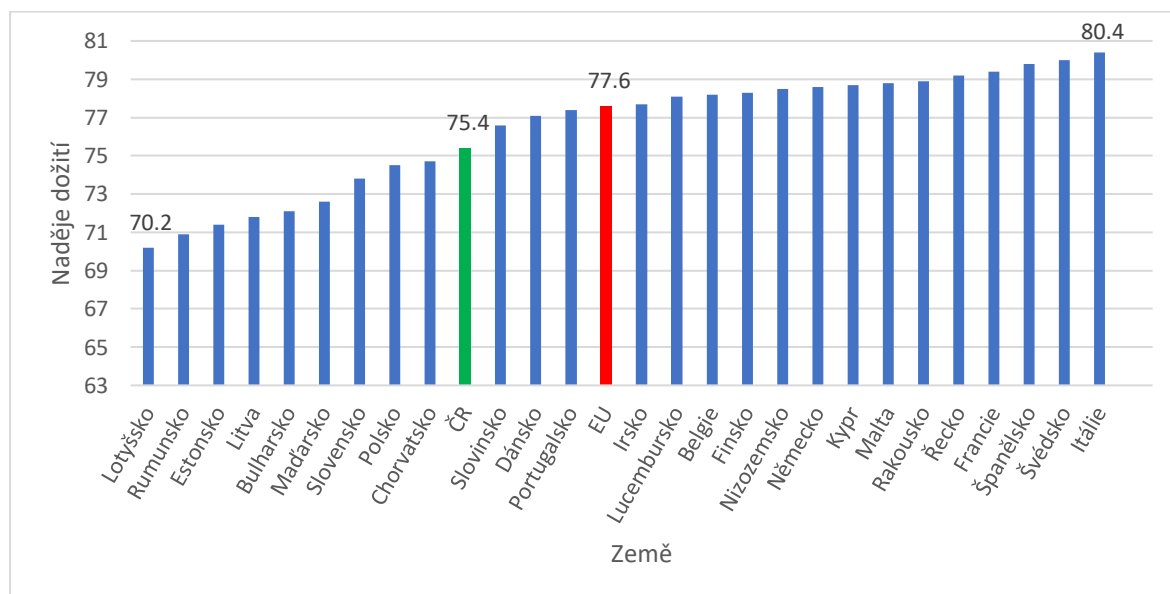
Rok	Časová řada 2000-2019	Časová řada 2000-2021
2022	77,87	75,11
2023	77,93	74,52
2024	77,97	74,10

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, ČSÚ; 2022

4.2.2 Analýza naděje dožití v Evropské unii

Naděje dožití se v roce 2002 nacházela v celé EU nad hranicí 70 let (viz graf č. 37). V tomto roce vykazovaly nejnižší hodnoty Pobaltské země a státy z jihovýchodní Evropy. Ze všech členských států EU vykázalo úplně nejnižší hodnotu naděje dožití (70,2 roku) Lotyšsko. Nejvyšší naopak Itálie. Rozdíl mezi těmito státy je více jak 10 let. Lidé v Itálii se tedy v průměru dožívali o 10 let více, než se dožívali lidé v Lotyšsku. Česká republika se nachází na půli cesty mezi těmito státy. Čeští občané se tedy průměrně dožívali o 5 let více než lidé v Lotyšsku a o 5 let méně než lidé v Itálii. Ve srovnání s celounijním průměrem, který činí 77,6 let, zaznamenala Česká republika hodnotu střední délky života o 2,2 roku nižší. Jednotlivé země byly z pohledu naděje dožití v roce 2002 kolem průměru rovnoměrně rozložené. Celkem třináct ze sedmadvaceti členských států vykázalo v roce 2002 podprůměrné hodnoty naděje dožití. Zbýlých čtrnáct zemí zaznamenalo hodnoty vyšší, než byl průměr za celou EU. Naděje dožití překročila v roce 2002 hranici 80 let pouze ve dvou státech. Byly jimi již zmiňovaná Itálie a Švédsko.

Graf 37: Srovnání členských států Evropské unie z pohledu naděje dožití v roce 2002

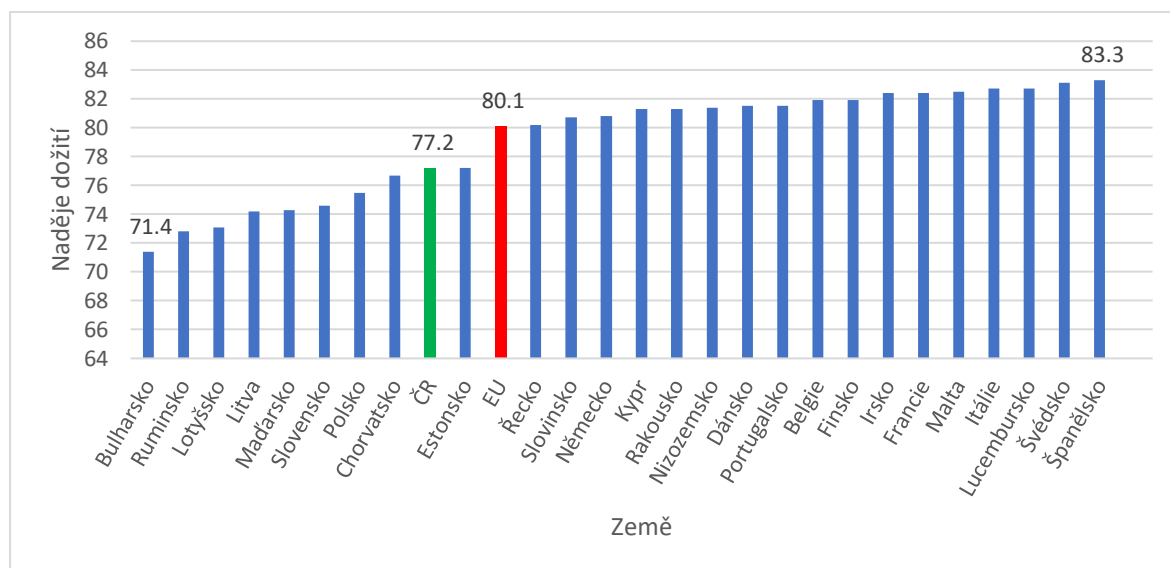


Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2022

Při pohledu na graf č. 38 je viditelné, že se rozložení států okolo celounijního průměru z pohledu naděje dožití od roku 2002 změnilo. Celkem sedmnáct zemí zaznamenalo v roce 2021 hodnotu naděje dožití, která byla vyšší než průměr EU. Zbýlých deset, mezi kterými se nachází také Česko, zaznamenalo hodnoty podprůměrné. Nejnižší hodnoty střední délky života byly opět zaznamenány na území států z jihovýchodní Evropy a Pobaltí. Výjimkou je Estonsko, které zaznamenalo, stejně jako Česká republika, naději dožití na úrovni 77,2 roku. Což je téměř

o 3 roky méně, než byl celounijní průměr. Vůbec nejnižší hodnotu (71,4 roku) vykázalo Bulharsko. Právě Bulharsko je jediným státem EU, který zaznamenal v roce 2021 hodnotu naděje dožití nižší než v prvním sledovaném období. V roce 2021 zaznamenaly pouze dva státy hodnotu 83 let a vyšší. Byly jimi Švédsko a Španělsko. Rozdíl mezi státem s nejnižší a nejvyšší hodnotou naděje dožití činil v roce 2021 11,9 roku. Občané Španělska se tedy průměrně dožívali téměř o 12 let vyššího věku než lidé žijící v Bulharsku.

Graf 38: Srovnání členských států Evropské unie z pohledu naděje dožití v roce 2021

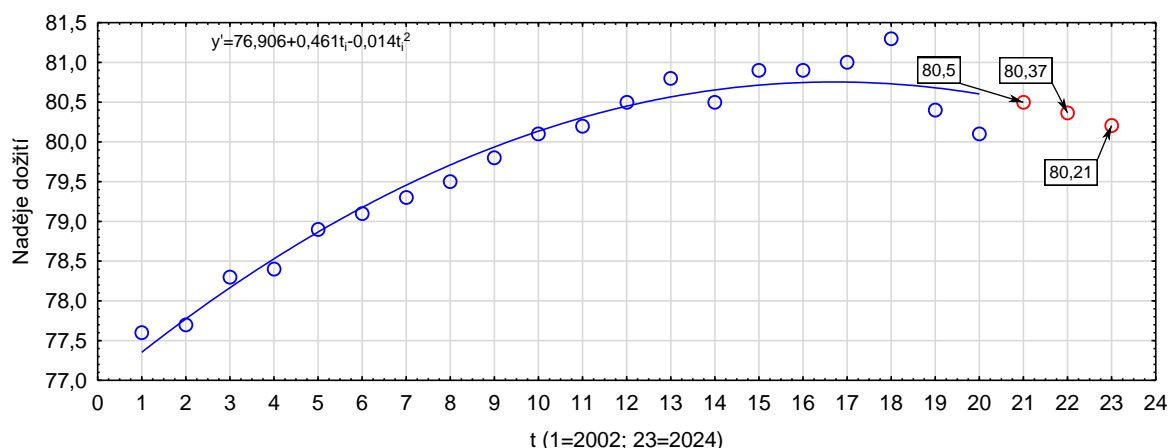


Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2022

Během sledovaného období vystoupala naděje dožití v Evropské unii ze svého minima (77,6 let) v roce 2002 na 81,3 let. Toto maximum bylo zaznamenáno v roce 2019. Po tomto roce následoval pokles nejprve o 0,9 roku a následně o dalších 0,3 roku. Od roku 2002 do roku 2019 stoupla střední délka života v EU o 3,7 roku. Průměrné tempo růstu v tomto období činilo 0,27 %. V roce 2019 byla naděje dožití v EU na 104,77 % původní hodnoty. V posledním sledovaném období pak na 103,22 %. Naděje dožití v Evropské unii byla tedy v době svého maxima o 4,77 % vyšší než na počátku sledovaného období. V posledním roce pak o 3,22 %.

Vývoj naděje dožití v EU mezi lety 2002 až 2021 nejlépe vystihuje kvadratická trendová funkce, jejíž předpis vypadá následovně: $y' = 76,906 + 0,461t_i - 0,0014t_i^2$ (viz příloha č.13). Index determinace (viz vztah č. 2.15) ($I^2 = 0,95$), vypočtený pro tento model poukazuje na jeho silnou vypovídající schopnost. Pro posouzení vhodnosti modelu k tvorbě prognóz byla spočtena relativní chyba prognózy (viz vztah č. 2.22), která vyšla 0,5 % a na jejímž základě byl zvolený model shledán vhodným k tomuto účelu. Předpověď pro následující tři roky je zanesena a červeně zvýrazněna v grafu č. 39 Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí, včetně intervalové, je k vidění v příloze č. 18.

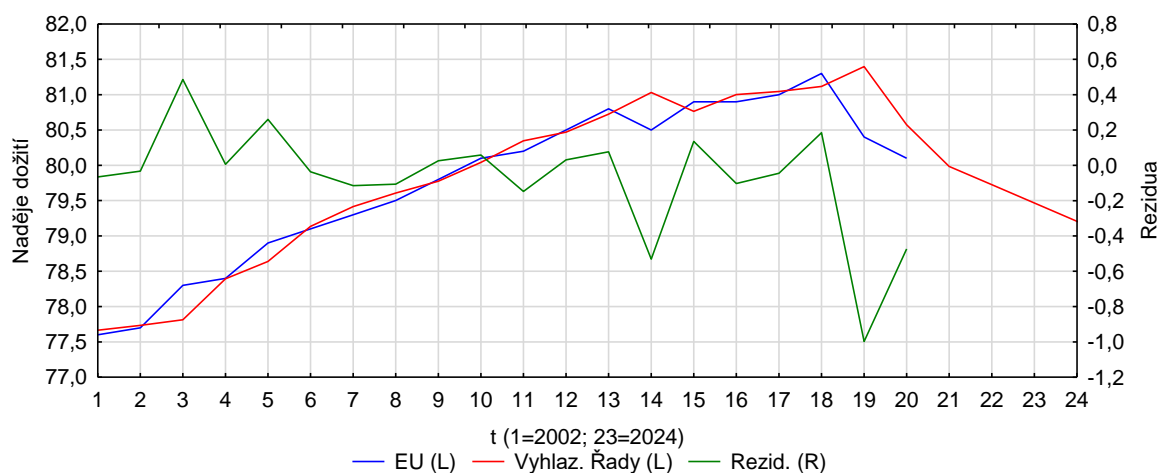
Graf 39: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v EU v letech 2002-2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Vývoj reálných hodnot naděje dožití v EU se zejména ke konci referenčního období odchylojí od křivky trendové funkce, která byla zvolena k jeho popisu. Z tohoto důvodu byl využit také adaptivní model časových řad. Konkrétně se jedná o model Holtova exponenciálního vyrovnání s lineárním trendem, který má vyrovnávací konstanty $\alpha = 0,700$ a $\gamma = 0,400$. Tento model byl zvolen, jelikož vykazoval nejnižší hodnotu MAPE (0,25 %) (viz vztah č. 2.19).

Graf 40: : Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití v Evropské unii v letech 2002-2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,700$ a $\gamma = 0,400$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Predikce vycházející z obou zvolených modelů se shodují v tom, že bude naděje dožití v EU nadále klesat. To, v čem se odlišují, je intenzita. Hodnoty předpovězené na základě modelu Holtova exponenciálního vyrovnání (viz graf č. 40) klesají mnohem strměji, než ty předpovězené za pomoci kvadratické trendové funkce (viz graf č. 39). Pro určení toho, který z modelů je vhodnější, byla vypočtena relativní chyba prognózy (viz tabulka č. 18). Nižší

hodnotu (0,5 %) vykazuje model kvadratické trendové funkce, tudíž je pro tvorbu prognóz vhodnější.

Tabulka 15: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu

	Kvadratická trendová funkce	Model Holtova exponenciálního vyrovnání
2022	80,5	79,98350
2023	80,37	79,72496
2024	80,21	79,46641
rp (2.22)	0,50 %	0,59 %

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

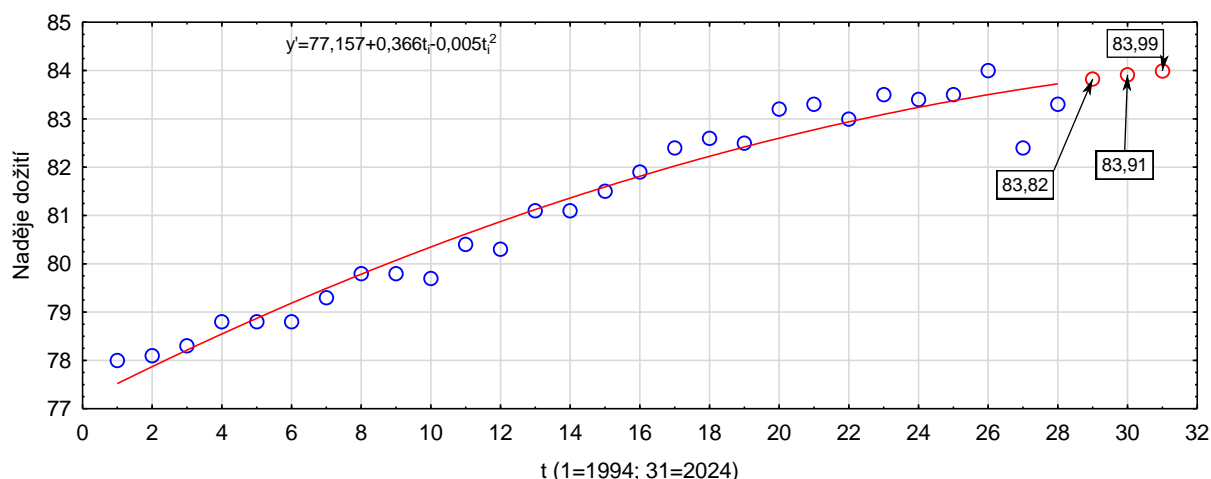
4.2.2.1 Analýza naděje dožití ve vybraných zemích Evropská unie v letech 1994 až 2021

K podrobnější analýze vývoje naděje dožití při narození byly vybráni stejní zástupci, u kterých byla analyzována i standardizovaná míra úmrtnosti (viz kapitola 4.1.2.1.). Jsou jimi Španělsko, Česká republika, Maďarsko, Německo a Švédsko. Analyzovány byly dlouhodobé časové řady, jejichž počátek se nachází v roce 1994. Nejnovější údaje o střední délce života jsou pak z roku 2021.

Minimální hodnota naděje dožití ve Španělsku je zaznamenána již v prvním roce sledovaného období. V roce 1994 činila 78 let. Od té doby stoupala naděje dožití až do roku 2002 a vyšplhala se na 79,8 let. Mezi roky 2002 a 2003 byl zaznamenán první pokles (o 0,1 let). Stejný pokles byl zaznamenán také o 2 roky později, v roce 2012 a 2017. Svého maxima dosáhla střední délka života ve Španělsku v roce 2019 (84 let). V následujícím roce byl v souvislosti s propuknutím pandemie Covid-19 zaznamenán nejvyšší pokles (o 1,6 roku) a v dalším roce naopak nejvyšší meziroční nárůst (0,9 let). Během sledovaného období stoupla naděje dožití ve Španělsku o 6,79 %. Ve svém maximu o 7,69 %.

Vývoj naděje dožití ve Španělsku vystihuje kvadratická trendová funkce s předpisem $y' = 77,157 + 0,366t_i - 0,005t_i^2$ (viz příloha č. 14). Index determinace (viz vztah č. 2.15) ($r^2 = 0,96$) poukazuje na vhodnost zvoleného modelu k popisu vývoje naděje dožití ve Španělsku mezi roky 1994 až 2021. Zvolený regresní model vysvětluje vývoj hodnot v čase z 96 %. Vhodnost modelu pro tvorbu prognóz potvrdila nízká hodnota relativní chyby prognózy (viz vztah č. 2.22) ($rp = 0,51$ %). Bodová předpověď je červeně zvýrazněna v grafu č. 41. Detailní přehled včetně intervalové předpovědi je uveden v příloze č. 14.

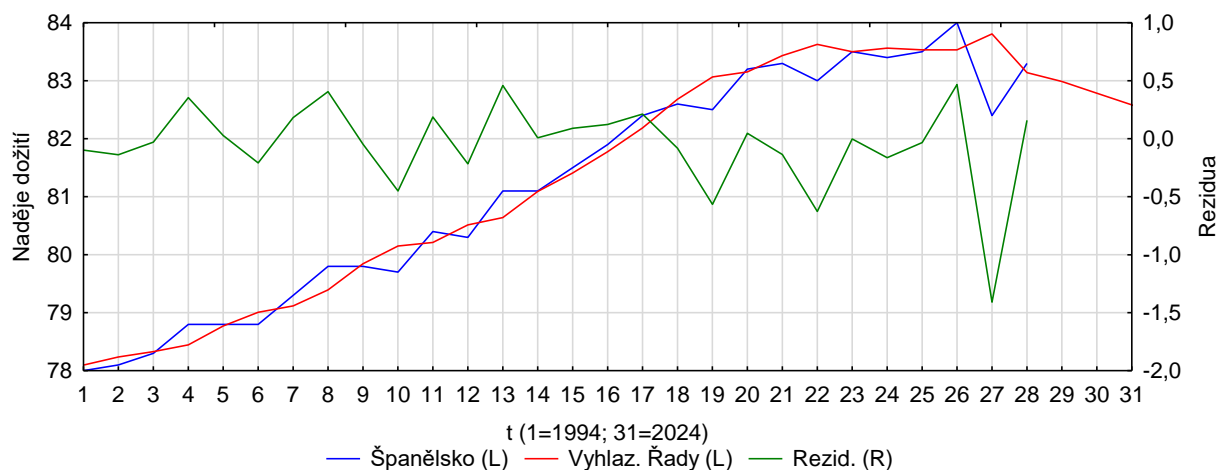
Graf 41: Trendová funkce a vývoj naděje dožití ve Španělsku v letech 1994-2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Vzhledem k tomu, jak se hodnoty v posledních letech, odchylují od křivky zvolené trendové funkce, byla naděje dožití ve Španělsku mezi roky 1994 a 2021 predikována pomocí adaptivního modelu časových řad. Nejvhodnějším modelem byl na základě nejnižší hodnoty MAPE = 0,3 % (viz vztah 2.19) (viz příloha 20) zvolen model Holtova exponenciálního vyrovnání s lineárním trendem a hodnotami koeficientů $\alpha = 0,300$ a $\gamma = 0,900$.

Graf 42: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití ve Španělsku v letech 1994-2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,300$ a $\gamma = 0,900$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

V prognóze budoucího vývoje naděje dožití ve Španělsku se oba modely liší. Model kvadratické trendové funkce vykazuje rostoucí trend a předpovědi, které z něj vycházejí, v něm dále pokračují. Zvolený adaptivní model naopak předpovídá do budoucna postupné klesání. K určení toho, který z modelů je k predikcím vhodnější, byla ke každému z nich spočtena relativní chyba prognózy (viz tabulka č. 15). Z tohoto pohledu vychází lépe model Holtova exponenciálního vyrovnání, tudíž je k provádění předpovědí vhodnější právě ten.

Tabulka 16: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu

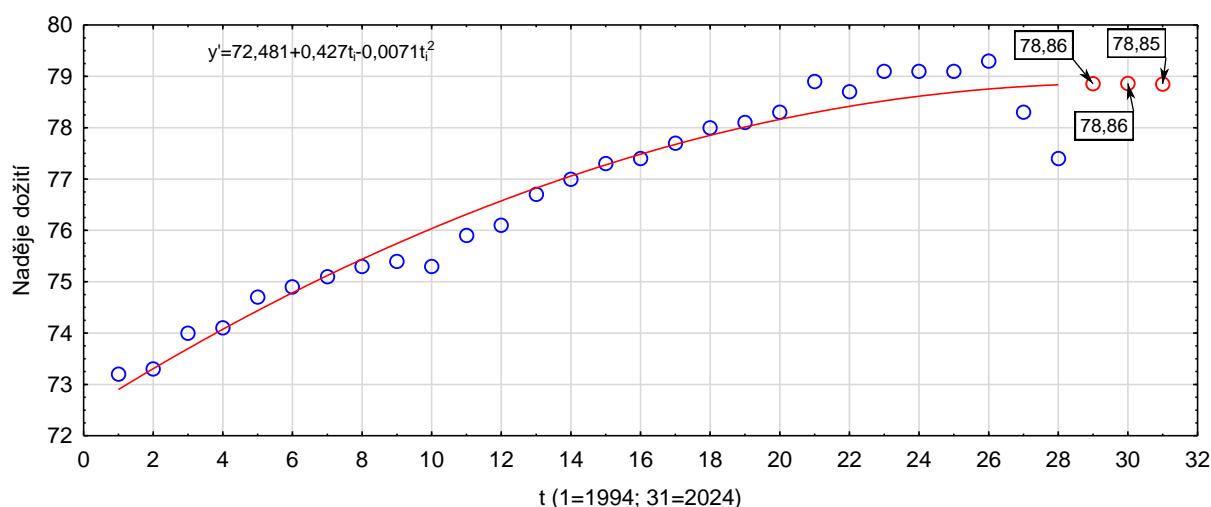
	Kvadratická trendová funkce	Model Holtova exponenciálního vyrovnání
2022	83,82	82,99
2023	83,91	82,79
2024	83,99	82,58
rp (2.22)	0,51 %	0,19 %

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Naděje dožití v České republice má podobně jako ve Španělsku své minimum v prvním sledovaném roce a maximum v roce 2019. Od roku 1994 do roku 2002 stoupla střední délka života v ČR ze 73,2 na 75,4 roků. V roce 2003 byl zaznamenán první pokles (o 0,1 roku), po kterém následoval jedenáctiletý růst, během něhož každý rok průměrně stoupala naděje dožití o 0,39 % a vystoupala na 78,9 let. Jak bylo zmíněno výše, nejvyšší hodnota (79,3 let) byla zaznamenána v roce 2019. V následujících dvou letech klesla naděje dožití v ČR téměř o 2 roky. V roce 2020 o 1 rok a v roce 2021 o 0,9 roku. Během 28 let stoupla naděje dožití v ČR o 5,74 %. V době svého maxima činil bazický index 1,0833, což značí nárůst o 8,33 %.

Vývoj naděje dožití v České republice nejlépe popisuje kvadratická trendová funkce, jejíž předpis vypadá takto: $y' = 72,481 - 0,427t_i + 0,0071t_i^2$ (viz příloha č. 15). Index determinace (viz vztah č. 2.15) ($I^2 = 0,95$) poukazuje na to, že kvadratická trendová funkce je vhodným proložením skutečných hodnot. Zvolený model vysvětluje reálný vývoj hodnot z 95 %. Volbu tohoto modelu pro tvorbu prognóz podporuje relativní chyba prognózy (viz vztah č. 2.22), jež vykazuje hodnotu 1,86 %. Bodová předpověď pokračuje v nastaveném trendu bez ohledu na výrazné odchylení hodnot z posledních let od křivky (viz graf č. 43). Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí je uveden v příloze č. 15.

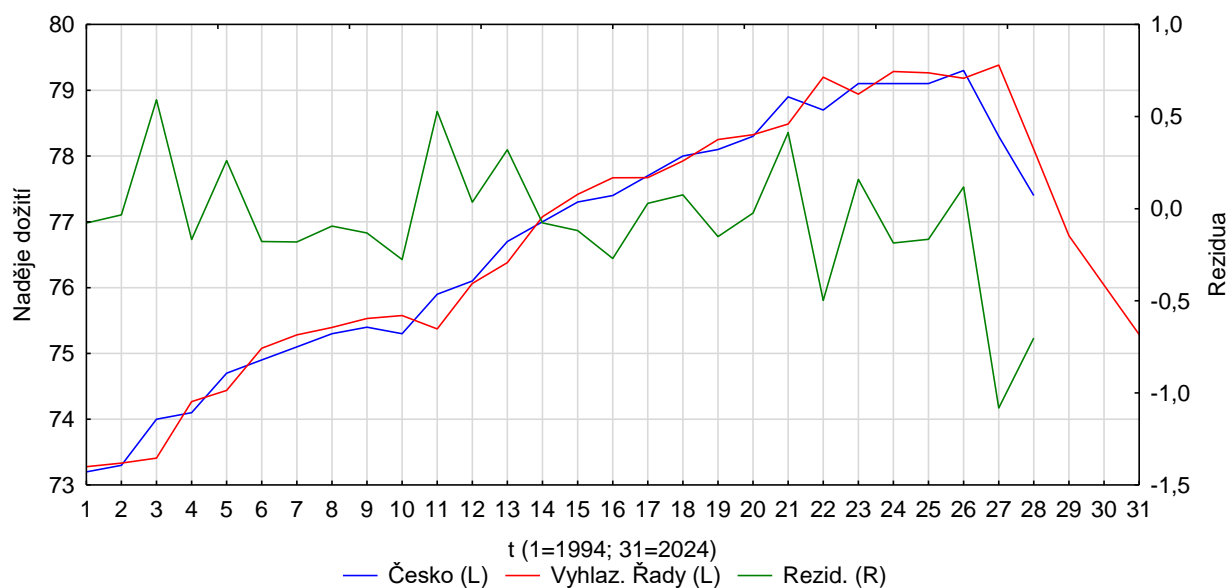
Graf 43: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v České republice v letech 1994-2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Jelikož se hodnoty z posledních let odchylojí od zvolené trendové funkce, byla naděje dožití v České republice predikována též pomocí adaptivního modelu časových řad. Na základě nejnižší hodnoty MAPE = 0,32 % (viz vztah č. 2.19) (viz příloha č. 21) bylo zvoleno Holtovo exponenciální vyrovnání s lineárním trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,800$ a $\gamma = 0,600$. S využitím zvoleného modelu byly předpovězeny hodnoty pro roky 2022 až 2024.

Graf 44: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití v České republice v letech 1994–2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,800$ a $\gamma = 0,600$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Při pohledu na grafy jednotlivých modelů je zřetelný rozdíl mezi nimi. Zatímco model trendové funkce předpovídá v následujících letech stagnaci a následný velmi pozvolný pokles, model Holtova exponenciálního vyrovnání predikuje vývoj na základě trendu z posledních tří let. K určení toho, který z modelů je pro tvorbu předpovědí tím vhodnějším, byla ke každému vypočtena relativní chyba prognózy (viz tabulka č. 16) (viz vztah č. 2.22). Nižší hodnota relativní chyby prognózy byla spočtena pro model kvadratické trendové funkce. Pro tvorbu prognóz je tedy vhodnější právě tento model.

Tabulka 17: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu

	Kvadratická trendová funkce	Model Holtova exponenciálního vyrovnání
2022	78,86	74,41
2023	78,86	74,19
2024	78,85	73,96
rp (2.22)	1,86 %	2,05 %

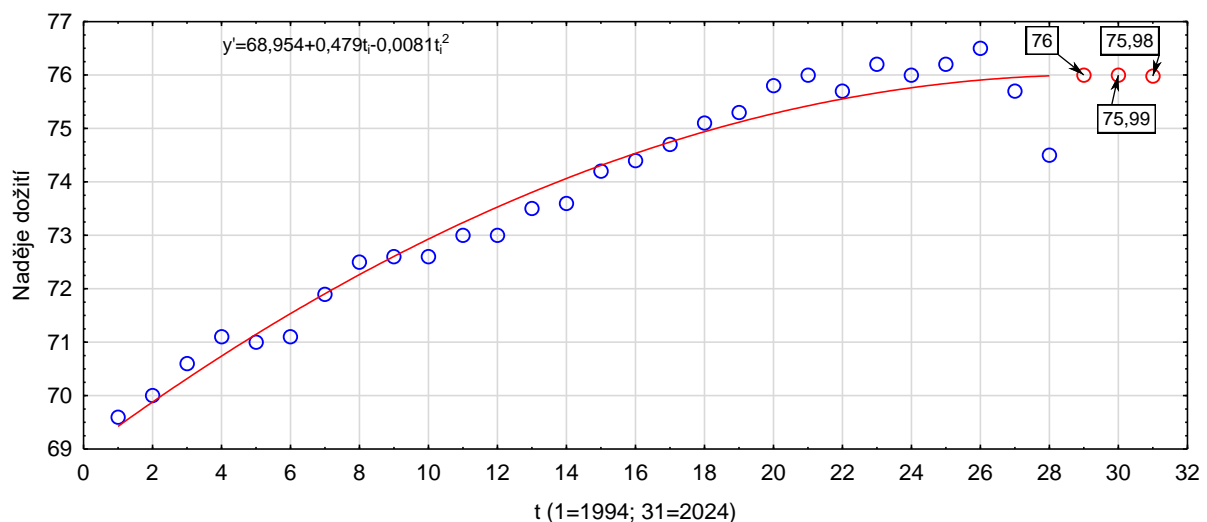
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Ze všech analyzovaných států má Maďarsko jako jediné své minimum pod hranicí 70 let. V roce 1994 byla naděje dožití na 69,6 letech. To se změnilo během následujících tří let,

kdy naděje dožití vystoupala na 71,1 let. V roce 1998 následoval první pokles (o 0,1 roku), po kterém byl zaznamenán růst, trvající až do roku 2014. Během této doby stoupala střední délka života v Maďarsku průměrně o 0,45 % za rok a dostala se až na 76 let. Maximum bylo v Maďarsku, stejně jako v Česku a Španělsku, zaznamenáno v roce 2019, kdy dosáhla naděje dožití 76,5 let. V následujících dvou letech však přišel pokles o 2 roky. V roce 2020 na 75,7 a v roce 2021 na 74,5 let. V rámci osmadvacetiletého referenčního období stoupla naděje dožití v Maďarsku o 7,04 %. V roce 2019 činil nárůst oproti roku 1994 9,91 %. V absolutním vyjádření jde o rozdíl 6,9 let.

Vývoj naděje dožití v čase v Maďarsku nejlépe popisuje kvadratická trendová funkce s předpisem $y' = 68,954 - 0,479t_i + 0,0081t_i^2$ (viz příloha č. 16). Vysoká hodnota indexu determinace (viz vztah č. 2.15) ($I^2 = 0,96$) ukazuje na velmi vysokou vypovídající schopnost zvoleného regresního modelu. Zvolený model byl shledán vhodným pro tvorbu prognóz na základě spočtené relativní chyby prognózy (viz vztah č. 2.22) ($rp = 1,99 \%$). Bodové předpovědi, které byly vypočteny na jeho základě, jsou zaneseny a červeně zvýrazněny v grafu č. 45. Detailní přehled výsledku regrese a předpovědí je uveden v příloze č. 16.

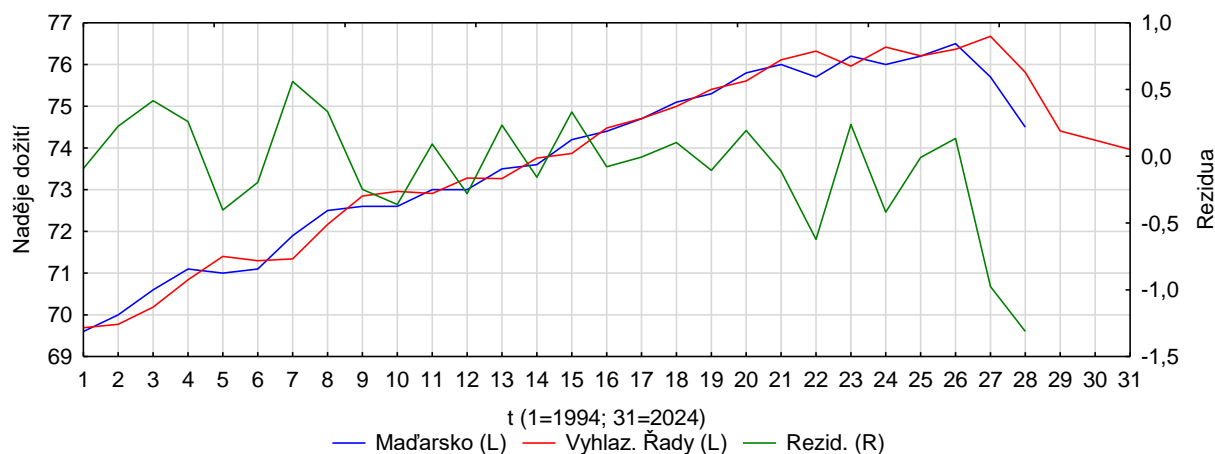
Graf 45: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v Maďarsku v letech 1994-2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Vzhledem k tomu, jak se skutečné hodnoty v posledních letech odchylojí od křivky trendové funkce, byl vývoj střední délky života v Maďarsku predikován pomocí adaptivního modelu časových řad. Na základě nejnižší hodnoty $MAPE = 0,41 \%$ (viz vztah č. 2.19) byl zvolen model Holtova exponenciálního vyrovnání s lineárním trendem a vyrovnávacími konstantami $\alpha = 0,900$ a $\gamma = 0,200$. Konkrétní hodnoty předpovězené pro následující období jsou k nahlédnutí v tabulce č. 17.

Graf 46: Model Holtova exponenciálního vyrovnání hodnot naděje dožití v Maďarsku v letech 1994–2021 a prognóza budoucího vývoje ($\alpha = 0,900$ a $\gamma = 0,200$)



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Odlišnost mezi oběma modely je podobná jako v případě České republiky. Zatímco zvolená kvadratická trendová funkce předpokládá pouze velmi pozvolné klesání hodnot v následujících letech, model Holtova exponenciálního vyrovnání předpovídá mnohem výraznější klesající trend. Aby se rozhodlo, který z modelů je pro tvorbu prognóz tím vhodnějším, byla ke každému vypočtena relativní chyba prognózy (viz tabulka č. 17) (viz vztah č. 2.22). Jelikož nižší hodnota relativní chyby prognózy (1,76 %) byla spočtena pro model Holtova exponenciálního vyrovnání, byl jako vhodnější k tvorbě predikcí určen právě on.

Tabulka 18: Srovnání predikcí jednotlivých modelů a vhodnosti pro jejich tvorbu

	Kvadratická trendová funkce	Model Holtova exponenciálního vyrovnání
2022	76	74,41
2023	75,99	74,19
2024	75,98	73,96
rp (2.22)	1,99 %	1,76 %

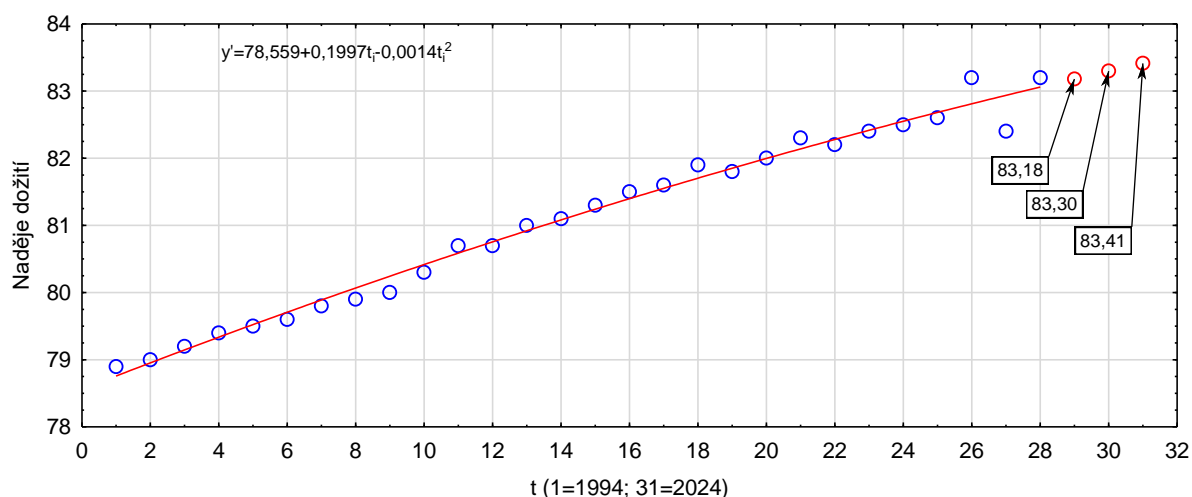
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Švédsko vykazuje ze všech zkoumaných států nejvyšší hodnoty naděje dožití. Minimum z roku 1994 je dokonce vyšší než maximum z Maďarska či Česka. Z tohoto minima, které činilo 78,9 let, stoupala naděje dožití ve Švédsku až do roku 2011. Její hodnota za toto osmnáctileté období vzrostla o rovné 3 roky. Průměrné tempo růstu mezi roky 1994 až 2011 bylo 0,22 % za rok. Mezi roky 2011 a 2012 byl zaznamenán první pokles v referenčním období, a to o 0,1 rok. Stejný pokles hodnot naděje dožití byl na území Švédska vykázán i mezi roky 2015 a 2016. Nejvyšší pokles (0,8 roku) byl zaznamenán po roce 2019, ve kterém dosáhla střední délka života svého maxima (83,2 let). V roce 2021 byl zaznamenán nejvyšší nárůst naděje dožití, který byl shodný s poklesem z předchozího roku. Naděje dožití ve Švédsku tak stoupla zpět na svou

maximální hodnotu 83,2 let. Ve srovnání s hodnotou střední délky života z prvního sledovaného období se jedná o 5,45 % nárůst.

To, jak se naděje dožití ve Švédsku vyvíjela mezi roky 1994 až 2021 nejlépe vystihuje kvadratická trendová funkce, která vypadá takto: $y' = 78,559 - 1,1997t_i - 0,0014t_i^2$ (viz příloha č. 17). Z vysoké hodnoty indexu determinace (viz vztah č. 2.15) ($r^2 = 0,98$) je patrný velmi těsný vztah mezi proměnnými. Zvolený model vysvětluje 98 % celkové variability vývoje standardizované míry úmrtnosti ve Švédsku v letech 1994 až 2021. Vhodnost modelu pro tvorbu prognóz byla posuzována na základě relativní chyby prognózy (viz vztah č. 2.22), která byla spočtena na 0,17 %. Jelikož byl splněn předpoklad, že je relativní chyba prognózy nižší než 5 %, byl model shledán vhodným pro odhad budoucího vývoje. Bodová předpověď pro roky 2022 až 2024 je zanesena a barevně vyznačena v grafu č. 47. Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí včetně těch intervalových jsou k nahlédnutí v příloze č. 17.

Graf 47: Trendová funkce a vývoj naděje dožití ve Švédsku v letech 1994-2021



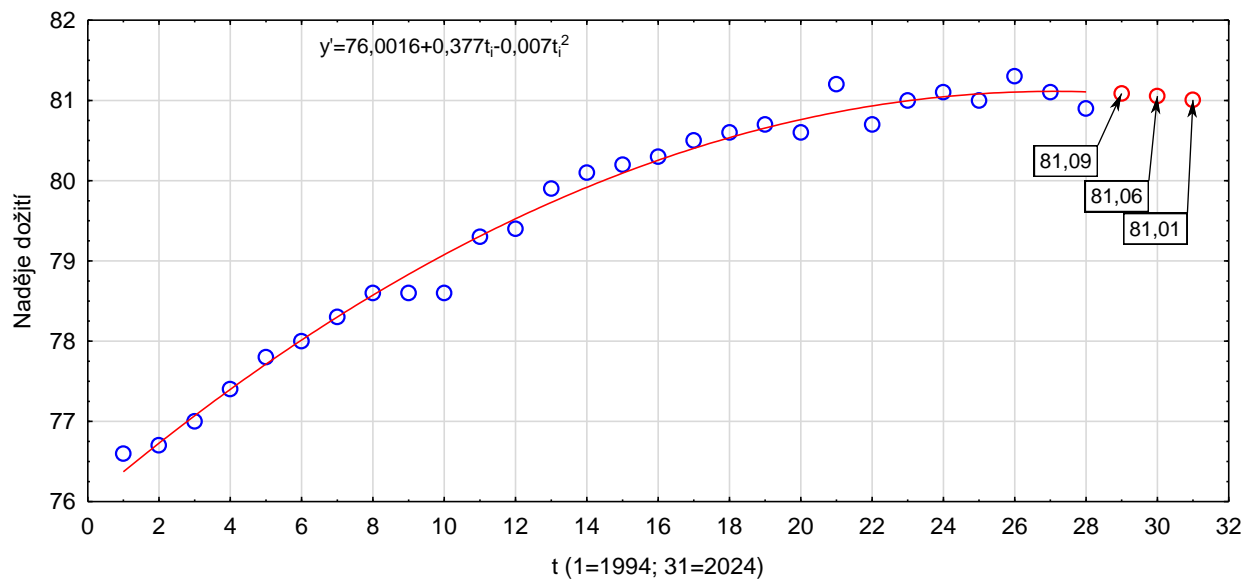
Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

Naděje dožití v Německu dosáhla v roce 1994 svého minima, jež činilo 76,6 roku. Od té doby byl zaznamenán kontinuální růst až do roku 2001, po kterém následovala dvouletá stagnace na hladině 78,6 let. V roce 2003 byl zaznamenán nejvyšší nárůst (0,7 roku) a růst pokračoval až do roku 2013, kde přišel první pokles (o 0,1 roku). Během tohoto osmnáctiletého období stoupla střední délka života v Německu o 4,1 roku a každý rok průměrně stoupala o 0,29 %. Nejvyšší pokles (0,5 roku) byl zaznamenán v roce 2015. Na své maximum (81,3 roku) vystoupala naděje dožití v Německu v roce 2019, po kterém následoval dvouletý pokles, který činil v obou letech 0,2 roku. Během celého sledovaného období stoupla naděje dožití o 5,61 %.

Z grafu č. 48 je patrné, že nejvhodnějším proložením reálných hodnot je parabola, tedy křivka kvadratické funkce s předpisem $y' = 76,0016 + 0,377t_i - 0,007t_i^2$ (viz příloha

č. 17). Index determinace (viz vztah č.2.15) ($I^2 = 0,99$) ukazuje na velmi těsný vztah mezi jednotlivými proměnnými. Zvolený model z 99 % vystihuje vývoj skutečných hodnot. K posouzení vhodnosti modelu pro tvorbu prognóz byla využita relativní chyba prognózy. Na základě její nízké hodnoty (0,26 %) byl model shledán vhodným k provádění předpovědí do budoucna. Předpovězené hodnoty pro následující tři roky jsou zanesené a červeně zvýrazněné v grafu č. 48. Detailní přehled výsledků regrese a předpovědí je v příloze č. 18.

Graf 48: Trendová funkce a vývoj naděje dožití v Německu v letech 1994-2021



Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica

5 Závěr

Předmětem této diplomové práce byla analýza vybraných ukazatelů úmrtnosti a naděje dožití při narození v České republice. Z analýz vyplynulo, že standardizovaná míra úmrtnosti klesá jak na celostátní, tak na regionální úrovni. Od roku 2000 klesla během jedenadvaceti let úmrtnost v ČR o 167 osob na 100 tis. obyvatel. Z pohledu standardizované míry úmrtnosti vykazuje v České republice dlouhodobě nejnižší hodnoty Praha. V hlavním městě byl společně s Vysočinou zaznamenán nejvyšší pokles hodnot standardizované míry úmrtnosti mezi roky 2000-2021. Na území ČR vykazují dlouhodobě nejvyšší hodnoty kraje ze severozápadu Čech. Tedy kraje Ústecký a Karlovarský. V Karlovarském kraji byla v roce 2021 úroveň úmrtnosti o 28,4 % vyšší než v Praze. Při pohledu na vývoj standardizované úmrtnosti od roku 2019 je zřetelné, že epidemie onemocnění Covid-19 zasáhla některé kraje silněji než jiné. Nejnižší nárůst byl mezi roky 2019 až 2021 zaznamenán na území Vysočiny (o 148 osob na 100 tis. obyvatel). V Karlovarském kraji byl v tomto období nárůst téměř trojnásobný. Na většině území České republiky způsobil během dvou let Covid-19 nárůst úmrtnosti o dvě až dvě a půl procenta.

Z pohledu naděje dožití při narození vypadá srovnání jednotlivých krajů podobně jako z pohledu standardizované míry úmrtnosti. Nejpozitivnější hodnoty byly opět zaznamenány v Praze. A to ať z pohledu reálných hodnot naděje dožití, tak i z pohledu tempa růstu. Pouze zde dosáhla hodnota naděje dožití hodnot vyšších než 80 let a nárůst za celé sledované období vyšší než 4 %. Nejnižší hodnoty opět vykazaly kraje ze severozápadu Čech. Z celého území ČR byla pouze v Ústeckém a Karlovarském kraji střední délka života nižší než 76 let.

Provedení relevantních prognóz budoucího vývoje naděje dožití a standardizované míry úmrtnosti narušilo propuknutí covidové epidemie, které významně ovlivnilo stabilitu vnějších podmínek časových řad. Klasické predikční modely jsou na porušení principu *ceteris paribus* obzvláště citlivé. Předpovědi vývoje standardizované míry úmrtnosti pak strmě stoupají a prognózy budoucích hodnot naděje dožití klesají. Predikce, které vycházejí z časových řad končících rokem 2019, předpokládají návrat k trendu a hodnotám, které byly vykazovány před propuknutím epidemie. Tyto predikce kromě jiného podpořila také demografická data za rok 2022 a publikace o úmrtnosti, které byly zveřejněny na webu Českého statistického úřadu.

Z pohledu standardizované míry úmrtnosti i naděje dožití při narození se Česká republika nachází v rámci celé Evropské unie pod jejím průměrem. Naděje dožití byla v roce 2021 v Česku téměř o 3 roky nižší, než byl celounijní průměr. V roce 2003 byla v České republice zaznamenána hodnota standardizované míry úmrtnosti o 355 osob na 100 tisíc

obyvatel vyšší, než činil průměr EU. V roce 2019 činil tento rozdíl 213 osob, což je o 142 méně než v roce 2003. Zatímco z pohledu střední délky života zůstává ČR dlouhodobě 2-3 roky za celounijním průměrem, z pohledu standardizované míry úmrtnosti se k průměru celé EU přibližuje.

6 Seznam použitých zdrojů

7 Bibliografie

Artl, Josef, Artlová, Markéta a Roublíková, Eva. 2004. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. 2. Vyd. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 2004. ISBN 80-245-0777-3.

Baštecká, Magdaléna a Alexandrová, Kateřina. 2017. Výběr základní příčiny smrti a kvalita vyplnění LPZ. ČSÚ. [Online] 7. 11 2017. [Citace: 25. 8 2021.] https://www.uzis.cz/res/file/akce/20171107-klasifikon/2017-11-08-08_bastecka-alexandrova.pdf.

Cipra, Tomáš. 1986. *Analýza časových řad s aplikacemi v ekonomii*. 1. vyd. Praha : SNLT, 1986.

Cyhelský, Lubomír a Souček, Eduard. 2009. *Základy statistiky*. Praha : Vysoká škola finanční a správní, 2009. ISBN 978-80-7408-013-5.

Čámský, František. 2004. *Pojistná matematika v životním a neživotním pojištění*. 1. vyd. Brno : Masarykova univerzita v Brně, 2004. ISBN 80-210-3385-1.

ČSÚ, 1. 2021. Vývoj obyvatelstva v krajích České republiky. *Vývoj obyvatelstva v krajích České republiky*. [Online] 15. 10 2021. [Citace: 18. 11 2021.] <https://www.czso.cz/documents/10180/142755460/13015721.pdf/3699c1d9-7400-4754-afc5-b92b4e3e858b?version=1.3>.

ČSÚ, 2. 2001. Příručka demografické statistiky pro potřebu oblastních statistických orgánů. *Metodické publikace*. [Online] 2001. [Citace: 7. 2 2022.] <https://web.natur.cuni.cz/~mak/gos/demmetodika/www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/020100.htm>.

Duffková, Jana, Urban, Lukáš a Dubský, Josef. 2007. *Sociologie životního stylu*. 1. vyd. Praha : Policejní akademie České republiky, 2007. ISBN 978-80-7251-266-9.

Durdisová, Jaroslava. 2005. *Ekonomika zdraví*. 1. vyd. Praha : Oeconomica, 2005. ISBN 80-245-0998-9.

Eurostat. 2021. Eurostat. [Online] 2021. [Citace: 18. 3 2022.] <https://ec.europa.eu/eurostat/web/main/data/database>.

Fiala, Tomáš. 2005. *Výpočty aktuárské demografie v tabulkovém procesoru*. 1. vyd. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 2005. ISBN 80-245-0821-4.

Hebák, Petr a kol. 2015. *Statistické myšlení a nástroje analýzy dat*. 2. vyd. Praha : Informatorium, spol s.r.o., 2015. ISBN 978-80-7333-118-4.

Hindls, Richard, a další. 2006. *Statistika pro ekonomy*. 7. vyd. Praha : Professional Publishing, 2006. ISBN 80-86946-16-9.

Hošková, Pavla, Jindrová, Andrea a Procházková, Radka. 2014. *Statistika v manažerské a obchodní praxi*. 1. vyd. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2014.

Kalibová, Květa, Pavlík, Zdeněk a Vodáková, Alena. 2009. *Demografie (nejen) pro demografy*. 3. vyd. - přepracované. Praha : SLON, 2009. ISBN 978-80-7419-012-4.

Klufová, Renata a Poláková, Zuzana. 2010. *Demografické metody a analýzy: demografie české a slovenské populace*. 1. vyd. Praha : Wolters Kluwer Česká republika, 2010. ISBN 978-80-7357-546-5..

Knausová, Ivana. 2008. *Základy demografie II*. 1. vyd. Olomouc : Univerzita Palackého v Olomouci, 2008. ISBN 978-80-244-2173-5.

Koschin, Felix. 2000. *Aktuárské demografie (Úmrtnost a životní pojištění)*. 2. vyd. Praha : Vysoká škola ekonomická v Praze, 2000. ISBN 80-245-0022-1.

Lízalová, Lenka a Radek, Stolín. 2014. *Pojišťovnictví a pojistná matematika*. Jihlava : Vysoká škola polytechnická, katedra matematiky a katedra ekonomických studií, 2014. ISBN 978-80-88064-05-3.

Mühlpachr, Pavel. 2009. *Gerontopedagogika*. 2. vyd. Brno : Masarykova univerzita, 2009. ISBN 978-80-210-5029-7.

Němečková, Michaela. 2021. *Demografická statistika a populační vývoj v České republice. Přednáška pro studenty ČZÚ*. Praha : Český statistický úřad, 11. 9 2021.

Pavlík, Zdeněk a Květa, Kalibová. 2005. *Mnohojazyčný demografický slovník*. Praha : Česká demografická společnost, 2005. Sv. 2. vyd. ISBN 80-239-4864-4.

Pecáková, Iva a Souček, Eduard. 2010. *Statistické praktikum*. 1. vyd. Praha : Vysoká škola manažerské informatiky a ekonomiky, 2010. ISBN 978-80-86847-42-9.

Pecáková, Iva. 2008. *Statistika v terénních průzkumech*. 1. vyd. Příbram : Professional Publishing, 2008. ISBN 978-80-86946-74-0.

Roubíček, Vladimír. 1997. *Úvod do demografie*. 1. vyd. Praha : Codex Bohemia, 1997. ISBN 80-85963-43-4.

Sebera, Martin. 2014. *Statistika-vícerozměrné metody*. 1. vyd. Brno : Masarykova univerzita, 2014. ISBN 978-80-210-6692-2.

Svatošová, Libuše a Kába, Bohumil. 2008. *Statistické metody II*. 1. vyd. Praha : Česká zemědělská univerzita v Praze, 2008. ISBN 978-80-213-1736-9.

Ševčík, Stanislav. 2007. *Demografie*. 1. vyd. Praha : Vysoká škola aplikovaného práva, 2007. ISBN 978-80-86775-16-6.

Štědroň, Bohumír, a další. 2012. *Prognostické metody a jejich aplikace*. Praha : C. H. Beck, 2012. ISBN 978-80-7179-174-4.

Úřad, národní rozpočtové rady. 2019. Délka života ve zdraví. *Délka života ve zdraví*. [Online] 11 2019. [Citace: 19. 11 2021.] <https://unrr.cz/wp-content/uploads/2019/11/D%C3%A9lka-%C5%BEivota-ve-zdrav%C3%AD.pdf>.

ÚZIS, 1. 2021. Informační systém List o prohlídce zemřelého. *ÚZIS*. [Online] 5. 1 2021. [Citace: 25. 8 2021.] <https://www.uzis.cz/index.php?pg=registry-sber-dat--ostatni-rezortni-registry--list-o-prohlidce-zemreleho>.

ÚZIS, 2. 2021. MKN-10 2021. *MKN*. [Online] 1. 1 2021. [Citace: 25. 8 2021.] https://mkn10.uzis.cz/prohlizec?fbclid=IwAR3TmqoK8Cdelfg_SeKCxGKSv0WsOvsTMQaIXXpYhaB9N2HFKJIEahqCDhI.

ÚZIS, 3. 2015. Narození a zemřelí do 1 roku 2013–2015. [Online] 2015. [Citace: 25. 8 2021.] <https://www.uzis.cz/index.php?pg=record&id=7695>. ISBN: 978-80-7472-152-6.

ÚZIS, 4. 2019. *ÚZIS. Zemřelí 2018*. [Online] 2019. [Citace: 25. 8 2021.] <https://www.uzis.cz/res/f/008309/demozem2018.pdf>. ISSN: 1210-9967.

ÚZIS, 5. 2009. Aktuální informace. *ÚZIS*. [Online] 3. 6 2009. [Citace: 4. 11 2021.] https://www.uzis.cz/sites/default/files/knihovna/12_09.pdf.

WHO, 1. 2021. International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems (ICD). *WHO*. [Online] 2021. [Citace: 25. 8 2021.] <https://www.who.int/standards/classifications/classification-of-diseases>.

8 Přílohy

Příloha 1: Tabulky k demografické charakteristice krajů	91
Příloha 2: Datová matice ke shlukové analýze zemí EU	94
Příloha 3: Vybrané elementární charakteristiky jednotlivých shluků	95
Příloha 4: Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti ve vybraných zemích v letech 1994-2019 a v EU v letech 2002-2019.....	96
Příloha 5: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v ČR	102
Příloha 6: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti ve Španělsku	103
Příloha 7: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti ve Španělsku pro předpověď budoucího vývoje	104
Příloha 8: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti ve Švédsku	105
Příloha 9: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v Německu	106
Příloha 10: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Německu pro předpověď budoucího vývoje	107
Příloha 11: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v Maďarsku	108
Příloha 12: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v EU	109
Příloha 13: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v Německu.....	110
Příloha 14: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití ve Španělsku	111
Příloha 15: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití ve Švédsku	112
Příloha 16: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v Maďarsku	113
Příloha 17: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v České republice.....	114
Příloha 18: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v Evropské unii.....	115
Příloha 19: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití ve vybraných zemích v letech 1994-2021 a v EU v letech 2002-2021	116
Příloha 20: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití ve Španělsku pro předpověď budoucího vývoje	122

Příloha 21: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v ČR pro předpověď budoucího vývoje.....	123
Příloha 22: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Maďarsku pro předpověď budoucího vývoje.....	124
Příloha 23: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v EU pro předpověď budoucího vývoje.....	125
Příloha 24: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady hrubé míry úmrtnosti v ČR pro předpověď budoucího vývoje.....	126
Příloha 25: Analýza rozptylu standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021.....	127
Příloha 26: Analýza vývoje standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021.....	128
Příloha 27: Analýza vývoje standardizované míry úmrtnosti v Praze v letech 2000 až 2021.....	129
Příloha 28: Analýza vývoje standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji v letech 2000 až 2021.....	130
Příloha 29: Vybrané elementární charakteristiky vývoje hodnot naděje dožití v České republice v letech 2003 až 2021.....	131
Příloha 30: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v České republice.....	132
Příloha 31: Analýza rozptylu naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021.....	133
Příloha 32: Analýza naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021.....	134
Příloha 33: Analýza naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021.....	135
Příloha 34: Analýza naděje dožití v Karlovarském kraji v letech 2003 až 2021.....	136

Příloha 1: Tabulky k demografické charakteristice krajů

Tabulka 19: Počet obyvatel v krajích ČR v letech 2011-2020 (k 31.12.)

Kraj	Počet obyvatel							Stav 31. 12. 2020		
	2011*	2015	2016	2017	2018	2019	2020	muži	ženy	muži %
Hl. město Praha	1 234 037	1 267 449	1 280 508	1 294 513	1 308 632	1 324 277	1 335 084	653 654	681 430	49,0
Sředočeský	1 264 986	1 326 876	1 338 982	1 352 795	1 369 332	1 385 141	1 397 997	691 986	706 011	49,5
Jihočeský	635 771	637 834	638 782	640 196	642 133	644 083	643 551	318 048	325 503	49,4
Plzeňský	571 256	576 616	578 629	580 816	584 672	589 899	591 041	293 818	297 223	49,7
Karlovarský	303 804	297 828	296 749	295 686	294 896	294 664	293 311	145 013	148 298	49,4
Ústecký	828 448	822 826	821 377	821 080	820 789	820 965	817 004	405 277	411 727	49,6
Liberecký	437 920	439 639	440 636	441 300	442 356	443 690	442 476	217 847	224 629	49,2
Královéhradecký	554 555	551 421	550 804	551 089	551 021	551 647	550 803	271 680	279 123	49,3
Pardubický	516 260	516 149	517 087	518 337	520 316	522 662	522 856	259 789	263 067	49,7
Vysočina	512 245	509 475	508 952	508 916	509 274	509 813	508 852	253 153	255 699	49,7
Jihomoravský	1 163 627	1 175 025	1 178 812	1 183 207	1 187 667	1 191 989	1 195 327	587 462	607 865	49,1
Olomoucký	639 030	634 718	633 925	633 178	632 492	632 015	630 522	308 718	321 804	49,0
Zlínský	590 087	584 676	583 698	583 056	582 921	582 555	580 119	284 585	295 534	49,1
Moravskoslezský	1 234 705	1 213 311	1 209 879	1 205 886	1 203 299	1 200 539	1 192 834	584 073	608 761	49,0
ČR	10 486 731	10 553 843	10 578 820	10 610 055	10 649 800	10 693 939	10 701 777	5 275 103	5 426 674	49,3

Zdroj: ČSÚ; 2021

Tabulka 20: Věková struktura obyvatelstva v krajích ČR v roce 2020

Kraj	0-15	16-64	65+	Celkem
Hl. město Praha	212824	869149	253111	1335084
Sředočeský	249281	888538	260178	1397997
Jihočeský	102490	407042	134019	643551
Plzeňský	92300	377106	121635	591041
Karlovarský	44518	188009	60784	293311
Ústecký	191156	522895	162953	877004
Liberecký	72688	278969	90819	442476
Královéhradecký	86123	343510	121170	550803
Pardubický	83619	331608	107631	522858
Vysočina	79651	323453	105748	508852
Jihomoravský	193420	760010	241897	1195327
Olomoucký	99259	398548	132715	630522
Zlínský	88643	368944	122532	580119
Moravskoslezský	18769	765935	243130	1027834
ČR	1719741	6823714	2158322	10701777

Zdroj: ČSÚ; 2021

Tabulka 21: Celkové migrační saldo v krajích ČR v letech 2011-2020

Kraj	Absolutně							Relativně (na 1 000 obyvatel)						
	2011	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2011	2015	2016 2019	2017	2018	2020	
Hl. město Praha	5 751	6 031	10 271	10 880	11 076	12 890	9 715	4,6	4,8	8,1	8,5	8,5	9,8	7,3
Středočeský	12 449	10 024	10 072	11 738	15 448	14 444	13 721	9,8	7,6	7,6	8,7	11,4	10,5	9,9
Jihočeský	362	867	644	1 286	1 885	2 170	716	0,6	1,4	1,0	2,0	2,9	3,4	1,1
Plzeňský	775	1 939	2 207	2 363	4 050	5 556	2 332	1,4	3,4	3,8	4,1	7,0	9,5	3,9
Karlovarský	-573	-928	-703	-410	-54	346	-9	-1,9	-3,1	-2,4	-1,4	-0,2	1,2	0,0
Ústecký	-226	-221	-678	433	948	1 290	-1 115	-0,3	-0,3	-0,8	0,5	1,2	1,6	-1,4
Liberecký	254	663	422	618	1 036	1 282	-519	0,6	1,5	1,0	1,4	2,3	2,9	-1,2
Královéhradecký	-388	85	-552	366	279	1 023	324	-0,7	0,2	-1,0	0,7	0,5	1,9	0,6
Pardubický	204	-85	639	1 267	1 981	2 232	1 123	0,4	-0,2	1,2	2,4	3,8	4,3	2,1
Vysočina	-352	-591	-833	-188	205	678	140	-0,7	-1,2	-1,6	-0,4	0,4	1,3	0,3
Jihomoravský	1 748	1 507	2 334	3 161	3 408	3 184	4 494	1,5	1,3	2,0	2,7	2,9	2,7	3,8
Olomoucký	-144	-491	-761	-393	-433	78	49	-0,2	-0,8	-1,2	-0,6	-0,7	0,1	0,1
Zlínský	-456	-142	-647	-337	125	151	-476	-0,8	-0,2	-1,1	-0,6	0,2	0,3	-0,8
Moravskoslezský	-2 515	-2 681	-2 351	-2 511	-1 325	-1 054	-3 568	-2,0	-2,2	-1,9	-2,1	-1,1	-0,9	-3,0
ČR	16 889	15 977	20 064	28 273	38 629	44 270	26 927	1,6	1,5	1,9	2,7	3,6	4,1	2,5

Zdroj: ČSÚ; 2021

Tabulka 22: Sňatky v krajích ČR podle měsíce konání v roce 2020

Kraj	Počet sňatků												Celkem
	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	
Hl. město Praha	139	283	93	110	233	774	739	1 141	1 104	523	163	153	5 455
Středočeský	98	296	75	108	210	961	810	1 265	1 065	504	110	129	5 631
Jihočeský	59	152	41	35	93	484	379	647	534	258	55	55	2 792
Plzeňský	49	135	34	26	92	404	364	589	440	220	51	75	2 479
Karlovarský	38	56	16	19	45	200	193	294	210	111	26	24	1 232
Ústecký	73	158	50	48	153	556	531	828	595	316	101	99	3 508
Liberecký	38	98	34	24	90	317	271	423	343	164	50	54	1 906
Královéhradecký	39	104	36	35	84	350	339	541	407	190	48	55	2 228
Pardubický	33	105	30	33	86	356	282	520	431	226	43	39	2 184
Vysočina	35	93	29	38	76	371	299	510	407	216	37	43	2 154
Jihomoravský	95	250	73	93	245	899	642	1 091	1 070	561	117	136	5 272
Olomoucký	46	142	40	32	106	418	358	572	535	304	44	68	2 665
Zlínský	41	120	21	48	102	391	307	572	507	296	50	58	2 513
Moravskoslezský	106	314	75	93	241	772	726	1 091	981	672	173	152	5 396
ČR	889	2 306	647	742	1 856	7 253	6 240	10 084	8 629	4 561	1 068	1 140	45 415

Zdroj: ČSÚ; 2021

Tabulka 23: Počet rozvodů v krajích ČR v letech 2011-2020

Kraj	Rozvody celkem							Navrhovatel rozvodu – 2020 (v %)		
	2011	2015	2016	2017	2018	2019	2020	Muž	Žena	Oba
Hl. město Praha	3 220	2 983	2 715	2 860	2 798	2 743	2 633	15,3	25,0	59,7
Středočeský	3 615	3 670	3 524	3 768	3 397	3 381	3 209	17,3	29,6	53,2
Jihočeský	1 807	1 583	1 532	1 498	1 439	1 433	1 345	17,8	32,4	49,7
Plzeňský	1 630	1 462	1 380	1 356	1 386	1 279	1 207	18,9	29,2	51,9
Karlovarský	891	747	739	734	678	694	672	19,3	35,1	45,5
Ústecký	2 319	2 117	2 245	2 252	2 106	2 022	1 745	18,2	36,7	45,2
Liberecký	1 296	1 235	1 102	1 158	1 000	1 180	991	20,9	34,4	44,7
Královéhradecký	1 459	1 360	1 300	1 343	1 273	1 286	1 124	16,9	29,4	53,6
Pardubický	1 258	1 219	1 171	1 327	1 120	1 117	1 012	18,7	31,3	50,0
Vysočina	1 105	1 049	945	1 100	1 064	1 030	890	16,5	27,1	56,4
Jihomoravský	2 945	2 770	2 758	2 867	2 684	2 631	2 266	17,4	28,0	54,5
Olomoucký	1 733	1 515	1 432	1 430	1 417	1 377	1 255	18,3	33,5	48,1
Zlínský	1 415	1 323	1 228	1 246	1 285	1 274	1 033	15,4	30,9	53,7
Moravskoslezský	3 420	3 050	2 925	2 816	2 666	2 694	2 352	15,7	29,6	54,7
ČR	28 113	26 083	24 996	25 755	24 313	24 141	21 734	17,3	30,2	52,5

Zdroj: ČSÚ₁; 2021

Příloha 2: Datová matice ke shlukové analýze zemí EU

Tabulka 24: Datová matice ke shlukové analýze zemí EU

Stát/ukazatel (2017)	Naděje dožití při narození	Zdravé roky života	Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100000 obyv.)	Mediánový věk	Index feminity	Nemocniční lůžka na 100000 obyv.	Výdaje na zdravotnictví (euro na obyv.)
Belgie	81,6	63,7	955,7	41,5	103,1	566,35	4 218,87
Bulharsko	74,8	64,5	1 621,74	43,9	105,9	745,40	556,20
Česká republika	79,1	61,4	1 223,84	41,9	103,4	662,74	1 308,62
Dánsko	81,1	59,7	1 005,8	41,6	101,0	260,83	5 134,04
Německo	81,1	66,0	1 022,94	45,9	102,8	800,23	4 468,12
Estonsko	78,4	56,0	1 186,88	41,8	113,0	460,61	1 193,78
Irsko	82,2	68,6	937,25	36,9	102,1	297,02	4 413,89
Řecko	81,4	64,8	980,9	44,2	106,2	420,91	1 334,75
Španělsko	83,4	69,4	835,93	43,2	103,8	297,43	2 233,54
Francie	82,7	63,7	829,65	41,4	106,7	598,02	3 890,45
Chorvatsko	78,0	57,6	1 370,18	43,4	107,2	553,97	805,78
Itálie	83,1	66,3	868,14	45,9	105,8	318,07	2 489,35
Kypr	82,2	65,2	1 042,15	37,4	105,2	329,60	1 544,70
Lotyšsko	74,9	51,4	1 472,94	43,1	117,7	556,67	828,80
Litva	75,8	58,1	1 408,99	43,4	117,0	655,78	966,21
Lucembursko	82,1	59,2	900	39,4	99,1	466,18	5 009,21
Maďarsko	76,0	60,2	1 461,98	42,3	109,6	701,90	875,84
Malta	82,4	72,7	911,68	40,6	98,7	448,51	2 226,88
Nizozemsko	81,8	60,0	967,83	42,5	101,5	327,68	4 355,42
Rakousko	81,7	57,1	952,19	43,0	103,4	736,62	4 359,69
Polsko	77,8	62,0	1 239,64	40,3	106,6	662,38	807,48
Portugalsko	81,6	58,5	980,61	44,4	111,2	339,34	1 770,29
Rumunsko	75,2	58,7	1 479,85	41,8	104,6	689,21	493,75
Slovinsko	81,2	55,0	1 014,74	43,5	101,5	449,77	1 703,65
Slovensko	77,3	55,6	1 335,86	39,8	105,0	582,05	1 051,83
Finsko	81,7	57,4	948,92	42,5	102,9	328,09	3 749,64
Švédsko	82,5	72,6	909,21	40,8	99,4	221,19	5 147,42

Zdroj: Eurostat; 2022

Příloha 3: Vybrané elementární charakteristiky jednotlivých shluků

Shluk č. 1: Španělsko, Malta, Itálie	Průměr	Sm. Odchylka	Rozptyl	Var. Koef.
Naděje dožití při narození	82,967	0,513	0,26	0,62 %
Zdravé roky života	69,467	3,201	10,24	4,61 %
Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyv.)	871,917	38,016	1445,21	4,36 %
Mediánový věk	43,233	2,650	7,02	6,13 %
Index feminity	102,767	3,661	13,4	3,56 %
Nemocniční lůžka na 100 000 obyv.	354,670	81,921	6710,96	23,10 %
Výdaje na zdravotnictví (euro na obyv.)	2316,590	149,652	22395,6	6,46 %
Shluk č. 2: ČR, Estonsko, Řecko, Kypr, Portugalsko, Slovinsko	Průměr	Sm. Odchylka	Rozptyl	Var. Koef.
Naděje dožití při narození	80,65	1,53	2,33	1,89 %
Zdravé roky života	60,15	4,36	19,03	7,25 %
Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyv.)	1071,52	106,84	11414,5	9,97 %
Mediánový věk	42,20	2,60	6,76	6,16 %
Index feminity	106,75	4,48	20,07	4,20 %
Nemocniční lůžka na 100 000 obyv.	443,83	120,61	14546,08	27,17 %
Výdaje na zdravotnictví (euro na obyv.)	1475,97	232,71	54153,31	15,77 %
Shluk č. 3: Slovensko, Polsko, Maďarsko, Litva, Lotyšsko, Rumunsko, Bulharsko, Chorvatsko	Průměr	Sm. Odchylka	Rozptyl	Var. Koef.
Naděje dožití při narození	76,225	1,301	1,69	1,71 %
Zdravé roky života	58,513	3,982	15,85	6,80 %
Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyv.)	1423,897	113,978	12991	8,00 %
Mediánový věk	42,250	1,517	2,3	3,59 %
Index feminity	109,200	5,260	27,67	4,82 %
Nemocniční lůžka na 100 000 obyv.	643,420	71,436	5103,14	11,10 %
Výdaje na zdravotnictví (euro na obyv.)	798,236	189,329	35845,32	23,72 %
Shluk č. 4: Švédsko, Lucembursko, Dánsko	Průměr	Sm. Odchylka	Rozptyl	Var. Koef.
Naděje dožití při narození	81,900	0,721	0,52	0,88 %
Zdravé roky života	63,833	7,596	57,7	11,90 %
Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyv.)	938,337	58,606	3434,68	6,25 %
Mediánový věk	40,600	1,114	1,24	2,74 %
Index feminity	99,833	1,021	1,04	1,02 %
Nemocniční lůžka na 100 000 obyv.	316,067	131,504	17293,34	41,61 %
Výdaje na zdravotnictví (euro na obyv.)	5096,890	76,227	5810,59	1,50 %
Shluk č. 5: Belgie, Německo, Irsko, Francie, Nizozemsko, Rakousko, Finsko	Průměr	Sm. Odchylka	Rozptyl	Var. Koef.
Naděje dožití při narození	81,829	0,502	0,25	0,61 %
Zdravé roky života	62,357	4,352	18,94	6,98 %
Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyv.)	944,926	57,941	3357,18	6,13 %
Mediánový věk	41,957	2,687	7,22	6,40 %
Index feminity	103,214	1,666	2,77	1,61 %
Nemocniční lůžka na 100 000 obyv.	522,001	207,042	42866,16	39,66 %
Výdaje na zdravotnictví (euro na obyv.)	4208,011	278,641	77640,95	6,62 %

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica a Excel, Eurosta; 2021

Příloha 4: Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti ve vybraných zemích v letech 1994-2019 a v EU v letech 2002-2019

Tabulka 25: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti ve Španělsku v letech 1994-2019

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti	1. diference (viz vztah č. 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	1194,7				1
1995	1194,5	-0,2		99,98 %	1,000
1996	1185,7	-8,8	-8,6	99,26 %	0,992
1997	1155,5	-30,2	-21,4	97,45 %	0,967
1998	1166,4	10,9	41,1	100,94 %	0,976
1999	1172,8	6,4	-4,5	100,55 %	0,982
2000	1109,5	-63,3	-69,7	94,60 %	0,929
2001	1086,9	-22,6	40,7	97,96 %	0,910
2002	1089,7	2,8	25,4	100,26 %	0,912
2003	1111,4	21,7	18,9	101,99 %	0,930
2004	1045,4	-66	-87,7	94,06 %	0,875
2005	1059,6	14,2	80,2	101,36 %	0,887
2006	983	-76,6	-90,8	92,77 %	0,823
2007	985,5	2,5	79,1	100,25 %	0,825
2008	956,1	-29,4	-31,9	97,02 %	0,800
2009	924,3	-31,8	-2,4	96,67 %	0,774
2010	889,4	-34,9	-3,1	96,22 %	0,744
2011	889,55	0,15	35,05	100,02 %	0,745
2012	898,41	8,86	8,71	101,00 %	0,752
2013	848,32	-50,09	-58,95	94,42 %	0,710
2014	837,46	-10,86	39,23	98,72 %	0,701
2015	872,68	35,22	46,08	104,21 %	0,730
2016	829,05	-43,63	-78,85	95,00 %	0,694
2017	835,93	6,88	50,51	100,83 %	0,700
2018	825,03	-10,9	-17,78	98,70 %	0,691
2019	798,50	-26,53	-15,63	96,78 %	0,668
Průměr	997,90	-15,85	-1,10	0,98 %	0,84

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2021

Tabulka 26: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v České republice v letech 1994-2019

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti	1. diference (viz vztah č. 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	1820,3				1
1995	1810,6	-9,7		99,47 %	0,995
1996	1710,7	-99,9	-90,2	94,48 %	0,940
1997	1695,6	-15,1	84,8	99,12 %	0,931
1998	1638	-57,6	-42,5	96,60 %	0,900
1999	1622,2	-15,8	41,8	99,04 %	0,891
2000	1602,3	-19,9	-4,1	98,77 %	0,880
2001	1583,3	-19	0,9	98,81 %	0,870
2002	1585,8	2,5	21,5	100,16 %	0,871
2003	1630,6	44,8	42,3	102,83 %	0,896
2004	1540,9	-89,7	-134,5	94,50 %	0,847
2005	1518,9	-22	67,7	98,57 %	0,834
2006	1425,9	-93	-71	93,88 %	0,783
2007	1381,1	-44,8	48,2	96,86 %	0,759
2008	1343,3	-37,8	7	97,26 %	0,738
2009	1346	2,7	40,5	100,20 %	0,739
2010	1307,4	-38,6	-41,3	97,13 %	0,718
2011	1331,4	24	62,6	101,84 %	0,731
2012	1323,36	-8,04	-32,04	99,40 %	0,727
2013	1308,17	-15,19	-7,15	98,85 %	0,719
2014	1237,38	-70,79	-55,6	94,59 %	0,680
2015	1280,23	42,85	113,64	103,46 %	0,703
2016	1206,06	-74,17	-117,02	94,21 %	0,663
2017	1223,84	17,78	91,95	101,47 %	0,672
2018	1212,28	-11,56	-29,34	99,06 %	0,666
2019	1182,44	-29,84	-18,28	97,54 %	0,650
Průměr	1456,46	-25,51	-0,84	0,98 %	0,80

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2021

Tabulka 27: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v Maďarsku v letech 1994-2019

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti	1. diference (viz vztah č. 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	2040,6				1
1995	2001,8	-38,8		98,10 %	0,981
1996	1973,2	-28,6	10,2	98,57 %	0,967
1997	1905,8	-67,4	-38,8	96,58 %	0,934
1998	1908	2,2	69,6	100,12 %	0,935
1999	1922,2	14,2	12	100,74 %	0,942
2000	1794,6	-127,6	-141,8	93,36 %	0,879
2001	1737,6	-57	70,6	96,82 %	0,852
2002	1742,6	5	62	100,29 %	0,854
2003	1774	31,4	26,4	101,80 %	0,869
2004	1702	-72	-103,4	95,94 %	0,834
2005	1715,5	13,5	85,5	100,79 %	0,841
2006	1625,8	-89,7	-103,2	94,77 %	0,797
2007	1615,5	-10,3	79,4	99,37 %	0,792
2008	1557	-58,5	-48,2	96,38 %	0,763
2009	1540,4	-16,6	41,9	98,93 %	0,755
2010	1525,7	-14,7	1,9	99,05 %	0,748
2011	1532,84	7,14	21,84	100,47 %	0,751
2012	1538,63	5,79	-1,35	100,38 %	0,754
2013	1489,03	-49,6	-55,39	96,78 %	0,730
2014	1455,53	-33,5	16,1	97,75 %	0,713
2015	1500,2	44,67	78,17	103,07 %	0,735
2016	1425,36	-74,84	-119,51	95,01 %	0,699
2017	1461,98	36,62	111,46	102,57 %	0,716
2018	1438,46	-23,52	-60,14	98,39 %	0,705
2019	1414,44	-24,02	-0,5	98,33 %	0,693
Průměr	1676,97	-25,05	0,62	0,99 %	0,81

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2021

Tabulka 28: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti ve Švédsku v letech 1994-2019

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti	1. diference (viz vztah č. 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	1181,6				1
1995	1191,6	10		100,85 %	1,008
1996	1178,5	-13,1	-23,1	98,90 %	0,997
1997	1158,5	-20	-6,9	98,30 %	0,980
1998	1149,1	-9,4	10,6	99,19 %	0,972
1999	1155,9	6,8	16,2	100,59 %	0,978
2000	1125,8	-30,1	-36,9	97,40 %	0,953
2001	1117,6	-8,2	21,9	99,27 %	0,946
2002	1123,2	5,6	13,8	100,50 %	0,951
2003	1090,1	-33,1	-38,7	97,05 %	0,923
2004	1056,7	-33,4	-0,3	96,94 %	0,894
2005	1049,8	-6,9	26,5	99,35 %	0,888
2006	1026,7	-23,1	-16,2	97,80 %	0,869
2007	1019,2	-7,5	15,6	99,27 %	0,863
2008	1004,9	-14,3	-6,8	98,60 %	0,850
2009	979,8	-25,1	-10,8	97,50 %	0,829
2010	972,7	-7,1	18	99,28 %	0,823
2011	966,34	-6,36	0,74	99,35 %	0,818
2012	975,9	9,56	15,92	100,99 %	0,826
2013	950,13	-25,77	-35,33	97,36 %	0,804
2014	922,22	-27,91	-2,14	97,06 %	0,780
2015	926,7	4,48	32,39	100,49 %	0,784
2016	913,05	-13,65	-18,13	98,53 %	0,773
2017	909,21	-3,84	9,81	99,58 %	0,769
2018	897,29	-11,92	-8,08	98,69 %	0,759
2019	848,06	-49,23	-37,31	94,51 %	0,718
Průměr	1034,25	-13,34	-2,47	0,99 %	0,88

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2021

Tabulka 29: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v Německu v letech 1994-2019

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti	1. diference (viz vztah č. 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	1382,3				1
1995	1359,5	-22,8		98,35 %	0,984
1996	1340,8	-18,7	4,1	98,62 %	0,970
1997	1295,2	-45,6	-26,9	96,60 %	0,937
1998	1272,8	-22,4	23,2	98,27 %	0,921
1999	1245,7	-27,1	-4,7	97,87 %	0,901
2000	1212,7	-33	-5,9	97,35 %	0,877
2001	1184	-28,7	4,3	97,63 %	0,857
2002	1198	14	42,7	101,18 %	0,867
2003	1213,6	15,6	1,6	101,30 %	0,878
2004	1144,6	-69	-84,6	94,31 %	0,828
2005	1133,4	-11,2	57,8	99,02 %	0,820
2006	1087,4	-46	-34,8	95,94 %	0,787
2007	1065,8	-21,6	24,4	98,01 %	0,771
2008	1064,2	-1,6	20	99,85 %	0,770
2009	1052,7	-11,5	-9,9	98,92 %	0,762
2010	1033,1	-19,6	-8,1	98,14 %	0,747
2011	1059,88	26,78	46,38	102,59 %	0,767
2012	1061,01	1,13	-25,65	100,11 %	0,768
2013	1072,4	11,39	10,26	101,07 %	0,776
2014	1017,32	-55,08	-66,47	94,86 %	0,736
2015	1057,59	40,27	95,35	103,96 %	0,765
2016	1017,25	-40,34	-80,61	96,19 %	0,736
2017	1022,94	5,69	46,03	100,56 %	0,740
2018	1030,19	7,25	1,56	100,71 %	0,745
2019	994,020	-36,17	-43,42	96,49 %	0,719
Průměr	1139,17	-15,53	-0,56	0,99 %	0,82

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2021

Tabulka 30: Vybrané elementární charakteristiky vývoje úmrtnosti v EU v letech 2002-2019

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti	1. diference (viz vztah č. 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2002	1257,8				1
2003	1275,3	17,5		101,39 %	1,014
2004	1213,2	-62,1	-79,6	95,13 %	0,965
2005	1205	-8,2	53,9	99,32 %	0,958
2006	1144,4	-60,6	-52,4	94,97 %	0,910
2007	1127	-17,4	43,2	98,48 %	0,896
2008	1106,5	-20,5	-3,1	98,18 %	0,880
2009	1087,3	-19,2	1,3	98,26 %	0,864
2010	1066,7	-20,6	-1,4	98,11 %	0,848
2011	1063,11	-3,59	17,01	99,66 %	0,845
2012	1070,44	7,33	10,92	100,69 %	0,851
2013	1042,47	-27,97	-35,3	97,39 %	0,829
2014	1006,92	-35,55	-7,58	96,59 %	0,801
2015	1040,6	33,68	69,23	103,34 %	0,827
2016	999,05	-41,55	-75,23	96,01 %	0,794
2017	1005,68	6,63	48,18	100,66 %	0,800
2018	994,750	-10,93	-17,56	98,91 %	0,791
2019	968,700	-26,05	-15,12	97,38 %	0,770
Průměr	1093,05	-17,01	-2,72	0,98 %	0,87

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel, Eurostat; 2021

Příloha 5: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v ČR

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: Česká republika (Úmrtnost EU) R= ,98383606 R2= ,96793340 Upravené R2= ,96514500 F(2,23)=347,13 p<,00000 Směr. chyba odhadu: 36,874						
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(23)	p-hodnot
N=26						
průsečík			1849,549	23,47760	78,77932	0,000000
t	-1,41074	0,155181	-36,430	4,00726	-9,09096	0,000000
V7**2	0,44587	0,155181	0,414	0,14406	2,87325	0,008589

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Česká republika			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-36,4298	27,0000	-983,606
V7**2	0,4139	729,0000	301,741
průsečík			1849,549
Předpověď			1167,684
-95,0%LS			1119,117
+95,0%LS			1216,251

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Česká republika			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-36,4298	28,0000	-1020,04
V7**2	0,4139	784,0000	324,51
průsečík			1849,55
Předpověď			1154,02
-95,0%LS			1097,75
+95,0%LS			1210,29

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Česká republika			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-36,4298	29,0000	-1056,47
V7**2	0,4139	841,0000	348,10
průsečík			1849,55
Předpověď			1141,18
-95,0%LS			1076,48
+95,0%LS			1205,88

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Česká republika			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-36,4298	30,0000	-1092,90
V7**2	0,4139	900,0000	372,52
průsečík			1849,55
Předpověď			1129,17
-95,0%LS			1055,35
+95,0%LS			1203,00

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Příloha 6: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti ve Španělsku

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: Španělsko (Úmrtnost EU) R= ,98311847 R2= ,96652192 Upravené R2= ,96512700 F(1,24)=692,89 p<0,0000 Směr. chyba odhadu: 25,784						
N=26	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(24)	p-hodnot
průsečík			1237,181	10,41239	118,8182	0,000000
t	-0,983118	0,037349	-17,748	0,67423	-26,3227	0,000000

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Španělsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-17,7475	27,00000	-479,183
průsečík			1237,181
Předpověď			757,998
-95,0%LS			736,508
+95,0%LS			779,488

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Španělsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-17,7475	28,00000	-496,930
průsečík			1237,181
Předpověď			740,251
-95,0%LS			717,534
+95,0%LS			762,967

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Španělsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-17,7475	29,00000	-514,678
průsečík			1237,181
Předpověď			722,503
-95,0%LS			698,542
+95,0%LS			746,464

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Španělsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-17,7475	30,00000	-532,425
průsečík			1237,181
Předpověď			704,756
-95,0%LS			679,535
+95,0%LS			729,977

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Příloha 7: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti ve Španělsku pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=1203, T0=-15,8 (Úmrtnost EU) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= ,400 Gama=,500 Španělsko
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	1,2946882350
Průměr abs. chyb	19,8317459303
Součet čtverců	17513,3888789267
Průměrný čtverec	673,5918799587
Průměrná procentuální	0,1389946720
Prům. abs. %chyb	1,9930086437

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Příloha 8: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti ve Švédsku

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: Švédsko (Úmrtnost EU) R= ,99167637 R2= ,98342202 Upravené R2= ,98273127 F(1,24)=1423,7 p<0,0000 Směr. chyba odhadu: 13,623						
	b*	Sm.chyba zb*	b	Sm.chyba zb	t(24)	p-hodnot
N=26						
průsečík			1215,707	5,501307	220,9852	0,000000
t	-0,991676	0,026282	-13,441	0,356223	-37,7320	0,000000

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-13,4410	27,00000	-362,907
průsečík			1215,707
Předpověď			852,800
-95,0%LS			841,446
+95,0%LS			864,155

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-13,4410	28,00000	-376,348
průsečík			1215,707
Předpověď			839,359
-95,0%LS			827,357
+95,0%LS			851,362

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-13,4410	29,00000	-389,789
průsečík			1215,707
Předpověď			825,918
-95,0%LS			813,259
+95,0%LS			838,578

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-13,4410	30,00000	-403,230
průsečík			1215,707
Předpověď			812,477
-95,0%LS			799,152
+95,0%LS			825,803

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Příloha 9: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v Německu

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: Německo (Úmrtnost EU) R= ,98506832 R2= ,97035959 Upravené R2= ,96778216 F(2,23)=376,48 p<,00000 Směr. chyba odhadu: 21,251						
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(23)	p-hodnot
N=26						
průsečík			1419,265	13,53047	104,8940	0,000000
t	-2,09260	0,149195	-32,392	2,30944	-14,0260	0,000000
V7**2	1,18447	0,149195	0,659	0,08302	7,9391	0,000000

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Německo			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,3922	27,0000	-874,589
V7**2	0,6591	729,0000	480,495
průsečík			1419,265
Předpověď			1025,170
-95,0%LS			997,180
+95,0%LS			1053,160

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Německo			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,3922	28,0000	-906,981
V7**2	0,6591	784,0000	516,746
průsečík			1419,265
Předpověď			1029,030
-95,0%LS			996,600
+95,0%LS			1061,459

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Německo			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,3922	29,0000	-939,374
V7**2	0,6591	841,0000	554,316
průsečík			1419,265
Předpověď			1034,207
-95,0%LS			996,919
+95,0%LS			1071,495

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Německo			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,3922	30,0000	-971,766
V7**2	0,6591	900,0000	593,203
průsečík			1419,265
Předpověď			1040,702
-95,0%LS			998,155
+95,0%LS			1083,249

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Příloha 10: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Německu pro předpověď budoucího vývoje

Exp. vyrovnáv.: S0=1394, T0=,9835 (Úmrtnost EU) Expon.trend,žádná sezóna; Alfa= ,800 Gama=,200 NĚMECKO	
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	1,6728313300
Průměr abs. chyb	19,7474886379
Součet čtverců	16480,7978494267
Průměrný čtverec	633,8768403626
Průměrná procentuální	0,1393279919
Prům. abs. %chyb	1,7923596733

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 11: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v Maďarsku

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: Maďarsko (Úmrtnost EU) R= ,98950432 R2= ,97911879 Upravené R2= ,97730304 F(2,23)=539,23 p<0,0000 Směr. chyba odhadu: 29,821						
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(23)	p-hodnot
N=26						
průsečík			2092,873	18,98721	110,2254	0,000000
t	-1,68709	0,125224	-43,662	3,24082	-13,4725	0,000000
V7**2	0,73512	0,125224	0,684	0,11650	5,8704	0,000006

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Maďarsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-43,6620	27,0000	-1178,87
V7**2	0,6839	729,0000	498,58
průsečík			2092,87
Předpověď			1412,58
-95,0%LS			1373,30
+95,0%LS			1451,86

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Maďarsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-43,6620	28,0000	-1222,54
V7**2	0,6839	784,0000	536,20
průsečík			2092,87
Předpověď			1406,54
-95,0%LS			1361,03
+95,0%LS			1452,04

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Maďarsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-43,6620	29,0000	-1266,20
V7**2	0,6839	841,0000	575,18
průsečík			2092,87
Předpověď			1401,86
-95,0%LS			1349,53
+95,0%LS			1454,18

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: Maďarsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-43,6620	30,0000	-1309,86
V7**2	0,6839	900,0000	615,53
průsečík			2092,87
Předpověď			1398,55
-95,0%LS			1338,84
+95,0%LS			1458,25

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Příloha 12: Výsledky regrese a předpověď pro standardizovanou míru úmrtnosti v EU

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: EU (Úmrtnost EU) R= ,98432303 R2= ,96889183 Upravené R2= ,96474408 F(2,15)=233,59 p<,00000 Směr. chyba odhadu: 17,505						
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(15)	p-hodnot
N=18						
průsečík			1304,898	13,89309	93,92425	0,00000
t	-1,86438	0,192789	-32,558	3,36672	-9,67055	0,00000
V10**2	0,93131	0,192789	0,832	0,17218	4,83072	0,00022

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: EU			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,5581	18,0000	-586,045
V10**2	0,8318	324,0000	269,490
průsečík			1304,898
Předpověď			988,343
-95,0%LS			964,642
+95,0%LS			1012,044

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: EU			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,5581	19,0000	-618,603
V10**2	0,8318	361,0000	300,265
průsečík			1304,898
Předpověď			986,560
-95,0%LS			956,948
+95,0%LS			1016,173

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: EU			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,5581	20,0000	-651,161
V10**2	0,8318	400,0000	332,704
průsečík			1304,898
Předpověď			986,441
-95,0%LS			949,979
+95,0%LS			1022,902

Předpovězené hodnoty (Úmrtnost EU) proměnné: EU			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	-32,5581	21,0000	-683,719
V10**2	0,8318	441,0000	366,806
průsečík			1304,898
Předpověď			987,985
-95,0%LS			943,807
+95,0%LS			1032,163

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Statistica, Eurostat; 2022

Příloha 13: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v Německu

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: Německo (Nadeje dožití EU) R= ,99392018 R2= ,98787732 Upravené R2= ,98690750 F(2,25)=1018,6 p<0,0000 Směr. chyba odhadu: ,17276						
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(25)	p-hodnot
N=28						
průsečík			76,00162	0,105383	721,1918	0,00000
t	2,05473	0,091254	0,37714	0,016749	22,5166	0,00000
V7**2	-1,13260	0,091254	-0,00696	0,000560	-12,4115	0,00000

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Německo			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,377137	29,0000	10,93697
V7**2	-0,006957	841,0000	-5,85046
průsečík			76,00162
Předpověď			81,08813
-95,0%LS			80,87108
+95,0%LS			81,30517

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Německo			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,377137	30,0000	11,31410
V7**2	-0,006957	900,0000	-6,26089
průsečík			76,00162
Předpověď			81,05483
-95,0%LS			80,80587
+95,0%LS			81,30378

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Německo			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,377137	31,0000	11,69124
V7**2	-0,006957	961,0000	-6,68524
průsečík			76,00162
Předpověď			81,00761
-95,0%LS			80,72392
+95,0%LS			81,29131

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Príloha 14: Výsledky regrese a predpoved' pro naději dožití ve Španělsku

Shnutí regrese pro závislou proměnnou: Španělsko (Nadeje dožití EU) R= ,97769811 R2= ,95589360 Upravené R2= ,95236509 F(2,25)=270,91 p<,00000 Směr. chyba odhadu: ,42669						
N=28	b*	Sm.chyba zb*	b	Sm.chyba zb	t(25)	p-hodnot
průsečík			77,15739	0,260282	296,4374	0,000000
t	1,540097	0,174062	0,36603	0,041368	8,8480	0,000000
V7**2	-0,590275	0,174062	-0,00469	0,001384	-3,3912	0,002317

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Španělsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,366027	29,0000	10,61477
V7**2	-0,004695	841,0000	-3,94811
průsečík			77,15739
Předpověď			83,82405
-95,0%LS			83,28799
+95,0%LS			84,36012

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Španělsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,366027	30,0000	10,98080
V7**2	-0,004695	900,0000	-4,22509
průsečík			77,15739
Předpověď			83,91310
-95,0%LS			83,29822
+95,0%LS			84,52798

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Španělsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,366027	31,0000	11,34683
V7**2	-0,004695	961,0000	-4,51145
průsečík			77,15739
Předpověď			83,99276
-95,0%LS			83,29207
+95,0%LS			84,69346

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 15: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití ve Švédsku

Shmutí regrese pro závislou proměnnou: Švédsko (Nadeje dožití EU) R= ,99223610 R2= ,98453249 Upravené R2= ,98329509 F(2,25)=795,65 p<0,0000 Směr. chyba odhadu: ,17106						
N=28	b*	Sm.chyba zb*	b	Sm.chyba zb	t(25)	p-hodnot
průsečík			78,55934	0,104349	752,8531	0,000000
t	1,241081	0,103078	0,19969	0,016585	12,0403	0,000000
V7**2	-0,258444	0,103078	-0,00139	0,000555	-2,5073	0,019029

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,199686	29,0000	5,79090
V7**2	-0,001392	841,0000	-1,17027
průsečík			78,55934
Předpověď			83,17998
-95,0%LS			82,96507
+95,0%LS			83,39489

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,199686	30,0000	5,99059
V7**2	-0,001392	900,0000	-1,25237
průsečík			78,55934
Předpověď			83,29756
-95,0%LS			83,05105
+95,0%LS			83,54407

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,199686	31,0000	6,19028
V7**2	-0,001392	961,0000	-1,33725
průsečík			78,55934
Předpověď			83,41237
-95,0%LS			83,13145
+95,0%LS			83,69328

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Švédsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,199686	31,0000	6,19028
V7**2	-0,001392	961,0000	-1,33725
průsečík			78,55934
Předpověď			83,41237
-95,0%LS			83,13145
+95,0%LS			83,69328

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Príloha 16: Výsledky regrese a predpoved' pro naději dožití v Maďarsku

Shnutí regrese pro závislou proměnnou: Maďarsko (Nadeje dožití EU) R= ,97843801 R2= ,95734094 Upravené R2= ,95392822 F(2,25)=280,52 p<,00000 Směr. chyba odhadu: ,45105						
	b*	Sm.chyba zb*	b	Sm.chyba zb	t(25)	p-hodnot
N=28						
průsečík			68,95433	0,275141	250,6143	0,000000
t	1,874764	0,171183	0,47893	0,043730	10,9518	0,000000
V7**2	-0,951793	0,171183	-0,00814	0,001463	-5,5601	0,000009

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Maďarsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,478925	29,0000	13,88883
V7**2	-0,008136	841,0000	-6,84280
průsečík			68,95433
Předpověď			76,00037
-95,0%LS			75,43370
+95,0%LS			76,56703

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Maďarsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,478925	30,0000	14,36775
V7**2	-0,008136	900,0000	-7,32285
průsečík			68,95433
Předpověď			75,99924
-95,0%LS			75,34925
+95,0%LS			76,64922

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Maďarsko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,478925	31,0000	14,84668
V7**2	-0,008136	961,0000	-7,81918
průsečík			68,95433
Předpověď			75,98184
-95,0%LS			75,24114
+95,0%LS			76,72253

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 17: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v České republice

Shmutí regrese pro závislou proměnnou: Česko (Nadeje dožití EU) R= ,97315041 R2= ,94702173 Upravené R2= ,94278347 F(2,25)=223,45 p<,00000 Směr. chyba odhadu: ,45653						
	b*	Sm.chyba zb*	b	Sm.chyba zb	t(25)	p-hodnot
N=28						
průsečík			72,48092	0,278481	260,2726	0,000000
t	1,839668	0,190767	0,42683	0,044261	9,6435	0,000000
V7**2	-0,919307	0,190767	-0,00714	0,001481	-4,8190	0,000060

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Česko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,426832	29,0000	12,37811
V7**2	-0,007138	841,0000	-6,00272
průsečík			72,48092
Předpověď			78,85632
-95,0%LS			78,28278
+95,0%LS			79,42986

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Česko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,426832	30,0000	12,80495
V7**2	-0,007138	900,0000	-6,42383
průsečík			72,48092
Předpověď			78,86203
-95,0%LS			78,20416
+95,0%LS			79,51991

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: Česko			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,426832	31,0000	13,23178
V7**2	-0,007138	961,0000	-6,85923
průsečík			72,48092
Předpověď			78,85347
-95,0%LS			78,10378
+95,0%LS			79,60316

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Príloha 18: Výsledky regrese a predpoved' pro naději dožití v Evropské unii

Shmutí regrese pro závislou proměnnou: EU (Nadeje dožití EU) R= ,97745109 R2= ,95541062 Upravené R2= ,95016481 F(2,17)=182,13 p<,00000 Směr. chyba odhadu: ,25019						
	b*	Sm.chyba z b*	b	Sm.chyba z b	t(17)	p-hodnot
N=20						
průsečík			76,90623	0,186140	413,1643	0,000000
t (EU)	2,43287	0,215493	0,46089	0,040823	11,2898	0,000000
V8**2	-1,57506	0,215493	-0,01380	0,001888	-7,3091	0,000001

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: EU			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t (EU)	0,460885	21,0000	9,67859
V8**2	-0,013802	441,0000	-6,08648
průsečík			76,90623
Předpověď			80,49833
-95,0%LS			80,10561
+95,0%LS			80,89105

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: EU			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t (EU)	0,460885	22,0000	10,13947
V8**2	-0,013802	484,0000	-6,67995
průsečík			76,90623
Předpověď			80,36575
-95,0%LS			79,89151
+95,0%LS			80,83999

Predpovězené hodnoty (Nadeje dožití EU) proměnné: EU			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
I	0,460885	23,0000	10,60036
V8**2	-0,013802	529,0000	-7,30102
průsečík			76,90623
Předpověď			80,20557
-95,0%LS			79,64031
+95,0%LS			80,77083

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 19: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití ve vybraných zemích v letech 1994-2021 a v EU v letech 2002-2021

Tabulka 31: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití ve Španělsku v letech 1994-2021

Rok	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	78,0				1,00
1995	78,1	0,10		100,13 %	1,00
1996	78,3	0,20	0,10	100,26 %	1,00
1997	78,8	0,50	0,30	100,64 %	1,01
1998	78,8	0,00	-0,50	100,00 %	1,01
1999	78,8	0,00	0,00	100,00 %	1,01
2000	79,3	0,50	0,50	100,63 %	1,02
2001	79,8	0,50	0,00	100,63 %	1,02
2002	79,8	0,00	-0,50	100,00 %	1,02
2003	79,7	-0,10	-0,10	99,87 %	1,02
2004	80,4	0,70	0,80	100,88 %	1,03
2005	80,3	-0,10	-0,80	99,88 %	1,03
2006	81,1	0,80	0,90	101,00 %	1,04
2007	81,1	0,00	-0,80	100,00 %	1,04
2008	81,5	0,40	0,40	100,49 %	1,04
2009	81,9	0,40	0,00	100,49 %	1,05
2010	82,4	0,50	0,10	100,61 %	1,06
2011	82,6	0,20	-0,30	100,24 %	1,06
2012	82,5	-0,10	-0,30	99,88 %	1,06
2013	83,2	0,70	0,80	100,85 %	1,07
2014	83,3	0,10	-0,60	100,12 %	1,07
2015	83,0	-0,30	-0,40	99,64 %	1,06
2016	83,5	0,50	0,80	100,60 %	1,07
2017	83,4	-0,10	-0,60	99,88 %	1,07
2018	83,5	0,10	0,20	100,12 %	1,07
2019	84,0	0,50	0,40	100,60 %	1,08
2020	82,4	-1,60	-2,10	98,10 %	1,06
2021	83,3	0,90	2,50	101,09 %	1,07
Průměr	81,17	0,2	0,03	1,002	1,04

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat 2022

Tabulka 32: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v České republice v letech 1994-2021

Rok	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	73,2				1,00
1995	73,3	0,10		100,14 %	1,00
1996	74,0	0,70	0,60	100,95 %	1,01
1997	74,1	0,10	-0,60	100,14 %	1,01
1998	74,7	0,60	0,50	100,81 %	1,02
1999	74,9	0,20	-0,40	100,27 %	1,02
2000	75,1	0,20	0,00	100,27 %	1,03
2001	75,3	0,20	0,00	100,27 %	1,03
2002	75,4	0,10	-0,10	100,13 %	1,03
2003	75,3	-0,10	-0,20	99,87 %	1,03
2004	75,9	0,60	0,70	100,80 %	1,04
2005	76,1	0,20	-0,40	100,26 %	1,04
2006	76,7	0,60	0,40	100,79 %	1,05
2007	77,0	0,30	-0,30	100,39 %	1,05
2008	77,3	0,30	0,00	100,39 %	1,06
2009	77,4	0,10	-0,20	100,13 %	1,06
2010	77,7	0,30	0,20	100,39 %	1,06
2011	78,0	0,30	0,00	100,39 %	1,07
2012	78,1	0,10	-0,20	100,13 %	1,07
2013	78,3	0,20	0,10	100,26 %	1,07
2014	78,9	0,60	0,40	100,77 %	1,08
2015	78,7	-0,20	-0,80	99,75 %	1,08
2016	79,1	0,40	0,60	100,51 %	1,08
2017	79,1	0,00	-0,40	100,00 %	1,08
2018	79,1	0,00	0,00	100,00 %	1,08
2019	79,3	0,20	0,20	100,25 %	1,08
2020	78,3	-1,00	-1,20	98,74 %	1,07
2021	77,4	-0,90	0,10	98,85 %	1,06
Průměr	76,7	0,16	-0,04	1,002	1,05

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat 2022

Tabulka 33: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Maďarsku v letech 1994-2021

Rok	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	69,6				1,00
1995	70,0	0,40		100,57 %	1,01
1996	70,6	0,60	0,20	100,86 %	1,01
1997	71,1	0,50	-0,10	100,71 %	1,02
1998	71,0	-0,10	-0,60	99,86 %	1,02
1999	71,1	0,10	0,20	100,14 %	1,02
2000	71,9	0,80	0,70	101,13 %	1,03
2001	72,5	0,60	-0,20	100,83 %	1,04
2002	72,6	0,10	-0,50	100,14 %	1,04
2003	72,6	0,00	-0,10	100,00 %	1,04
2004	73,0	0,40	0,40	100,55 %	1,05
2005	73,0	0,00	-0,40	100,00 %	1,05
2006	73,5	0,50	0,50	100,68 %	1,06
2007	73,6	0,10	-0,40	100,14 %	1,06
2008	74,2	0,60	0,50	100,82 %	1,07
2009	74,4	0,20	-0,40	100,27 %	1,07
2010	74,7	0,30	0,10	100,40 %	1,07
2011	75,1	0,40	0,10	100,54 %	1,08
2012	75,3	0,20	-0,20	100,27 %	1,08
2013	75,8	0,50	0,30	100,66 %	1,09
2014	76,0	0,20	-0,30	100,26 %	1,09
2015	75,7	-0,30	-0,50	99,61 %	1,09
2016	76,2	0,50	0,80	100,66 %	1,09
2017	76,0	-0,20	-0,70	99,74 %	1,09
2018	76,2	0,20	0,40	100,26 %	1,09
2019	76,5	0,30	0,10	100,39 %	1,10
2020	75,7	-0,80	-1,10	98,95 %	1,09
2021	74,5	-1,20	-0,40	98,41 %	1,07
Průměr	73,66	0,18	-0,06	1,003	1,06

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat 2022

Tabulka 34: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Německu v letech 1994-2021

Rok	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	76,6				1,00
1995	76,7	0,10		100,13 %	1,00
1996	77,0	0,30	0,20	100,39 %	1,01
1997	77,4	0,40	0,10	100,52 %	1,01
1998	77,8	0,40	0,00	100,52 %	1,02
1999	78,0	0,20	-0,20	100,26 %	1,02
2000	78,3	0,30	0,10	100,38 %	1,02
2001	78,6	0,30	0,00	100,38 %	1,03
2002	78,6	0,00	-0,30	100,00 %	1,03
2003	78,6	0,00	0,00	100,00 %	1,03
2004	79,3	0,70	0,70	100,89 %	1,04
2005	79,4	0,10	-0,60	100,13 %	1,04
2006	79,9	0,50	0,40	100,63 %	1,04
2007	80,1	0,20	-0,30	100,25 %	1,05
2008	80,2	0,10	-0,10	100,12 %	1,05
2009	80,3	0,10	0,00	100,12 %	1,05
2010	80,5	0,20	0,10	100,25 %	1,05
2011	80,6	0,10	-0,10	100,12 %	1,05
2012	80,7	0,10	0,00	100,12 %	1,05
2013	80,6	-0,10	-0,20	99,88 %	1,05
2014	81,2	0,60	0,70	100,74 %	1,06
2015	80,7	-0,50	-1,10	99,38 %	1,05
2016	81,0	0,30	0,80	100,37 %	1,06
2017	81,1	0,10	-0,20	100,12 %	1,06
2018	81,0	-0,10	-0,20	99,88 %	1,06
2019	81,3	0,30	0,40	100,37 %	1,06
2020	81,1	-0,20	-0,50	99,75 %	1,06
2021	80,9	-0,20	0,00	99,75 %	1,06
Průměr	79,55	0,16	-0,01	1,002	1,04

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat 2022

Tabulka 35: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití ve Švédsku v letech 1994-2021

Rok	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
1994	78,9				1,00
1995	79,0	0,10		100,13 %	1,00
1996	79,2	0,20	0,10	100,25 %	1,00
1997	79,4	0,20	0,00	100,25 %	1,01
1998	79,5	0,10	-0,10	100,13 %	1,01
1999	79,6	0,10	0,00	100,13 %	1,01
2000	79,8	0,20	0,10	100,25 %	1,01
2001	79,9	0,10	-0,10	100,13 %	1,01
2002	80,0	0,10	0,00	100,13 %	1,01
2003	80,3	0,30	0,20	100,38 %	1,02
2004	80,7	0,40	0,10	100,50 %	1,02
2005	80,7	0,00	-0,40	100,00 %	1,02
2006	81,0	0,30	0,30	100,37 %	1,03
2007	81,1	0,10	-0,20	100,12 %	1,03
2008	81,3	0,20	0,10	100,25 %	1,03
2009	81,5	0,20	0,00	100,25 %	1,03
2010	81,6	0,10	-0,10	100,12 %	1,03
2011	81,9	0,30	0,20	100,37 %	1,04
2012	81,8	-0,10	-0,40	99,88 %	1,04
2013	82,0	0,20	0,30	100,24 %	1,04
2014	82,3	0,30	0,10	100,37 %	1,04
2015	82,2	-0,10	-0,40	99,88 %	1,04
2016	82,4	0,20	0,30	100,24 %	1,04
2017	82,5	0,10	-0,10	100,12 %	1,05
2018	82,6	0,10	0,00	100,12 %	1,05
2019	83,2	0,60	0,50	100,73 %	1,05
2020	82,4	-0,80	-1,40	99,04 %	1,04
2021	83,2	0,80	1,60	100,97 %	1,05
Průměr	81,07	0,16	0,03	1,002	1,03

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat 2022

Tabulka 36: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v EU v letech 2002-2021

Rok	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2002	77,6				1,00
2003	77,7	0,10		100,13 %	1,00
2004	78,3	0,60	0,50	100,77 %	1,01
2005	78,4	0,10	-0,50	100,13 %	1,01
2006	78,9	0,50	0,40	100,64 %	1,02
2007	79,1	0,20	-0,30	100,25 %	1,02
2008	79,3	0,20	0,00	100,25 %	1,02
2009	79,5	0,20	0,00	100,25 %	1,02
2010	79,8	0,30	0,10	100,38 %	1,03
2011	80,1	0,30	0,00	100,38 %	1,03
2012	80,2	0,10	-0,20	100,12 %	1,03
2013	80,5	0,30	0,20	100,37 %	1,04
2014	80,8	0,30	0,00	100,37 %	1,04
2015	80,5	-0,30	-0,60	99,63 %	1,04
2016	80,9	0,40	0,70	100,50 %	1,04
2017	80,9	0,00	-0,40	100,00 %	1,04
2018	81,0	0,10	0,10	100,12 %	1,04
2019	81,3	0,30	0,20	100,37 %	1,05
2020	80,4	-0,90	-1,20	98,89 %	1,04
2021	80,1	-0,30	0,60	99,63 %	1,03
Průměr	79,77	0,13	-0,02	1,002	1,03

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; Eurostat 2022

Příloha 20: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití ve Španělsku pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=77,90 T0=,1963 (Nadeje dožití EU) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= ,300 Gama=,900 Španělsko
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0526525165245
Průměr abs. chyb	0,2476335733329
Součet čtverců	3,9617872806794
Průměrný čtverec	0,1414924028814
Průměrná procentuální	-0,0637504796259
Prům. abs. %chyb	0,3039095821322

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 21: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v ČR pro předpověď budoucího vývoje

Exp. vyrovnáv.: S0=73,12 T0=,1556 (Nadeje dožití EU) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= ,800 Gama=,600 ČESKO	
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0674551893075
Průměr abs. chyb	0,2480735815822
Součet čtverců	3,3091406252464
Průměrný čtverec	0,1181835937588
Průměrná procentuální	-0,0859545903328
Prům. abs. %chyb	0,3226125271434

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 22: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Maďarsku pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=69,51 T0=,1815 (Nadeje dožití EU) Lin.trend, žádná sezóna; Alfa= ,900 Gama=,200 MAĎARSKO
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0801337659082%
Průměr abs. chyb	0,3034188757904%
Součet čtverců	4,7810419922493%
Průměrný čtverec	0,1707514997231%
Průměrná procentuální	-0,1051257332731%
Prům. abs. %chyb	0,4118330229042%

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 23: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v EU pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=77,53 T0=,1316 (Nadeje dožití EU) Lin.trend,žádná sezóna; Alfa= ,700 Gama=,400 EU
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,0696647828329
Průměr abs. chyb	0,19600144089589
Součet čtverců	1,93614639282886
Průměrný čtverec	0,09680731964144
Průměrná procentuální	-0,08616161314640
Prům. abs. %chyb	0,24519343754315

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; Eurostat 2022

Příloha 24: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady hrubé míry úmrtnosti v ČR pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: Vícenás. sezóna (12) S0=80,42 T0=,7296 (Umrtnost ČR-mesice) Tlumený trend,mult.sezóna; Alfa= ,500 Delta=,100 Fi=,300 Hrubá míra úmrtnosti v ČR	
Souhrn chyb	Chyba	
Průměrná chyba	0,34844336814	
Průměr abs. chyb	4,09618084601	
Součet čtverců	7458,53858655723	
Průměrný čtverec	56,50408020119	
Průměrná procentuální	0,12634465832	
Prům. abs. %chyb	4,06972896117	

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 25: Analýz rozptylu standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021

Tabulka 37: Výsledky Shapiro-Wilkova testu normality dat standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021

Kraj	Hm. Praha	Středočeský	Jihočeský	Plzeňský	Karlovarský	Ústecký	Liberecký
p-hodnota	0,0603	0,1514	0,3177	0,0805	0,2917	0,4288	0,0486
Kraj	Královéhradecký	Pardubický	Vysočina	Jihomoravský	Olomoucký	Zlínský	Moravskoslezský
p-hodnota	0,1631	0,2653	0,0705	0,0904	0,1526	0,5799	0,307

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Tabulka 38: Výsledky Leveneova testu homogenity rozptylů standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021

Leveneův test homogenity rozptylů (Umrtnost-kraje-roční)				
Efekty: B				
Stupně volnosti pro všechna F: 13, 294				
	MS Efekt	MS Chyba	F	p
A	2540,428	7665,069	0,331429	0,986769

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Tabulka 39: Analýz rozptylu standardizované míry úmrtnosti v krajích ČR v letech 2000 až 2021

Jednorozměrné testy významnosti pro Úmrtnost (Umrtnost-kraje-roční)					
Sigma-omezená parametrizace					
Dekompozice efektivní hypotézy					
Efekt	SS	Stupně volnosti	MS	F	p
průsečík	661978489	1	661978489	24752,22	0,000000
Kraj	2483824	13	191063	7,14	0,000000
Chyba	7862798	294	26744		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 26: Analýza vývoje standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021

Tabulka 40: Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji v letech 2000 až 2021

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyvatel)	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2000	1870,9				1
2001	1934,3	63,4		103,39 %	1,03
2002	2004,4	70,1	6,7	103,62 %	1,07
2003	1954,1	-50,3	-120,4	97,49 %	1,04
2004	1856,7	-97,4	-47,1	95,02 %	0,99
2005	1836,4	-20,3	77,1	98,91 %	0,98
2006	1745,5	-90,9	-70,6	95,05 %	0,93
2007	1706,0	-39,5	51,4	97,74 %	0,91
2008	1675,0	-31,0	8,5	98,18 %	0,90
2009	1656,0	-19,0	12,0	98,86 %	0,89
2010	1629,8	-26,2	-7,2	98,42 %	0,87
2011	1579,0	-50,8	-24,6	96,88 %	0,84
2012	1536,6	-42,4	8,4	97,31 %	0,82
2013	1579,2	42,6	85,0	102,77 %	0,84
2014	1491,5	-87,7	-130,3	94,45 %	0,80
2015	1535,4	43,9	131,6	102,94 %	0,82
2016	1450,5	-84,9	-128,8	94,47 %	0,78
2017	1458,1	7,6	92,4	100,52 %	0,78
2018	1427,7	-30,4	-38,0	97,91 %	0,76
2019	1394,7	-33,0	-2,6	97,69 %	0,75
2020	1624,9	230,2	263,3	116,51 %	0,87
2021	1771,1	146,2	-84,1	109,00 %	0,95
Průměr	1669,0	-4,8	4,1	1,0	0,9

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Tabulka 41: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Ústeckém kraji pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=1840, T0=1,034 (Umrtnost-kraje-roční) Expon.trend, žádná sezóna; Alfa= ,700 Gama=,900 ÚSTECKÝ
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	6,875005338
Průměr abs. chyb	51,222039957
Součet čtverců	126678,894490978
Průměrný čtverec	5758,131567772
Průměrná procentuální	0,462706730
Prům. abs. %chyb	3,067432293

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 27: Analýza vývoje standardizované míry úmrtnosti v Praze v letech 2000 až 2021

Tabulka 42: Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti v Praze v letech 2000 až 2021

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyvatel)	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2000	1528,2				1,00
2001	1544,8	16,6		101,1 %	1,01
2002	1559,7	14,9	-1,7	101,0 %	1,02
2003	1566,5	6,9	-8,0	100,4 %	1,03
2004	1461,2	-105,3	-112,2	93,3 %	0,96
2005	1423,6	-37,6	67,7	97,4 %	0,93
2006	1353,4	-70,2	-32,7	95,1 %	0,89
2007	1318,8	-34,5	35,7	97,4 %	0,86
2008	1294,9	-23,9	10,6	98,2 %	0,85
2009	1286,9	-8,0	15,9	99,4 %	0,84
2010	1239,0	-48,0	-40,0	96,3 %	0,81
2011	1223,3	-15,7	32,2	98,7 %	0,80
2012	1225,7	2,4	18,2	100,2 %	0,80
2013	1195,4	-30,3	-32,7	97,5 %	0,78
2014	1150,5	-44,9	-14,7	96,2 %	0,75
2015	1178,0	27,5	72,5	102,4 %	0,77
2016	1129,3	-48,7	-76,2	95,9 %	0,74
2017	1102,9	-26,5	22,2	97,7 %	0,72
2018	1108,8	5,9	32,4	100,5 %	0,73
2019	1079,3	-29,4	-35,3	97,3 %	0,71
2020	1200,2	120,8	150,2	111,2 %	0,79
2021	1280,1	79,9	-40,9	106,7 %	0,84
Průměr	1293,2	-11,8	3,2	99,2 %	0,85

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Tabulka 43: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Praze pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=1840, T0=1,034 (Umrtnost-kraje-roční) Expon.trend, žádná sezóna; Alfa= ,700 Gama=,900 ÚSTECKÝ
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	6,875005338
Průměr abs. chyb	51,222039957
Součet čtverců	126678,894490978
Průměrný čtverec	5758,131567772
Průměrná procentuální	0,462706730
Prům. abs. %chyb	3,067432293

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Příloha 28: Analýza vývoje standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji v letech 2000 až 2021

Tabulka 44 Vybrané elementární charakteristiky standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji v letech 2000 až 2021

Rok	Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 000 obyvatel)	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2000	1754,0				1
2001	1810,4	56,3		103,2 %	1,03
2002	1806,6	-3,8	-60,1	99,8 %	1,03
2003	1841,4	34,8	38,6	101,9 %	1,05
2004	1736,4	-105,0	-139,7	94,3 %	0,99
2005	1669,7	-66,7	38,3	96,2 %	0,95
2006	1611,9	-57,8	8,9	96,5 %	0,92
2007	1571,1	-40,8	17,1	97,5 %	0,90
2008	1572,7	1,6	42,4	100,1 %	0,90
2009	1589,1	16,4	14,9	101,0 %	0,91
2010	1582,9	-6,2	-22,7	99,6 %	0,90
2011	1534,9	-48,0	-41,8	97,0 %	0,88
2012	1473,9	-61,0	-13,0	96,0 %	0,84
2013	1455,0	-18,9	42,1	98,7 %	0,83
2014	1429,9	-25,1	-6,2	98,3 %	0,82
2015	1428,0	-1,9	23,2	99,9 %	0,81
2016	1375,6	-52,4	-50,4	96,3 %	0,78
2017	1374,1	-1,5	50,9	99,9 %	0,78
2018	1351,5	-22,6	-21,1	98,4 %	0,77
2019	1339,0	-12,5	10,1	99,1 %	0,76
2020	1550,4	211,4	223,9	115,8 %	0,88
2021	1662,7	112,3	-99,1	107,2 %	0,95
Průměr	1569,1	-4,3	2,8	99,8 %	0,89

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Tabulka 45: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady standardizované míry úmrtnosti v Moravskoslezském kraji pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=1757, T0=-5,43 (Umrtnost-kraje-roční) Tlumený trend, žádná sezóna; Alfa= ,900 Gama= ,900 Fí=,800 Moravskoslezský
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	5,1230374636
Průměr abs. chyb	35,3189174827
Součet čtverců	79971,2807793566
Průměrný čtverec	3635,0582172436
Průměrná procentuální	0,3382872511
Prům. abs. %chyb	2,2284700057

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 29: Vybrané elementární charakteristiky vývoje hodnot naděje dožití v České republice v letech 2003 až 2021

Rok	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2003	75,4				1
2004	75,6	0,2		100,33 %	1,003297
2005	76,0	0,4	0,1	100,51 %	1,008435
2006	76,4	0,4	0,0	100,50 %	1,013488
2007	76,8	0,4	0,0	100,48 %	1,018365
2008	77,0	0,3	-0,1	100,33 %	1,021762
2009	77,2	0,2	-0,1	100,24 %	1,024256
2010	77,4	0,2	0,0	100,23 %	1,026625
2011	77,6	0,3	0,1	100,34 %	1,030163
2012	77,9	0,2	0,0	100,30 %	1,033223
2013	78,1	0,2	0,0	100,25 %	1,035769
2014	78,4	0,4	0,2	100,48 %	1,040692
2015	78,6	0,2	-0,2	100,24 %	1,043205
2016	78,7	0,1	-0,1	100,14 %	1,044647
2017	78,9	0,2	0,1	100,25 %	1,04724
2018	79,0	0,0	-0,2	100,03 %	1,047587
2019	79,1	0,1	0,1	100,18 %	1,049512
2020	78,8	-0,3	-0,5	99,59 %	1,045216
2021	77,8	-1,0	-0,6	98,78 %	1,032516
Průměr	77,6	0,1	-0,1	100,18 %	1,0

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Příloha 30: Výsledky regrese a předpověď pro naději dožití v České republice

Shrnutí regrese pro závislou proměnnou: Česká republika (Nadeje dožití-2021) R= ,97500988 R2= ,95064426 Upravené R2= ,94447480 F(2,16)=154,09 p<,00000 Směr. chyba odhadu: ,27671						
	b*	Sm.chyba zb*	b	Sm.chyba zb	t(16)	p-hodnot
N=19						
průsečík			74,70730	0,212413	351,7083	0,000000
t	2,27880	0,234369	0,47554	0,048908	9,7231	0,000000
V16**2	-1,40209	0,234369	-0,01421	0,002376	-5,9824	0,000019

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití-2021) proměnné: Česká republika			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,475537	20,0000	9,51074
V16**2	-0,014213	400,0000	-5,68504
průsečík			74,70730
Předpověď			78,53300
-95,0%LS			78,08270
+95,0%LS			78,98329

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití-2021) proměnné: Česká republika			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,475537	21,0000	9,98627
V16**2	-0,014213	441,0000	-6,26775
průsečík			74,70730
Předpověď			78,42582
-95,0%LS			77,87700
+95,0%LS			78,97464

Předpovězené hodnoty (Nadeje dožití-2021) proměnné: Česká republika			
Proměnná	b-váha	Hodnota	b-váha *Hodnota
t	0,475537	22,0000	10,46181
V16**2	-0,014213	484,0000	-6,87890
průsečík			74,70730
Předpověď			78,29021
-95,0%LS			77,63091
+95,0%LS			78,94952

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 31: Analýza rozptylu naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021

Tabulka 46: Výsledky Shapiro-Wilkova testu normality dat naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021

Hlavní město Praha	Středočeský kraj	Jihočeský kraj	Plzeňský kraj	Karlovarský kraj	Ústecký kraj	Liberecký kraj
0,2496	0,0657	0,3534	0,0616	0,048	0,2707	0,1217
Královéhradecký kraj	Pardubický kraj	Kraj Vysočina	Jihomoravský kraj	Olomoucký kraj	Zlínský kraj	Moravskoslezský kraj
0,3112	0,18	0,215	0,0933	0,4404	0,3503	0,2555

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Tabulka 47: Výsledky Leveneova testu homogenity rozptylů dat naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021

Leveneův test homogenity rozptylů (Nadeje doziti-2021)				
Efekty: B				
Stupně volnosti pro všechna F: 13, 252				
	MS Efekt	MS Chyba	F	p
A	0,097981	0,389309	0,251679	0,996505

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Tabulka 48: Analýza rozptylu naděje dožití v krajích ČR v letech 2003 až 2021

Jednorozměrné testy významnosti pro A (Nadeje doziti-2021)					
Sigma-omezená parametrizace					
Dekompozice efektivní hypotézy					
	SS	Stupně volnosti	MS	F	p
Efekt					
průsečík	1600782	1	1600782	1159655	0,00
B	201	13	15	11	0,00
Chyba	348	252	1		

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 32: Analýza naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021

Tabulka 49: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Ústeckém kraji v letech 2003 až 2021

Název kraje	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2003	73,3				1
2004	73,7	0,4		100,48 %	1,00482
2005	74,0	0,3	0,0	100,46 %	1,009486
2006	74,4	0,4	0,0	100,51 %	1,014616
2007	74,8	0,4	0,0	100,57 %	1,020353
2008	75,1	0,3	-0,1	100,40 %	1,024456
2009	75,4	0,2	-0,1	100,31 %	1,027583
2010	75,5	0,1	-0,1	100,15 %	1,029087
2011	75,8	0,3	0,2	100,42 %	1,033382
2012	76,0	0,2	-0,1	100,33 %	1,036757
2013	76,1	0,0	-0,2	100,02 %	1,03699
2014	76,4	0,4	0,3	100,47 %	1,041858
2015	76,7	0,3	0,0	100,43 %	1,046366
2016	76,7	0,0	-0,3	99,99 %	1,046265
2017	77,0	0,2	0,2	100,30 %	1,049354
2018	77,1	0,1	-0,1	100,17 %	1,051166
2019	77,3	0,2	0,1	100,25 %	1,053777
2020	76,9	-0,4	-0,6	99,51 %	1,048633
2021	75,8	-1,1	-0,7	98,61 %	1,034085
Průměr	75,7	0,1	-0,1	100,19 %	1,0

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Tabulka 50: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Ústeckém kraji pro předpověď budoucího vývoje

Exp. vyrovnáv.: S0=73,16 T0=1,005 (Nadeje dožití-2021) Expon.trend, žádná sezóna; Alfa= ,900 Gama=,500 Ústecký kraj	
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,1068481657326
Průměr abs. chyb	0,1812508439387
Součet čtverců	1,7011836228937
Průměrný čtverec	0,0895359801523
Průměrná procentuální	-0,1405575411076
Prům. abs. %chyb	0,2388240568879

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 33: Analýza naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021

Tabulka 51: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Praze v letech 2003 až 2021

Název kraje	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2003	76,5				1
2004	76,9	0,4		100,53 %	1,00526
2005	77,4	0,5	0,1	100,69 %	1,012164
2006	77,9	0,4	-0,1	100,56 %	1,017833
2007	78,2	0,3	-0,1	100,40 %	1,021891
2008	78,4	0,3	0,0	100,34 %	1,025339
2009	78,7	0,2	0,0	100,30 %	1,028369
2010	78,8	0,2	-0,1	100,23 %	1,030738
2011	79,1	0,3	0,1	100,37 %	1,034502
2012	79,4	0,2	0,0	100,30 %	1,037613
2013	79,6	0,2	0,0	100,30 %	1,040708
2014	79,9	0,3	0,0	100,32 %	1,044009
2015	80,0	0,1	-0,1	100,13 %	1,045401
2016	80,1	0,1	0,0	100,16 %	1,047023
2017	80,4	0,3	0,2	100,39 %	1,051094
2018	80,6	0,2	-0,1	100,25 %	1,053717
2019	80,7	0,1	-0,1	100,13 %	1,055113
2020	80,5	-0,2	-0,3	99,75 %	1,052483
2021	79,7	-0,8	-0,6	99,01 %	1,042115
Průměr	79,1	0,2	-0,1	100,23 %	1,0

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Tabulka 52: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Praze pro předpověď budoucího vývoje

Exp. vyrovnáv.: S0=76,40 T0=,1989 (Nadeje doziti-2021) Tlumený trend, žádná sezóna; Alfa= ,900 Gama=,900 Fí=,900 Hlavní město Praha	
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,02986367686446
Průměr abs. chyb	0,12900669477766
Součet čtverců	0,83041305797229
Průměrný čtverec	0,04370595041959
Průměrná procentuální	-0,03642040080157
Prům. abs. %chyb	0,16306648786677

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022

Příloha 34: Analýza naděje dožití v Karlovarském kraji v letech 2003 až 2021

Tabulka 53: Vybrané elementární charakteristiky naděje dožití v Karlovarském kraji v letech 2003 až 2021

Název kraje	Naděje dožití	1. diference (viz vztah 2.1)	2. diference (viz vztah č. 2.2)	Tempo růstu (viz vztah č. 2.4)	Bazický index (viz vztah č. 2.6)
2003	74,4				1
2004	74,3	-0,1		99,91 %	0,999138
2005	75,0	0,7	0,8	100,94 %	1,008549
2006	75,4	0,4	-0,3	100,49 %	1,013456
2007	75,8	0,4	0,1	100,56 %	1,01917
2008	76,1	0,3	-0,1	100,37 %	1,022944
2009	75,9	-0,2	-0,4	99,80 %	1,020854
2010	75,9	0,0	0,1	99,96 %	1,020422
2011	76,4	0,6	0,6	100,74 %	1,027952
2012	76,9	0,5	-0,1	100,62 %	1,034298
2013	77,1	0,2	-0,3	100,23 %	1,036637
2014	77,2	0,1	-0,1	100,11 %	1,03777
2015	77,3	0,1	0,0	100,16 %	1,039401
2016	77,5	0,3	0,1	100,33 %	1,042856
2017	77,4	-0,1	-0,4	99,86 %	1,041348
2018	77,2	-0,3	-0,2	99,65 %	1,037683
2019	77,5	0,4	0,7	100,49 %	1,042783
2020	77,2	-0,3	-0,7	99,62 %	1,038826
2021	75,8	-1,4	-1,1	98,16 %	1,019689
Průměr	76,3	0,1	-0,1	100,11 %	1,0

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel; ČSÚ, 2022

Tabulka 54: Kvalitativní ukazatele vhodnosti zvoleného adaptivního modelu časové řady naděje dožití v Karlovarském kraji pro předpověď budoucího vývoje

	Exp. vyrovnáv.: S0=74,30 T0=,1162 (Nadeje doziti-2021) Tlumený trend, žádná sezóna; Alfa= ,900 Gama=,900 Fi=,700 Karlovarský kraj
Souhrn chyb	Chyba
Průměrná chyba	-0,02702808913646
Průměr abs. chyb	0,29099441232365
Součet čtverců	3,57597892713165
Průměrný čtverec	0,18820941721746
Průměrná procentuální	-0,03546713166746
Prům. abs. %chyb	0,38132497500865

Zdroj: Vlastní zpracování v programu Excel a Statistica; ČSÚ, 2022