

Česká zemědělská univerzita v Praze

Provozně ekonomická fakulta

Katedra statistiky



Diplomová práce

**Demografický vývoj České republiky a jeho komparace
s vybranými evropskými zeměmi**

Bc. Kristina Bartůšková

© 2015 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra statistiky

Provozně ekonomická fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Bartůšková Kristina

Podnikání a administrativa

Název práce

Demografický vývoj České republiky a jeho komparace s vybranými evropskými zeměmi

Anglický název

Demographic development of the Czech Republic and its comparison with selected European countries

Cíle práce

Cílem práce je statistická analýza dosavadního vývoje vybraných demografických ukazatelů v České republice a ve vybraných zemích v návaznosti na evropské demografické tendence. Práce bude klást důraz na hledání příčin změn a odlišností zemí ve struktuře obyvatelstva a v ukazatelích celkového přírůstku. Součástí řešení budou statistické predikce. Relevantní data budou získána z databáze EUROSTATu, z národních statistických ročenek vybraných zemí a z ČSÚ.

Metodika

Získaná databáze bude analyzována statistickými metodami z oblasti časových řad a indexní analýzy.

Harmonogram zpracování

Studium dostupné literatury a odborných textů: 03/2013-09/2013

Předložení literární rešerše : 10/2013

Sběr dat a jejich analýza : 08/2013-01/2014

Předložení konečné podoby textu diplomové práce: 02/2014

Rozsah textové části

60 - 80 stran

Klíčová slova

demografie, demografický vývoj, migrace, naděje dožití, plodnost, počet obyvatel, populace, porodnost, přirozený přírůstek, rozvodovost, sňatečnost, stárnutí, úmrtnost, věková struktura, populační politika, natalitní politika, sociální politika

Doporučené zdroje informací

- BURIAN, B.; FIALOVÁ, L.; RYCHTAŘÍKOVÁ, J. a kol. Demografická situace ČR: proměny a kontexty 1993-2008. 1. vydání. Praha: Sociologické nakladatelství, 2010. 238 s. ISBN 978-80-7419-024-7.
- HAMPLOVÁ, M. Migrační vlny ve Spolkové republice Německo po roce 1989 mezi severními a jižními zeměmi. 1. vydání. Praha: MATFYZPRESS, 2011. 139 s. ISBN 978-80-7378-155-2.
- HINDLS, R.; HRONOVÁ, S.; SEGER, J.; FISCHER, J. Statistika pro ekonomy. Praha: Professional Publishing, 2007. ISBN 978-80-86946-43-6.
- KALIBOVÁ, K.; PAVLÍK, Z.; VODÁŘKOVÁ, A. Demografie (nejen) pro demografy. 1. vydání. Praha: Sociologické nakladatelství, 1998. 128 s. ISBN 80-85850-30-3.
- KALIBOVÁ, K. Úvod do demografie. 2. vydání. Praha: Karolinum, 2001. 52s. ISBN 80-246-0222-9.
- KOLESÁŘOVÁ, K.; SAH, P. Sociologie stáří a seniorů. 1. vydání, České Budějovice: GRADA, 2012. 232 s. ISBN 978-50-247-5850-5.
- RABUŠIC, L. Kde ty všichni děti jsou?. 1. vydání, Praha: Sociologické nakladatelství, 2001. 265 s. ISBN 80-86429-01-6.
- ROUBÍČEK, V. Úvod do demografie. 1. vydání. Praha: CODEX Bohemia, s.r.o., 2004. 352 s. ISBN 80-85963-43-4.
- RŮŽKOVÁ, J. Populační prognóza ČR do roku 2050. 1. vydání. Praha: ČSÚ, 2004. 35 s. kód publikace: 4025-04.

Další literatura bude doporučena v průběhu zpracování diplomového úkolu.

Vedoucí práce

Prášilová Marie, doc. Ing., CSc.

Termín odevzdání

březen 2014



doc. RNDr. Bohumil Kába, CSc.

Vedoucí katedry



prof. Ing. Jan Hron, DrSc., dr. h. c.

Děkan fakulty

V Praze dne 4.11.2013

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Demografický vývoj České republiky a jeho komparace s vybranými evropskými zeměmi" jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 23. 2. 2015

Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala paní doc. Ing. Marii Prášilové, CSc. za aktivní přístup k vedení mé práce a za poskytnutí důležitých rad, připomínek a námětů. Také bych touto cestou ráda poděkovala paní Ing. Julii Poláčkové, Ph. D. za její ochotu mi poradit s řadou nejasností při zpracování praktické části práce.

Demografický vývoj České republiky a jeho komparace s vybranými evropskými zeměmi

Demographic development of the Czech Republic and its comparison with selected European countries

Souhrn

Diplomová práce se zabývá statistickou analýzou demografického vývoje České republiky v období 2001 – 2013, resp. 2001 – 2012 v návaznosti na evropské tendence. Za představitele evropských zemí byly vybrány vyspělé státy jako Německo, Francie a Švédsko. Populační vývoj všech čtyř zemí je komparován a hodnocen na základě vybraných demografických ukazatelů věkové struktury a pohybu obyvatelstva, dále na základě ukazatelů reprodukčního procesu populace včetně ukazatelů sňatečnosti a rozvodovosti. Prostřednictvím analýzy časových řad pomocí softwaru SAS je u zvolených ukazatelů nejprve vypočten trend vývoje a dále provedena predikce do roku 2016, resp. 2015. Práce si všímá změn a výraznějších odlišností v demografickém vývoji jednotlivých zemí a hledá jejich příčiny a souvislosti i v historickém kontextu druhého demografického přechodu. Součástí vlastní práce jsou návrhy a doporučení vycházející z výsledků provedených analýz a směřující k ovlivnění populačního vývoje ČR žádoucím směrem.

Klíčová slova: demografický vývoj, migrační politika, naděje dožití, plodnost, porodnost, přírůstek obyvatel, rodinná politika, sňatečnost, stárnutí populace, věková struktura

Summary

The thesis deals with statistical analysis of demographic development in the Czech Republic in the period 2001 - 2013, or 2001 – 2012, respectively, in links with European tendencies. As representatives of European countries more developed countries like Germany, France and Sweden have been selected. The population development in all selected countries is compared and assessed on the basis of selected demographic indicators related to age structure and population movement, and also on the basis of indicators related to population reproduction process, including marriage and divorce relative indicators. By means of time series analysis and the SAS software there is for selected indicators calculated the development trend, followed by predictions till 2016, or 2015, respectively. The thesis is oriented on changes and more significant differences in the demographic development of the individual countries, analysing their causes and links in the historical context of the second demographic transition. The thesis also contains suggestions and recommendations based on the analytical results, which can be utilised for the influencing the population development in the Czech Republic in a due, required direction.

Keywords: demographic development, migration policy, life expectancy, fertility, birth rate, population growth, family policy, marriage rate, ageing of population, age structure

OBSAH

1	Úvod	10
2	Cíl a metodika práce.....	12
2.1	Cíl práce.....	12
2.2	Metodika práce	12
2.2.1	Podkladové materiály	12
2.2.2	Časová řada.....	13
2.2.3	Elementární charakteristiky časových řad.....	13
2.2.4	Interpolace neperiodických časových řad.....	14
2.2.5	Statistická kritéria pro výběr vhodného modelu časové řady.....	17
2.3	Analyzovaná data	21
3	Literární rešerše.....	25
3.1	Demografická revoluce.....	25
3.2	Prameny demografických dat	25
3.3	Demografické procesy	27
3.3.1	Vybrané demografické procesy	27
3.3.2	Naděje dožití.....	30
3.3.3	Věková struktura obyvatel.....	30
3.4	Populační teorie	31
3.5	Populační politika	31
3.5.1	Rodinná politika	32
3.5.2	Populační a rodinná politika v EU.....	34
3.5.3	Migrační politika	36
3.6	Populační projekce a prognózy.....	37
3.6.1	Členění demografických projekcí.....	38

3.6.2	Stručný postup při tvorbě demografických projekcí	38
3.6.3	Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100.....	39
3.6.4	Prognóza populačního vývoje České republiky 2008 – 2070	40
3.6.5	Populační projekce EUROPOP 2010	41
4	Charakteristika zemí z hlediska vybrané problematiky	43
4.1	Česká republika	43
4.1.1	Základní charakteristiky	43
4.1.2	Současná rodinná politika ČR	43
4.2	Spolková republika Německo.....	45
4.2.1	Základní charakteristiky	45
4.2.2	Současná rodinná politika SRN.....	46
4.3	Francouzská republika	47
4.3.1	Základní charakteristiky	47
4.3.2	Současná rodinná politika Francie.....	48
4.4	Švédské království.....	49
4.4.1	Základní charakteristiky	49
4.4.2	Současná rodinná politika Švédska	50
5	Analýza dosažených výsledků.....	52
5.1	Analýza dosavadního vývoje vybraných demografických ukazatelů.....	52
5.1.1	Stav obyvatelstva z hlediska početní a věkové struktury	52
5.1.2	Vývoj pohybu obyvatelstva.....	63
5.1.3	Plodnost	72
5.1.4	Porodnost.....	79
5.1.5	Úmrtnost.....	84
5.1.6	Sňatečnost a rozvodovost	89

5.2	Vyrovnaní časových řad a předpověď budoucího vývoje	94
5.3	Návrhy a doporučení	115
6	Závěr	122
7	Seznam použitých zdrojů	130
7.1	Tištěná literatura	130
7.2	Elektronické zdroje	135
8	Seznam obrázků a grafů	146
8.1	Seznam obrázků.....	146
8.2	Seznam grafů	146
9	Přílohy.....	147

1 Úvod

Demografie se jako vědní obor zabývá především demografickou reprodukcí, tj. zkoumá obnovu lidských populací jejich rozením a vymíráním. Změny v počtu obyvatel a populační přírůstek jsou tedy základními tématy demografie [9].

Demografické statistiky jsou v současnosti důležitým zdrojem informací. Demografická situace totiž ovlivňuje socioekonomický vývoj států nejen v Evropě, nýbrž i v celém globalizovaném světě, v němž populace roste nerovnoměrně. Zatímco počet obyvatel v rozvojových zemích stále přibývá, v Evropě zejména v západoevropských zemích můžeme sledovat opačný populační trend. Přesto podle údajů Eurostatu celkový počet obyvatel ve 28 členských zemích EU dlouhodobě mírně roste. Vymírání evropské populace, kdy porodnost původního obyvatelstva v Evropě se už zhruba třicet let nachází hluboko pod reprodukční hranicí ve výši 1,4 dítěte na jednu ženu, je částečně kompenzováno silnými imigračními proudy [103]. Stagnace růstu populace v Evropě či její přirozený úbytek nepředstavují zdaleka takový problém, jakým je změna věkové struktury obyvatelstva, která započala již ve druhé polovině 60. let minulého století. Pro tuto změnu je typické výrazné převýšení složky populace ve věku 65 a více let nad dětskou složkou do 15 let věku.

Nepříznivá věková struktura a s ní související fenomén stárnutí obyvatelstva představuje aktuální společenské téma a stává se objektem zájmu nejen demografů. Demografické stárnutí sebou nese obavy z řady negativních dopadů, mimo jiné v oblasti budoucího ekonomického vývoje. Ten může být zpomalen hned ze dvou důvodů: jednak nižší produktivitou stárnoucí pracovní síly doprovázené zhoršenou profesní a zaměstnaneckou mobilitou, jednak narůstajícím objemem starobních důchodů a výdajů na zdravotní péči, které budou až neúnosně zatěžovat sociálně-důchodové systémy jednotlivých států [20]. Rostoucí počet seniorů v důsledku snižování úmrtnosti a prodlužující se délky života bychom mohli brát také pozitivně, nejen jako hrozbu. Pokud je společnost ekonomicky vyspělá a zároveň dokáže být i solidární, měla by předchozím generacím zajistit důstojné prožití stáří a včas tomu přizpůsobit důchodovou politiku. S demografií bezprostředně souvisí také politiky rodinné a migrační. Pro zlepšení populačního vývoje ve smyslu zvýšení porodnosti je nezbytné vytvářet příznivé podmínky pro rodiny s dětmi a to prostřednictvím pronatalitní a prorodinné politiky. Jednou z dalších

možností přímého ovlivnění věkové struktury je migrační politika, kdy podle údajů Eurostatu žije v Evropě už více jak 50 miliónů imigrantů a jejich počet stále narůstá. Vystává ovšem problém, jakým způsobem nastavit nástroje a opatření těchto výše jmenovaných politik tak, aby měly především z dlouhodobého hlediska pozitivní vliv na populační “klíma” v Evropě.

Ke snižování počtu obyvatel přirozenou měnou a ke změně věkové struktury dochází prakticky ve všech ekonomicky vyspělých zemích Evropy. Tento nežádoucí trend se nevyhnul ani České republice, která má sice koncepci rodinné politiky teoreticky nastavenou dobře, ale v praxi je stále málo účinná. Je známo, že dlouhodobě fungující prorodinnou politiku v rámci Evropy mají země jako Švédsko a Francie, kdy společně s Německem se vyznačují i otevřeným přístupem k problematice přistěhovalců. Tyto tři země byly zároveň vybrány ke komparaci demografického vývoje v ČR. Česká republika se jako jedna z postkomunistických zemí v souvislosti s přechodem na tržní ekonomiku a změnou politických poměrů po roce 1989 začala přiklánět k modelu chování vybraných států v pozitivním i negativním slova smyslu. Otázkou zůstává, jak českou populační a sociální politiku realizovat tak, aby nebyla ČR v budoucnu v rámci populačního přírůstku závislá jen na imigraci a mohla se zařadit mezi země “přátelské k rodině”.

2 Cíl a metodika práce

2.1 Cíl práce

Cílem diplomové práce bude provedení analýzy a zkoumání dosavadního demografického vývoje České republiky v období 2001 – 2013 za pomoci statistických metod. Demografický vývoj České republiky bude analyzován v návaznosti na evropské tendence, kdy za reprezentanty evropských zemí jsou vybrány vyspělé státy jako Německo, Francie a Švédsko. Pro komparaci a zhodnocení populačního vývoje jsou zvoleny demografické ukazatele věkové struktury obyvatelstva, pohybu obyvatelstva přirozenou měnou či cestou migrace, dále pak ukazatelé procesu reprodukce populace (porodnost, úmrtnost) a v neposlední řadě ukazatelé procesu sňatečnosti a rozvodovosti. Práce bude hledat příčiny změn a odlišností zemí ve výše vybraných demografických ukazatelích. Prostřednictvím statistických metod budou jednak popsány vývojové tendence demografických ukazatelů včetně vypočtení predikce do roku 2016. Řešení bude obsahovat i formulaci předpokládaného vývoje demografického chování České republiky včetně návrhů a doporučení pro nadcházející vývoj v oblasti populační politiky a sociální politiky.

2.2 Metodika práce

2.2.1 Podkladové materiály

Teoretická část práce byla zpracována na základě analýzy sekundárních zdrojů dat, kterým je studium odborné literatury a internetových zdrojů.

V praktické části bylo pracováno s podkladovými daty čerpaných z on – line databáze Eurostat. Data za období 2001 – 2013, resp. 2001 – 2012 jsou zpracována prostřednictvím statistické analýzy časových řad. Pro předběžné a rychlé zhodnocení vývoje demografického ukazatele byly použity vybrané elementární charakteristiky časových řad, vypočtené v MS Excel. Samotný výběr vhodného modelu trendu sloužící k interpolaci časové řady, včetně predikce na 3 roky dopředu, byl proveden za pomoci statistického softwaru SAS 9.3. V něm byl zvolen modul *Time Series Forecasting System*, kdy byl rok 2001 nastaven jako počáteční datum včetně roční frekvence.

2.2.2 Časová řada

Časovou řadu lze definovat jako posloupnost věcně a prostorově srovnatelných pozorování, která jsou z časového hlediska jednoznačně uspořádána ve směru minulost – přítomnost. Analýzou časových řad se pak rozumí soubor metod, které slouží k popisu těchto řad [6]. Časové řady se skládají ze 3 následujících složek [23]:

- **trend** – představuje hlavní dlouhodobou tendenci vývoje hodnot ukazatele v čase,
- **periodická složka** – projevuje se pravidelnými výkyvy v okolí trendu v důsledku periodicky se opakujících faktorů působících na sledovaný jev; v případě demografických ukazatelů v této diplomové práci nebudou sezónní či cyklické výkyvy významné, tedy se bude jednat o časové řady bez periodické složky,
- **náhodná složka (residuum)** – projevuje se nepravidelným, drobným kolísáním v důsledku vedlejších faktorů náhodného charakteru.

Při práci v softwaru SAS se v rámci tzv. diagnostiky časových řad nastavují v modulu *Diagnose Series* 3 složky: *Trend*, *Seasonality* a *Log Transform*. Sezónní složka byla z výše popsaných důvodů deaktivována. Logaritmičká transformace modely časových řad obecně zesložitňuje, jelikož skutečné hodnoty pozorování přepočítává na jejich logaritmy. Proto byla složka *Log Transform* také deaktivována.

2.2.3 Elementární charakteristiky časových řad

Na začátku každé statistické analýzy je vhodné provést průzkumovou analýzu dat, která má v případě analýzy časových řad podobu výpočtu elementárních charakteristik. Výpočty těchto charakteristik slouží jednak k popisu vývoje daného ukazatele v čase, jednak k předběžnému posouzení výběru vhodného modelu trendu [6]. V kapitole 5.1 v praktické části byly použity tyto elementární charakteristiky časových řad [6]:

- **1. absolutní difference (absolutní přírůstek) d_{y_t}** – vyjadřuje změnu ukazatele y_t oproti předchozímu období v absolutním vyjádření,

$$\circ d_{y_t} = y_t - y_{t-1}, \quad t = 2, 3, \dots, n$$

- **koeficient růstu k_t** – vyjadřuje změnu ukazatele y_t oproti předchozímu období v relativním vyjádření,

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

- **průměrný koeficient růstu \bar{k}_t** - jedná se o geometrický průměr koeficientu růstu k_t ,

$$\circ \bar{k}_t = \sqrt[t-1]{\frac{y_t}{y_{t-1}}}, \quad t = 2, 3, \dots, n$$

- **bazický index BI** – vyjadřuje relativní změnu hodnoty ukazatele y_t vůči hodnotě ukazatele y_1 v základním období,

$$\circ BI = \frac{y_t}{y_1}, \quad t = 2, 3, \dots, n$$

2.2.4 Interpolace neperiodických časových řad

Primárním úkolem analýzy časových řad je nalezení hlavní tendence dlouhodobého vývoje, či-li trendu. Za tímto účelem se používají metody nazývané vyrovnávání časových řad. Interpolací se obecně rozumí nahrazení časové řady skutečných hodnot y_1, y_2, \dots, y_t řadou hodnot bez periodického a náhodného kolísání. Rozlišují se 2 postupy, jak časovou řadu vyrovnat – mechanické vyrovnání (metoda klouzavých průměrů) a analytické vyrovnání. V této práci se používá analytického vyrovnání spočívající ve vystižení trendu prostřednictvím konkrétní funkce o známém analytickém tvaru [23]. Software SAS nabízí jak klasické modely trendu, tak adaptivní modely. Proto budou v následující části oba typy modelů charakterizovány.

Klasické modely trendu

Pro modelování trendu neperiodických časových řad se z důvodu matematické jednoduchosti používají klasické trendové funkce. Pod matematickou jednoduchostí lze rozumět minimální počet členů v rovnici, minimální možná mocnina argumentu, linearita v parametrech, spojitost funkce včetně minimálního počtu extrémů a inflexních bodů [23]. V diplomové práci byly použity následující klasické trendové funkce [23]:

- **lineární funkce** $y_t = a + b \cdot t$ $t = 1, \dots, n,$
- **kvadratická funkce** $y_t = a + b \cdot t + c \cdot t^2$ $t = 1, \dots, n,$
- **kubická funkce** $y_t = a + b \cdot t + c \cdot t^3$ $t = 1, \dots, n,$
- **logaritmická funkce** $y_t = a + b \cdot \log t$ $t = 1, \dots, n,$
- **hyperbolická funkce** $y_t = a + \frac{b}{t}$ $t = 1, \dots, n.$

Klasické modely lze použít pouze za podmínky “ceteris paribus”, tj. jsou-li podmínky vnějšího okolí determinující vývoj časové řady stabilní. Tento předpoklad je ovšem v reálném životě dosti diskutabilní a dochází ke změnám hodnot strukturálních parametrů v čase. Z tohoto důvodu se používají adaptivní modely [23].

Adaptivní modely

Adaptivní modely nemají na rozdíl od klasických modelů podmínku neměnnosti trendu včetně jejich strukturálních parametrů v čase a nepředpokládají spojitost trendové funkce. Princip adaptivních modelů spočívá v plynulé aktualizaci dat na základě nejnovějších údajů. Systém SAS 9.3 nabízí širokou škálu těchto modelů včetně podskupiny Brownových modelů exponenciálního vyrovnání. Tyto modely jsou charakteristické tím, že uvažují zastarávání informací a váhy přiřazené těmto údajům do minulosti exponenciálně klesají. Systém, jakým jsou váhy k jednotlivým pozorování přiřazovány, je určen prostřednictvím tzv. *vyrovnávacích konstant* [23]. Ty mohou nabývat hodnot z intervalu $<0;1>$ a systém SAS provádí odhad optimální hodnoty vyrovnávací konstanty automaticky. Velikost hodnoty vyrovnávací konstanty se odvíjí od charakteru změn v chování časové řady. Pokud bude hodnota blízká 1 pak muselo dojít v časové řadě k prudkým změnám. Naopak hodnota vyrovnávací konstanty blízká se 0 napovídá o pozvolných změnách. Modely Brownova exponenciálního vyrovnání obsahují vždy jednu vyrovnávací konstantu α a používají se obecně pro řady ukazatelů, které nevykazují v daném časovém období výraznější trend [47]. Brownovy modely se dále člení následovně:

- **Brownův model jednoduchého exponenciálního vyrovnání** (*Simple Exponential Smoothing*): používá se, pokud lze trend v krátkých časových úsecích považovat za konstantní. Model obsahuje tzv. trendovou vyrovnávací konstantu α (*Trend Smoothing Weight*),
- **Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání** (*Double Brown Exponential Smoothing*): používá se, pokud lze trend v krátkých časových intervalech pokládat za lineární. Model obsahuje opět 1 vyrovnávací konstantu α , která zde ale plní dvě role: jednak modeluje v dílčích úsecích trend jako trendová vyrovnávací konstanta (*Trend Smoothing Weight*), jednak popisuje úroveň časové

řady prostřednictvím úroňové vyrovnávací konstanty (*Level Smoothing Weight*). Tomuto modelu se doporučuje dávat přednost oproti Holtově modelu exponenciálního vyrovnání (viz níže),

- **Brownův model trojitého exponenciálního vyrovnání:** používá se v situacích, kdy časová řada obsahuje krátké úseky, v nichž je trend nelineární a je modelován polynomičnou funkcí 2. stupně [23].

Kromě Brownových modelů exponenciálního vyrovnání byly softwarem SAS vygenerovány další modely exponenciálního vyrovnání, které byly pro vyrovnání a predikci časových řad zvažovány [47]:

- **Holtův model exponenciálního vyrovnání (*Linear Holt Exponential Smoothing*):** používá se, pokud lze v krátkých časových úsecích vyzorovat výrazný lineární trend. Model obsahuje úroňovou vyrovnávací konstantu α a trendovou vyrovnávací konstantu β . Vyšší počet vyrovnávacích konstant je důvodem, proč se při výběru vhodného modelu dává přednost Brownově modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání s jednou vyrovnávací konstantou,
- **Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem (*Damped Trend Exponential Smoothing*):** používá se u časových řad, kde došlo v určitém úseku k výraznému poklesu/nárůstu trendu. Za tímto účelem slouží tzv. tlumící vyrovnávací konstanta γ (*Damping Smoothing Weight*), která „tlumí“ mimořádné změny ve směru trendu. Model charakterizují celkem 3 vyrovnávací konstanty: úroňová, trendová a již zmíněná vyrovnávací konstanta. Ze stejného důvodu jako u Holtova modelu (vyšší počet vyrovnávacích konstant) se nedoporučuje tento model vybírat, pokud systém SAS 9.3 vygeneruje i jiné modely obsahující menší počet parametrů

Další model, který byl softwarem SAS v rámci řešení analýzy časových řad vygenerován, je **model náhodné procházky (*Random walk with drift*)**. Ten je používán u časových řad s mnoha nepravidelnými a nahodilými zlomy. Podle modelu náhodné procházky, který funguje na principu „zítra bude tak jako dnes s nějakým posunem“, je vždy následující hodnota rovna předchozí pozorované hodnotě a k té je připočten tzv. posun (*Drift*). Posun je dlouhodobě vyzorovaný a bude přibližně stále stejný.

U tohoto modelu dochází ke zkrácení časové řady vždy o 1 pozorování a nedoporučuje se tento model používat pro krátké časové řady [47].

2.2.5 Statistická kritéria pro výběr vhodného modelu časové řady

Tato skupina kritérií se používá ke zhodnocení alternativních modelů časové řady a umožňuje tedy navzájem porovnat modely různého typu. Statistická kritéria se dále dělí do dvou velkých podskupin a to na souhrnná kritéria a strukturní kritéria [34]. Oba typy těchto kritérií budou následně blíže charakterizovány.

Souhrnná kritéria

Při použití těchto kritérií lze vzájemně porovnat různé modely, neboť popisují celý model jedním číslem. Podle toho, zda jimi testujeme vhodnost modelu pro popis dosavadního vývoje časové řady nebo pro extrapolaci, rozlišuje souhrnná kritéria na interpolační a extrapolací [34].

Souhrnná interpolační kritéria jsou založeny na metodách používaných často v regresní analýze, tzn. nejvhodnější typ regresní křivky je volen na základě minimální hodnoty určitého kritéria [34]. Pro účely této diplomové práce byla použita následující 3 interpolační kritéria, které jsou součástí nabídky softwaru SAS 9.3:

- **MAPE** (Mean Absolute Percent Error) – říká, jaké procentuální chyby se dopustíme při použití určitého modelu a toto kritérium bylo primárně použito v praktické části práce. Model mající hodnoty MAPE do 5% lze považovat za vhodný. Naopak model dosahující hodnot MAPE nad 10 % je nevyhovující [5]. MAPE se nedoporučuje používat u časových řad, pokud pozorování v určitém časovém okamžiku nabývají záporných hodnot [45]. Z tohoto důvodu byla u časových řad se zápornými hodnotami pozorování použita zbylá 2 kritéria MSE a koeficient determinace. Střední absolutní procentuální chyba je dána vztahem [23]:

$$\text{MAPE} = \frac{100}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{y_t - y_t'}{y_t} \right|, \quad \text{kde } y_t \dots \text{skutečná hodnota pozorování,}$$

y_t' ...teoretická hodnota pozorování,
n...délka časové řady.

- **MSE** (Mean Squared Error) – funguje na stejném principu jako předchozí kritérium MAPE, tj. testuje vhodnost modelu z hlediska velikosti chyby, které se dopustíme v případě použití daného modelu. Obecně se dává přednost modelům s co nejnižšími hodnotami MSE [5]. Kritérium MSE bylo v praktické části práce použito v případech, kdy hodnoty časové řady daného ukazatele nabývaly záporných hodnot. Střední čtvercová chyba odhadu je dána vztahem [23]:

$$\text{MSE} = \sum_{t=1}^n \frac{(y_t - y'_t)^2}{n-k},$$

kde y_t ...skutečná hodnota pozorování,
 y'_t ...teoretická hodnota pozorování,
 n ... délka časové řady,
 k ...počet odhadovaných strukturálních

parametrů.

- **koeficient determinace** – vyjadřuje, z kolika procent trendová funkce odpovídá skutečným hodnotám y_t . Jako hraniční hodnotu lze považovat hranici 75 %. Koeficient determinace, který je v softwaru SAS 9.3 označen jako *R-squared*, má určitý nedostatek vyplývající ze skutečnosti, že s rostoucím počtem parametrů modelu roste i hodnota tohoto koeficientu. Teoreticky se tak může stát, že koeficient determinace bude roven 1, resp 100% [5]. Tento problém nazývá Hindls a kol. (2000) problémem *parsimonie*, který má i dopady pro statistické postupy. Dopady *parsimonie* spočívají v tom, že čím více má model parametrů, tím méně spolehlivě je můžeme odhadnout. Proto se obecně doporučuje volit modely s menším počtem parametrů [5]. Koeficient determinace I_y^2 je dán vztahem [23]:

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

kde y_t ...skutečná hodnota pozorování,
 y'_t ...teoretická hodnota pozorování,
 \bar{y} ...aritmetický průměr,
 n ...délka časové řady.

Souhrnná extrapoláčnÍ kritéria se použijí v případě, kdy smyslem popisu trendu časové řady je konstrukce extrapoláčnÍch prognóz [5]. Podle Artla a kol. (2004) se extrapolacemi nazývají odhady budoucích hodnot časové řady, které vznikají prodloužením vývoje z minulosti a přítomnosti do budoucnosti s horizontem h za

předpokladu, že se tento vývoj nezmění [1]. Extrapoláční kritéria a jejich způsob použití je v praxi nejčastěji založen na tzv. *pseudoprognóze*, která byla v praktické části práce použita. Pseudoprognóza spočívá ve zkrácení časové řady o určitý počet pozorování (konkrétně byla vyřazena poslední 3 pozorování) a pro tuto zkrácenou časovou řadu je znovu vypočten trend. Následně jsou porovnávány skutečně naměřené hodnoty s teoretickými, resp. je porovnávána skutečnost s prognózou [5]. K ohodnocení míry prognostické kvality modelu se nejčastěji používají koeficienty nesouladu, kdy nejnámější je **Theilův koeficient nesouladu** ve tvaru [5]:

$$T_H^2 = \frac{\sum_{j=1}^D (y_{N+j} - \hat{P}_j)^2}{\sum_{j=1}^D y_{N+j}^2}, \quad \text{kde } N \dots \text{délka časové řady pro odhad modelu (po}$$

zkrácení),

$D \dots$ zkrácení časové řady, tedy $D = n - N$,

$\hat{P}_j \dots$ prognóza na j období dopředu pomocí

modelu odhadnutým na základě prvních N pozorování časové řady.

Pro praktické použití se ovšem doporučuje používat veličinu **relativní chyba predikce**, která byla použita i pro účely této diplomové práce a má tvar

$$T_H = \sqrt{T_H^2} \cdot 100.$$

Relativní chyba predikce se udává v procentech a umožňuje tak porovnávat různé modely. Pokud je hodnota relativní chyby predikce v rozmezí 3 – 5 %, pak je prognóza velmi přesná a model prognózuje velmi dobře. Předpověď je uspokojivě přesná a model je pro další prognózování použitelný, jestliže se T_H pohybuje od 5 do 10 %. Je-li ovšem chyba predikce vyšší než 10 %, pak je analyzovaný model k tvorbě dalších předpovědí nepoužitelný [5]. V rámci predikce lze provést bodový či intervalový odhad. Bodovou předpovědí nazýváme odhad, vyjádřený jediným číslem a získaný přímým dosazením časového údaje do trendové funkce. Intervalový odhad si klade za úkol předpovědět s určitou pravděpodobností interval, ve kterém se daná hodnota bude nacházet. Pro trendovou přímku je tvar intervalové předpovědi hodnoty T_p v čase P , kde $P > n$ a Δ je přípustná chyba odhadu, dán vztahem [23].

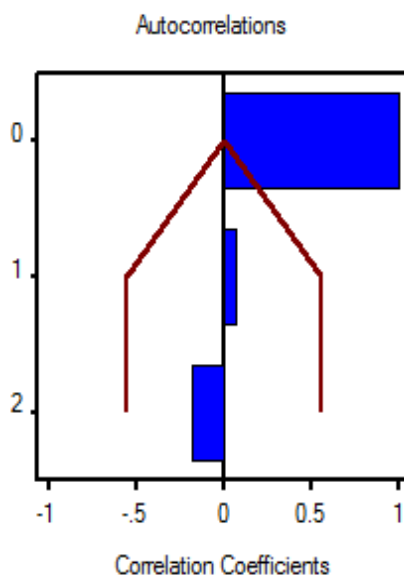
$$T_p^o - \Delta < T_p < T_p^o + \Delta$$

Strukturní kritéria

Kromě velikostí hodnot souhrnných kritérií, která poskytují o kvalitě modelu pouze částečnou informaci a nemají tedy univerzální charakter, byla pro posouzení vhodnosti modelu použita strukturní kritéria. Strukturní kritéria popisují dílčí vlastnosti modelu a jedná se v podstatě o ověření jednotlivých předpokladů při konstrukci modelu [34]. Mezi nejdůležitější předpoklady patří:

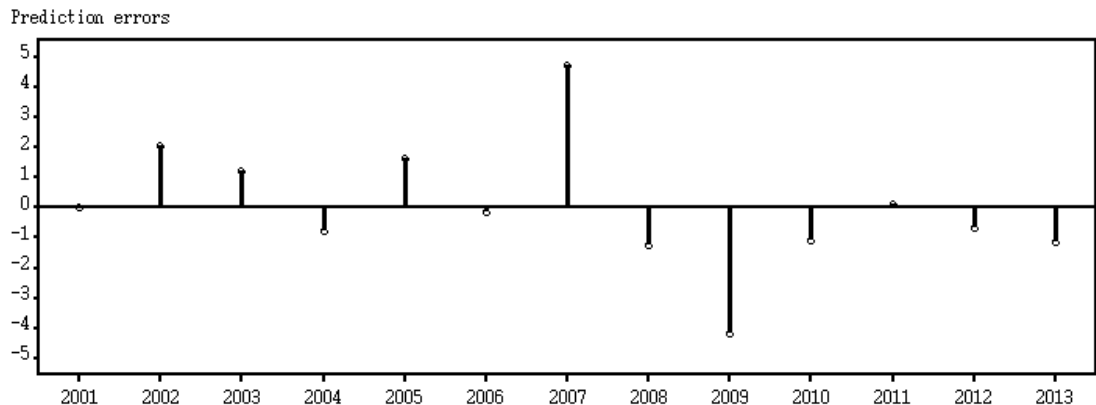
- **předpoklad nepřítomnosti autokorelace reziduí v modelu a jejich náhodný charakter:** tento předpoklad se nejčastěji ověřuje Durbin – Watsonovým testem autokorelace [6]. Ten však není nutné počítat, protože systém SAS vyhodnocuje přítomnost autokorelace reziduí v modelu včetně jejich náhodného charakteru prostřednictvím grafického znázornění. Na obrázku č. 1 je názorná ukázka modelu, ve kterém nejsou rezidua autokorelována. Pokud by tomu tak bylo, pak by prostřední a dolní modrý pruh překračoval hraniční červenou čáru. Náhodný charakter reziduí je zachycen na obrázku č. 2.

Obrázek č. 1: Test autokorelace reziduí (rezidua nejsou autokorelována)



Zdroj: výstup SAS 9.3

Obrázek č.2: Rozmístění reziduí kolem nulové osy (rezidua mají náhodný charakter)



Zdroj: výstup SAS 9.3

- **předpoklad statistické významnosti strukturálních parametrů modelu:** tento předpoklad se ověřuje klasickým jednovýběrovým t-testem, kdy nulová hypotéza H_0 říká, že hodnota testovaného parametru je rovna 0 a parametr je statisticky nevýznamný [34]. Test však není nutné opět počítat, jelikož systém SAS vyhodnocuje statistickou významnost parametrů automaticky a to prostřednictvím velikosti tzv. *p-hodnoty*. Tato hodnota představuje minimální hladinu významnosti, na které lze ještě nulovou hypotézu zamítnout. Obecně lze tvrdit, že pokud je *p-hodnota* menší než zvolená hladina významnosti α (obvykle se volí $\alpha = 0,05$), bude se nulová hypotéza zamítat ve prospěch alternativní a testovaný parametr bude statisticky významný [24].

2.3 Analyzovaná data

V praktické části práce byly analyzovány následující data:

- počet obyvatel** – jedná se o jednu ze základních charakteristik, kterou demografie sleduje. Údaje o stavu obyvatel se vztahují na ty obyvatele, kteří mají v ČR trvalé bydliště bez ohledu na státní občanství. Ukazatel může být blíže specifikován z hlediska rozhodného časového okamžiku, území, pohlaví, věku a jiných charakteristik [66],
- hustota obyvatel na 1 km²** – výpočet nejčastěji vychází z rozlohy pevniny (bez vodních ploch) a v některých státech se používá i celková rozloha, tj. včetně jezer a řek [55],
- věková struktura obyvatelstva** – pod tímto pojmem se chápe rozdělení celkového počtu obyvatel dané země do jednoletých nebo víceletých věkových skupin (zpravidla

pětiletých). V praktické části práce budou analyzovány 3 biologické věkové skupiny: 0 – 14 let (předproduktivní věk), 15 – 64 let (produktivní věk) a 65 a více let (posproduktivní věk) [58],

-index stáří – jedná se o ukazatel, který se používá při mezinárodním srovnávání věkové struktury obyvatelstva a v souvislosti s demografickým stárnutím. Dává do podílu postproduktivní a předproduktivní věkovou skupinu a vyjadřuje kolik obyvatel 65 a více let připadá na 100 dětí do 14 let věku [58],

-hrubá míra přirozeného přírůstku obyvatel – tento ukazatel se vyjadřuje jako podíl přírůstku obyvatelstva přirozenou měnou (rozdíl počtu živě narozených a zemřelých) a průměrného stavu obyvatel v daném roce. Hodnoty jsou vyjádřené na 1000 obyvatel středního stavu [59],

-hrubá míra migračního salda – jedná se o podíl přírůstku obyvatel v důsledku stěhování a průměrného stavu obyvatelstva. Údaje se uvádějí na 1000 obyvatel středního stavu. Migrační saldo včetně statistických očištění je rozdílem mezi počtem přistěhovalých a vystěhovalých. Je třeba zdůraznit, že v rámci migrace se zde jedná o pouze vnější migraci, tj. přes hranice státu, nikoliv o vnitřní migraci na území určitého státu [56],

-hrubá míra celkového přírůstku obyvatel – jedná se o podíl změny celkového populačního přírůstku a průměrného stavu obyvatelstva v daném roce. Ukazatel je uváděn na 1 000 obyvatel. Ještě je třeba zdůraznit, že podle metodologické uzance se všechny hrubé míry počítají jako podíl přírůstku obyvatel přirozenou měnou či cestou migrace a průměrného stavu obyvatelstva a ve výsledku se zaokrouhlují vždy na 1 desetinné místo. Z tohoto důvodu se pak nemusí rovnat zaokrouhlená hrubá míra celkového přírůstku součtu zaokrouhlených hrubých měr přirozeného přírůstku a migračního salda [56],

-počet živě narozených dětí – v demografické statistice se považuje za narozenou osobu jedinec, o jehož narození podala statistická jednotka (matrika) hlášení o narození. Podle vyhlášky č. 11 z roku 1988 Ministerstva zdravotnictví je za živě narozené dítě považován novorozenec, který vykazuje alespoň jednu známku života a váží 500 g a více nebo 500 g a méně, ale přežije 24 hodin po porodu [60],

-podíl živě narozených dětí mimo manželství- pro demografickou statistiku je nutné rozlišovat děti narozené v manželství, tzv. legitimní a děti narozené mimo manželství,

tzv. nelegitimní. Údaje o počtech dětí narozených „legitimně“ a „nelegitimně“ jsou podkladem pro statistické sledování mimomanželské plodnosti [60],

-úhrnná plodnost– představuje počet dětí, které by se živě narodily každé ženě během celého jejího reprodukčního období, tj. ve věku 15-49 let, pokud by se během tohoto období neměnily míry plodnosti žen podle věku a zůstaly na úrovni roku, za který je úhrnná plodnost vypočítána. Jedná se o syntetický ukazatel, který se používá pro porovnání plodnosti 2 a více populací. Existuje tzv. záchovná hranice prosté reprodukce ve výši 2,1 dítěte na ženu, kde vyšší hodnoty naznačují růst populace a s ním spojené možné problémy jako zabezpečení obživy pro rodinu, vzdělání dětí či zaměstnanost žen. Hodnoty nižší naopak signalizují úbytek populace včetně jejího stárnutí [60],

-hrubá míra porodnosti – jedná se o ukazatel, jenž je odvozen ze seříděných absolutních dat o počtu živě narozených dětí, které připadají na 1000 obyvatel středního stavu [60],

-průměrný věk ženy při porodu – je spočten jako vážený aritmetický průměr, kdy vahami jsou míry plodnosti dle věku v daném roce [60],

-standardizovaná míra úmrtnosti – vyjadřuje míru úmrtnosti populace upravenou na standardní věkovou strukturu. Tento ukazatel je vypočten pro všechny příčiny smrti na 100 000 obyvatel. Standardizace umožňuje srovnatelnost dat v čase a mezi státy, protože umožňuje porovnat míry úmrtnosti nezávisle na věkové struktuře obyvatelstva [8]. Použití tohoto ukazatele se jeví jako vhodnější než ukazatele **hrubá míra úmrtnosti**, který je definován jako počet zemřelých připadajících na 1 000 obyvatel středního stavu [57]. V současné době totiž ukazatel hrubá míra úmrtnosti ztrácí svou vypovídací schopnost, protože je příliš ovlivněn věkovou strukturou zkoumané populace. Zvyšuje-li se podíl osob starších 65- ti let jako jeden z projevů druhého demografického přechodu, nehodí se ukazatel hrubé míry úmrtnosti pro mezinárodní srovnání. Proto je vhodnější používat výše zmíněnou metodu standardizace,

- naděje dožití při narození – též střední délka života vyjadřuje počet let, kterých se v průměru dožije každé narozené dítě v dané generaci při zachování řádu vymírání [57],

-hrubá míra sňatečnosti – je uváděna jako počet sňatků, které připadají na 1000 obyvatel středního stavu. O počtu uzavřených manželství rozhoduje počet sňatkuschopného obyvatelstva a jeho rozdělení podle pohlaví a věku. Na vývoji sňatečnosti se podílí mimo jiné úroveň porodnosti, rozvodovosti, míra úmrtnosti a úroveň migrace [61],

-hrubá míra rozvodovosti – jedná se o odvozený ukazatel rozvodovosti, který vyjadřuje počet rozvodů připadající na 1000 obyvatel středního stavu [62].

3 Literární rešerše

3.1 Demografická revoluce

Demografická revoluce představuje dle Pavlíka (2009) historický proces převratných změn v demografické reprodukci, které jsou důsledkem společenských změn probíhajících postupně v jednotlivých populacích světa v průběhu posledních tří století. Samotný proces nazývaný též jako druhý demografický přechod je podmíněn jednak vnitřně (biologicky) a jednak vnějším ekonomickým, sociálním a přírodně geografickým okolím. Proces demografické revoluce se nejzřetelněji projevuje ve změnách úrovně úmrtnosti a porodnosti, kdy klesá hrubá míra úmrtnosti z 25 - 30 ‰ na 15 ‰ a hrubá míra porodnosti také klesá – ze 45 – 50 ‰ na méně než 20 ‰. Kromě těchto dvou změn dochází i k prodlužování naděje dožití z 30 – 35 let na 70 let věku. Následkem je pak proces demografického stárnutí populace [7].

Úroveň demografické reprodukce probíhá vždy ve 2 fázích, které v různých zemích netrývají stejně dlouho. Zobecněním průběhu procesu demografické revoluce rozeznáváme 3 typy demografických přechodů, u nichž se liší vývoj ukazatelů porodnosti a úmrtnosti v jednotlivých fázích: francouzský, anglický a japonsko-mexický typ [19].

Od poloviny 60. let minulého století lze ve vyspělých státech pozorovat výrazné změny v populačním chování obyvatel, které se nazývají jako *druhý demografický přechod*. Pro tento proces je charakteristický pokles úrovně úhrnné plodnosti pod záchovnou hranici 2,1, dále pak zlepšování úmrtnostních poměrů, růst nesezdaných soužití, zvyšující se podíl dětí rodičích se mimo manželství a v neposlední řadě vyšší průměrný věk prvorodiček. V těchto změnách se odráží růst individualismu a s ním spojený jiný hodnotový systém, ve kterém instituce manželství a tradiční chápání rodiny ztrácí na svém významu. Druhý demografický přechod probíhal ve vyspělých zemích severní a západní Evropy od roku 1965 a trval zhruba 20 let. Země postsocialistického bloku tímto procesem procházejí od počátku 90. let [7].

3.2 Prameny demografických dat

Za prameny demografických dat lze podle Roubíčka (1997) považovat veškeré zdroje demografické statistiky i speciálních výběrových šetření. Prameny demografických dat slouží nejen pro analýzy demografické reprodukce populace, ale svou užitečnou funkcí

plní i při hodnocení sociálních, ekonomických či politických změn. Jako prameny demografických údajů slouží:

- **sčítání lidu (populační census)** – definuje Kalibová (2001) jako soubornou statistickou akci sběru, uspořádání, zhodnocení, analýzy a publikování vybraných demografických, ekonomických a sociálních údajů, které se zjišťují k určitému okamžiku a týkají se všech osob v zemi v její určité nebo přesně vymezené části,
- **matriky** – matrika je kniha, do níž jsou systematicky zapisovány údaje důležité pro společnost a slouží pro evidenci přirozené měny. Matriky se dělí podle doby, pro kterou byly vedeny, na tzv. živé a mrtvé. Živé matriky se nacházejí na matričních úřadech 70 až 100 let, pak se předávají do péče státních archivů. Matriky uložené v archivech jsou na rozdíl od těch na úřadech přístupné široké veřejnosti a jsou také významným pramenem historické demografie [8],
- **evidence přirozené měny** - pojem přirozená měna souvisí s přirozenou obnovou populace. Evidence přirozené měny zahrnuje rození a vymírání lidské populace, porodnost a úmrtnost, nezahrnuje však migraci [8],
- **evidence migrace** - údaje o vnitřní migraci v České republice poskytují přihlášky k trvalému pobytu a průběžnou evidenci registruje Ministerstvo vnitra [8]. Migraci z mezinárodního měřítka má za úkol sledovat statistický úřad Evropské unie Eurostat, který vytváří statistiky související s mezinárodními migračními toky, počtem cizích státních příslušníků v jednotlivých státech a nabytím státního občanství. Údaje se shromažďují každoročně a Eurostatu je poskytují národní statistické úřady členských států [63],
- **registr obyvatelstva** - registr obyvatel, ve kterém jsou vedeny údaje o fyzických osobách, je jeden ze základních registrů České republiky. Datová základna vzniká na základě dat ze sčítání lidu a sledované znaky jsou obnovovány vzhledem k evidenci přirozené měny obyvatelstva [8],
- **výběrová statistická šetření** – jedná se o způsob statistického zjišťování, kdy nepozorujeme všechny jednotky v souboru, ale jejich výběr. Používají se u skutečností, které se nevyplatí zkoumat u celé populace, pouze u vybraného vzorku obyvatelstva. Musí ale splňovat podmínku, že poměr jednotlivých složek obyvatel musí odpovídat skutečným poměrům. Jako příklad zvláštních výběrových

šetřeních lze uvést dotazníková šetření zabývající se zdravotním stavem obyvatelstva ve vazbě na sociodemografické charakteristiky [18].

3.3 Demografické procesy

Předmětem studia demografie jsou demografické jevy a procesy, resp. zákonitosti, jimiž se tyto procesy řídí. Každý z demografických procesů se projevuje demografickou událostí, kdy tato událost pro jedince znamená skutečný přechod z jednoho stavu do druhého, neboli je to uskutečnění procesu [22].

Vlastními demografickými událostmi jsou narození, úmrtí a potrat, ze kterých jsou odvozeny procesy porodnost a úmrtnost. Na základě jejich evidence je demografie studuje jako hromadné jevy. Rozborem jednotlivých složek demografické reprodukce, tj. úmrtnosti spojené s nemocností, porodností, potratovostí, sňatečností a rozvodovostí se zabývá demografická analýza [8]. Demografická analýza se soustřeďuje na poznávání jednotlivých procesů s cílem vymezit jejich charakteristické znaky. Dále zkoumá jejich proměny v průběhu času nebo na určitém území. Při svém studiu vychází ze základní datové dokumentace a údaje dává do vzájemných vztahů a souvislostí. Výsledkem jsou demografické ukazatele [7].

Populace nejsou statické, rostou nebo ubývají vzájemnou souhrou tří demografických procesů: rození, úmrtí a migrace. V demografickém slova smyslu jsou za součást pohybu obyvatelstva považovány také sňatky, rozvody a potraty [36]. Při reprodukci obyvatelstva dochází ke změnám stavu obyvatelstva, který nazýváme pohybem (měnou) obyvatelstva. Podle příčin, vedoucích k těmto změnám, označujeme takový pohyb jako *přirozený* (přírůstek a úbytek počtu obyvatel narozením resp. úmrtím obyvatel za sledované období), *mechanický* (přistěhováním nebo odstěhováním, dojížděnkou, migrací), a *sociální* (přeměny ve struktuře sociální). Zkoumáním přirozeného, mechanického a sociálního pohybu obyvatel se zabývá demografická dynamika [22].

3.3.1 Vybrané demografické procesy

Porodnost

Demografické studium porodnosti se zabývá událostmi, které jsou spojeny s procesem rození dětí neboli s reprodukcí [18]. Porodnost též natalitu používáme jako

obecný pojem vyjadřující význam rození pro populační změny a lidskou reprodukci. S tímto termínem souvisejí také termíny plodnost a narození [9]. Úroveň porodnosti závisí zejména na plodivosti, tj. schopnosti muže a ženy rodit děti. Její výsledný efekt, vyjádřený počtem narozených dětí, se označuje plodnost neboli fertilita [7].

Úmrtnost

Úmrtnost je první událostí, o kterou se demografie začala zajímat. Nezajímala se však o individuální zvláštnosti každého úmrtí, ale o úmrtí jako hromadný jev neboli o proces vymírání určité populace. Doplněna nemocností, je úmrtnost jedním z hlavních ukazatelů vypovídajících i o zdravotním stavu populace. Vliv na ni mají genetické faktory, ekologické faktory a faktory socioekonomické. Primárně pro měření mortality jsou konstruovány úmrtnostní tabulky, které lze označit za vůbec nejstarší demografické modely [9].

Sňatečnost

Sňatečnost je demografický proces, který se zabývá zakládáním manželství na základě zákonem daných podmínek a je sledovaný jako hromadný jev. Sňatek je demografická událost opakovatelného charakteru, která nemusí nastat u každého (na rozdíl od narození a úmrtí). Neobnovitelnou událostí je pouze první sňatek. Limitujícími faktory uzavírání sňatků bývá minimální sňatkový věk, rodinný stav a určitý stupeň pokrevnosti. Sňatkuschné obyvatelstvo je soubor osob, které splňují podmínky k uzavření sňatku, dané v určité společnosti [8].

Rozvodovost

Rozvodovost je společenský a demografický jev hromadného charakteru, odvozený od rozvodu jako demografické události. Rozvod je chápán jako právní zrušení manželství a je událostí v životě lidí, jež má řadu sociálních důsledků, zejména co se týká výchovy dětí a ekonomického ohrožení neúplné rodiny. Sledování rozvodovosti, stejně jako sňatečnosti má podpůrný význam pro studium porodnosti. Rozvedené osoby ve fertlním období přestávají plodit děti, ale také často rozvedení zakládají nová manželství a rodí děti vyššího pořadí. Evidenci rozvodů neprovádějí matriky, ale okresní soudy, které vyplňují

formulář Hlášení o rozvodu a tato hlášení odesílají dvakrát měsíčně příslušnému krajskému soudu. Všechna hlášení pak zpracovává Český statistický úřad, který publikuje absolutní i relativní údaje o rozvodech [8].

Nesezdaná soužití

Manželství už není jedinou možnou formou partnerského soužití. Nesezdané soužití, též kohabitace, je v současnosti definováno jako „*soužití dvou jedinců opačného pohlaví ve svazku podobném manželství bez formálního uzavření sňatku*“. Kořeny kohabitace se dají hledat v sociálních proměnách a v celkové modernizaci společnosti. Za jeden z faktorů se pokládá i zvýšení vzdělanosti žen, které ve svém důsledku vedlo k zapojení žen do ekonomických aktivit a k jejich osamostatnění. Na jedné straně tak došlo k zvýšení ekonomické úrovně rodiny, na straně druhé se změnila hodnotová orientace rodiny a především se změnilo tradiční rozdělení ženské a mužské role ve společnosti [10]. Informace o nesezdaném soužití nejsou jednoduše identifikovatelné, pro ČSÚ jsou doplňkově zjišťovány při Sčítání lidu, domů a bytů [41].

Mimomanželská plodnost

S kohabitacemi a s poklesem sňatečnosti souvisí samozřejmě nárůst nemanželské plodnosti. Tento jev se stal určitým fenoménem v západních zemích a rychle se přenesl do střední a východní Evropy, včetně České republiky [21]. Podle údajů Eurostatu se narodila v roce 2011 v evropských zemích více jak polovina dětí mimo manželství. V České republice činil tento podíl ve stejném roce 42 %. Z analýz pro Českou republiku vyplývá, že současné změny ale znamenají spíše přesun od rodičovství v nesezdaném soužití k osamělému mateřství či osamělému otcovství [44].

Migrace

Jako synonymum migrace se používá pojem stěhování. Pavlík a Kalibová (2005) vymezují pojem migrace změnu obvyklého místa pobytu. Čistá migrace je rozdíl mezi počtem přistěhovalých a vystěhovalých a označuje se také jako imigrační přírůstek či úbytek nebo jako *migrační saldo*. Společně s přirozeným přírůstkem je základním údajem

pro bilanci obyvatelstva sledovaného území. V nejzákladnějším členění lze migraci členit na vnitřní a mezinárodní [18].

3.3.2 Naděje dožití

Termín naděje dožití jakožto ukazatel délky života se uvádí nejčastěji jako naděje dožití při narození a pak udává, jakého věku se v průměru dožije právě narozené dítě v dané generaci při zachování řádu vymírání. Zvyšování naděje dožití závisí především na poklesu nemocnosti a úmrtnosti a souvisí přímo s kvalitou zdravotní péče i životních podmínek. Místo naděje dožití se velmi často používá také termínu *střední délka života*. Tento termín je uváděn je od určitého přesného věku a znamená, kolik let života mají v průměru příslušníci dané generace ještě před sebou. Naděje dožití je výsledným ukazatelem úmrtnostních tabulek. Vzhledem k odlišné úmrtnosti mužů a žen se pro obě pohlaví tento ukazatel konstruuje odděleně [8].

3.3.3 Věková struktura obyvatel

Věková struktura se zpravidla vyjadřuje dělením počtu obyvatel (obvykle zvlášť pro muže a pro ženy) do jedné nebo víceletých věkových kategorií a jejich podíl z celkového počtu se uvádí v %. Graficky se věková struktura znázorňuje věkovou pyramidou [8]. Dle Kalibové (2001) se dělí populace z hlediska věku do tří základních skupin: dětská složka populace ve věku 0- 14 let, reprodukční složka populace definovaná pro statistické účely rodivým věkem života, tj. od 15 do 49 let a nakonec postreprodukční složka zahrnující obyvatelstvo nad 50 let věku. Dle zastoupení dětské a postreprodukční složky v populaci se rozlišují 3 typy věkových struktur [7]:

- **progresivní typ:** v celkové populaci převažuje dětská složka nad postreprodukční. Tento typ je charakteristický vysokou úrovní plodnosti, ale zároveň značnou intenzitou úmrtnosti a je typický pro rozvojové země,
- **stacionární typ:** dětská a postreprodukční složka populace je prakticky v rovnováze. Takový typ věkové struktury vznikne v důsledku dlouhotrvajícího poklesu plodnosti až na úroveň, kdy počty narozených dětí pouze nahrazují obyvatele v reprodukčním věku. Stacionární typ věkové struktury měla ČR v 70. letech,

- **regresivní typ:** dětská složka početně nenahrazuje postreprodukční složku populace a dlouhodobě dochází k přirozenému úbytku obyvatelstva. Tento typ věkové struktury je v současnosti charakteristický pro země západní i severní Evropy.

3.4 Populační teorie

Populační teorii definuje Linhart (1996) jako „*souhrn hypotéz o krátkodobých a dlouhodobých faktorech podmiňujících reprodukci, změny v počtu a ve struktuře obyvatel a jejich důsledky*“. Z mnoha teorií, které se věnují popisu a zdůvodňování reprodukčního chování významné místo v historii populačních teorií zastávají teorie merkantilismu a teorie malthuziánská [14].

Merkantilismus je ekonomickou teorií pocházející z 16. a 18. století a je definován jako hospodářská politika, která hledá zdroje bohatství v obchodě a hromadění kapitálu. Podle merkantilistů by měl růst počtu obyvatel zvýšit výrobu, vývoz zboží a tak zajistit bohatství státu, ovšem na úkor nízkých mzdových nákladů. Stát má proto podporovat rychlý růst populace. Jako reakce proti merkantilismu vznikla malthuziánská populační teorie [9].

Malthuziánství je doktrína, založená na potřebě limitů populačního růstu. Zformoval ji Thomas Robert Malthus (1766-1834), pastor anglikánské církve a profesor nových dějin a ekonomie. Malthus se stavěl nepříznivě k početnímu růstu obyvatelstva a doslova tvrdil, že: „*Sociální bída a nezaměstnanost jsou důsledky přílišného rozmnožování obyvatel.*“ Řada sociologů teorii malthuziánství podrobila kritice, přesto význam teorie malthuziánství spočívá v tom, že se snažila formulovat vztah velikosti populace a prostředků obživy do určitých platných zákonitostí [9].

3.5 Populační politika

Za populační politiku lze považovat řadu opatření přijatých veřejnou správou s cílem působit na populační vývoj [18]. Populační politiku lze chápat v širším a užším vymezení. V širším pojetí zahrnuje všechna opatření, která ovlivňují populační vývoj (např. zvyšování životní úrovně, zlepšení pracovních podmínek a služeb, stav životního prostředí). Tato opatření jsou obecně i součástí politiky sociální. V užším vymezení

zahrnuje opatření, která se přijímají za účelem ovlivnění demografické reprodukce v období před narozením dítěte, po jeho narození a jako pomoc pro rodiny s dětmi [7]. Opatření v užším vymezení lze dělit na přímá a nepřímá. Přídavek na dítě, délka mateřské dovolené, rodičovský příspěvek, porodné, daňová úleva, to jsou tzv. přímá opatření, jejichž cílem je obecně podpořit zájem rodin při rozhodování zejména o druhém a dalším dítěti. Na reprodukční chování však působí i nepřímá opatření širšího ekonomického, právního a sociálního charakteru jako je dostupnost bydlení, zdravotní péče, vzdělání. Pro matky vychovávající malé děti je důležitá možnost pracovat, zejména na kratší pracovní úvazky, což je zároveň podmíněno dostupností mateřských škol a dalších zařízení pro děti v předškolním věku. Ve vyspělé společnosti je vliv nepřímých opatření na reprodukční chování velmi významný a často mnohem důležitější než vliv přímých opatření, která mnohdy působí jen krátkodobě [29].

3.5.1 Rodinná politika

Z pohledu sociologů je rodina definována jako „*společenská skupina, která je základním článkem sociální struktury a ekonomickou jednotkou, jejíž hlavní funkcí je reprodukce biologického druhu a výchova, resp. socializace potomstva, ale i přenos kulturních vzorů a zachování kontinuity kulturního vývoje* „ [8]. Podle nového občanského zákoníku je rodina vymezena *Zákonem o rodině č.89/2012 Sb.*, který nahradil zákon z roku 1963 [117]. Pojem rodinná politika nemá jednotnou definici. Podle Lamberta (1985) je rodinná politika souborem opatření a nástrojů, pomocí nichž nositelé této politiky sledují cíl chránit a podporovat rodinu jako instituci, která má pro společnost nepostradatelnou funkci [15].

Krebs (2007) uvádí, že rodinná politika stojí na 4 principech [12]:

-princip sociální spravedlnosti: základní princip sociální politiky, který je založen na spravedlivém rozdělování a přerozdělování příjmů a příležitostí,

-princip sociální solidarity: uplatňuje se v rámci mezigenerační solidarity nebo jako solidarita bohatých s chudými či solidarita bezdětných s rodinami starajících se o potomky,

-princip subsidiarity: spojeno s odpovědností jednotlivce a rodin za vlastní zabezpečení (nespoléhat se na stát),

-princip participace: člověk není pouze pasivním příjemcem prosociálních opatření ze strany státu, ale měl by se sám aktivně spolupodílet na jejich realizaci.

Podle Metodického „doporučení“ MPSV ČR z roku 2008 by cílem rodinné politiky mělo být [32]:

- podpořit stabilitu rodiny,
- vytvořit celospolečensky přátelské klima k rodině,
- posílit vědomí rodinných hodnot v celé společnosti,
- podporovat soukromou iniciativu k vlastní zodpovědnosti rodičů a členů rodiny navzájem,
- usilovat o odstranění překážek, se kterými se rodiny musí potýkat, legislativní i nelegislativní cestou.

Rodinná politika tvoří ústřední část politiky sociálního státu a s typem sociálního státu je úzce spjat i typ rodinné politiky. Rozlišujeme 4 základní modely rodinných politik a jejich charakteristické rysy jsou následující [15]:

-liberální model (anglosaský): pasivní politika zaměstnanosti, flexibilní trh práce, slabá role odborů, nízké sociální dávky, intervence státu pouze v krizových situacích (např.: USA, Švýcarsko, Velká Británie),

-sociálně demokratický model (skandinávský): vysoké daně, aktivní politika zaměstnanosti, vysoká participace žen na trhu práce, rozvinutá sociální politika (např.: Švédsko, Norsko),

-konzervativní model: ochrana nezaměstnaných z důvodu zdravotního postižení, ztráty zaměstnání apod., systém vyplácení sociálních dávek závisí na délce pojištění a výši odváděného pojištění, tradiční dělba práce mezi muže a ženu (např.: Německo, Francie),

-prorodinně orientovaný model: podobný liberálnímu modelu, ochrana osob ze strany rodiny, nízká ekonomická aktivita žen, střetávání rodinného a pracovního života je výrazné a napomáhá k odkládání mateřství (např.: Itálie, Španělsko).

Kromě těchto 4 výše uvedených modelů rodinné politiky, lze ještě hovořit o pátém typu, tzv. **postsocialistický režim sociálního státu**, který si své charakteristické rysy teprve vytváří. V souvislosti s přechodem postsocialistických zemí na tržní ekonomiku vyvstala řada nových sociálních problémů. Systém sociálních dávek a rodinné podpory

v těchto zemích kolísá a vlády jsou nuceny na nové skutečnosti reagovat a řešit především nezaměstnanost [15].

3.5.2 Populační a rodinná politika v EU

Evropská unie se v současné době potýká s nepříznivým demografickým vývojem, pro který je typický nízká porodnost a prodlužující se naděje dožití. Obojí vede ke změně věkové struktury populace, kdy roste počet osob nad 85 let. Osoby v tomto věku mají většinou horší zdravotní stav a vyžadují nákladnější sociální a zdravotní péči. Proto se současná evropská populační politika vyznačuje snahou o stimulaci vývoje k růstu počtu obyvatelstva nebo alespoň ke snižování úbytku populace [21].

Evropské populace se začaly lišit z hlediska rodinného a reprodukčního chování už od poloviny 60. let minulého století. Změny v chápání hodnot a norem v moderní společnosti, nazývané dnes druhým demografickým přechodem začaly nejdříve v severní Evropě, pak v západní a pokračovaly na jih, následně se změny nevyhnuly ani zemím bývalého východního bloku. Vedle tradiční rodiny, založené na sňatku a na manželství, se staly běžnou formou kohabitace a nesezdaná soužití, mnohdy dlouhodobá až celoživotní. Také vlivem rostoucí rozvodovosti se staly běžné rodiny složené z dětí z předchozích svazků, snížila se plodnost, zvýšil se průměrný věk matek při prvním porodu a v neposlední řadě se čím dál tím více dětí rodí mimo manželství [15].

Ačkoli se Evropa může zdát kulturně a hospodářsky stejnorodá, uvnitř EU se náhledy na populační i rodinnou politiku v různých zemích liší. Rodinná politika zůstává v EU v kompetencích národních vlád [25]. Ve státech, kde počet obyvatel klesá, je důležitou součástí populační politiky nastavení nástrojů pronatalitní politiky. Podle Prestonovy definice (1987) uváděné v demografické literatuře, by měla rodinná politika spolu s populační poskytovat manželským párům prostředky pro vytvoření rodiny s takovým počtem dětí, jaký si dvojice přeje na základě svobodného rozhodnutí. Konkrétnější doporučení a směrnice pro opatření byla přijata v průběhu 90. let v rámci dokumentu Evropské komise *Sdělení o rodinných politikách*, který byl schválen Radou ministrů sociálních věcí v roce 1989. Částečně sjednocujícím prvkem evropských rodinných politik bylo přijetí *Revidované Sociální charty* v roce 1996, která v platnost vstoupila 1. 7. 1999. Tento dokument má velký význam pro sociální politiku na evropské

úrovni a práva v něm zakotvená mají celoevropský charakter, tzn, že jsou uznávána všemi státy, které Chartu přijaly. Česká republika se stala signatářem ještě nerevidované Charty k 1. 1. 1993. Problematikou rodiny se kromě jiných zabývají tyto následující články Charty:

- Článek 4: Právo pracovníků na spravedlivou odměnu,
- Článek 7: Ochrana dětí a mládeže před fyzikálními a morálními riziky,
- Článek 8: Právo pracujících žen v době těhotenství a mateřství na zvláštní ochranu jako např.: nárok na pracovní volno před a po narození dítěte v minimální délce 14 týdnů; zákaz zaměstnávat těhotné ženy fyzicky náročnou prací,
- Článek 13: Nárok na sociální a zdravotní pomoc v případě potřeby,
- Článek 16: Právo rodiny na sociální, právní a hospodářskou ochranu s cílem zabezpečit její plný rozvoj (např.: poskytování bydlení rodinám, rodinné dávky atd.),
- Článek 17: Na přiměřenou sociální, legislativní a ekonomickou ochranu mají nárok i děti a mladiství,
- Článek 20: Zákaz diskriminace v zaměstnání na základě pohlaví (např.: ochrana proti propuštění, rekvalifikace, rozvoj kariéry včetně povýšení),
- Článek 27: Pracovníkům s povinnostmi k rodině musí být umožněno znovu nastoupit do zaměstnání po splnění těchto povinností, resp. po skončení mateřské a rodičovské dovolené,
- Článek 30: Nárok na ochranu proti chudobě a sociálnímu vyloučení má každý [96, 15].

V roce 1996 schválila Rada EU směrnici o rodičovské dovolené, která přiznává nárok ženám i mužům na volno z důvodu narození či osvojení dítěte po dobu minimálně 3 měsíců až do 8 let věku dítěte. Aby byla podpořena genderová rovnost v EU, bylo vládám členských zemí doporučeno, aby tento požadavek včlenily do národních legislativ. Na summitu EU v roce 2003 v Barceloně bylo schváleno další doporučení. Toto doporučení sleduje zajištění péče pro 33% dětí ve věku do 3 let a nejméně pro 90 % dětí od 3 let do doby jejich nástupu do školy. Tím by mělo dojít ke zvýšení ekonomické aktivity žen na 60 % [43].

Ve stávající době zůstávají v rodinné politice EU jako aktuální především tato témata:

- sledování a analyzování demografické situace se zaměřením na nízkou úroveň porodnosti, vysokou rozvodovost, stárnutí populace a migrace pracovní síly,
- zrovnoprávnění mužů a žen v oblasti profesní a rodinné,
- chudoba v rámci rodiny,
- řešení situace mladých rodin s dětmi (především bytová situace),
- přeměna systému sociálního zabezpečení [15].

3.5.3 Migrační politika

Migrace bývá ze všech demografických procesů asi nejvíce ovlivněna politickými, sociálními i ekonomickými změnami probíhajícími na území sledované země. Mezinárodní migrací je označován proces prostorového přemísťování osob přes hranice států, spojený se změnou místa bydliště na dobu kratší či delší, případně natrvalo. Podle směru migrace se rozeznává emigrace (vystěhovalectví) a imigrace (přistěhovalectví). Migrační politika může být zaměřena na podporu nebo omezování zahraničního stěhování a může ovlivňovat vnitrostátní rozmístění obyvatelstva [26].

Komise EU předložila v dokumentu „Sdělení o migraci“ v roce 2011 návrh na řadu opatření, které mají za cíl zavést ucelenou evropskou migrační politiku. Má být především založena na solidaritě mezi členskými státy a dále pak by měla EU umožnit lépe se vyrovnat s výzvami, které migrace přináší. Sdělení je tématicky rozděleno do 4 hlavních oblastí: překračování hranic, pohyb a život v schengenském prostoru, společný evropský azylový systém a vztahy s třetími zeměmi [104]. Konkrétně se jedná o tyto následující kroky [104]:

- při kontrole vnějších hranic EU je nutné udržovat vysokou úroveň bezpečnosti, zároveň neomezovat vstup oprávněným osobám,
- v boji proti nedovolenému přistěhovalectví je třeba začlenit do vnitrostátního práva směrnice o navrácení nelegálních přistěhovalců včetně sankcí vůči firmám, které je nelegálně zaměstnávají,
- integrace přistěhovalců by se měla dít v součinnosti s právy přistěhovalců a zákony a kulturou přijímajících zemí,

- zavedení společného evropského azylového systému má odstranit rozdíly v posuzování žádostí o azyl v různých zemích EU,
- problematika migrace a otázek s ní spojených by měla být začleněna do celkové politiky vnějších vztahů EU.

Otevřenost či uzavřenost hostitelské země vůči imigrantům závisí na souhlasu s pobytem cizinců, ale i na ochotě společnosti přiznat jim práva na svou kulturu a způsob života. Podle přístupu zemí k integraci imigrantů se dají rozlišit 3 modely: asimilační, diskriminační a multikulturní model. Asimilační model je charakteristický pro Francii a je pro něj typické, že přistěhovalci se přizpůsobují místní kultuře a životnímu stylu. Za to je jim umožněno získat občanství a práva přijímací země. Naopak diskriminační model není vůči přistěhovalcům příliš vstřícný a považuje pobyt imigrantů spíše za dočasný. Sice jim zaručuje základní lidská a sociální práva, ale získat zde občanství je velmi obtížné. Tento model lze s určitou odlišností nalézt v Německu, které usnadňuje získání státního občanství dětem cizinců narozených na německém území. Multikulturní přístup toleruje skupinovou odlišnost a přiznává imigrantům plná práva jako svým občanům. Zároveň přistěhovalcům umožňuje si ponechat jejich vlastní kulturní zvyky. Mezi země, které se hlásí k politice kulturního pluralismu, patří Velká Británie, Nizozemsko a Švédsko [39].

3.6 Populační projekce a prognózy

Populační prognózy a projekce lze chápat jako odhady celkového počtu populace do budoucna a často se zaměřují i na odhady pohlavní a věkové struktury obyvatelstva. Musíme mít na zřeteli, že tyto pojmy nelze zaměňovat, protože každý vyjadřuje trochu něco jiného. Populační projekce jsou širším pojmem, jelikož prognózy jsou jakousi podmnožinou demografických projekcí. Populační projekce jsou podmíněny buďto neměnnou úrovní porodnosti, úmrtnosti a migrace nebo naopak mohou být podmíněny různou kombinací změn úrovní těchto ukazatelů. Oficiální projekce obyvatelstva vydává v pravidelných intervalech Český statistický úřad [82]. Populační prognózy jsou nepodmíněné, protože autoři prognóz nestanovují žádné přísné podmínky, které se musí brát v úvahu v rámci budoucího vývoje geografické sféry. Tyto prognózy vydává Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze [9]. Řada demografických prognóz pak vede k návrhům pro včasná populačně politická opatření,

která mohou přispět k pozitivnímu ovlivnění demografické situace ve společnosti do budoucna [22].

3.6.1 Členění demografických projekcí

Demografické projekce lze členit následovně [9]:

- **podle stupně regionální podrobnosti:** celosvětové, celostátní, nadregionální, regionální a projekce měst,
- **podle období :** krátkodobé (do 10 let), střednědobé (10-25 let), dlouhodobé (25 a více let),
- **podle použití metody výpočtu:** formální extrapolace celkového počtu obyvatel, extrapolace doplněná odhadem věkové struktury a komponentní metody bez uvažování migrace (vhodná pro krátkodobé a střednědobé projekce a relativně stejnorodé populace jako jsou kraje a stát)

Demografické projekce se zpravidla sestavují do více variant očekávaného budoucího vývoje. Tyto varianty se člení podle odlišností v předpokládaném vývoji úmrtnosti, plodnosti a migrace na [83]:

- **nízká varianta:** předpokládá nejmenší nárůst plodnosti a migrace, dále předpokládá nejmenší zlepšení úmrtnostních poměrů,
- **střední varianta:** bývá považována za nejpravděpodobnější scénář budoucího vývoje
- **vysoká varianta:** předpokládá nejvyšší nárůst plodnosti a migrace, dále předpokládá nejvyšší zlepšení úmrtnostních poměrů

3.6.2 Stručný postup při tvorbě demografických projekcí

Nejprve je třeba si stanovit výchozí okamžik projekce, kterým je rok sčítání obyvatelstva. Poté si musíme ujasnit, na jak dlouhé časové období bude projekce konstruována. Následuje nejdůležitější krok v podobě formulace a kvantifikace hypotéz budoucích změn v řádu vymírání a rození. Po tomto kroku je nutné sestavení jednovariantní či vícevariantní projekce (viz výše). Při všech těchto krocích je nezbytné znát zákonitosti populačního vývoje. Tyto zákonitosti umožňují členit populace světa na [9]:

- **demograficky rozvojové populace:** předpokladem je pokles porodnosti a úmrtnosti,
- **demograficky vyspělé populace:** u těchto populací bývají hypotézy náročnější, jelikož není jisté např.: co ovlivní způsob rodinného života a s tím související porodnost atd.

3.6.3 Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2100

V roce 2013 zpracoval ČSÚ aktuální projekci obyvatelstva ČR do roku 2100. Vycházel z výsledků Sšítání lidu, domů a bytů v roce 2011. Projekce byla provedena ve 3 variantách – nízké, střední a vysoké a zpracována komponentní metodou. Ve všech těchto variantách bylo bráno v úvahu zvýšení úrovně plodnosti (střední, vysoká varianta), zlepšení úmrtnostních poměrů a mimo jiné kladné migrační saldo. Projekce má varující výsledky, protože dojde ke snížení počtu obyvatel a patrně dojde ke znatelnému stárnutí české populace [64].

V následující části bude nastíněn očekávaný vývoj hodnot ukazatelů plodnosti, úmrtnosti, migrace, celkového počtu obyvatel a věkové struktury populace.

Očekávaný vývoj plodnosti

I když by se hodnota úhrnné plodnosti měla do roku 2100 zvyšovat, přesto žádná varianta projekce nepředpokládá překročení hranice 2,1 nutné k zajištění prosté reprodukce. Měly by pokračovat trendy posledního desetiletí, tj. snižování úrovně plodnosti u žen mladších 28 let a nárůst plodnosti u žen starších, zejména nad 35 let věku [64]. V příloze č. 1 jsou uvedeny hodnoty úhrnné plodnosti za roky 2012 a 2100 ve všech 3 variantách

Očekávaný vývoj úmrtnosti

Očekávaný vývoj úmrtnosti byl projektován prostřednictvím míry prodloužení naděje dožití při narození. Očekává se, že míra úmrtnosti bude pokračovat v příznivém trendu, který započal koncem 80. let minulého století. To znamená, že zejména u mužů dojde k významnějšímu prodloužení naděje dožití při narození než u žen [64].

Projektované hodnoty naděje dožití při narození jsou uvedeny zvlášť pro obě pohlaví v příloze č. 2 a č. 3.

Očekávaný vývoj zahraniční migrace

Migrace se nejobtížněji předpovídá co se populačního vývoje týká z důvodu vysoké podmíněnosti vnějšími podmínkami (např. legislativní opatření). Na základě dosavadního vývoje migrace a členství České republiky v Evropské unii se lze domnívat, že Česko zůstane spíše zemí imigrační [64]. Projektované hodnoty migračního salda pro roky 2012 a 2100 jsou uvedeny v příloze č. 4

Očekávaný vývoj celkového počtu obyvatel

Pokud se vyplní očekávaný scénář vývoje plodnosti, úmrtnosti a migrace podle této projekce, tak růst počtu obyvatel bude v brzké budoucnosti vystřídán populačním úbytkem (příloha č. 5). Tento úbytek může být zmírňován prostřednictvím kladného migračního salda [64].

Očekávaný vývoj věkové struktury populace

Současnou strukturu obyvatelstva z hlediska věku charakterizuje nízký počet dětí a dosud poměrně silné zastoupení osob v ekonomicky aktivním věku. V dalším vývoji bude pravděpodobně podíl dětí v populaci klesat a budou se snižovat i počty osob ve věkové skupině 15-64 let, čili osob ekonomicky aktivních. V kategorii osob 65 a více let bude nejrychleji přibývat obyvatel nad 80 let. Tento nepříznivý vývoj bude pokračovat, protože do důchodového věku se dostávají silné poválečné ročníky. I přes zákonem zvýšený věk odchodu do důchodu, se zatížení na systém důchodového pojištění neúměrně zvýší. Jak z výsledků projekce vyplývá, je problém s průběžným financováním důchodů potřeba řešit již dnes [64]. V příloze č. 6 je uvedena věková struktura populace pro roky 2012 a 2100.

3.6.4 Prognóza populačního vývoje České republiky 2008 – 2070

Prognóza populačního vývoje České republiky byla vypracována na období 2008 – 2070. Její autoři RNDr. Boris Burcin, Ph.D. a RNDr. Tomáš Kučera, CSc. zpracovali detailně zdůvodněný nástin budoucího populačního vývoje za použití

klasického kohortně komponentního modelu. Vycházeli z předpokladu, že výchozí stav pohlavní a věkové struktury obyvatelstva je determinujícím prvkem v dlouhodobé perspektivě vývoje populace. Populační vývoj je dlouhodobým procesem a je ovlivněn vnitřními a vnějšími podmínkami prostředí, ve kterém se vývoj odehrává. Kromě konkrétních hodnot vybraných charakteristik plodnosti, úmrtnosti a věkové struktury považují za důležitý parametr projekčního modelu migraci, její velikost a směr [2].

Burcin s Kučerou prognózují, že počet obyvatel na začátku období (2008-2018) poroste jednak z důvodu nižší úmrtnosti a jednak z důvodu realizace odložené plodnosti žen, která však nikdy nedosáhne úrovně prosté reprodukce 2,1. Další vzrůst obyvatel bude podmíněn výhradně velikostí migračního přírůstku. V důsledku prodlužující se naděje dožití bude přibývat osob ve vyšším věku. To se týká kategorie seniorů ve věku 65 a více let, která početně poroste. Stárnutí obyvatelstva, které se může stát neodvratným, bude velkým celospolečenským problémem. Závěry autorů této prognózy se obecně shodují s Populační projekcí do roku 2100. Obě vychází ze současného stavu a reprodukčního chování populace a budoucí demografický vývoj v České republice nevidí příliš optimisticky [2].

3.6.5 Populační projekce EUROPOP 2010

Pro EU zpracovává populační projekce EUROSTAT, kdy vychází z projekcí jednotlivých členských států. V roce 2010 byla uveřejněna projekce EUROPOP 2010 monitorující očekávaný demografický vývoj v období 2010 – 2060.

Pro Evropu jako celek se očekává, že míra úhrnné plodnosti vzroste z 1,59 v roce 2010 na hodnotu 1,64 v roce 2030 a dále pak na 1,71 v roce 2060. Porodnost stoupne během sledovaného období téměř ve všech členských zemích a nejvíce se pak očekává zvýšení porodnosti v Lotyšsku, Maďarsku a Portugalsku. Ve Francii a Švédsku, kde už je úroveň plodnosti poměrně vysoká, by měla zůstat stabilní. Očekávaná délka života při narození (naděje dožití) se u mužské populace v průměru zvýší o 7,9 roku (z 76,7 v roce 2008 na 84,6 v roce 2060) a u žen se předpokládá zvýšení o 6,5 let (z 82,5 v roce 2008 na 89,1 v roce 2060) [76].

Předpokládaný čistý migrační příliv pro EU jako celek by se měl zvýšit z 1 018 000 lidí v roce 2010 na 1 217 000 000 do roku 2020. Poté by tento proud imigrantů měl

výrazně klesat až na úroveň 878 000 přitěhovalců v roce 2060. Svého populačního vrcholu dosáhne EU v roce 2040 a to až na 526 milionů, pak dojde k trvalému poklesu. Přesto v roce 2060 se očekává, že v EU bude žít 517 miliónů obyvatel. Německo spolu s Francií jsou v roce 2010 považovány za nejlidnatější členské země a bude tomu tak i na konci sledovaného období, kdy by Francie a Německo měly být na předních pozicích [76].

Věková struktura obyvatel EU se v příštích desetiletích dramaticky změní v důsledku změn úrovně plodnosti, prodlužující se střední délky života a svůj vliv bude mít i směr a velikost migrace. Podíl mladých lidí (0-14 let) by měl zůstat poměrně konstantní a v roce 2060 by se měl pohybovat kolem 15 %. Lidí v produktivním věku (15-64 let) bude ubývat, ze 67 % na 56 %. Zastoupení osob ve věku 65 a více let by naopak mělo přibývat až na třetinu populace (nárůst z 18% na 30%). Může být varující, že podíl osob starších 80 let (z 5 % v roce 2010 na 12% v roce 2060') bude téměř stejný jako podíl dětské skupiny v populaci. Znamená to, že v EU na každou osobu starší 65 let budou místo 4 lidí v produktivním věku připadat pouze 2 osoby. [76]. Hodnoty ukazatelů, kterými se zabývá populační projekce EUROPOP 2010, pro Českou republiku, Německo, Francii a Švédsko jsou v příloze č. 7.

4 Charakteristika zemí z hlediska vybrané problematiky

4.1 Česká republika

4.1.1 Základní charakteristiky

Česká republika je vnitrozemský stát ležící ve střední Evropě a svojí rozlohou 78 866 km² patří ke středně velkým evropským státům. Vznikla jako samostatný stát po rozdělení Československa k 1.1.1993. ČR tvoří tři historické země - Čechy, Morava a české Slezsko. Podle údajů ČSÚ žilo na území Česka v roce 2012 na 1 km² cca 133 obyvatel a z evropského hlediska se jedná o vyšší průměr [65]. Mezi nejdůležitější demografické prameny pro zjišťování statisticky důležitých údajů slouží v ČR v intervalu deseti let celostátní akce *Sčítání lidí, domů a bytů*. Poslední takový soupis se konal v roce 2011 a bylo při něm sečteno 10 436 560 obyvatel s obvyklým pobytem, z toho 5 109 766 mužů a 5 326 794 žen. V hlavním městě Praze bylo zaznamenáno 1 268 796 obyvatel, z toho 613 738 mužů a 655 058 žen [67].

Při sčítání v roce 2011 českou národnost uvedlo 6,71 milionu lidí, moravskou 522 tisíc, třetí nejpočetnější byla národnost slovenská. K ukrajinské národnosti se v témže roce hlásilo přes 53 tisíc lidí, k vietnamské cca 30 tisíc občanů [71]. Na náboženské vyznání byla odpověď dobrovolná, takže 4,66 milionu lidí nevedlo, v co věří. Jen 1,46 milionu lidí se považovalo za věřící. Nejvíce bylo římských katolíků, konkrétně 1,08 milionu, další věřící se hlásili k církvi husitské a českobratrsko - evangelické [69].

Podle údajů ČSÚ se naděje dožití při narození v roce 2012 prodloužila u mužů na 75 let a u žen na 80,9 let [68]. Největší věkovou skupinu z celkového počtu obyvatel k 31.12. 2012 tvořili lidé ve věku 15-64 let, konkrétně jejich procentuální zastoupení činilo 68,74 % [65]. Výrazný podíl na růstu české populace měli v roce 2011 imigranti, tvořili 90% z celkového přírůstku obyvatel. Nejvíce přistěhovalců bylo ze Slovenska, Ruska a Ukrajiny [70]. K počtu narozených dětí přispívají i cizinci, jejichž věková struktura je pro plodnost příznivá. Nejvíce dětí se u nás narodilo Vietnamcům, Ukrajincům a Slovákům [70].

4.1.2 Současná rodinná politika ČR

Problematika rodinné politiky v ČR jakožto součást rodinného práva je od 1. ledna 2014 zakotvena v zákoně č. 89 /2012 Sb. *Občanský zákoník* [117]. Tvorba a realizace

rodinné politiky náleží do působnosti Ministerstva práce a sociálních věcí, konkrétně do sekce sociální a rodinná politika. Rodinná politika má v Česku multidisciplinární charakter, jelikož tato problematikou spadá do působnosti i další orgánů státní správy zabývající se oblastmi ve vztahu k rodině – např. resort školství či zdravotnictví [97]. Finanční zabezpečení rodin je v ČR zajištěno systémem státní sociální podpory, kdy je z tohoto systému vyplácen rodičovský příspěvek, porodné a přídavek na dítě [97]. Dalším podpůrným mechanismem je systém sociálního pojištění, resp. nemocenského pojištění, které zajišťuje osobám finanční náhradu v případě ztráty příjmu. Vyplácení finančních náhrad z nemocenského pojištění má v souvislosti s mateřstvím a péčí o dítě podobu peněžité pomoci v mateřství, vyrovnávacího příspěvku v těhotenství a v mateřství a nakonec podobu ošetřovného [97].

Ženy v souvislosti s porodem a následnou péčí o novorozence mají nárok na mateřskou dovolenou, která v roce 2014 činí 28 týdnů při narození 1 dítěte a při narození 2 a více dětí má žena nárok na 37 týdnů mateřské dovolené [73]. Po dobu mateřské dovolené má žena nárok na peněžitou pomoc v mateřství, kdy podmínkou pro vyplácení této dávky v roce 2014 je předcházející pracovní činnost a účast na nemocenském pojištění v rozsahu minimálně 270 kalendářních dnů v posledních 2 letech před nástupem na mateřskou. Výše peněžité pomoci v mateřství se odvíjí od velikosti předchozího výdělku, ale je omezena maximální výší [54]. Na mateřskou dovolenou navazuje rodičovská dovolená, která v roce 2014 trvá 3 roky a má na ni nárok matka nebo otec. Zaměstnavatel je povinen podle § 196 zákoníku práce poskytnout zaměstnankyni či zaměstnanci na jejich žádost rodičovskou dovolenou [77]. Na peněžitou pomoc v mateřství navazuje rodičovský příspěvek, který v roce 2014 může pobírat pouze jeden z rodičů a vždy na nejmladší dítě v rodině. Výše tohoto příspěvku je od roku 2012 limitována na hranici 220 000 Kč bez ohledu na délku čerpání rodičovské dovolené [105]. Další sociální dávkou, která byla v ČR v roce 2014 vyplácena pouze na první dítě, je porodné. Patří mezi testované sociální dávky, kdy nárok na ni měly jen rodiny s celkovým příjmem do 2,4 násobku životního minima [106]. Tato úroveň by se měla pro rok 2015 zvýšit na 2,7 a porodné bude vypláceno i na druhé dítě [107].

V roce 2004 byla vydána *Národní zpráva o rodině*, kde bylo Ministerstvem práce a sociálních věcí konstatováno, že rodinná podpora je koncentrována převážně na finanční

nástroje a už neřeší ostatní možnosti podpory rodin v oblastech, jako jsou bytová politika či problém slučitelnosti práce a rodiny [98]. Slučitelnost práce žen s péčí o rodinu je v současnosti stěžejní oblastí ve všech národních sociálních koncepcích nejen v ČR, ale i v EU. Je to zejména z důvodu, že péče o děti spočívá v ČR na matkách, spíše než na jejich partnerech a otcích. Tím jsou ženy pro zaměstnavatele do značné míry méně perspektivními zaměstnanci. Této problematické situaci jistě nepomáhá skutečnost, že v zařízeních pro předškolní děti je v současnosti nedostatek míst kritický [15]. Na základě Národní zprávy o rodině byly přijaty další dokumenty, z nichž nejdůležitější je *Národní koncepce pro podporu rodin s dětmi* z roku 2008. Koncepce stanovila základní cíle rodinné politiky, které by měly vést k všestranně stabilnímu fungování rodiny. Mezi tyto základní cíle patří v první řadě vytvoření příznivějšího společenského klimatu, odstraňování překážek ohrožujících funkčnost rodiny a v neposlední řadě je zdůrazněno posílení vědomí o hodnotě rodiny u dnešní mladé generace [99].

„Demografické průzkumy říkají, že děti, které se nenarodí a vlastně neodvedou státu daně, způsobí státu obrovské ekonomické i sociální problémy,“ míní současná ministryně práce a sociálních věcí Michaela Marksová-Tominová. Proto je v programovém prohlášení koaliční vlády z února 2014 slib, že bude pamatováno na zmírnění restriktivních opatření při podpoře rodin s dětmi a znovu zavedení porodného i na další děti, které zrušily minulé vlády v rámci úspor ve státním rozpočtu [116]. Jelikož se vláda také zavázala vytvořit podmínky k dalšímu rozvoji rodinné politiky a péče o děti, tak MPSV připravilo návrh zákona o poskytování služby péče o dítě v dětské skupině, který by pomohl zmírnit nedostatek míst v předškolních zařízeních. Zákon byl na podzim roku 2014 schválen Parlamentem ČR a účinnosti nabyde od ledna 2015 [80].

4.2 Spolková republika Německo

4.2.1 Základní charakteristiky

Geograficky leží Německo v srdci Evropy a má rozlohu 357 127 km². Podle předběžných odhadů Eurostatu žilo v roce 2014 ve Spolkové republice Německo 80 780 000 obyvatel a patří tak k nejlidnatější zemi EU. V Německu žilo v roce 2012 cca 51 % žen a průměrná hustota zalidnění je 229 obyvatel/ km². Hlavní město je od sjednocení Německa v roce 1991 Berlín a v roce 2010 mělo 3,4 miliónu obyvatel.

V Německu je 83 velkoměst s více než 100 000 obyvateli a žije v nich až 89 % obyvatel [50].

Z hlediska národnostního složení v roce 2012 tvořili Němci 90,9 % a zbytek připadal na uznané národnostní menšiny. Z cizinců bylo v roce 2012 zastoupeno nejvíce Turků, Italů a Poláků. Podle náboženského vyznání tvořili v roce 2013 protestanti a katolíci každý přibližně stejný počet (29,4%), k muslimům se hlásilo 4,6 % a bez vyznání bylo 34,1 % německých obyvatel [50].

Naděje dožití při narození v roce 2012 byla podle údajů Eurostatu u mužů 78,6 let a u žen 83,3 let. Vzhledem k prodlužující se délce dožití dochází ke změnám ve věkové struktuře populace, kdy přes 20% obyvatel v roce 2013 bylo starší 65 let. Ekonomicky aktivního, práceschopného obyvatelstva bylo v Německu v témže roce přes 54 miliónů [75].

4.2.2 Současná rodinná politika SRN

Německá ústava zaručuje vysokou ochranu rodiny a rodinná politika v Německu institucionálně spadá pod *Spolkové ministerstvo pro rodinu, seniory a mládež* (Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend) [25]. Navzdory společenským změnám, které proběhly v souvislosti s druhým demografickým přechodem, si rodina v Německu udržela pro většinu populace stále svou hodnotu a mladí lidé mají se svými rodiči pevný vztah [110]. Je to i z důvodu, že německá rodinná politika měla dlouhou dobu konzervativní charakter vyplývající z tradičního vnímání mužské a ženské role ve společnosti - muž v roli živitele rodiny a žena jako výhradní pečovatelka o rodinu. V průběhu 90. let začalo docházet k emancipaci nejen vysoce vzdělaných žen, které se chtěly stejně jako muži uplatnit na trhu práce, ale nastavení rodinného modelu jejich snahu nepodporovalo [108]. S odkládáním mateřství začalo docházet k poklesu porodnosti a s ním také ke stárnutí populace. Tento nepříznivý demografický vývoj vedl německou vládu ke změnám v koncepci německé rodinné politiky, která by se měla mimo jiné zaměřit na slučitelnost rodinného a pracovního života pro oba rodiče [35]. Proto v roce 2003 vstoupil v platnost *zákon o rodičovském příspěvku a rodičovské dovolené* (Bundeselterngeld und Elternzeitgesetz –BEEG), který je základem prorodinných opatření [15]. Současná rodinná politika si klade za cíl snížit daňové zatížení rodičů, jsou zaváděna

daňová zvýhodnění a vysoké přídavky pro rodiny s dětmi namísto rozšiřování institucionální podpory [89].

Zvláštností mateřské dovolené v Německu je její rozdělení na těhotenskou dovolenou a tzv. Wochenurlaub, kterou má matka právo čerpat po porodu [89]. Délka mateřské dovolené v roce 2014 patří k nejkratším v Evropě, protože trvá 14 týdnů – 6 týdnů před očekávaným termínem porodu a 8 týdnů po porodu. Po dobu čerpání mateřské dovolené je ženám vyplácen příspěvek v mateřství, jehož výše je pro rok 2014 stanovena na polovinu průměrné mzdy za poslední 3 odpracované měsíce [49]. Po mateřské dovolené může matka či otec nastoupit na rodičovskou dovolenou, kterou lze čerpat až do 3 let věku dítěte a se souhlasem zaměstnavatele lze období čerpání prodloužit až do 8 let věku dítěte [89]. Po dobu 12 měsíců od porodu má rodič v roce 2014 nárok na pobírání rodičovského příspěvku, jehož výše je 67 % posledního čistého výdělku. Aby měl rodič na příspěvek nárok, musí pečovat o dítě sám a nesmí být zaměstnán nebo jen na částečný úvazek [110]. Na rostoucí nedostatek míst v zařízeních pro péči o děti předškolního věku zareagovala německá vláda návrhem zákona v roce 2008. Podle něj mělo být do roku 2013 vystavěno na 750 tisíc nových míst v jeslích a mateřských školkách, tak aby každé dítě od 1 do 3 let věku mělo nárok na umístění v těchto zařízeních a tím byla podpořena již výše zmiňovaná slučitelnost profesního a rodinného života [89].

4.3 Francouzská republika

4.3.1 Základní charakteristiky

Francie je největší evropskou zemí, jelikož rozloha kontinentální Francie tvoří 551 602 km² [52]. K 1. 1. 2013 žilo ve Francii přes 65 miliónu lidí, z čehož 97 % žilo v tzv. metropolitní Francii a 1,9 milionu Francouzů žilo v zámořských územích. Hlavní město Paříž má 2,23 miliónu obyvatel a pařížská aglomerace s 11,8 milióny obyvatel patří po Londýně k druhé největší evropské aglomeraci. Na 1 km² připadalo v roce 2011 cca 114 obyvatel [74].

Národnostní složení Francie je pestré a Francie je 6. zemí na světě s největším počtem imigrantů. Odhaduje se, že v roce 2010 žilo ve Francii 6,7 miliónu přistěhovalců. Nejpočetněji byly v tomto roce zastoupeny národnosti z Alžírsko (12,9%), Maroka (12,3%)

a z evropských zemí (38,9%). Úředním jazykem je francouzština, což je výhoda pro imigranty z bývalých francouzských kolonií [94].

Náboženské vyznání není oficiálními statistikami sledováno, protože od roku 1905 je církev oddělena od státu a stát církev ze svých prostředků nefinancuje. Deklarovaným vyznáním v roce 2009 bylo z 64 % katolické náboženství, k islámu se hlásilo 4% obyvatel a naopak bez vyznání se cítilo 28% občanů [51].

Naděje dožití při narození, která byla v roce 2012 v metropolitní Francii u mužů 78,7 let a u žen 85,4 let, patří mezi nejvyšší v Evropě a stále roste. V roce 2013 žilo ve věku do 14-ti let 18,4 % Francouzů a v produktivním věku přes 63% obyvatel [74].

4.3.2 Současná rodinná politika Francie

Rodinná politika ve Francii je upravena *Zákoníkem rodiny a sociální pomoci* (Code de la famille et de l'aide sociale), kdy tento zákoník po reformě v roce 1956 nahradil *Rodinný zákoník* (Code de la famille) [90]. Institucionálně zastřešuje problematiku francouzské rodinné politiky Ministerstvo sociálních věcí a zdravotnictví (*Ministère des Affaires sociales, de la Santé et des Droits des femmes*) [25]. Rodinná politika ve Francii se v současnosti snaží zvýšit porodnost a to nejen finanční podporou rodin s dětmi, ale i zlepšováním podmínek pro slučitelnost zaměstnání žen a jejich péčí o rodinu. V tomto směru se francouzská rodinná politika vyznačuje snahou nabídnout dostatek míst v kolektivních zařízeních péče o děti (napr. jesle, mateřské školky, dětské zahrady), ale i možnosti čerpat příspěvek na individuální profesionální péči o malé děti (např. prostřednictvím mateřských asistentek s akreditací). Tím je ženám umožněno vracet se do zaměstnání v poměrně krátkém časovém intervalu po porodu a neztrácet tak svoji profesní kvalifikaci. V rámci finanční podpory jsou rodinné dávky směřovány zejména na nízkopříjmové rodiny a rodiny s více dětmi. Ve Francii existuje propracovaný systém sociálních dávek, který bere v potaz různé životní situace jako je např. potřeba bydlení, stěhování nebo náklady spojené se vzděláváním dětí [15].

Délka mateřské dovolené zohledňuje počet nezaopatřených dětí a jejich pořadí, kdy v roce 2012 u prvních a druhých dětí trvala mateřská dovolená 16 týdnů a u dětí třetího a vyššího pořadí 26 týdnů. Žena má po dobu mateřské dovolené nárok na vyplácení příspěvku v mateřství ze sociálního pojištění. Výše tohoto příspěvku se odvíjí od průměrné

hrubé mzdy v posledních 3 měsících a je limitována do 3 031 EUR měsíčně, což je maximální základ pro sociální pojištění k 1.1.2012. Rodiče mají dále nárok nastoupit na rodičovskou dovolenou vždy na dobu 6-ti měsíců a toto období je možné opakovaně prodlužovat až do 3 let věku dítěte [89]. Dávka podobající se českému rodičovskému příspěvku byla ve Francii zavedena již v roce 1985 a po reformě systému péče o malé děti v roce 2003 se stal tento přídavek součástí jediné dávky - tzv. *dávky k přijetí malého dítěte* (la prestation d'accueil du jeune enfant - PAJE). V roce 2012 náležel rodiči podle jeho pracovní aktivity, která mohla být v souvislosti s narozením dítěte zcela nebo částečně omezena, již zmíněný rodičovský příspěvek. Ten lze pobírat po dobu maximálně 6-ti měsíců u dítěte prvního pořadí a u dětí druhého a vyššího pořadí do 3 let věku dítěte [17].

4.4 Švédské království

4.4.1 Základní charakteristiky

Švédsko se rozkládá na Skandinávském poloostrově a s celkovou rozlohou 449 964 km² je 5. největší evropskou zemí. Ke Švédskému království patří kromě pevninské části také množství různě velkých ostrovů, z nichž největší je ostrov Gotland [53]. V roce 2013 žilo v zemi 9 555 893 miliónu obyvatel, z toho 49,9 % žen. Hustota osídlení je jen 23,4 obyvatel./km² a většina lidí bydlí na jihu země [74]. V hlavním městě Stockholmu žilo na konci roku 2012 přes 881 tisíc obyvatel [53].

Ke švédské národnosti se v roce 2013 hlásilo přes 90% občanů a cizinci tvořili v tomto roce 6,9 % celkové populace. V průběhu 20. století se Švédsko stalo z emigrační země zemí imigrační a kladné migrační saldo mělo vždy významný podíl na početním růstu populace. Z hlediska země původu jsou v současnosti nejvíce zastoupeny skupiny imigrantů z Finska, z Iráku, Srbska, Polska, Iránu, Bosny a Hercegoviny, Německa, Dánska, Norska a Turecka [95].

Co se náboženského vyznání týká, pak 80 % obyvatel se hlásí k luteránství a 7% (především imigrantů) vyznává islám. Je důležité zmínit fakt, že od 1.1. 2000 došlo ve Švédsku k odluce církve od státu. Dnes je církev financována převážně z poplatků svých členů [95].

Švédsko patří mezi státy s nejdéle žijícím obyvatelstvem. V roce 2012 byla naděje dožití při narození u mužů 79,9 let a 83,6 let u žen. Koncem roku 2013 žilo v zemi 5,2 % seniorů ve věku 80 a více let a podíl ekonomicky činného obyvatelstva ve věku 15-64 let byl přes 63 % [74].

4.4.2 Současná rodinná politika Švédska

Švédsko má jasně definovanou rodinnou politiku fungující na principu univerzality a komplexní sociální ochrany [16]. Pod instituce zabývající se švédskou rodinnou politikou spadá ministerstvo zdraví a sociálních věcí, Národní rada pro zdraví a blahobyt, ministerstvo školství a Národní institut vzdělávání a dále pak Národní rada pro sociální pojištění [25]. Švédsko je patrně nejdále v procesu rovné péče o dítě ve vztahu k pohlaví [16]. V souvislosti s tím se o švédském modelu rodinné politiky mluví jako o „dual-earner“ nebo také jako o „dual-carer“ [100]. Základem pro podporu pracující rodiny je systém rodičovského pojištění, který byl ve Švédsku zaveden v roce 1974. Z vybraných příspěvků tohoto pojištění jsou vypláceny 3 druhy dávek - rodičovský příspěvek, vyrovnávací příspěvek v mateřství a přechodný rodičovský příspěvek. Domácnosti ve Švédsku jsou založeny na dvojitým příjmu, kdy každý z těchto příjmů je daněn individuálně, jelikož od roku 1971 bylo společné zdanění manželů zrušeno [15]. Na péči o dítě se podílí nejen ženy, ale i otcové. Od roku 1995 ve Švédsku funguje tzv. otcovská dovolená, na kterou začalo v průběhu 90. let odcházet až 80 % mužů. V roce 2002 musela být délka této dovolené dokonce prodloužena z původního měsíce na 60 dní díky stoupající ochotě mužů užívat otcovskou dovolenou [114]. Jedním z dalších předpokladů pro zapojení žen na trh práce je tradičně a dobře propracovaný systém kolektivní péče o děti předškolního věku, kdy existují kromě denních školek i školky noční, kam mohou rodiče jdoucí na noční směnu své děti bez obav předat [48].

V souvislosti s porodem rodič čerpá pouze rodičovskou dovolenou a mateřská dovolená není od rodičovské dovolené nijak odlišována. Švédsko se stalo vůbec první zemí na světě, která rodičovskou dovolenou zavedla v roce 1974 [114]. Délka rodičovské dovolené v roce 2013 trvala 480 pracovních dnů a každý z rodičů ji mohl čerpat až do 8 let věku dítěte [89]. Po tuto dobu náležel rodičům rodičovský příspěvek, který prvních 390 dnů činil až 80 % jejich běžného platu a zbývajících 90 dní byl příspěvek vyplácen

paušálně. Zároveň do 8 let věku dítěte mohou rodiče žádat o zkrácení své pracovní doby až o 25 %, ovšem neplaceně. Kromě placené rodičovské dovolené švédská vláda současně poskytuje měsíčně další příspěvek na dítě a to dokud dítě nedosáhne věku 16 let [48].

5 Analýza dosažených výsledků

5.1 Analýza dosavadního vývoje vybraných demografických ukazatelů

5.1.1 Stav obyvatelstva z hlediska početní a věkové struktury

Celkový počet obyvatel

Základní charakteristikou, kterou demografie sleduje je celkový počet obyvatel. Početní stav obyvatelstva se vztahuje vždy k 1. lednu daného roku a konkrétní hodnoty včetně vypočteného koeficientu růst jsou v příloze č. 8. Kromě Německa ve všech porovnávaných zemí docházelo ve sledovaném období k mírnému nárůstu počtu obyvatel. Nejvíce obyvatel přibýlo ve Švédsku a ve Francii. Ve Švédsku se počty obyvatel každoročně zvyšovaly v průměru o 0,58 %, ve Francii to bylo v průměru 0,57 %. V ČR je mezi roky 2001 – 2013 také patrná mírná rostoucí tendence počtu obyvatel. K nejvyššímu relativnímu nárůstu v počtu obyvatel došlo mezi lety 2007 a 2008 (+0,91 %). Nejvíce české populace ubylo mezi lety 2001 a 2002 (-0,59%). SRN je ze sledovaných zemí jediným státem, kde byl zaznamenán v letech 2001 – 2013 průměrný meziroční pokles počtu obyvatel ve výši 0,22 %. V období od roku 2004 až 2011 počty německých obyvatel klesaly, přičemž k nejvyššímu meziročnímu propadu došlo mezi roky 2008 a 2009. V letech 2002 a 2013 byl zaznamenán meziroční nárůst německé populace ve výši 0,22 %.

Hustota obyvatel

Německo má z porovnávaných zemí jednoznačně nejvyšší průměrnou hustotu obyvatel za celé sledované období ve výši 230,2 ob./km². Přesto v SRN docházelo mezi lety 2004 až 2010 k průměrnému meziročnímu poklesu hustoty obyvatel (příloha č. 9). Nejméně obyvatel na 1 km² žilo ve zkoumané časové řadě ve Švédsku. V tomto státě narozdíl od Německa ovšem docházelo k průměrnému meziročnímu nárůstu v hustotě obyvatel. Nejvyšší meziroční přírůstek hustoty obyvatel byl ve Švédském království zaznamenán ve dvou po sobě jdoucích letech 2007 a 2008 v nepatrné výši 0,90 %. Česká republika se v období 2001 – 2013 řadí vůči porovnávaným zemím se svou průměrnou hustotou obyvatel ve výši 133,7 ob./km² na 3. místo. Mezi roky 2011 a 2012 došlo k maximálnímu meziročnímu poklesu ve výši 1,08 %. V předchozích letech od roku 2001 převažovala v ČR průměrná meziroční rostoucí tendenci v hustotě obyvatel. Na pomyslné

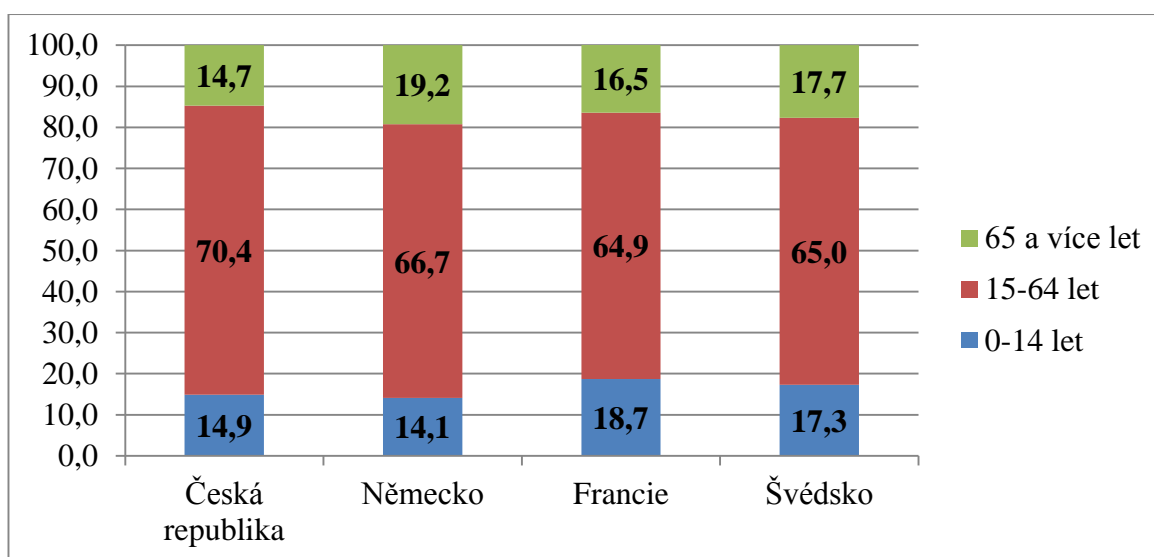
předpolední místo se v průměrné hustotě obyvatel řadí Francie, kdy podobně jako v ČR a ve Švédsku, tak i zde hustota obyvatel v průměru meziročně rostla.

Věková struktura obyvatelstva

Věková struktura se zpravidla vyjadřuje rozdělením celkového počtu obyvatel dané země do jedno či víceletých věkových kategorií. Nejčastěji bývá obyvatelstvo rozděleno do 3 biologických věkových kategorií: předproduktivní kategorie ve věku 0 – 14 let, produktivní ve věku 15 – 64 let a nakonec produktivní skupina ve věku 65 a více let.

Pro názornější srovnání věkové struktury ve vybraných zemích byl sestaven graf č. 1, ve kterém je zobrazena průměrná věková struktura ve sledovaném období. Každý sloupec pak představuje vybranou zemi a jednotlivé dílky sloupce ukazují průměrné procentuální zastoupení dané věkové skupiny v čase. Největší podíl obyvatel v předproduktivním věku má v průměru za dané období Francie, konkrétně 18,7 %. Česká republika má v daném časovém intervalu největší procentuální zastoupení lidí v produktivním věku, konkrétně 70,4%. Následuje Německo, Švédsko a Francie, kde ve věku 15 – 64 let žije 64,9 % obyvatel. Postproduktivní věková kategorie je nejvíce zastoupena v Německu a nejméně v ČR.

Graf č. 1: Průměrná věková struktura obyvatel podle biologických generací v jednotlivých zemích v letech 2001-2013 (v %)



Zdroj: Eurostat

Předproduktivní věková kategorie

Z grafu č. 2 je zřejmé, že ve všech sledovaných zemích došlo na konci sledovaného období v roce 2013 oproti počátečnímu roku 2001 k poklesu dětské složky populace. K nejvyššímu snížení předproduktivní věkové kategorie ve výši 2,4 procentního bodu došlo v SRN, naopak nejnižší propad byl zaznamenán ve Francii ve výši 0,5 procentního bodu.

Ve všech státech dochází k průměrnému meziročnímu poklesu této věkové kategorie (příloha č. 10). K nejvyššímu průměrnému meziročnímu poklesu ve sledovaném období došlo v Německu ve výši 1,3 procentního bodu. Z hodnot uvedených v příloze č. 10 je patrné, že v Německu každoročně dochází ke snižování dětské složky populace. Německá populace ve věku 0 – 14 let byla mezi roky 2001 – 2013 nejvíce zastoupena v roce 2001 (15,5%) a nejméně pak v roce 2013 (13,1%) – v roce 2013 došlo oproti roku 2001 k poklesu o 15,5 procentních bodů. Při pohledu do 2. poloviny 20. století lze dle přílohy č. 11 tvrdit, že dětská složka populace byla nejhojněji zastoupena na počátku 70. let, kdy v roce 1970 tvořil podíl předproduktivní věkové skupiny na celkovém počtu německých obyvatel 23, 3%. V dalších letech podíl osob ve věku 0 -14 let postupně klesal. Ve 21. století patří Německo k zemím EU s nejnižším zastoupením dětské skupiny obyvatel a v roce 2012 spolu s Bulharskem mělo ze všech zemí EU nejnižší podíl dětské složky populace [31]. Tato skutečnost odpovídá také hodnotám hrubé míry porodnosti, které má Německo v letech 2001 – 2013 ze všech porovnávaných zemí v průměru nejnižší (dále kapitola 5.1.4).

Druhé nejnižší průměrné procentuální zastoupení dětské věkové složky má ve sledovaném časovém období Česká republika. Nejvíce byla dětská skupina obyvatel v Čechách zastoupena na počátku časové řady v roce 2001 (16,2 %), nejméně pak v roce 2009 (14,1%). Od roku 2009 se v důsledku zvýšení porodnosti v letech 2007 – 2009 (dále kapitola 5.1.4) podíl osob ve věku 0 -14 let začal mírným tempem zvyšovat. Na základě přílohy č. 11 je zřejmé, že bývalé Československo mělo do roku 1990 relativně příznivou věkovou strukturu, jelikož podíl dětí do věku 14 let se pohyboval v průměru okolo 23%. Po pádu komunismu začal být v ČR parný trend přicházející ze západní Evropy, a sice snižování porodnosti a s tím spojený pokles dětské složky populace. Po vstupu do EU

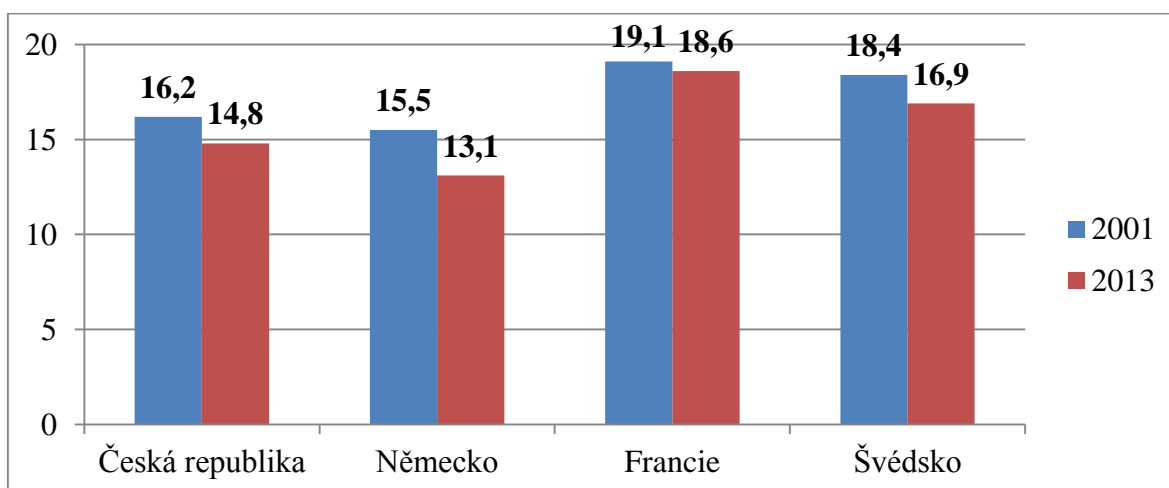
v roce 2004 ČR v porovnání s členskými státy dlouhodobě dosahuje nižších hodnot – konkrétně v roce 2012 ČR zaostávala za průměrem EU o 0,9 procentních bodů [31].

Na pomyslné třetí příčce se umístilo Švédsko, které má v průměru 17,3 % dětské složky populace v celé délce časové řady. Stejně jako v předešlých dvou zemích, tak i ve Švédsku v roce 2001 byla dětská složka populace nejsilněji zastoupena ve výši 18,4% a v dalších letech až do konce časové řady ubývala. Postupné ubývání dětské populace je ve Švédsku zřejmé už od 2. poloviny 20. století. V roce 1900 byl podíl předproduktivní věkové kategorie ještě na úrovni 32,4 %, v roce 1950 to už bylo o 9 procentních bodů méně ,tj. 23, 4% [85]. V dalších desetiletích proces snižování dětské složky populace pokračoval (příloha č. 11).

Největší zastoupení osob ve věku 0 – 14 let má Francie. I zde ovšem podíl dětské složky v celkové populaci postupně ubývá, i když pomalejším tempem než ve zbylých 3 zemích. Vrcholně byla dětská složka zastoupena v roce 2001 (19,1 %), minimálně v letech 2006 – 2009 (18,5%). V historickém kontextu měla Francie v 60. a 70. letech minulého století nejvyšší podíl dětské složky v porovnání s vybranými zeměmi (příloha č. 11). Ovšem od roku 1960 i ve Francii stejně jako u všech zbylých zemí dochází k postupnému ubývání osob v předproduktivním věku. Pod hranici 20 % se Francie dostává v průběhu 90. let, kdy v roce 1995 byl podíl dětské složky 19,8 %.

Graf č. 2: Podíl obyvatel ve věku 0-14 let v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013

(v %)



Zdroj: Eurostat

Produktivní věková kategorie

Z grafu č. 3 vyplývá, že ve všech sledovaných zemích došlo na konci sledovaného období v roce 2013 oproti počátečnímu roku 2001 k poklesu produktivní složky populace. K nejvyššímu snížení obyvatel ve věku 15-64 let došlo ve výši 1,7 procentního bodu v SRN, naopak nejnižší propad byl zaznamenán ve Švédsku ve výši 0,4 procentního bodu.

Nejnižší podíl osob ve věku 15- 64 let má v porovnání s ostatními zeměmi Francie. Dle 1. absolutní difference došlo k nejvýraznějšímu poklesu produktivní věkové skupiny ve Francii na přelomu let 2013, 2012 a to o 0,8 procentního bodu (příloha č. 12). Od počátku časové řady do roku 2007 byla dospělá složka populace ve Francii zastoupena na úrovni okolo 65 %. Ve zbývajících 6ti letech tato složka začala pomalým tempem ubývat až na hodnotu 63,9 % v roce 2013. Nejvyšší podíl této složky populace měla Francie na počátku 50. let (66,1% v roce 1950), kdy v souvislosti s hospodářským rozvojem Francie po 2. světové válce začalo do země proudit velké množství imigrantů v produktivním věku (dále kapitola 5.1.2) [86]. Od počátku 60. let do konce 80. let klesla produktivní skupina obyvatel z celkového počtu obyvatel na úroveň okolo 62 %, protože s rostoucí nadějí dožití se zvýšil podíl složky seniorské (příloha č. 13 a 15). Na hodnotu 66 % se produktivní skupina francouzské populace vrátila až v roce 1990, neboť následkem snížení porodnosti (dále kapitola 5.1.4) ubylo dětí do 14 let věku. V dalším desetiletí se podíl osob ve věku 15 – 64 let mírně snížil na úroveň 65,1% v roce 2000, jelikož přibývalo osob v postproduktivním věku z 13,9% v roce 1990 na 16,0% v roce 2000 (viz dále).

Druhé nejnižší průměrné procentuální zastoupení dospělé věkové složky mělo v letech 2001 – 2013 Švédsko (64, 98%). Nejvyšší podíl zaznamenala produktivní skupina švédského obyvatelstva v roce 2007 a 2008 (65,6 %), pak následovalo opět snížení na 64 % v roce 2013. K nejvyššímu poklesu o 8 procentních bodů došlo mezi lety 2011 a 2012. V historickém kontextu v 60. a 70. letech minulého století byl průměrný podíl produktivní složky populace ve výši 65, 8 % a v následujících 30ti letech se tento průměrný podíl snížil na 64,2% , což bylo ovlivněno poklesem dětské složky a vzrůstem složky postproduktivní (příloha č. 11,13, 15).

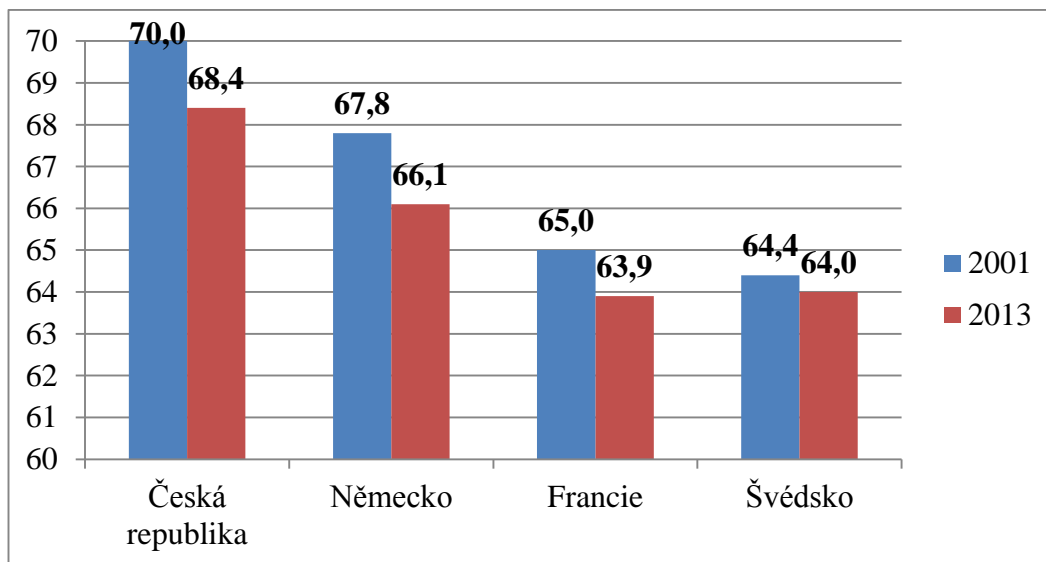
Třetí v pořadí se umístilo Německo, kde v produktivním věku žije v průměru za celé sledované období 66, 7 % populace. Nejpočetněji byli Němci ve věku 15 – 64 let zastoupeni v roce 2001 (67,8 %) a v dalších letech jejich podíl na celkovém počtu obyvatel

mírným tempem klesal až do roku 2010. V posledních 3 letech začal podíl dospělé složky populace velice mírně stoupat až stagnovat, protože ve stejném období začala klesat dětská složka populace a podíl seniorů ve věku 65 a více let také stagnuje (příloha č. 10 a 14). Historický vývoj produktivní složky populace byl kladně ovlivněn migrací, kdy Německo od roku 1955 do počátku 70. let přijímalo velké množství pracovníků ze zahraničí (dále kapitola 5.1.2). Od roku 1965 až do roku 1980 byla německá populace ve věku 15 – 64 let v průměru zastoupena z 64, 3% (příloha č. 13). Na hodnotu 69,3% se produktivní složka obyvatelstva vyšplhala v roce 1985 ovšem na úkor dětské složky populace, která v tomto roce dosáhla vlivem nízké porodnosti jen 16,2% (příloha č. 11). Po znovusjednocení Německa až do začátku nového tisíciletí podíl produktivní skupiny klesal mírným tempem na hodnotu 68,1 % v roce 2000.

Jelikož má ČR v porovnání s ostatními zeměmi nejmenší zastoupení postproduktivní věkové skupiny (dále) a v předproduktivní kategorii se řadí mezi porovnávanými státy na předposlední místo, pak je logické, že v průměru má největší zastoupení obyvatel v produktivním věku. Pokud rozdělíme produktivní věkovou kategorii do deseti 5ti letých věkových podskupin, pak dle údajů Eurostatu žilo ve sledovaném období v průměru nejvíce Čechů ve věku 30 – 34 let a nejméně ve věku 15- 19 let. Když by byla uvažována dolní věková podkategorie produktivní věkové skupiny, tj. lidé ve věku 15 – 39 let, a horní věková podkategorie od 40 do 64 let, pak více obyvatel žilo v průměru mezi roky 2001 až 2013 ve věku do 39 let (konkrétně 3 753 tis. žilo ve věku 15 – 39 let a 3 467 tis. žilo ve věku 40- 64 let). Vrátime-li se k základní produktivní věkové kategorii 15 – 64 let, tak nejvíce Čechů žilo v tomto věku v letech 2005 až 2008, konkrétně 71,1 %. Ke konci časové řady ovšem podíl dospělé složky ubývá až na velikost 68,4 %. Nejen ve sledovaném období, ale i v 70. letech mělo tehdejší Československo v porovnání s vybranými zeměmi nejvyšší zastoupení produktivní složky populace ve výši 66,7 % v roce 1970 a 65,1 % v roce 1975 (příloha č. 13). „Zásluhu“ na tom měl v těchto letech nejnižší podíl seniorské věkové skupiny ze všech porovnávaných zemí, neboť vlivem vysoké úmrtnosti na civilizační choroby byla naděje dožití v Československu v té době nejnižší oproti Švédsku, Francii i Německu. Na počátku 80. let se podíl produktivní složky obyvatel snížil na 63,1% v roce 1980, kdy procentuálně vzrostla dětská složka vlivem zvýšené porodnosti tzv. Husákových dětí. Po pádu železné opony se začal zvyšovat podíl

produktivní složky populace z 65,8% v roce 1990 na 69,6% v roce 2000 následkem ubývání dětské složky.

Graf č. 3: Podíl obyvatel ve věku 15-64 let v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013
(v %)



Zdroj: Eurostat

Postproduktivní věková kategorie

Z grafu č. 4 vyplývá, že ve všech sledovaných zemích došlo na konci sledovaného období v roce 2013 oproti počátečnímu roku 2001 k nárůstu postproduktivní složky populace. K nejvyššímu zvýšení obyvatel v seniorském věku došlo ve výši 4,2 procentního bodu v SRN, naopak nejmenší nárůst byl zaznamenán ve Francii ve výši 1,6 procentního bodu.

Z přílohy č. 14 je patrné, že lidí ve věku 65 a více let žije v průměru nejvíce v Německu, kdy je tato tendence ve sledovaném období rostoucí, jelikož dochází k průměrnému meziročnímu vzrůstu o 1,8 procentního bodu. Nejpočetněji byla seniorská složka populace zastoupena v roce 2010 a 2013 (20,7%), nejméně pak v počátečním roce 2001. Ohlédneme-li se do 2. poloviny 20. století, pak od 60. let do počátku let osmdesátých podíl německých seniorů na celkovém počtu obyvatel rostl a to až na úroveň 15,7 % v roce 1980 (příloha č. 15). Po roce 1980 došlo v roce 1985 k poklesu postproduktivní složky

populace na 14,7%. Ovšem kombinací nízké porodnosti a snižující se úmrtnosti se v dalších letech podíl této věkové skupiny začal zvedat až na hodnotu 16,2% v roce 2000.

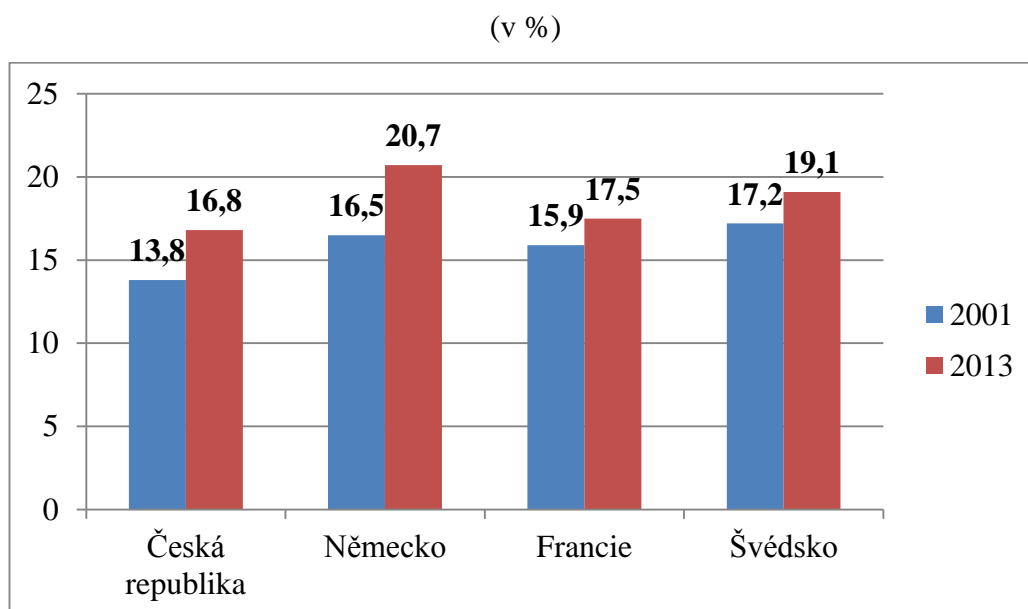
Podíl seniorů ve Švédsku činil mezi lety 2001 – 2013 v průměru 17,7%. Každým rokem se počty lidí v seniorském věku zvyšují a v koncovém roce časové řady byl podíl osob žijících ve věku 65 a více let 19,1%. K nejvyššímu nárůstu postproduktivní věkové skupiny došlo ve Švédsku mezi lety 2010 a 2011 ve výši 0,4 procentního bodu. Jak už bylo řečeno, podíl seniorů se ve Švédsku ve sledovaném období rok od roku zvyšuje a zvyšoval se již od 60. let minulého století, kdy k nejvyššímu nárůstu této věkové kategorie došlo mezi roky 1970 a 1975 ve výši 1,4 procentního bodu. Z přílohy č. 15 je také zřejmé, že Švédsko mělo ve všech letech od roku 1960 do roku 2000 vždy nejvyšší podíl seniorů oproti porovnávaným zemím. Lze se domnívat, že za těmito skutečnostmi, kdy se lidé v zemi dožívají vyššího věku, stojí příznivé společenské klima Švédska coby dobře fungujícího sociálního státu.

Ve Francii, kde v letech 2001 až 2013 žilo v průměru cca 63 miliónů obyvatel, tvořilo obyvatelstvo ve věku 65 a více let v průměru 16,5%. Nejnižší zastoupení měla seniorská složka populace hned zkraje sledovaného časového intervalu v roce 2001 (15,9%) a v následujících 10 – ti letech hodnoty v průměru kolísaly okolo 16,4% až se podíl francouzských seniorů v posledních 2 letech časové řady zvedl na 17,1% a 17,5%. Ve Francii jakožto vyspělé západoevropské zemi začal druhý demografický přechod od poloviny 60. let. Pro něj je mimojiné typické zlepšování úmrtnostních poměrů a tedy nárůst postproduktivní věkové kategorie [7]. Od roku 1960 do roku 1980 docházelo k trvalému zvyšování seniorské věkové složky populace z 11,6% v roce 1960 na 14% v roce 1980 (příloha č. 15). V následujících 10-ti letech byl zaznamenán nepatrný pokles v podílu sledované věkové skupiny obyvatel o 0,1 procentního bodu v roce 1990. Od počátku 90. let až do současnosti zastoupení francouzských seniorů na celkovém počtu obyvatel stále roste.

Česká republika má oproti vybraným vyspělým evropským zemím v průměru nejnižší zastoupení postproduktivní věkové kategorie (14,7%). V celé délce časové řady meziročně dochází k průměrnému nárůstu seniorské věkové skupiny ve výši 1,5 procentních bodů. V roce 2013 došlo oproti roku 2001 k nárůstu podílu českých seniorů z 13,8% na 16,8%, tzn. zvýšení o 3 procentní body. Obdobně jako v Německu, tak

i v bývalém Československu od počátku 60. let vzrůstal podíl seniorů na celkovém počtu populace na úroveň 13,6 % v roce 1980 (příloha č. 15). Důvodem tohoto nárůstu byla patrně zlepšující se zdravotní péče a pokles podílu předproduktivní složky populace v letech 1960 – 1975 (příloha č. 11). Díky populačním opatřením zavedených v průběhu 70. let vzrostla v Československu porodnost. V důsledku toho došlo ke změnám v poměrném zastoupení jednotlivých věkových skupin, kdy seniorská složka populace klesla na úroveň 11,8% v roce 1985 a dětská složka populace vzrostla na 23,4 % v témže roce. Po vyčerpání účinnosti propopulačních opatření došlo k poklesu porodnosti a věková skupina seniorů začala od počátku 90. let až do současnosti na celkovém počtu obyvatel procentuálně přibývat.

Graf č. 4: Podíl obyvatel ve věku 65 a více let v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013



Zdroj: Eurostat

Index stáří

Ukazatel index stáří souvisí s věkovou strukturou populace, jelikož udává kolik lidí ve věku 65 a více let připadá na 100 dětí, tj. na 100 jedinců ve věku 0 – 14 let. Hodnoty indexu stáří se tedy mění v závislosti na zastoupení dětské a postreprodukční složky populace. To souvisí s tím, jak se mění úmrtnostní poměry včetně prodlužující se střední délky života a klesající úrovně porodnosti. Tyto změny jsou ovlivněny sociálním

rozvojem, lepšími životními a pracovními podmínkami, pokrokem v medicíně, ale i odkládáním rodičovství do pozdějšího věku.

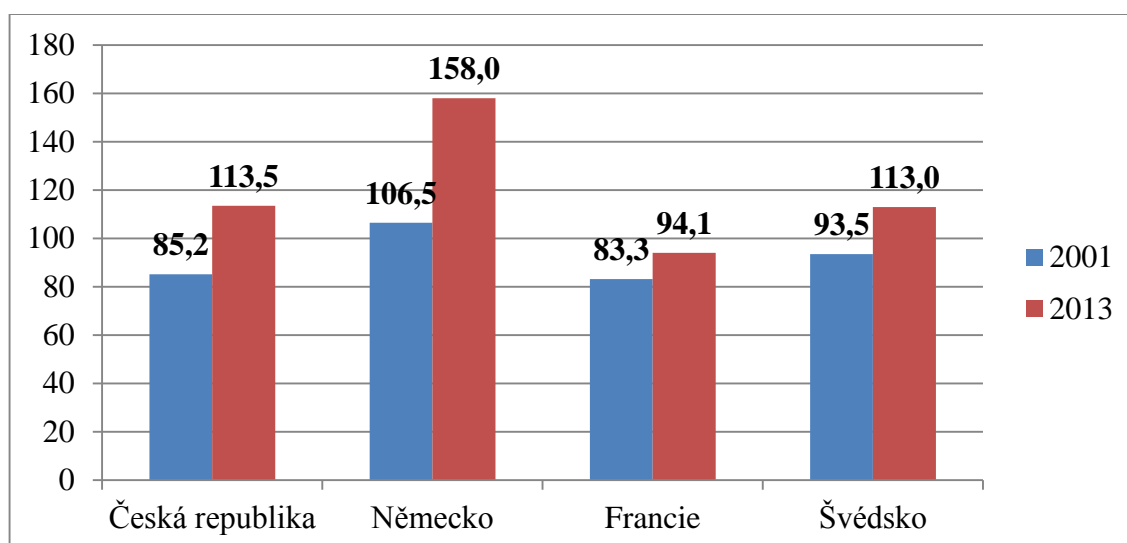
Nejnižší průměrnou hodnotu indexu stáří za zledované období má dle přílohy č. 16 Francie, kdy na 100 dětí ve věku 0 – 14 let připadá v průměru cca 88 lidí v seniorském věku 65 a více let. Znamená to tedy, že Francie má ze všech zemí nejvyšší podíl dětské složky populace. Podle průměrného koeficientu růstu lze konstatovat, že index stáří meziročně roste v průměru o 1 procentní bod, tj. podíl seniorské složky populace se zvyšuje a naopak podíl dětské věkové skupiny se snižuje. Nejnižších hodnot dosahuje index stáří na počátku časové řady (83,5). Ještě v roce 1960 se pohyboval index stáří na úrovni 44,3, pak došlo k zřetelnému prodlužování naděje dožití při narození u obou pohlaví (dále kapitola 5.1.5) a to mělo za následek progresivní nárůst nejstarší věkové skupiny a potažmo nárůst indexu stáří. Zatímco v roce 1970 připadalo na 100 dětí 52 osob v seniorském věku (příloha č. 17), tak o 43 let později v roce 2013 to je 95 seniorů.

V ČR se průměrná velikost indexu stáří ve sledovaném období blíží k hodnotě 100 (99,4). Hranice 100 byla v ČR překročena v roce 2008, kdy na 100 dětí připadalo necelých 103 osob v seniorském věku. V následujících letech až do konce časové řady rostla hodnota indexu stáří až na nejvyšší úroveň ve výši 113,3. V celém sledovaném období dochází k nárůstu indexu stáří a podle grafu č. 5 na konci časové řady narostl index stáří oproti počátečnímu roku o 28,3 procentních bodů. Podle údajů Eurostatu se ČR v roce 2011 v rámci EU svou hodnotou indexu stáří nacházela zhruba uprostřed. V tomto roce měla z regionálního pohledu nejvyšší zastoupení osob ve věku 65 a více let Praha, nejnižší podíl seniorů na dětskou složku populace připadal ve Středočeském a Ústeckém kraji. Lze se domnívat, že za vyšším podílem dětské složky ve Středočeském kraji stojí výstavba rodinných domů v okolí Prahy, do kterých se přestěhovalo mnoho mladých rodin s dětmi. V historickém kontextu 2. poloviny 20. století, byl index stáří nejnižší na počátku 60. let, kdy v roce 1960 připadalo na 100 dětí pouhých 37 osob ve věku 65 a více let. Do roku 1980 se index stáří navyšoval v důsledku rostoucí postproduktivní věkové složky populace a současného poklesu předproduktivní věkové kategorie. Výsledkem populačních opatření ze 70. let byl dočasný nárůst dětské složky populace a hodnota indexu stáří tak klesla z 58,3 v roce 1980 na velikost 50,3 v roce 1985 (příloha č. 17). Poté od počátku 90. let se index stáří začal opět zvyšovat na úroveň 83,1 v roce 2000.

Ač má Švédsko ve sledovaném období v porovnání s ostatními zeměmi v průměru druhou nejpočetněji zastoupenou předproduktivní složku populace, tak podle indexu stáří připadá na 100 dětí v průměru přibližně 103 švédských seniorů. Je to způsobeno nárůstem postproduktivní věkové kategorie, kdy se Švédsko v průměrném procentuálním zastoupení této věkové skupiny řadí v daném období na 2. místo za Německem. Po celou délku časové řady index stáří roste, logicky tedy musí ve Švédsku růst nejstarší věková skupina a nejmladší věková skupina klesá (až na poslední 3 roky, kdy mírně rostla). K nejintenzivnějšímu nárůstu indexu stáří ve Švédsku došlo mezi roky 2009 a 2010, kdy byl koeficient růstu 102,3 %. Index stáří meziročně rostl v průměru o 1,5 procentního bodu. Jak je z přílohy č. 17 patrné, tak ani Švédsko se v minulých letech nárůstu indexu stáří nevyhnulo. Od roku 1960 narostla hodnota indexu stáří z 51,4 % na hodnotu 99,7 % v roce 1990. Na počátku 90. let do roku 1995 následoval mírný pokles indexu stáří, patrně z důvodu nižší úmrtnosti. Poté index stáří plynule narůstal až do současnosti.

V SRN mezi roky 2001 – 2013 připadalo na 100 dětí v průměru 137 seniorů a Německo v rámci EU mělo v roce 2011 index stáří nejvyšší. Po celý sledovaný časový interval se podíl seniorské složky obyvatelstva zvyšoval na úkor dětské věkové skupiny a svého maxima ve výši 158 seniorů na 100 německých dětí dosáhl v konečném roce časové řady. Snižování podílu dětské věkové kategorie a současné navyšování postproduktivní složky populace probíhalo v Německu nejrychlejším tempem v porovnání s ostatními státy – v roce 2013 oproti roku 2001 došlo k nárůstu indexu stáří o 51,5 procentních bodů (graf č. 5). Přestože má Německo ve sledovaném období hodnoty indexu stáří z porovnávaných zemí nejvyšší, tak od poloviny 60. let do roku 1990 se index stáří v této zemi pohyboval na nižších hodnotách než mělo Švédsko. Mezi roky 1960 a 2000 lze zaznamenat nejvyšší nárůst indexu stáří mezi lety 1975 a 1980, konkrétně z 67,6 na 83,6 (příloha č. 17). Jako první ze sledovaných zemí přesáhlo Německo hodnotu indexu stáří ve výši 100 v roce 2000.

Graf č. 5: Index stáří v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013 (v %)



Zdroj: Eurostat

5.1.2 Vývoj pohybu obyvatelstva

Hrubá míra přirozeného přírůstku obyvatelstva

Pro sledování demografického pohybu obyvatelstva se používají ukazatele celkového a přirozeného přírůstku, kdy přirozený přírůstek spolu s migračním přírůstkem tvoří celkový přírůstek. Přirozený přírůstek je sledován i jako relativní ukazatel z důvodu mezinárodního srovnání - tzn. je vyjádřen na 1000 obyvatel středního stavu v daném roce.

Z příloze č. 18 je zřejmé, že jedinou zemí, která měla po celé sledované období hrubou míru přirozeného přírůstku kladnou byla Francie. Největší přirozený přírůstek byl ve Francii mezi lety 2001 – 2013 zaznamenán v roce 2006, kdy podíl přirozeného přírůstku a průměrného stavu obyvatel byl na úrovni 4,8 ‰. Tento přírůstek přirozenou měnou byl způsoben vysokou hrubou mírou porodnosti, která v roce 2006 byla ve Francii na úrovni 13,1 ‰ a byla za sledované období nejvyšší (příloha č. 30). Nejnižší přirozený přírůstek měla Francie v roce 2013, kdy na 1 000 obyvatel středního stavu připadal přírůstek ve výši 3,6 ‰. Pro Francii je typický kladný přirozený přírůstek již od druhé poloviny 20. století (příloha č. 21). Tyto přírůstky lze vysvětlit jednak vysokou úrovní plodnosti francouzských žen (dále kapitola 5.1.3), dále vysokou nadějí dožití při narození (zejména u žen) (dále kapitola 5.1.5) a stále relativně příznivou věkovou strukturou Francouzů, jak ukazuje index stáří v příloze č. 16.

Švédsko má průměrnou hrubou míru přirozeného přírůstku mezi lety 2001 – 2013 ve výši 1,5 ‰, tedy převažuje přirozený přírůstek obyvatel s výjimkou roku 2001. Přírůstek obyvatel přirozenou cestou dosáhl svého maxima v roce 2010, kdy vlivem vysoké hrubé míry porodnosti (12,3 ‰) připadal na 1 000 obyvatel středního stavu přirozený přírůstek ve výši 2,7. I v historickém kontextu mělo Švédsko po celou druhou polovinu 20. století kladný přirozený přírůstek. Nejvyšších hodnot dosahoval kolem roku 1965 (příloha č. 22). Do roku 1985 přirozené přírůstky obyvatel postupně klesaly, jak klesal počet narozených dětí. K poklesu porodnosti v tomto období přispěla změna populačního chování i rozšíření antikoncepčních metod. Počátkem 90. let přirozený přírůstek švédské populace intenzivně vzrostl z cca 4 400 v roce 1985 až na necelých 29 tisíc v roce 1990, kdy za tímto nárůstem stály mimojiné silné populační ročníky žen, které se dostaly do věku nejvyšší plodnosti. Po tomto období přirozený přírůstek začal opět klesat až na zápornou hodnotu v roce 2000 (– 3 020).

Zápornou průměrnou hrubou míru přirozeného přírůstku měla ve sledované časové řadě Česká republika společně s Německem. Prvních 5 let se Česká republika v rámci přirozeného přírůstku populace nacházela v záporných hodnotách, tzn. převažovaly počty zemřelých osob nad počty živě narozených. Od roku 2006 do roku 2012 dochází v Čechách k přirozenému přírůstku, na kterém se podílela jednak zvyšující se hrubá míra porodnosti v letech 2007 – 2010 (příloha č. 30) a v neposlední řadě také pokles standardizované míry úmrtnosti v letech 2006 – 2010. V posledním roce sledovaného období bohužel opět dochází k úbytku české populace přirozenou měnou. Ve srovnání s druhou polovinou 20. století, kdy mělo tehdejší Československo od počátku 60. let do roku 1993 přirozené přírůstky obyvatel (příloha č. 19), tak lze populační vývoj po roce 1994 až do roku 2005 považovat za velmi nepříznivý. Jednalo se o vůbec první historicky dlouhodobý přirozený úbytek českého obyvatelstva.

V SRN je klesající tendence přirozeného přírůstku obdobná, naopak je ještě vyšší než v ČR, jelikož během celého sledovaného období nepřevýšily počty narozených jedinců počty zemřelých. K nejvyšším přirozeným úbytkům německých obyvatel docházelo především na konci časové řady a zejména pak v posledním roce 2013, kdy hodnota hrubé míry přirozeného přírůstku byla na úrovni svého minima (– 2,6 ‰). Tento vysoký přirozený úbytek lze jednak vysvětlit nízkou úrovní porodnosti, která v roce 2013 nebyla

v Německu ve sledovaném období 2001 – 2013 zdaleka nejnižší (8,5 % v roce 2013), ale zejména vysokým počtem úmrtí v daném roce. Podle zatím odhadovaných údajů Eurostatu v roce 2013 zemřelo 895 tisíc německých obyvatel, což byl mezi roky 2001 až 2013 nejvyšší počet úmrtí. Podle přílohy č. 20 je vidět, že trend klesajícího přirozeného přírůstku se v Německu drží již od roku 1975, kdy byl přirozený úbytek ve výši – 207 339 obyvatel. V následujících 5-ti letech do roku 2000 počty zemřelých vždy převyšovaly počty živě narozených dětí. Na tuto skutečnost zapůsobila nízká úroveň úhrnné plodnosti, která po roce 1975 v NSR i v NDR zůstávala pod zápornou hranicí prosté reprodukce a na této úrovni setrvává až do současnosti (dále kapitola 5.1.3).

Hrubá míra migračního salda

K hodnocení intenzity migrace se používá ukazatel hrubá míra migračního salda, který dává do vzájemného poměru migrační přírůstek (úbytek) a střední stav populace. Kladné hodnoty ukazatele naznačují, že se v určitém časovém období do konkrétní země přistěhovalo více lidí než se z ní odtěhovalo a naopak.

Švédsko v porovnání s ostatními státy zaznamenalo nejvyšší průměrnou velikost migračního přírůstku za sledované období ve výši 4, 8 ‰ (vysvětlení níže). Po celou dobu bylo migrační saldo kladné, tj. počty přistěhovalých převyšovaly počty vystěhovalých. Nejvíce počty imigrujících převyšovaly počty emigrujících v roce 2013, kdy hrubá míra migračního přírůstku činila + 6,9 ‰, naopak nejnižší kladné migrační saldo bylo dosahováno v roce 2004 (příloha č. 23). Švédsko se v průběhu 20. století stalo z emigrační země zemí imigrační a kladné migrační saldo sehraává důležitou roli na celkovém přírůstku populace. Podle Institutu migrační politiky lze tuto moderní éru přistěhovalectví rozdělit do čtyř období, z nichž každé se liší typem přistěhovalců. V prvním období ve 30. a 40. letech přicházeli do Švédska uprchlíci v souvislosti s 2. světovou válkou. Po skončení války pak Švédsko od 50. let zaznamenalo silný příliv pracovních imigrantů z Finska a jižní Evropy, kdy tento příliv dosáhl svého vrcholu v roce 1970. V 70. letech, kdy byl v roce 1972 zastaven nábor pracovníků ze zemí mimo Skandinávii, docházelo k výraznému poklesu počtu nových imigrantů. Přesto byli uprchlíci a jejich rodinní příslušníci z rozvojových zemí i nadále přijímáni k trvalému pobytu, zejména za účelem sloučení rodiny. Vznikla tak tzv. řetězová migrace, kdy přistěhovalci, kteří se ve Švédsku poměrně

úspěšně usadili, poskytovali svým příbuzným finanční pomoc. V poslední etapě od počátku 90. let přicházeli do Švédska žadatelé o azyl z jihovýchodní a východní Evropy, zejména

v období války v bývalé Jugoslávii. Od roku 1995, kdy Švédci vstoupili do EU a v roce 1996 se stali součástí Schengenské dohody, je ve Švédsku významný přeshraniční pohyb zejména s jeho sousedními zeměmi [85]. Ve sledovaném období od roku 2001 – 2013 počty přistěhovalců každým rokem přibývají a Švédsko se dle studie *Migration Integration Policy Index* (MIPEX) v současnosti řadí mezi země EU s nejpříznivějšími podmínkami života pro cizince. Studie MIPEX hodnotí integrační politiky 31 zemí v Evropě a Severní Americe. Zabývá se problematikou integrační politiky z pohledu jejího zavádění do praxe a sleduje, zda mají přistěhovalci zaručena stejná práva, povinnosti a příležitosti jako obyvatelstvo domácího původu. Podle studie MIPEX mají cizinci ve Švédsku nejsnazší přístup na trh práce, stát pro nezaměstnané cizince pořádá školení a jazykové kurzy a při ztrátě zaměstnání neztrácí cizinec automaticky právo na pobyt. Švédsko má výborné hodnocení i v dalších oblastech jako je právo na sloučení rodiny, možnost získání trvalého pobytu a státního občanství nebo účast cizinců na politickém dění. Velice dobré podmínky má Švédsko i v problematice ochrany proti diskriminaci, kdy antidiskriminační zákon dává cizincům možnost bránit se proti přímé a nepřímé diskriminaci ve veřejném i privátním sektoru. Jsou dokonce zřízeny specializované agentury poskytující diskriminovaným cizincům právní služby [93]. Přes všechna tato vstřícná opatření vůči imigrantům, v jejichž důsledku nepochybně docházelo ve sledovaném období 2001 – 2013 k dalšímu přílivu přistěhovalců, Švédsko v květnu 2013 muselo čelit vlně protestů z řad etnických menšin pocházejících z chudých rozvojových zemí. Protesty byly namířeny proti údajné diskriminaci a segregaci a dále pak proti skutečně narůstající chudobě těchto menšin. I švédská vláda si uvědomuje, že je třeba integraci cizinců daleko více podpořit a to zejména cestou investic do vzdělávání dětí z příchozích rodin [81].

K zemím, kde v průběhu časové řady bylo migrační saldo na 1 000 obyvatel středního stavu v průměru kladné (+ 2,2 ‰), patřila i Česká republika. K nejvýraznějšímu migračnímu přírůstku došlo roce 2007, kdy hrubá míra migračního salda dosáhla velikosti 7,7 ‰ (příloha č. 23). Toto saldo zahraniční migrace bylo zatím nejvyšší i v celé historii ČR a Československa a současně nejvyšší ze všech porovnávaných zemí v průběhu

daného časového období. Naopak v roce 2001 měla ČR více vystěhovalých obyvatel než přistěhovalých, proto byla hodnota migračního salda záporná a zároveň byla nejnižší z celého sledovaného období (- 1,4 ‰). Pro období padesátých až devadesátých let socialistického režimu bylo charakteristické záporné migrační saldo, jelikož možnost migrace do i z Československa byla v té době výrazně omezena. Tento trend se mění od počátku 90. let, kdy počty imigrujících až na výjimky každoročně převyšují počty emigrujících. [36]. Po liberálním přístupu k migraci do roku 1996 nastoupilo restriktivní období, které vyvrcholilo přijetím cizineckého zákona účinného od 1.ledna 2000. Podle tohoto zákona bylo možné podat žádost o trvalý pobyt až po uplynutí deseti let pobytu. V letech 2000 – 2004 se začala koncipovat nová podoba integrační a imigrační politiky v souvislosti s připravovaným vstupem do EU. V následujících letech 2005 – 2007, kdy docházelo k ekonomickému růstu a na pracovním trhu byl zájem o další pracovní síly i ty méně kvalifikované, se vytvořil prostor pro příchod pracovních sil ze zahraničí a to vysvětluje vysoký nárůst hrubé míry migračního salda v roce 2007. Po této etapě, kdy celosvětová hospodářská krize zasáhla i ČR, přistoupila česká vláda k restriktivním opatřením, která měla za cíl redukovat počty cizinců a to se odrazilo v poklesu hrubé míry migračního salda až na úroveň -0,1‰ v roce 2013. Snaha byla omezit konkurenci na pracovním trhu a čelit rostoucí kriminalitě zevnitř některých cizineckých komunit [42].

Velikost hrubé míry migračního salda v Německu od roku 2001 každoročně klesala a to až do roku 2008, kdy dosáhla svého minima (- 0,7 ‰). V následujících 5-ti letech se začala postupně zvyšovat až do konce roku 2013, kdy byla maximální (+ 5,8 ‰). Opětovný růst migračního salda po roce 2008 ovlivnily přijatá opatření k usnadnění integrace imigrantů. Jedním z nich byl zákon o řízení a omezení přistěhovalectví, o regulaci pobytu a integraci občanů EU a cizinců účinný od 1. ledna 2005, který ulehčil začlenění cizinců jak nově příchozích, tak těch v Německu dlouhodobě žijících. Neméně důležitou roli mělo přijetí Národního integračního plánu v roce 2007, který obsahuje již konkrétní cíle a opatření. Je zaměřen na podporu vzdělávání a začlenění dětí a mládeže z rodin imigrantů do německé společnosti [102, 109]. Historický vývoj migrace v Německu bude nastíněn z pohledu imigrace, kdy lze v Německu v průběhu 20. století zaznamenat 4 hlavní imigrační vlny. První vlna přistěhovalců je stejně jako tomu bylo u Švédska spojená s obdobím po skončení 2. světové války, kdy se z okupovaných zemí

do Německa vrátilo cca 8 miliónů lidí. Následovala druhá vlna, kdy se německá ekonomika v průběhu 50. let začala postupně vzpamatovávat a brzy se objevil problém s nedostatkem pracovních sil. Zde se vytvořil prostor pro zahraniční pracovníky (tzv. *gastarbeitry*), kteří přicházeli zejména ze zemí jižní Evropy a středního Východu (Turecko). V období mezi roky 1955 – 1973 probíhalo řízené najímání zahraničních pracovníků a to vedlo k výraznému nárůstu přistěhovalců. V témže období probíhal ještě jeden migrační tok a tím byl proud východních Němců, kteří se před postavením Berlínské zdi v roce 1961 začali stěhovat do západního Německa. Roku 1973 bylo zakázáno další najímání “*gastarbeiterů*.” Další významná vlna přistěhovalců přišla s pádem totalitních režimů v zemích střední a východní Evropy, kdy se do Německa mimo jiné začali vracet zpět vystěhovalci německého původu z bývalého Sovětského svazu, Rumunska či Polska. V současnosti najdeme v Německu více než 15 miliónů imigrantů, kdy asi 7 miliónů jsou cizinci a zbytek tvoří příslušníci s německou státní příslušností. Po vystěhovalcích německého původu tvoří největší skupinu imigrantů Turci (cca 2,5 mil.) a dále pak přistěhovalci z bývalé Jugoslávie (cca 1,5 mil.) nebo jejich nástupnických zemí [109].

Francie se při srovnání s ostatními státy v období 2001 – 2013 zařadila svou průměrnou hodnotou hrubého migračního salda ve výši 1,7 ‰ až na poslední místo. Po celou dobu časové řady bylo migrační saldo Francie kladné, nejvyšších hodnot pak dosahovalo v letech 2003 a 2004 (+ 3,2 ‰) a nejnižších v letech 2009 a 2011 (+ 0,5 ‰). Z přílohy č. 23 lze vyčíst, že nejvyšší pokles v hrubé míře kladného migračního salda byl mezi roky 2005 a 2006 ve výši 40 %. Nejen ve sledovaném období, ale i v průběhu celého 20. století bylo migrační saldo Francie kladné. Ve 30. letech se Francie řadila na druhé místo hned za USA co se počtu imigrantů týče. Stejně jako ve Švédsku a Německu, tak i Francie najímala po 2. světové válce během hospodářského rozmachu pracovní síly ze zahraničí – zejména ze zemí jižní Evropy. Kromě pracovních imigrantů přicházeli do Francie v průběhu 50. let až do počátku 60. let obyvatelé z původních francouzských kolonií v důsledku procesu dekolonizace. Od roku 1974 Francie zastavila obdobně jako Německo najímání zahraniční pracovní síly prostřednictvím přijetí řady opatření, která imigraci v mnohém omezovala a kladla důraz na zákaz ilegální pracovní imigrace. Je třeba říci, že tato opatření ke snížení imigrace nevedla, stejně tak nevedla ani k návratu

imigrantů do svých domácích zemí. Naopak řady přistěhovalců ve Francii zůstaly a postupně za nimi přijížděly jejich rodiny [86]. Po opatření ze 70. let minulého století se stal jedním z nejnápadnějších opatření restriktivního charakteru zákon “o přistěhovalectví a integraci”, který byl prosazovaný budoucím prezidentem Francie Nicolasem Sarkozy od roku 2003. Zákon byl schválený francouzskou vládou o 3 roky později v roce 2006 a přijetí tohoto zákona výrazně omezilo příliv přistěhovalců, což vedlo ke snížení hrubé míry migračního salda v letech 2006 – 2013. Zákon o kontrole imigrace, pobytu cizinců ve Francii a o národnosti se zaměřil na zpřísnění imigrační politiky a omezení práv imigrantů. Řady francouzských organizací zabývajících se imigrací tento zákon kritizují, považují ho za diskriminační a za doslova kriminalizující imigraci [72].

Hrubá míra celkového přírůstku obyvatelstva

Celkový přírůstek obyvatel je souhrnným ukazatelem, jelikož je součtem přirozeného a migračního přírůstku. Vyjadřuje změnu celkového populačního přírůstku, resp. úbytku připadající na 1 000 obyvatel středního stavu, tak aby byl ukazatel srovnatelný mezi státy navzájem.

Jelikož nabývá ukazatel hrubé míry přirozeného a migračního přírůstku v ČR v roce 2001 záporných hodnot (příloha č. 18, 23), pak musí být logicky i ukazatel hrubé míry celkového přírůstku záporný (příloha č. 24) a nabývá v tomto roce svého minima v celé délce sledované časové řady (- 5,9 ‰). Naopak maximální hodnoty nabývá v roce 2007 (+ 9,1 ‰), zejména z důvodu vysokého migračního přírůstku (+ 7,7 ‰). V průměru je celkový přírůstek za celé sledované období 2001 až 2013 kladný a migrační přírůstky obyvatel tak „zachraňují“ nedostatečné přírůstky českého obyvatelstva přirozenou měnou. V historickém kontextu se celkový přírůstek obyvatel od roku 1960 do roku 1990 odvíjel zejména od velikosti přirozeného přírůstku, jelikož v době totalitního režimu byla možnost migrace dosti omezena a převažovalo v té době spíše záporné migrační saldo. Podle přílohy č. 25 lze říci, že nejvyšší celkový úbytek obyvatel od druhé poloviny 20. století byl zaznamenán v roce 1970 ve výši - 9,8 ‰. Bylo to způsobeno zejména zápornou hrubou mírou migračního salda ve výši - 12,3‰, kdy po vstupu vojsk Varšavské smlouvy 21. 8. 1968 emigrovalo do konce roku 1970 z tehdejšího Československa mnoho občanů na západ. Po roce 1970 byla možnost emigrace díky praktickému uzavření hranic ztížena

a velikost migračního salda až do roku 1990 nedosahovala zdaleka tolika záporných hodnot. Spolu se zvyšujícím se přirozeným přírůstkem obyvatel v důsledku nárůstu porodnosti, zejména v roce 1975 (příloha 19), pak dosahovala hrubá míra celkového přírůstku kladných hodnot a v roce 1975 proto dosáhla úrovně až 6‰. V roce 1990, kdy se po revoluci v roce 1989 otevřely hranice a mnoho lidí využilo této příležitosti ke studiu či hledání práce v zahraničí, byla hrubá míra migračního salda opět záporná (- 5,7 ‰) a přirozený přírůstek z důvodu nízké míry porodnosti byl na úrovni pouze 0,1 ‰. Z těchto dvou důvodů byl celkový přírůstek obyvatel v roce 1990 opět záporný ve výši - 5,6 ‰. V porevolučním období 90. let do počátku nového tisíciletí se pak celkový přírůstek obyvatel v ČR vlivem záporného přirozeného přírůstku držel dále na záporných hodnotách (příloha č. 25).

V letech 2003 až 2010 nabývá celkový přírůstek v Německu záporných hodnot. Tento úbytek je z velké části způsoben záporným přirozeným přírůstkem obyvatelstva (příloha č. 18) jako důsledek nízké úrovně porodnosti (dále kapitola 5.1.4) a snížením velikosti hrubé míry migračního salda na průměrnou úroveň cca 0,7 ‰ mezi lety 2003 až 2010. V průměru však celkový přírůstek obyvatel v SRN v daném sledovaném období spíše stagnuje. Svého maxima ve výši 3,2 ‰ nabývá hrubá míra celkového přírůstku v koncovém roce časové řady, kdy v roce 2013 dosáhly hrubá míra přirozeného přírůstku a hrubá míra migračního salda maximálních hodnot. Nejvyššího kladného celkového přírůstku německých obyvatel bylo ale dosaženo daleko dříve, v roce 1965 (příloha č. 25). Tento vysoký celkový přírůstek byl jednak v důsledku vysoké hrubé míry migračního salda, kdy rok 1965 spadal do období řízeného najímání zahraničních pracovníků a docházelo tedy k nárůstu imigrantů. Další roli v intenzivním nárůstu celkového přírůstku obyvatel sehrál mimořádně vysoký přirozený přírůstek v období okolo roku 1965 (podle Eurostatu dosahovala hrubá míra porodnosti v roce 1963 úrovně 18,3 ‰, což bylo pro Německo historické maximum od roku 1960 až do současnosti). Naopak nejnižších záporných hodnot v celkovém přírůstku německé populace bylo dosaženo v roce 1975 (-5,3 ‰) díky kombinaci vysokého migračního a přirozeného úbytku obyvatel v té době. Od počátku 90. let do roku 2000 převažoval kladný celkový přírůstek a v roce 1990 dosáhla hrubá míra celkového přírůstku úrovně dokonce až 8,1 ‰ - zejména jako následek vysoké hrubé míry migračního salda, kdy v souvislosti s pádem totalitních režimů ve střední

a východní Evropě se začali do tehdy ještě bývalého východního a západního Německa vracet vystěhovalci německého původu.

Z přílohy č. 24 je vidět, že rostoucí celkový přírůstek obyvatel má Francii a Švédsko. V obou zemích je jak přirozený, tak migrační přírůstek kladný během celého časového intervalu. Ve Francii nabývá celkový přírůstek svého maxima v roce 2004 (+7,7‰) a ve stejném roce dosahuje i migrační přírůstek během sledovaného období svých nejvyšších hodnot (+ 3,2 ‰). Od tohoto roku však celkový přírůstek francouzských obyvatel klesá až na úroveň 4,2 ‰ v roce 2013. Za tímto poklesem stojí v první řadě snižující se úroveň migrace. Kladných hodnot celkového přírůstku obyvatel dosahovala Francie již od 60. let minulého století, kdy se v roce 1960 pohybovala hrubá míra celkového přírůstku na úrovni 9,6 ‰, jelikož hrubá míra porodnosti se v tehdejší době dle údajů Eurostatu udržovala na vysoké úrovni okolo 18 ‰ a svou roli sehrál i příliv pracovních sil ze zahraničí včetně přistěhovalců z původních francouzských kolonií. Podle přílohy č. 21 bylo nejnižších kladných hodnot v celkovém přírůstku francouzské populace dosaženo v roce 1995, kdy se projevila jednak záporná hrubá míra migračního salda (- 0,3 ‰) a jednak nízká úroveň porodnosti ve výši 12, 6 ‰.

Ve Švédsku počet obyvatel ve sledovaném období rok od roku celkově přibývá, jak přirozenou měnou (v důsledku 2. nejvyšší průměrné hrubé míry porodnosti v rámci vybraných zemí v letech 2001- 2013), tak díky přílivu přistěhovalců (1. nejvyšší hrubá míra migračního salda v rámci vybraných zemí v letech 2001 - 2013). Na konci časové řady v roce 2013 narostl celkový přírůstek obyvatel na hodnotu 9,3 ‰, z toho migrační přírůstek tvořil 6,9 ‰ a přirozený přírůstek 2,4 ‰. Stejně jako tomu bylo u Francie, tak i ve Švédsku byly celkové přírůstky obyvatel kladné již od roku 1960. Z přílohy č. 25 je zřejmé, že nejvyšších hodnot dosahovala hrubá míra celkového přírůstku obyvatel v roce 1965 jako následek současného působení vysokého migračního salda (v průběhu 50. a 60. let přicházeli do Švédska v hojném počtu pracovní imigranti z Finska) a zejména intenzivní úrovně hrubé míry porodnosti, která podle dat Eurostatu v roce 1965 činila 15,9 ‰ a byla tak nejvyšší úrovní porodnost v celé historii novodobých dějin Švédska od počátku 60. let. V 80. letech přibývalo švédských obyvatel jak cestou migrace, tak přirozenou měnou nejméně, protože hodnota hrubé míry celkového přírůstku se snížila z 10 ‰ v roce 1965 na velikost 1,8 ‰ v roce 1980. Nízký migrační přírůstek v té době lze

vysvětlit jako následek dočasného zákazu nábora zahraničních pracovníků v roce 1972. Pokles přirozeného přírůstku v roce 1980 byl zaviněn snížením hrubé míry porodnosti, kdy se podle Eurostatu tento ukazatel pohyboval na úrovni 11,7 ‰.

5.1.3 Plodnost

Počet živě narozených dětí

Výsledkem procesu rození dětí, který je jednou ze základních složek demografické reprodukce populace, je absolutní ukazatel vyjadřující počet živě narozených dětí. Jedná se o novorozence, kteří přežili porod a vykazují alespoň jednu ze známek života.

Nejvíce dětí se v průměru narodilo francouzským ženám, kdy ve sledovaném období byl průměrný počet živě narozených dětí okolo 800 tisíc. V roce 2002 se narodilo dětí nejméně mezi roky 2001 – 2013 a od tohoto roku je tendence spíše rostoucí až do roku 2010, kdy se narodilo nejvíce dětí a tento nárůst je pak zdůvodněn v kapitole 5.1.4 v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti. K nejvyššímu úbytku v počtu narozených jedinců došlo mezi roky 2013 a 2012 ve výši 1,34 %. Francie patří nejen ve sledovaném období, ale i historicky od poválečných let k zemím, kde se rodí velký počet dětí. Z přílohy č. 21 je zřejmé, že od počátku 60. let minulého století do roku 1970 počty živě narozených překračují hranici 800 tisíc ročně. V roce 1975 došlo k poměrně velkému propadu a minima bylo dle Eurostatu dosaženo v roce 1976, kdy se narodilo 720 tisíc dětí. Další výrazný propad v počtu narozených dětí byl zaznamenán v první polovině 90. let, kdy v roce 1994 se narodilo necelých 711 tisíc dětí. Od tohoto roku pak docházelo k vzestupu až na úroveň 804 tisíc dětí v roce 2001.

Německo, které v průměrném počtu živě narozených dětí skončilo za Francií, jako jediná ze zemí vykazuje ve sledovaném období průměrnou meziroční klesající tendenci ve výši - 0,52 %. Od roku 2001, kdy se narodilo německým matkám nejvíce dětí (cca 735 tisíc dětí), porodnost klesá do roku 2009, kdy byl počet živě narozených dětí minimální (příloha č. 26). Od tohoto roku se proces rození dětí začal zvyšovat na úroveň 685 tisíc živě narozených dětí v roce 2013. Za celkovým průměrným meziročním poklesem v počtu narozených dětí ve sledované časové řadě stojí především nastavení rodinné politiky Německa, jelikož vykazuje určité slabiny. Jedním z hlavních nedostatků, zejména oproti švédské rodinné politice, je slabá koordinace rodinné politiky s opatřeními

týkajících se ostatních životních oblastí jako je obtížná slučitelnost rodinného života se zaměstnaností žen. Dalším mínusem je nedostatečná podpora nezávislosti žen a menší důraz na genderovou rovnost. Místo toho se německá rodinná politika zaměřuje na podporu a ochranu rodinného života, kdy se dávky a práva odvíjí od rodinného stavu (ve Švédsku výplaty přídatků nezávisí na sociálním postavení či na manželském stavu) a dávky jsou tak orientovány na rodiny, nikoli na jednotlivce [38]. Je třeba ale zdůraznit, že v roce 2007 začal v SRN platit *Zákon o spolkovém rodičovském příspěvku a rodičovské dovolené*, který podporuje slučitelnost rodinného a pracovního života. Tento zákon si bere příklad ze skandinávského modelu rodinné politiky a měl jistě pozitivní vliv na vyšší počet narozených dětí po roce 2009 [101]. Nízký počet živě narozených dětí v průměru okolo 689 tisíc, jako je tomu ve sledovaném období, v poválečné historii Německa až do roku 1965 zdaleka nebýval. Od konce 50. let v obou částech Německa docházelo k výraznému zvyšování počtu narozených dětí v souvislosti s odkládáním porodů během války, potažmo s ekonomickým rozkvětem a vysokou sňatečností. Po roce 1965 do roku 1975 došlo jak v Západním tak ve Východním Německu k intenzivnímu poklesu počtu narozených dětí (příloha č. 20), který byl v každé části Německa zapříčiněn jinými důvody (dále ukazatel úhrnná plodnost). Následný vývoj v počtu živě narozených dětí se začal od poloviny 70. let odlišovat – v Západním Německu pokles pokračoval, ve Východním Německu se naopak začalo rodit více dětí díky cíleným propopulačním opatřením. Tento vývoj ve Východním Německu by pak vysvětloval hodnotu v roce 1980 v příloze č. 20, kde naopak oproti roku 1975 došlo k nárůstu v počtu narozených. Tabulka s údaji totiž uvádí souhrnná data pro obě části Německa. Po sjednocení Německa se vývoj v 90. letech v obou už v bývalých částech Německa sblížil, tzn. rodilo se rok od roku méně dětí až do roku 2011 spadajícího do analyzovaného období [87].

V období 2001 – 2013 se ve Švédsku narodilo v průměru více jak 105 tisíc dětí, přičemž počty živě narozených dětí se od roku 2001 do roku 2010 pouze zvyšují. Pouze v roce 2011 došlo oproti předchozímu roku k meziročnímu snížení o 1,13%, ale obecně v průměru dochází k meziročnímu zvyšování počtu narozených dětí ve výši 1,7 %, což je nejvíce ze všech zemí. Za tímto zvyšujícím se počtem narozených dětí stojí zejména rodinná politika Švédska, která jak bylo řečeno v kapitole 4.4.2 je k rodině přátelská. Současný model švédské rodinné politiky stojí na 4 hlavních bodech a těmi jsou:

rodičovské pojištění, institucionální zajištění péče o děti, oddělené zdanění manželů a snaha o participaci otců na výchově dětí (konkrétněji kapitola 4.4.2). Všechny tyto body mají ve výsledku vliv na posílení role ženy ve společnosti a tedy rovná práva a příležitosti pro obě pohlaví včetně vytvoření takových ekonomických předpokladů, aby páry mohly mít tolik dětí, kolik si přejí [15]. Při pohledu do 2. poloviny 20. století lze z přílohy č. 22 říct, že od roku 1965 do poloviny 80. let se počet živě narozených dětí snížil o téměř 20 %. Za důsledkem tohoto poklesu bylo mimo jiné zavedení moderních antikoncepčních metod spolu s odkládáním narození prvního dítěte do pozdějšího věku. Do počátku 90. let se počty narozených začaly zvyšovat na úroveň 124 tisíc dětí v roce 1990 oproti 97 tisícům v roce 1980. Dle Hoema (2006) jednou z příčin takového nárůstu byly silné populační ročníky žen, které se nacházely ve věku nejvyšší plodnosti. Na pozadí také stála příznivá ekonomická situace a změny v rodinné politice Švédska, kdy byly zvýhodňovány ty rodiny, které měly děti krátce po sobě (dále ukazatel úhrnná plodnost). Po roce 1990 nastalo desetileté období útlumu, kdy nejméně dětí se dle údajů Eurostatu narodilo v roce 1999 – pouhých 88 tisíc živě narozených dětí. Tento pokles byl zapříčiněn hospodářskou recesí a s ní související nezaměstnaností, kdy se příjmy rodin snížily a úměrně tomu klesly i dávky na děti. Po těchto zlých časech na počátku 21. století se jak příjmy, tak zaměstnanost ve Švédsku zvýšily a ženy začaly opět více rodit [38].

V Česku počet narozených dětí stoupá až do roku 2008, kdy dosáhl svého maxima ve výši cca 120 tisíc dětí, poté následuje pokles až do konce časové řady. K nejvyššímu nárůstu došlo mezi roky 2007 a 2006, kdy se dle koeficientu růstu zvýšil počet živě narozených dětí o 8,32 % (příloha č. 26). Tento nárůst lze zdůvodnit populační vlnou, neboť se jednalo o potomky tzv. Husákových dětí narozených v 70. letech, kdy ženy začaly rodit ve věku 30 let a výše. Následující pokles v počtu narozených dětí po roce 2008 lze vysvětlit tím, že začaly jednoduše rodit populačně méně početné ročníky. Určitou roli mohla sehrát i ekonomická krize. Ve sledovaném časovém intervalu české ženy nejméně rodily v roce 2001 okolo 90 tisíc dětí. Tento nízký počet dětí po začátku nového tisíciletí odpovídá trendu snížené porodnosti, který byl pro ČR charakteristický od roku 1990, kdy se narodilo přes 130 tisíc dětí (příloha č. 19). Od poloviny 90. let do již zmíněného roku 2001 se počty živě narozených dětí pohybovaly jen na úrovni cca 90 tisíc dětí, což bylo o 30 % méně.

Skutečnosti, které stály na pozadí poklesu rození dětí v tomto období, jsou zmíněny v kapitole 5.1.4 v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti.

Podíl živě narozených dětí mimo manželství

Těhotenství partnerky přestalo být důvodem pro vstup do manželství a kohabitace se staly běžnou součástí partnerského soužití. Tento trend se nejprve projevil v severských státech Evropy v polovině 70. let. Jak je vidět na hodnotách z tabulky podkladových dat v příloze č. 27, tak ve všech zemích dochází ve sledovaném období k postupnému zvyšování počtu narozených dětí mimo manželství.

Švédsko patří ve sledovaném období k zemím, kde více jak polovina dětí se rodí nesezdaným rodičům. Nejvíce dětí se narodilo nemanželským párům v letech 2002 a 2003. V celé délce časové řady není patrná výraznější rostoucí či klesající tendence, tedy podíl živě narozených dětí mimo manželství kolísá okolo průměrné hodnoty ve výši 55,1 %. Vysoká úroveň mimomanželské plodnosti ve zkoumaném časovém intervalu vyplývá z velkého množství kohabitací, kdy podle výsledků průzkumu Eurobarometr z roku 2000 a 2001 žilo ve věku 25 -34 let 85 % párů v nesezdaném soužití. Příznivě lze hodnotit, že podle výsledků předchozího výzkumu Family and Fertility Survey, se už na přelomu 80. a 90. let rodilo 90% mimomanželských dětí do společné domácnosti obou rodičů [85]. Za vysokou mimomanželskou plodností stojí zřejmě i skutečnost, že ve švédském modelu rodinné politiky funguje od roku 1972 oddělené zdanění manželů, takže páry nejsou motivovány ani ekonomicky k uzavírání sňatků [15]. Mimomanželské rození dětí je pro Švédsko charakteristické již od poloviny 70. let (příloha č. 28), kdy v roce 1975 se narodilo mimo manželství více než 32 % dětí. To byl z porovnávaných zemí jednoznačně nejvyšší procentuální podíl. V roce 2000 se tento podíl navýšil o 22,5 procentních bodů.

Francie se Švédsku svým průměrným podílem živě narozených dětí mimo manželství ve výši 50,7% velice blíží. Na rozdíl od Švédska podíl mimomanželských dětí od roku 2001 stoupá a v roce 2012 dosahuje svého maxima. Na základě průměrného koeficientu růstu podíl živě narozených dětí mimo manželství v průměru meziročně roste o 2 procentní body. K vysvětlení situace ve sledovaném období je třeba se obrátit do 2. poloviny 20. století. V příloze č. 28 je zřejmé, že nárůst mimomanželské plodnosti ve Francii začal pomalým tempem již na přelomu 60. a 70. let. Tehdy začali Francouzi častěji

žit v nesezdaném soužití (více kapitola 5.1.6), k jehož rozšíření došlo zejména za posledních 20 let. Ještě v roce 1975 se narodilo mimo manželství 8,5 % dětí, v roce 2000 to bylo 5- krát tolik. V tomto roce žilo ve Francii 2,5 miliónu nesezdaných párů, což představovalo 17 % ze všech párů. Téměř polovina z těchto párů měla nejméně 1 dítě. Francie se tedy v současnosti řadí mezi země s nízkou mírou sňatečnosti (kapitola 5.1.6) a s ní související vysoký podíl živě narozených dětí mimo manželství, který v roce 2012 činil 56,7% [86].

I v ČR zhruba od poloviny 90. let docházelo k rozvolňování vztahu mezi sňatkem a narozením dítěte. Ve zkoumaném časovém období tvoří děti narozené mimo manželství v průměru 34 % a tento trend v Česku rok od roku roste – v roce 2012 oproti počátečnímu roku 2001 došlo k nárůstu mimomanželské plodnosti o cca 85 procentních bodů. Podle údajů Eurostatu ještě v roce 1974 byl v Českoslovenku podíl dětí rozených mimo manželství velice nízký (4,3%). V tomto období pod vlivem propopulačních opatření tehdejší socialistické vlády, která zvýhodňovala manželství, byla vysoká míra sňatečnosti (kapitola 5.1.6) a tedy i nízká mimomanželská plodnost. Po roce 1990 došlo v ČR jednak k poklesu sňatečnosti, jednak ke snížení úhrnné plodnosti (dále) a naopak více dětí se narodilo mimo manželství, jak ukazuje tabulka v příloze č. 28. V souvislosti se změnou společenského klimatu v 90. letech byl na vzestupu počet nemanželských soužití. Česká společnost se ke kohabitujícím párům a k dětem v těchto soužití narozených staví tolerantně. Bohužel spolu s tímto jevem narůstá počet osamělých matek a tím i neúplných rodin [33]. Souhrně lze konstatovat, že podíl dětí narozených mimo manželství ve sledovaném období roste a dá se očekávat, že tento trend bude i nadále pokračovat.

V Německu se nerodí mimo manželství tolik dětí jako např. ve Švédsku a Francii. V období 2001 – 2012 se mimo manželství narodilo v průměru 30 % dětí. Stejně jako v ČR se podíl mimomanželských dětí rok od roku zvyšuje a v konečném roce časové řady oproti počátečnímu roku došlo k nárůstu o 36,4 procentních bodů. Vzhledem k rozdílnému politickému vývoji v bývalé NDR a NSR se podíl dětí narozených mimo manželství přes počáteční stejnou výchozí pozici začal od 70. let odlišovat. Ve Východním Německu od tohoto období začal podíl nemanželsky narozených dětí přibývat. V roce 1985 dosahovala mimomanželská plodnost v NDR téměř 35 % z celkového počtu živě narozených dětí a to zejména díky vládním opatřením rodinné politiky, která podporovala svobodné matky.

Ty měly přednostní nárok na získání místa v jeslích, delší mateřskou dovolenou a různé výhody v zaměstnání. V Západním Německu, kde přetrvávalo tradiční chápání rodiny a institutu manželství, byl podíl nemanželských dětí v té době podstatně nižší (6,3 % v roce 1960 a 10,5% v roce 1990) [35]. Tento stav se začal měnit po znovusjednocení Německa, kdy ještě v roce 1991 se mimo manželství narodilo 15,1 % dětí a v roce 2000 to bylo o cca 8 procentních bodů více (příloha č. 28). V následujících letech včetně sledovaného období mimomanželská plodnost v Německu narůstá, ale ve srovnání s vybranými zeměmi zůstává její hodnota stále nižší.

Úhrnná plodnost

Dalším analyzovaným ukazatelem procesu reprodukce populace je úhrnná plodnost, která souvisí s již analyzovaným ukazatelem počet živě narozených dětí. Konkrétně vyjadřuje, kolik dětí v průměru by se narodilo jedné ženě v rámci jejího celého reprodukčního období za předpokladu stacionární populace.

Z analyzovaných zemí nejvyšší úroveň úhrnné plodnosti dosahuje Francie, kdy mnoho žen aniž by se vdalo, má děti a po každém porodu se obvykle vrací do zaměstnání. Navíc rodinná politika ve Francii podporuje rodiny s více dětmi, ať už jsou páry oficiálně sezené nebo žijí v kohabitaci [86]. Nejvyšší úroveň úhrnné plodnosti bylo ve Francii dosaženo v roce 2010, kdy na 1 ženu připadaly 2 děti (konkrétně 2,03) a Francie zůstává ze srovnávaných zemí jediným státem, kde bylo téměř dosaženo záchovné hranice prosté reprodukce (2,1) nutné pro obnovu populace přirozenou měnou. Podle údajů Eurostatu se úhrnná plodnost ve Francii udržovala nad hranicí 2 dětí připadající na 1 ženu až do poloviny 70. let minulého století. Po roce 1975 do konce 90. let velikost úhrnné plodnosti klesala, avšak nikdy se nesnížila pod úroveň 1, 66 z let 1993 a 1994, což bylo historické minimum ve 2. polovině 20. století. Od počátku 21. století pak dochází k opětovnému nárůstu úhrnné plodnosti blížící se k záchovné hranici reprodukce.

Ve Švédsku se míra úhrnné plodnosti od roku 2001 až do roku 2010 postupně zvyšovala. V roce 2010 dosáhla úhrnná plodnost svého maxima ve výši 1,98 a v posledních dvou letech 2011 a 2012 spíše stagnuje (příloha č. 29). Švédsko přestože se v míře úhrnné plodnosti Francii nevyrovná, patří v evropském prostoru k zemím s nejvyššími hodnotami úhrnné plodnosti. To je i důkazem, že tam, kde funguje vysoká

slučitelnost zaměstnání žen s péčí o rodinu, se udržuje míra úhrnné plodnosti na relativně vysoké úrovni. Je třeba ale podotknout, že přestože Švédsko ve sledované časové řadě nepřesahuje záchovnou hranici plodnosti, tak v 60. a 90. letech minulého století míry úhrnné plodnosti tuto hranici dokonce překračovaly. Tato skutečnost byla ovlivněna především zavedením mimořádných propulačních opatření, konkrétně se jednalo o tzv. rychlostní prémii, která byla zavedena v roce 1980 a kladně ovlivnila rození dětí druhého a vyššího pořadí [85].

Německo má ve sledovaném období v porovnání s vybranými zeměmi druhou nejnižší průměrnou úhrnnou plodnost, přičemž v roce 2010 byla úhrnná plodnost na nejvyšší úrovni 1,39. Mezi roky 2007 a 2006 došlo k meziročnímu nárůstu úhrnné plodnosti ve výši 3,01 % a tento nárůst byl mezi jednotlivými roky nejvyšší. K vysvětlení nízké úhrnné plodnosti v SRN je třeba se obrátit do minulosti, neboť se jedná o záležitost dlouhodobou. Sledování plodnosti SRN je poněkud komplikované z důvodu odlišného demografického vývoje Západního a Východního Německa ve 2. polovině 20. století. Do začátku 70. let minulého století měly jak východní, tak západní části Německa obdobný vývoj plodnosti, který překračoval záchovnou hranici. Po tomto období však začalo v bývalé NDR i NSR docházet k poklesu úhrnné míry plodnosti, i když v každé zemi z jiných důvodů. Západní část Německa prodělávala druhý demografický přechod a ve východních zemích Německa se rodilo méně dětí v souvislosti s legalizací potratů v roce 1972. Po znovusjednocení Německa už v roce 1994 došlo ke snížení úhrnné plodnosti na její historické minimum v novodobých dějinách Německa a to na úroveň 1,28 dítěte na 1 ženu. Od poloviny 90. let počet narozených dětí připadající na 1 ženu začal stoupat až k hodnotě 1,38 v roce 2000 v západních spolkových zemích a k hodnotě 1,22 ve východních zemích v témže roce [87]. Po začátku nového tisíciletí, v období, které práce sleduje od roku 2001 až 2012, se průměrné hodnoty úhrnné plodnosti pohybují ve výši 1,36. Příčinou nízké úhrnné plodnosti německých žen ve zkoumaném časovém období je mimojiné odkládání rození dětí do pozdějšího věku, kdy s narůstajícím věkem ženy stoupá riziko snížené plodnosti (dále kapitola 5.1.4 v rámci ukazatele průměrný věk ženy při porodu). Nemalý vliv na nízkou úhrnnou plodnost měla patrně i obtížná slučitelnost zaměstnání žen a rodičovství. Tento problém se snaží částečně řešit *Zákon o spolkovém rodičovském příspěvku a rodičovské dovolené*, který vystoupil v platnost k 1. 1. 2007

a klade si za cíl zvýšit porodnost při zachování ekonomické aktivity rodičů.

Česká republika zaznamenala od roku 2001 vzestup ročních počtů živě narozených dětí, potažmo růst ukazatele úhrnné plodnosti. Na základě koeficientu růstu v příloze č. 29 lze vidět, že ale teprve od roku 2004 se tento nárůst začal zřetelně zrychlovat. K nejvýraznějšímu nárůstu došlo mezi roky 2006 a 2007, kdy byl tento nárůst o 8,27 %. V roce 2008 dosáhla úhrnná plodnost svého vrcholu ve výši 1,50 dítěte na 1 ženu. Počínaje rokem 2004 a konče rokem 2008 se jednalo o realizaci odložených porodů žen ze silných populačních ročníku 70. let, tzv. Husákovy děti [30]. Po roce 2008 došlo v následujících 3 letech k mírnému snížení až na velikost úhrnné plodnosti 1,45 dítěte na 1 ženu v posledním roce 2012. Příčinou tohoto poklesu je úbytek žen v reprodukčním věku [40]. Jak už bylo zmíněno u ukazatele počet živě narozených dětí a dále bude zmíněno v následující kapitole 5.1.4 u hrubé míry porodnosti, tak v předchozím desetiletí od roku 1990 nastala významná demografická změna, kdy nastal výrazný pokles počtu narozených dětí snížením plodnosti mladých žen a tím i úhrnné plodnosti, která se polovině 90. let v roce 1995 podle Eurostatu pohybovala na úrovni 1,28 dítěte na 1 ženu. Hranice prosté reprodukce ve výši 2,1 nebyla překročena již od roku 1980. Před tímto rokem po skončení 2. světové války byla celkem 2 období, kdy byla úhrnná plodnost vyšší než tato hranice. Dle dat Eurostatu a Kučery (1994) se jednalo se o poválečné období do roku 1966 a druhé období bylo mezi roky 1972-1980 [13].

5.1.4 Porodnost

Hrubá míra porodnosti

Ukazatel hrubá míra porodnosti je považován za nejjednoduššího ukazatele pro mezinárodní porovnání měr porodnosti a uvádí kolik živě narozených dětí připadá na 1 000 obyvatel středního stavu.

Na základě vypočtených elementárních charakteristik v příloze č. 30 lze konstatovat, že zemí s nejvyšší průměrnou hrubou mírou porodnosti ve výši 12,8 ‰ ve sledovaném období je Francie. Tato země je v porovnání s ostatními vybranými státy první i v pořadí co se týká průměrného počtu živě narozených dětí a průměrné výše úhrnné plodnosti. Dle průměrného koeficientu růstu je ale nutné říci, že hrubá míra porodnosti má ve Francii v daném období mírně klesající tendenci a v koncovém roce 2013 v porovnání

s rokem 2001 došlo k poklesu míry porodnosti o 6,1%. Příčinou mírného poklesu může být tendence mladých lidí odkládat rodičovství na pozdější dobu a také klesající úroveň sňatečnosti (dále kapitola 5.1.6), která je ovšem vyvážena zvýšeným podílem kohabitací. Přes tento pokles se Francie v rámci Evropy v hrubé míře porodnosti řadí podle dostupných dat Eurostatu spolu s Albánií v roce 2013 na 3. místo za Irskem (15 ‰) a Islandem (13,4 ‰). Příčinou vysoké míry porodnosti ve Francii je obecně vysoká úroveň plodnosti. Podstatnou roli ale v tomto směru zastává současná francouzská rodinná politika. Pro ni je charakteristické daňové zvýhodnění domácností, poskytování podpory rodinám (zejména vícečetným), kvalitní a flexibilní infrastruktura předškolních zařízení a cílená podpora zaměstnanosti žen. V současnosti je nejvíce kladen důraz na sladování rodinného a profesního života [15]. V příloze č. 31 je patrné, že v historickém kontextu se ukazatel hrubé míry porodnosti vyvíjel obdobně jako ukazatel počtu živě narozených dětí, kdy od roku 1960 a následujících 20 let se míra porodnosti držela na průměrné úrovni 16,7 ‰. Po roce 1980 do počátku 90. let se hrubá míra porodnosti snižovala až na úroveň 12,3 ‰ v roce 1994, což odpovídá minimální hodnotě počtu živě narozených dětí v témže roce (kapitola 5.1.3). Po dosažení tohoto minima začalo docházet k postupnému navyšování míry porodnosti do roku 2000 na hodnotu 13,1 ‰, kdy se začala porodnost opět mírně snižovat až na současný stav 12,3 ‰ v roce 2013.

Švédsko se díky průměrné výši hrubé míry porodnosti ve výši 11,5 ‰ (příloha č. 30) ve sledovaném období řadí hned za Francii. Průměrným počtem živě narozených dětí ve výši cca 106 000 na rozdíl od Francie (průměr cca 815 000) se ale řadí až na 3. místo za Německem. Z hlediska průměrné úhrnné plodnosti se Švédsko řadí hned za Francii. Jak už bylo řečeno v kapitole 5.1.3, Švédsko lze v Evropě zařadit k zemím s nejvyššími hodnotami úhrnné plodnosti. Ve stejném roce 2010, kdy mělo Švédsko maximální úhrnnou plodnost za sledované období, tak v témže časovém období dosahovala hrubá míra porodnosti svého vrcholu ve výši 12,3 ‰ a v posledních 3 letech klesla na úroveň 11,8 ‰. Celkově lze ale tvrdit, že se vývoj porodnosti ve Švédsku v posledních 10 letech zvyšuje, zejména v porovnání s průběhem porodnosti v 90. letech minulého století (příloha č. 31), kdy došlo k velkému propadu následkem krize sociálního státu společně s hospodářskou recesí Švédska. Důvodem pro zvýšení porodnosti počátkem nového tisíciletí je zejména řada propopulačních opatření a státních reforem včetně zlepšující se hospodářské

situace [38].

Jako třetí v pořadí za Francií a Švédskem se v hrubé míře porodnosti řadí Česká republika. Nejvyšší úrovně porodnosti byla v ČR ve sledovaném období dosažena v roce 2008 ve výši 11,5 ‰ a v témže roce se narodilo českým matkám nejvíce dětí. Příčiny tohoto nárůstu byly již vysvětleny v kapitole 5.1.3 v rámci ukazatele počet živě narozených dětí. Po vrcholu v roce 2008 nastalo období poklesu až na úroveň 10,2 ‰ v roce 2013. V průměru ale porodnost v ČR ve sledovaném časovém intervalu meziročně roste o 1,1 ‰ i v porovnání s 90. lety, kdy byl zaznamenán pokles porodnosti. Na snížení porodnosti po roce 1990 se podílely zejména společenské změny v souvislosti s přejímáním nových trendů ze západní Evropy, nové možnosti vzdělávání a cestování, ale zároveň finanční nejistota a upřednostňování osobních zájmů před zájmy rodiny. To mělo za následek odkládání založení rodiny do pozdějšího věku a tedy pokles úhrnné plodnosti spolu se snižováním porodnosti [30].

Německo dosahuje v analyzovaném období v porovnání s vybranými zeměmi nejnižších velikostí hrubé míry porodnosti. V celé délce časové řady je patrný klesající trend porodnosti, kdy na počátku roku 2001 byla hodnota hrubé míry porodnosti ještě na úrovni 8,9 ‰, v roce 2011 to už bylo o cca 9 ‰ s méně. Přestože německá rodinná politika se svým rozpočtem 195 miliard eur ročně je jednou z nejnákladnějších na světě, Německo se dnes řadí do skupiny evropských zemí s nejnižší porodností, protože na 1 000 obyvatel připadá pouze 8 dětí. Zpráva spolkového statistického úřadu z roku 2012 vysvětluje nízkou porodnost prostřednictvím tzv. fenoménu bezdětných čtyřicátníků a padesátníků s vysokoškolským titulem, kdy v populaci západních Němců najdeme 20 ‰ lidí bezdětných a 22% lidí pouze s jedním dítětem [115]. Jednou z příčin nízké porodnosti se zabývá i studie Mgr. Hamplové (2006) o vnitřních migračních vlnách v SRN po roce 1989. Po sjednocení Německa totiž došlo k nápadné migraci mladých německých žen z bývalé NDR do starých spolkových zemí, kam se vydaly za studiem a kariérou. Zvýšená koncentrace žen ve fertilním věku v těchto regionech ještě automaticky nevyvolala babyboom. Pro nedostatek vhodných potenciálních partnerů tyto mladé ženy nemohly vstupovat do manželství nebo ani nechtěly. Naopak ve východní části Německa zůstalo mnoho mužů, kteří neměli dostatek partnerek pro zakládání rodiny a logicky to vyutilo v další snížení porodnosti. Problematika nevyvážených přesunů obyvatelstva tedy vedla

k nízkému přirozenému přírůstku a tím pádem i ke stárnutí společnosti [3]. V současné době bývá nejčastější překážkou rodičovství nesnadná slučitelnost práce a péče o rodinu, neboť za ideál “dobré matky” v bývalých spolkových zemích se ještě stále bere matka, která zůstává s dětmi doma. Jak už bylo řečeno v předchozí kapitole 5.1.3, tak po vzoru Švédska se tento problem snaží napravit zákon z roku 2007, který se snaží uspokojit touhu žen po zaměstnání a zároveň docílit růstu porodnosti. Hodnoty hrubé miry porodnosti v letech 2012 a 2013 v příloze č. 30 napovídají, že změna rodinné politiky ve smyslu tohoto zákona by mohla účinkovat.

Průměrný věk ženy při porodu

Vzhledem k odkládání rození dětí do vyššího věku žen nejen v ČR, ale i v Evropě, je dalším analyzovaným ukazatelem průměrný věk ženy při porodu. Zvyšující se průměrný věk matky s sebou nese riziko snížené plodnosti a může vést až k nedobrovolné bezdětnosti.

Z hodnot uvedených v tabulce v příloze č. 32 je zřejmé, že české ženy porodí své první dítě v průměrném věku cca 29 let, což je o 1 až 2 roky dříve než rodí Francouzky, Němky či Švédky. Průměrný věk české matky se v celé délce časové řady rok od roku zvyšuje a v konečném roce 2012 se tento věk oproti roku 2001 zvýšil o 8, 4%. Toto navyšování je v ČR znatelné od počátku 90. let (příloha č. 33), kdy Česko prošlo druhým demografickým přechodem. Došlo ke změně vnímání hodnot, které se projevilo nárůstem individualismu a ovlivnilo celkové demografické chování obyvatelstva. Zejména ženy se mnohdy začaly více soustřeďovat na budování kariéry a z toho důvodu odkládají mateřství do vyššího věku. V současné době dochází v ČR take k názoru, že je nutná slučitelnost zaměstnání žen s péčí o rodinu jako je tomu např. ve Švédsku. K tomu je mimo jiné potřeba dobudovat síť předškolních zařízení, aby se ženy mohly po rodičovské dovolené vracet dříve do zaměstnání a neztrácely kvalifikaci. Z přílohy č. 33 je patrné, že za dob socialismu do roku 1990 se pohyboval průměrný věk české matky okolo 25-ti let a oproti porovnávaným zemím byl nejnižší. Jelikož v minulém režimu byla v Československu v mnohém omezena možnost seberealizace, tak se ženy více zaměřovaly na brzký rodinný život a výchovu dětí.

Přestože dosahuje Francie vysoké úrovně úhrnné plodnosti žen zejména ve věku 30

až 40 let, průměrný věk matky při porodu ve sledovaném období 2001 – 2012 se drží na průměrné hodnotě 29,7 let. Ze sledovaných států je to druhý nejnižší údaj. Vzhledem k dlouhodobě vyššímu průměrnému věku ženy při porodu už od roku 1990 (28,3 let) je nárůst průměrného věku ve sledovaném období jen pozvolný. V roce 2012, kdy byl průměrný věk ženy při porodu 30,1 let došlo ke zvýšení oproti roku 2001 o cca 2,4% [86]. Za tímto mírným nárůstem stojí i fakt, že dle údajů Eurostatu se ve Francii obdobně zvyšuje průměrný věk žen při narození 1. dítěte. Logicky se pak i děti vyššího pořadí rodí ve vyšším věku ženy a hodnota průměrného věku žen při porodu roste. Od roku 1975, kdy byl průměrný věk ženy při porodu nejnižší od počátku 60. let (příloha č. 33), se hodnota ukazatele trvale zvyšovala, což platí až do konce sledovaného období.

Německo se drží stejně jako Francie v období 2001- 2012 na průměrném věku matky při porodu v průměrné výši 29,8 let. V roce 2012 dosáhl tento ukazatel hodnoty 30,6 let, což je nárůst oproti roku 2001 o 5,9% (příloha č. 32). Je třeba zmínit fakt, že do znovusjednocení Německa v roce 1990 byl průměrný věk matky při narození vždy vyšší v Západním Německu než ve Východním, kde důvody těchto rozdílů vychází z rozdílných konceptů tehdejších rodinných politik. V průběhu 90. let docházelo ke sblížení průměrného věku matky při narození mezi Východem a Západem s tím, že ženy v bývalém NDR přejímaly ohledně rození dětí filosofii druhého demografického přechodu, který již dříve proběhl v Západním Německu [87]. Oproti roku 1990, kdy byl průměrný věk ženy při narození 27,4 let (příloha č. 33), došlo v roce 2012 k navýšení o cca 12%. Odkládání rodičovství do pozdějšího věku je v současnosti v Německu “podporováno” nedostatkem předškolních zařízení a tím je pro řadu žen návrat do zaměstnání po skončení rodičovské dovolené obtížný. Dokonce byla od srpna roku 2013 zavedena tzv. *sporáková prémie* pro matky, které své děti neumístí po skončení rodičovské dovolené do jeslí a zůstanou s nimi v domácnosti. Někteří němečtí politici se ale domnívají, že náklady na tuto prémii naopak výstavbu jeslí brzdí, a tak se dále odkládá slučitelnost práce žen a péče o rodinu, kterou proklamuje zákon z roku 2007 [115].

Švédsko má v porovnání s ostatními zeměmi nejvyšší hodnoty průměrného věku ženy při porodu, kdy minimální hodnota ukazatele ve výši 30 let od roku 2001 do konce sledovaného časového období velice mírným tempem roste (průměrný meziroční nárůst pouze o 0,2%). Podle údajů Eurostatu mezi roky 2001 – 2012 je průměrný věk švédských

žen relativně vysoký a to už při porodu 1. dítěte. Zároveň jsou ve Švédsku poměrně běžným jevem vícečetné rodiny, jak napovídá ukazatel podíl živě narozených dětí třetího, čtvrtého a vyššího řádu podle dostupných údajů Eurostatu. Protože interval mezi porody může být různý, pak je pravděpodobné, že děti třetího a vyššího pořadí rodí ženy někdy až do věku 45 let. Vzhledem k rovnoprávnému nastavení rodičovské dovolené mezi oba rodiče a zkráceným pracovním úvazkům, které jsou ve Švédsku ženám hojně poskytovány, není péče o dítě pro ženy ve vyšším věku tak zatěžující, jak by se dalo očekávat. Trend zvyšování průměrného věku ženy při porodu začal ve Švédsku už v 70. letech minulého století, kdy v roce 1970 dosáhl tento ukazatel hodnoty 27 let (příloha č. 33). Proces zvyšování pokračoval i v následujících letech včetně sledovaného období. Stejně jako zbylé 3 země i Švédsko dosahuje nejvyššího průměrného věku ženy při porodu v roce 2012 (30,9 let).

5.1.5 Úmrtnost

Standardizovaná míra úmrtnosti

Jedním z dalších demografických procesů je úmrtnost, která je analyzována na základě ukazatele standardizovaná míra úmrtnosti (dale jen smů). Tento ukazatel je vhodný pro mezinárodní srovnání populací z hlediska míry úmrtnosti a to nezávisle na věku.

Z přílohy č. 34 je patrné, že Česká republika má v porovnání s ostatními státy nejvyšší smů. Od roku 2003 do konce časové řady začala smů klesat a nejnižších hodnot dosáhla smů v roce 2010, kdy na 100 000 obyvatel připadalo cca 1 307 úmrtí. Na základě průměrného koeficientu růstu lze konstatovat, že smů mezi roky 2001 – 2010 průměrně klesala o 1,86%. Nejen v ČR, ale i v ostatních zemích EU, zůstávají za posledních 20 let nejčastějšími příčinami úmrtí civilizační choroby jako jsou novotvary a nemoci oběhové soustavy. Snižující se úroveň smů na tato onemocnění jsou i jistým indikátorem vyspělosti zdravotnictví a životní úrovně daného státu. Z příloh č. 35 a 36 je patrné, že ČR má oproti porovnávaným zemím v letech 2001 – 2010 velikost smů nejvyšší, jak u novotvarů, tak u onemocnění oběhového systému. Přes optimistický vývoj, kdy od roku 2003 smů na obě onemocnění klesá, tak ČR ještě nedosahuje úrovně úmrtnosti ve vyspělých zemích jako jsou Francie, Německo a Švédsko. Za celkově vyšší mírou úmrtnosti v Česku nejen na tyto choroby může stát opožděný nástup druhého demografického

přechodu. Ten nastal po pádu železné opony, protože ohlédneme-li se do 2. poloviny 20. století, tak ukazatel hrubé míry úmrtnosti (definice ukazatele v kapitole 2.3) od roku 1960 do 80. let rostl (příloha č. 37). Na tomto vývoji se negativně podepsaly nedostatky minulého režimu a omezený přístup k moderním lékařským postupům. Ke zlepšování úmrtnostních poměrů začalo docházet až od počátku 90. let, kdy se ČR otevřely nové možnosti i na poli medicíny.

Druhou nejvyšší míru smů má Německo, kdy průměr smů za sledované období činí cca 1 118 úmrtí na 100 000 obyvatel. Nejvyšších hodnot smů bylo v SRN dosaženo stejně jako v ČR v roce 2003 (1 213,6 úmrtí na 100 000 obyvatel), naopak nejnižších hodnot smů Německo vykazovalo v roce 2010 (1 033,1 úmrtí na 100 000 obyvatel). Přestože dochází ve sledovaném časovém intervalu k postupnému snižování smů, pak Němců ubývá z důvodu dlouhodobě velmi nízké úrovně porodnosti (kapitola 5.1.4). Ani skutečnost, že se úmrtnost snižuje, nestačí kompenzovat úbytek početního stavu obyvatelstva, jak je vidět v příloze č.18. Z hlediska úmrtnosti na nejčastější příčiny úmrtí v EU, kterými jak už bylo řečeno jsou novotvary a nemoci oběhové soustavy, se Německo po ČR řadí na druhé místo. Vrchol smů mezi roky 2001 – 2010 u novotvarů byl v roce 2001 a u kardiovaskulárních onemocnění v roce 2003 (viz příloha č. 35, 36). Poté nastal u obou skupin nemocí pokles úmrtnosti až do konce roku 2010. V historickém kontextu začala celková úmrtnost v Německu klesat od roku 1975, kdy ukazatel hrubé míry úmrtnosti dosahoval hodnoty 12,6 ‰ a do roku 2000 klesl na velikost 10,2 ‰ (příloha č. 37).

Švédsko se řadí v porovnání se sledovanými zeměmi na 3. místo ve velikosti smů, kdy průměrná hodnota smů mezi lety 2001 – 2010 byla 1044 úmrtí na 100 000 obyvatel. Nejvyšších hodnot dosahovala smů ve Švédsku v roce 2002, kdy na 1 000 000 obyvatel připadalo cca 1 123 úmrtí, nejnižší počet úmrtí byl ve Švédsku v roce 2010 (smů ve výši 972,7). Pokud se jedná o velikost smů na obě kategorie civilizačních chorob, pak od roku 2001 do konce sledovaného časového období úmrtnost na novotvary a kardiovaskulární nemoci klesala s tím, že smů na rakovinu má Švédsko ze všech porovnávaných zemí nejnižší (příloha č. 35, 36). Zlepšování celkových úmrtnostních poměrů není jen otázkou vývoje ve zkoumané časové řadě, ale už od roku 1990, kdy ve Švédsku zemřelo 95 161 osob se počty zemřelých až na drobné výkyvy postupně snižují (příloha č. 22)

Zemí s nejnižší smú je Francie, kdy průměrná hodnota smú byla ve sledovaném období ve výši cca 981 úmrtí na 100 000 obyvatel. Nejvíce Francouzů umíralo v roce 2003, kdy na 100 000 francouzské populace připadalo cca 1 101 úmrtí, nejméně Francouzi umírali v roce 2010 (příloha č. 34). Stejně jako u ostatních sledovaných zemí i ve Francii mezi roky 2001 – 2010 velikost smú v průměru meziročně klesala o 1,88%. Pokud jde o úmrtnost na novotvary a nemoci oběhové soustavy, tak na obě nemoci Francouzi nejvíce umírali v roce 2001 a nejméně v roce 2010. Ještě je možné si všimnout, že na novotvary ve Francii umíralo od roku 2001 do konce časové řady více mužů a žen než na kardiovaskulární onemocnění a tento poměr je u zbývajících zemí přesně opačný. Klesající trend ve vývoji celkové úmrtnosti ve Francii započal již v 60. letech minulého století, kdy v roce 1960 činila hrubá míra úmrtnosti 11,4 ‰ a do začátku milénia v roce 2000 klesla na hodnotu 9 ‰ (příloha č. 37).

Celkově lze shrnout, že od roku 2004 s výjimkou Švédska, kde pokles standardizované míry úmrtnosti nastal již od roku 2003, hodnoty smú ve všech porovnávaných zemích klesaly. Na zlepšujících se úmrtnostních poměrech v posledním desetiletí se významně podílí synergické působení více faktorů. K těm nejdůležitějším jistě patří [9]:

- pokrok vědy a techniky,
- běžná dostupnost zdravotní péče včetně moderních vyšetřovacích metod,
- vývoj nových a účinnějších léků,
- široká nabídka kvalitních potravin,
- působení zdravotnické osvěty a prevence,
- vyšší zodpovědnost za vlastní zdraví,
- orientace na zdravý životní styl,
- trvalá snaha o zlepšování kvality životního prostředí.

Naděje dožití při narození – muži, ženy

V souvislosti s úmrtností a zlepšující se zdravotní péčí se používá ukazatel naděje dožití při narození. Velikost naděje dožití (též střední délka života) se dá použít jako souhrnná charakteristika zdravotního stavu obyvatel, zároveň svědčí o úrovni vyspělosti země. U všech porovnávaných zemí je z hodnot v přílohách č. 38 a 39 zřejmé, že vyšší

naději dožití mají ženy. Rozdíl je způsoben celkově vyšší úmrtností mužů. Výsledky vědeckých průzkumů, které se zabývají problémy rozdílu v průměrném věku mužů a žen, si všímají příčin, proč se muži dožívají nižšího věku než ženy. Tradičním vysvětlení bývá riskantní životní styl mužů, kteří se častěji stávají oběťmi dopravních nehod. Další faktor ovlivňující vyšší úmrtnost mužů je jejich imunitní systém, který není zdaleka tolik odolný jako ženský. Z tohoto důvodu jsou muži náchylnější k infekčním chorobám a kromě kardiovaskulárních onemocnění umírají na různé druhy rakoviny. Během života vykonávají muži obvykle fyzicky náročnější povolání a vědci se domnívají, že k fyzickému výkonu spotřebovávají mužský hormon testosteron, který by měl sloužit k posílení odolnosti organismu. Na rozdíl od mužů příroda vybavila ženy hormonem estrogenem, který je dlouho chrání před kornatěním tepen, které vedou k infarktu a mozkovým příhodám a ženy obecně o své zdraví více pečují [4]. Za postupně zvyšující se střední délkou života ve 20. století stojí zejména modernizace zdravotnictví, účinná prevence a léčba civilizačních onemocnění jako je mrtvice, infarkt a další choroby srdce a cév. Podle expertů přispějí v tomto století k prodloužení života nové metody v léčení rakoviny.

Zemí, kde se muži ve sledovaném období dožívali v průměru nejvyššího věku, bylo Švédsko – konkrétně v posledních 2 letech 2011 a 2012 by se švédští muži dožili necelých 80 let (příloha č. 38). Naopak nejméně let by se dožili v počátečním roce 2001. Švédská populace žen je v naději dožití při narození až na druhém místě za Francií, kdy průměrná střední délka života Švédek byla ve zkoumaném časovém období 83 let (příloha č. 39). Nejvíce let by se švédská žena dožila v roce 2011, naopak nejkratší dobu by žila v roce 2002. Švédsko zaznamenalo nejvyšší meziroční nárůst v naději dožití u žen mezi lety 2003 a 2002 (+0,4 let) a naopak nejvyšší meziroční pokles byl zaregistrován na konci sledovaného časového intervalu, tj. mezi rokem 2012 a 2011 (-0,2 let). U obou pohlaví v dané časové řadě je ve Švédsku patrný mírný rostoucí trend naděje dožití při narození. Daleko výraznější by byl tento trend v delší časové řadě, kdy střední délka života se intenzivně zvyšovala již ve 2. polovině 18. a 19. století. Začátkem minulého století naděje dožití přesahovala u mužů 50 let a u žen 54 let a nadále se u obou pohlaví zvyšovala až do současnosti, pouze v 80. letech nastalo krátké období stagnace. Aktuálně se Švédsko v naději dožití při narození řadí na jedno z předních míst na světě [85].

Nejvyšší naději dožití při narození mezi roky 2001 – 2012 měly ženy ve Francii, kdy v roce 2012 by se Francouzka dožila až 85 let (85,4 let), což bylo o 2,9 % více než v roce 2001 (příloha č. 39). Mezi francouzskými muži a ženami je v průměrné střední délce života rozdíl 7 let. Nejvyšší naděje dožití muži ve Francii dosahovali v roce 2011 a 2012, nejméně pak v roce 2006. U francouzských mužů je intenzita zvyšování naděje dožití vyšší než u ženské populace, protože v roce 2012 oproti roku 2001 vzrostl počet let naděje dožití o 4,2 % (příloha č. 38). Pokud bychom se ohlédli do historie, pak ještě na počátku 20. století se pohybovala naděje dožití při narození u mužů jen na úrovni 43, 4 let a u žen byla 47 let. Největší nárůst ukazatele střední délka života byl zaznamenán mezi 50. a 90. lety minulého století, kdy se Francie v evropském měřítku vyšplhala z 12. místa na druhé v naději dožití při narození u žen a u mužů z 18. pozice na 13. místo. Důvodem takového posunu byl zejména pokles úmrtnosti na infekční choroby u všech věkových kategorií. Jinak od druhé poloviny 20. století až do sledovaného období začalo docházet k pravidelným nárůstům střední délky života [92].

Německo má s porovnávanými zeměmi 3. nejvyšší naději dožití a to jak u mužů, tak u žen. Němečtí muži se ve sledovaném časovém intervalu dožívali v průměru o 5, 2 let více než německé ženy. Nejvyšší naději dožití pak muži měli v roce 2012 (78,6 let) a ve stejném roce i ženy (83,3 let). V SRN došlo k nejvyššímu meziročnímu nárůstu střední délky života u žen v roce 2004, kdy se jejich naděje dožití zvedla o 0,6 let a u mužů tomu bylo v roce 2006, kdy se střední délka života zvýšila o 0,5 let. Celkově lze shrnout, že i německá populace má rok od roku vyšší naději dožití při narození (příloha č. 38, 39). V příloze č. 41 je vidět, že u obou pohlaví dochází od 70. let minulého století k postupnému navyšování v naději dožití při narození, přičemž u mužů s nepatrně vyšší intenzitou než u žen (průměrný koeficient růstu u mužů 101, 27 a u žen 101, 21).

Česká republika v porovnání s vybranými vyspělými zeměmi se se svou průměrnou nadějí dožití při narození jak u žen, tak mužů ve sledované časové řadě umístila na posledním místě. I když je situace v Česku při srovnání s ostatními postkomunistickými zeměmi druhá nejlepší hned po Slovinsku, stále ČR zaostává za průměrem 28 zemí EU, kdy podle Eurostatu byla v roce 2012 naděje dožití při narození u mužů 76,8 let a u žen 82,4 let. V příloze č. 38 a 39 je vidět, že ve sledovaném období 2001 – 2012 by se právě narozený muž dožil v průměru 73,5 let a právě narozená žena by se dožila v průměru

79,7 let. V ČR muži dosáhli největšího meziročního nárůstu v naději dožití mezi roky 2006 a 2005 (+ 0,6 let) a ženy mezi roky 2010 a 2009 (+0,8 let). Českým ženám a mužům se prodlužuje střední délka života každým rokem a česká žena by dožila nejdelšího věku v roce 2012 (81,2 let) a v témže roce i muži (75,1 let). Trvalý a intenzivnější nárůst střední délky života lze v ČR zaznamenat již od roku 1990 (zejména u mužů), zatímco v předchozích dvou desetiletích naděje dožití při narození rostla jen velice mírně (příloha č. 40). V období 1970 – 1990 se střední délka života u mužů v průměru zvýšila jen o necelý 1 rok, ale od roku 1990 do konce sledovaného období časové řady došlo k jejímu nárůstu téměř o 8 let. Rozdíly ve vývoji naděje dožití při narození do konce 80. let a po roce 1990 nejsou u ženské populace zdaleka tak výrazné. Mezi lety 1970 – 1990 narostla střední délka života žen ze 73,1 let o 2,4 let a v následujících 22 letech do roku 2012 se ženám zvýšila jejich naděje dožití o téměř 6 let.

5.1.6 Sňatečnost a rozvodovost

Hrubá míra sňatečnosti

Uzavření manželství je ve většině společností spojeno se zvláštní formalitou právního charakteru označovanou jako sňatek. Intenzita sňatečnosti je vyjádřena prostřednictvím základního ukazatele hrubá míra sňatečnosti, tj. počet sňatků připadající na 1000 obyvatel středním stavu v daném roce a na daném území.

Nejvíce sňatků bylo v období od roku 2001 – 2012 uzavřeno ve Švédsku, kde na 1 000 obyvatel středního stavu připadaly v průměru 4 sňatky (4,9 ‰). Podle přílohy č. 42 se nejvíce švédské páry braly v roce 2008 a nejméně naopak v roce 2001. K nejvyššímu meziročnímu nárůstu došlo mezi lety 2004 a 2003, kdy došlo k navýšení hrubé míry sňatečnosti o 9,1%. Na základě průměrného koeficientu růstu lze konstatovat, že ve Švédsku dochází k meziročnímu zvyšování hrubé míry sňatečnosti ve výši 2,5 %. Přestože ve sledovaném období dochází k mírnému zvyšování sňatečnosti, tak z historického hlediska se jedná o pokles. Tento pokles započal již v polovině 60. let, kdy v roce 1965 byla hrubá míra sňatečnosti 7,8 ‰ a v roce 1975 (příloha č. 43) to bylo již o třetinu méně (5,4 ‰). Dočasný vzestup hrubé míry sňatečnosti byl zaznamenán v roce 1989, kdy v důsledku nově zavedených pravidel ohledně nároku na vdovský a vdovecký důchod přibyl počet uzavřených manželství. Po tomto výkyvu směrem nahoru přesto pokračoval

pokles v míře sňatečnosti až do současnosti, kdy stále ještě většina Švédů dává přednost kohabitacím [85]. Jak už bylo řečeno v kapitole 5.1.3 v rámci ukazatele mimomanželská plodnost, tak švédské páry nejsou při filosofii genderové rovnoprávnosti k uzavírání sňatků nijak zvlášť motivovány a to ani z hlediska daňového zvýhodnění, jelikož ve švédském rodinném modelu funguje od 70. let institut odděleného zdanění manželů [15].

Česká republika měla za sledované období v průměru stejný počet sňatků na 1 000 obyvatel středního stavu jako Švédsko, avšak od roku 2007 zde docházelo k postupnému snižování sňatečnosti (průměrný koeficient růstu je 98,7 %). Nejvyšší míra hrubé sňatečnosti byla za sledovaný časový interval v roce 2007 (5,5 ‰), pak následoval pokles o 9,1 % v následujícím roce 2008 na hodnotu 5 ‰ až na úplné minimum ve výši 4,3 ‰ v posledních dvou letech časové řady. Důvodem pro nízkou sňatečnost ve sledovaném období je především odkládání sňatků do pozdějšího věku v souvislosti s ekonomickou nejistotou jak na trhu práce, tak v možnostech vlastního bydlení, které je pro mladé potenciální rodiče příliš nákladné. Nemalý podíl na nízké sňatečnosti mají českou sekulární společností běžně tolerované kohabitace u vysokoškoláků a vysokoškolaček [28]. Nízká míra sňatečnosti nebyla pro ČR dlouhou dobu typická. Ještě na konci 80. let, např. v roce 1975 připadalo na 1 000 obyvatel téměř 10 sňatků (příloha č. 43), se míra sňatečnosti udržovala na univerzální úrovni, kdy do manželství vstupovala alespoň jednou převážná část populace. S příchodem liberalismu a tržního hospodářství v 90. letech se začaly postupně snižovat rozdíly ve sňatkovém chování mezi zeměmi východní Evropy včetně ČR a západní Evropy. Přesto v roce 1990 byl zaznamenán mimořádně vysoký počet sňatků z důvodu, aby manželé ještě dosáhly na nízkoúročené novomanželské půjčky, které měly být k 1.1.1991 zrušeny. Rok 1990 se stal jakousi pomyslnou hranicí v míře sňatečnosti, která už poté nebyla nikdy překročena. První velký pokles následoval záhy mezi lety 1993 – 1995 a to až o cca 40 procentních bodů oproti roku 1990. Od poloviny 90. let, kdy se v české společnosti začal projevovat druhý demografický přechod, počet uzavřených manželství na 1 000 obyvatel středního stavu až do současnosti kolísá okolo hodnoty 5 sňatků [27].

Na pomyslném druhém místě se umístilo Německo se svou průměrnou hrubou mírou sňatečnosti ve velikosti 4,6 ‰. Vývojová tendence sňatečnosti během sledovaného období v SRN v průměru stagnuje, nedá se tedy říct, že by během období převažoval růst

či pokles sňatečnosti. Největší nárůst byl mezi lety 2004 a 2003 (+ 4,3 %) a v následujících dvou letech 2005 a 2006 byl zaznamenán naopak nejvyšší pokles ve výši – 4,3%. Manželství bylo v Německu vždy hodně ceněno, přesto lze v Německu pozorovat rozvolnění ve formách soužití, které jsou dnes mnohem rozmanitější a především u mladších lidí je v oblibě soužití bez oddacího listu. Také už jednou rozvedení lidé jsou k uzavírání dalších sňatků velmi opatrní [111]. V historickém kontextu míra sňatečnosti v Německu klesala od 60. let minulého století, kdy v roce 1960 byla hrubá míra sňatečnosti ještě na úrovni 9,5 ‰, pak o 20 let později v roce 1980 tento ukazatel klesl více než o třetinu (příloha č. 43). Ani po sjednocení Německa sňatečnost nerostla, dále klesala až do počátku sledovaného období.

Nejmenších hodnot v hrubé míře sňatečnosti dosahovala Francie, kdy hodnota hrubé míry sňatečnosti ve výši 3,6 ‰ byla minimální ze všech porovnávaných států a za celé časové období (příloha č. 42). Intenzita poklesu sňatečnosti je ze všech zemí ve Francii také nejnižší, jelikož hrubá míra sňatečnosti meziročně klesala v průměru o 2,1 ‰. Nejméně se Francouzi brali v roce 2011, nejvíce pak ze začátku časové řady v roce 2001. V historickém kontextu je pro Francii charakteristická nižší úroveň sňatečnosti a to už od přelomu 60. a 70. let, kdy se postupně začala zvyšovat intenzita vstupu do nesezdaných soužití. Tato soužití Francouzi ještě v té době nechápali jako trvalou alternativu k manželství a proto mnohé kohabitace byly nakonec legalizovány sňatkem, často z důvodu otěhotnění partnerky nebo po narození dítěte [46]. Naopak od konce 90. let, kdy byl ve Francii v roce 1999 schválen zákon týkající se různých forem soužití nazývaný *Pacte civil de solidarité (PACS)*, se tato soužití stala běžnou formou fungování partnerských vztahů. Schválení PACS bylo reakcí na zvyšující se počet kohabitací a mělo přispět k zrovnoprávnění heterosexuálních a homosexuálních párů. Výhodou uzavření PACS bylo mimo jiné společné zdanění partnerů podobně jako je tomu u manželů. Není tedy divu, že sňatečnost pod vlivem tohoto zákona začala opět klesat až do konce sledovaného období 2001 – 2012 [15].

Hrubá míra rozvodovosti

Rozvod je zpravidla chápán jako právní akt, kdy dojde ke zrušení manželství a následný proces rozvodovosti představuje důležitou demografickou událost, jelikož úzce

souvisí s procesem rození dětí. Nejjednodušším orientačním ukazatelem je hrubá míra rozvodovosti, která vyjadřuje podíl rozvodů na 1 000 obyvatel středního stavu.

V příloze č. 44 je vidět, že nejvíce manželství se v porovnání s Francií, Německem a Švédskem ve zkoumaném období rozvádí v České republice a Česko patří v evropském měřítku mezi země s nejvyšší úrovní rozvodovosti. Nejvyšší rozvodovost byla ve sledovaném období v roce 2003 a v následujících letech až do konce časové řady počet rozvodů postupně klesal až na hodnotu hrubé míry rozvodovosti 2,5 ‰ v roce 2012. Podle vypočteného průměrného koeficientu růstu rozvodovost v Čechách během sledovaného období v průměru meziročně klesala o 1,3%. Z dlouhodobého hlediska ale počet rozvodů narůstá již od poloviny 80. let, kdy se míra rozvodovosti oproti 60. letům více než zdvojnásobila (příloha č. 45). Tento nárůst mohl být mimo jiné vyvolán zvyšující se ekonomickou nezávislostí žen, které v té době byly prakticky všechny zaměstnané [108]. Trend rozvodovosti pokračoval i v 90. letech a v roce 1996 bylo dokonce zaznamenáno do té doby historické maximum, kdy příčinou byla chystaná novela zákona o rodině. To se odrazilo v tehdejším prudkém vzestupu počtu rozvodů z 30 227 v roce 1993 na 33 113 v roce 1996. Na konci 90. let však počet rozvodů klesl pod hranici 30 tisíc, což mělo souvislost se schválením zákona o rodině v roce 1998, který např. zpřísnil vyřizování žádostí o rozvod v případě manželství s nezletilými dětmi a znemožnil rozvody v prvním roce trvání manželství [27]. I přes zpřísnění legislativy vývoj po začátku nového tisíciletí potvrdil pokračující trend rozvodovosti, jelikož vliv novely zákona z roku 1998 postupně oslaboval. Na začátku sledovaného období v roce 2001 počet rozvodů vzrostl nad hranici 30 tisíc a v roce 2004, kdy uplynulo 5 let od novelizace zákona, počet rozvodů stoupl až na hranici 33 tisíc, což se vyrovnalo téměř dosavadnímu maximu z roku 1996 [84]. Na vysoké rozvodovosti ve zkoumaném časovém období až do současnosti se podílí řada faktorů. Jedním z nich může být tolerantní postoj české převážně sekularizované společnosti k rozvodům obdobně jako vstřícnost k nesezdaným soužitím a dětem narozených mimo manželství. V roce 2003 byla podle údajů ČSÚ jako nejčastější příčina rozvodu uváděna oběma pohlavími rozdílnost povah, názorů a zájmů.

V sousedící zemi v Německu připadají na 1 000 obyvatel středního stavu v průměru 2 rozvody. Nejvíce se Němci rozvádějí v roce 2003 a 2004, v obou letech činila hrubá míra rozvodovosti 2,6 ‰. Za povšimnutí stojí skutečnost, že od roku 2006 do roku

2012 se míra rozvodovosti nezvýšila, ani nesnížila, tj. po celou dobu 6-ti let se udržovala ve výši 2,3 ‰, což byla v SRN i minimální hodnota za celé sledované období (příloha č. 44). Oproti začátku 60. let, kdy byla hrubá míra rozvodovosti jen na úrovni 1,0 ‰ (příloha č. 45), se však jedná o více jak dvojnásobek. K intenzivnímu nárůstu rozvodovosti začalo docházet od druhé poloviny 80. let, kdy hodnota hrubé míry rozvodovosti 2,3 ‰ byla zaznamenána i v roce 1985. Začátkem 90. let došlo k mírnému snížení rozvodovosti na velikost 1,9 ‰ v roce 1990. Po sloučení Německa totiž bývalá východní část přebrala západní rozvodovou legislativu z roku 1977, kdy bylo opuštěno od výroku o vině a rozvodový soud se snažil pouze zjistit stav neslučitelnosti manželského soužití. Tato změna vedla ke zjednodušení celého rozvodového procesu a tedy k nárůstu rozvodovosti, avšak rozvádějící se páry musely ještě splnit podmínku odloučeného žití před rozvodem v trvání 1 roku. Tím došlo k opožděnému dokončování rozvodových soudů a tedy i ke krátkodobému poklesu rozvodovosti [35]. Po tomto dočasném snížení rozvodovosti v roce 1990 počet rozvodů dále opět rostl až do roku 2004 a v dalších letech do roku 2012 hrubá míra rozvodovosti kolísá okolo hodnoty 2,3‰. Tento vývoj rozvodovosti byl kromě jiného ovlivněn vyšší zaměstnaností žen nejen v bývalém NDR a obecně menší mírou ekonomické závislosti na mužích jako hlavních živitelích rodiny.

Švédské království, co se míry rozvodovosti týká, je někde uprostřed mezi porovnávanými státy. Na 1 000 obyvatel středního stavu připadaly ve sledovaném období v průměru cca 2 rozvody. Nejvyšší míra rozvodovosti byla zaznamenána v posledních třech letech 2010 – 2012, kdy hrubá míra rozvodovosti činila 2,5 ‰. K nejvyššímu poklesu v míře rozvodovosti došlo mezi lety 2003 a 2004, kdy v roce 2003 byl zaznamenán nejnižší počet rozvodů na 1 000 obyvatel středního stavu (příloha č. 44). Při zpětném pohledu do 2. poloviny 20. století se počet rozvodů ve Švédsku začal výrazně zvyšovat již od druhé poloviny 70. let, kdy v roce 1975 vzrostla hrubá míra rozvodovosti z hodnoty 1,2 ‰ v roce 1960 na 3,1 ‰ (příloha č. 45). Dopad na tento nárůst měla především liberalizace rozvodů z právního hlediska. Reforma rozvodového zákona v roce 1973 umožnila rozvod bez výroku o vině a hladký průběh rozvodu pro bezdětné páry. V 80. letech, konkrétně v roce 1980 a 1985, se hrubá míra rozvodovosti stabilizovala na úrovni 2,4 ‰ [85]. S určitými výkyvy se tato hodnota držela až do roku 2003 a s dalším vývojem se hrubá míra rozvodovosti posunula na 2,5‰ (viz výše). Vysoká úroveň

rozvodovosti od 80. let až po konec sledovaného časového období je důsledkem jednak rostoucího individualismu, vysoce liberální rozvodové legislativy včetně výrazné emancipace švédských žen a jejich ekonomické nezávislosti. Tyto hlavní faktory vedou k tomu, že ve Švédsku de facto neexistuje významnější překážka k ukončení manželství, které může být rozvedeno prakticky ihned po podání žádosti obou manželů. Zákon pouze stanovuje 6-ti měsíční čekací lhůtu k přehodnocení rozhodnutí pro manželské páry s dětmi do 16-ti let nebo pro případy, kdy o rozvod požádá pouze jeden z manželů [15].

Francouzských manželství se z porovnávaných zemí rozvádí zjevně nejméně, jelikož v letech 2001 a 2002 připadalo na 1 000 obyvatel středního stavu „jen“ necelé 2 rozvody (1,9 ‰), což byla nejnižší hodnota hrubé míry rozvodovosti ze všech 4 sledovaných států. Míra rozvodovosti ve Francii dosáhla svého vrcholu v roce 2005 (2,5 ‰), kdy po tomto roce následoval pokles až na úroveň 2,1 ‰ v roce 2012. Celkově lze ale říci, že rozvodovost ve Francii meziročně mírně rostla o 1,1 procentních bodů. Rostoucí tendence v míře rozvodovosti je dle přílohy č. 45 patrná již od počátku 80. let, kdy v roce 1980 v porovnání s 60. lety došlo k více jak dvojnásobnému zvýšení hrubé míry rozvodovosti. Hranice hrubé míry rozvodovosti ve výši 2 ‰ byla překročena v roce 1995 a další enormní nárůst byl zaznamenán v roce 2005. Tehdy vstoupil v platnost nový rozvodový zákon, který zjednodušil a výrazně zkrátil celý rozvodový proces díky možnosti vzájemné dohody manželů na rozvodu s jediným slyšením před soudem. Jak už bylo řečeno v souvislosti se sňatečností, ve Francii stejně jako ve Švédsku žije mnoho párů v nesezdaném soužití. Tato skutečnost pak vede ke zkreslení velikosti údajů o rozvodovosti, neboť počet rozpadů kohabituujících párů se dá pouze odhadovat a nikoliv spolehlivě statisticky podchytit [86].

5.2 Vyrovnání časových řad a předpověď budoucího vývoje

Index stáří

Pro popis dosavadního vývoje indexu stáří v ČR v letech 2001 – 2013 bylo softwarem SAS 9.3 vygenerováno 5 nevhodnějších modelů včetně lineárního trendu, který byl transformován a ručně nastaven na jiné trendové funkce (kvadratický, kubický, logaritmický a hyperbolický trend). Z přílohy č. 46 vyplývá, že podle nejnižší velikosti interpolačního kritéria MAPE by měl být vybrán Holtův model exponenciálního

vyrovnání. Ten však vybrán nebude z důvodu, že oproti Brownovu modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání je složitější, jelikož obsahuje 2 vyrovnávací konstanty a cílem interpolace je vybrat pokud možno co nejjednodušší model. Dalším důvodem je i skutečnost, že trendová vyrovnávací konstanta je statisticky nevýznamná. Stejně tak model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem obsahující 3 vyrovnávací konstanty nebude zvolen pro vyrovnání časové řady ze stejného důvodu jako u Holtova modelu. Model náhodné procházky je pro krátké časové řady nevhodný (vysvětlení viz kapitola 2.2.4). Lineární, kvadratický či kubický trend nebyl vybrán i přes nízké hodnoty MAPE z důvodu vzájemné závislosti reziduí a statistické nevýznamnosti některých členů funkcí. Logaritmický a hyperbolický trend nebyl zvolen zejména díky vyšším hodnotám MAPE než má Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání, který byl nakonec přijat jako nejvhodnější model pro vyrovnání časové řady ukazatele indexu stáří v ČR. Jednak má nízkou hodnotu kritéria MAPE ve výši 0,65 %, rezidua nejsou ve vzájemné korelaci a model obsahuje 1 vyrovnávací konstantu α ve výši 0,92751. Výstupy ze SASu zachycující vybraný Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání jsou k nalezení v příloze č. 47. Na základě tohoto modelu byla provedena predikce do roku 2016. Z přílohy č. 48 vyplývá, že by se měl podíl postproduktivní věkové skupiny zvyšovat na úkor předproduktivní věkové kategorie a v konečném důsledku to znamená prohlubující se stárnutí české populace. Při hodnocení, do jaké míry Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání prognózuje přesně, je z přílohy č. 49 podle relativní chyby predikce patrné, že velice přesně.

Dosavadní vývoj indexu stáří v Německu v období 2001 – 2013 popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 50), z nichž byl jako nejvhodnější vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání s vysoce nízkou hodnotou MAPE (0,62%). Vyrovnávací konstanta je statisticky významná na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ a hodnota této konstanty je na úrovni 0,999. Ostatní modely exponenciálního vyrovnání nebyly zvoleny z důvodu většího počtu vyrovnávacích konstant a statistické nevýznamnosti trendové konstanty u modelu exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem. Model náhodné procházky system SAS také vygeneroval, ale nebude použit z již řečených důvodů. Klasické modely nebyly zvoleny z důvodu vzájemné autokorelace reziduí. Výstupy ze SASu zachycující vybraný Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání jsou

k nalezení v příloze č. 51. Z bodové a intervalové předpovědi v příloze č. 52 vyplývá, že v roce 2016 by mělo v Německu na 100 dětí do 14 let věku připadat až cca 66 seniorů. Proces stárnutí obyvatel je tedy nejen ve sledovaném období, ale i v budoucnu v NSR ze všech porovnávaných zemí nejdále. Z hlediska relativní chyby predikce je prognóza ve všech letech velice přesná (příloha č. 53).

Modely, které by popsaly vývoj indexu stáří ve Francii v letech 2001 – 2013, jsou uvedeny v příloze č. 54. Po zvážení všech důležitých kritérií jako velikost MAPE, přítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů včetně počtu vyrovnávacích konstant byl z modelů exponenciálního vyrovnání zvolen Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání s vyrovnávací konstantou α ve výši 0,999. U modelu náhodné procházky a klasických trendových funkcí byla detekována autokorelace reziduí. Výstupy ze SASu zachycující vybraný Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání jsou k nalezení v příloze č. 55. Na základě tohoto modelu byla zkonstruována předpověď na 3 roky dopředu. Z přílohy č. 56 vyplývá, že Francie bude mít na rozdíl od zbylých srovnávaných zemí do roku 2015 stále vyšší podíl dětské věkové skupiny. V roce 2016 by ale mělo na 100 francouzských dětí připadat už necelých 102 seniorů. Předpovědi pro roky 2014-2016 by měly být velmi přesné, jak ukazuje vypočtená relativní chyba predikce v příloze č. 57.

Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání byl vybrán stejně jako u ostatních zemí i v případě intepolace ukazatele indexu stáří ve Švédsku. Nízká velikost kritéria MAPE ve výši 0,30 % spolu s nepřítomností autokorelace reziduí a statistickou významností úrovně/trendové vyrovnávací konstanty byla rozhodující pro výběr tohoto modelu. U zbylých modelů exponenciálního vyrovnání nebyla statisticky významná trendová vyrovnávací konstanta. Problém vzájemné závislosti reziduí u modelu náhodné procházky a klasických trendových funkcí byl hlavní příčinou odmítnutí těchto modelů. Vedlejším důvodem byly i vyšší hodnoty MAPE u logaritmického (2,55 %) a hyperbolického trendu (4,38%) oproti vybranému modelu (příloha č. 58). Výstupy ze SASu zachycující Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání jsou k nalezení v příloze č. 59. Do roku 2016 by měl index stáří ve Švédsku dále růst, tj. bude přibývat obyvatel ve věku 65 a více let na úkor dětské populace (viz příloha č. 60). Při porovnání již

“naměřených” hodnot s prognózovanými údaji v letech 2011 – 2013 vyplývá, že Brownův model by měl být ke konstrukci předpovědi vhodný (příloha č. 61).

Hrubá míra přirozeného přírůstku

Pro popis dosavadního vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku v ČR v letech 2001 – 2013 bylo softwarem SAS 9.3 vygenerováno 5 modelů (příloha č. 62). Z modelů exponenciálního vyrovnání byl vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání. Ten má sice úroveň koeficientu determinace (R-Squared) ve výši 80 %, ale oproti Holtově modelu a modelu s tlumeným trendem má statisticky významnou vyrovnávací konstantu α ve velikosti 0,76005. Model náhodné procházky nebyl zvolen mimojiné i z důvodu statistické nevýznamnosti absolutního členu. Kvadratická funkce, která by z hlediska velikosti R-Squared ve výši 82 % přicházela v úvahu, zvolena nebyla. Příčinou je autokorelace reziduí. Kubický trend má stejnou velikost R-Squared jako kvadratický trend, ale kromě autokorelace reziduí má všechny členy funkce statisticky nevýznamné a celý model se tak dá považovat za statisticky nevýznamný. Ostatní klasické trendové funkce byly zamítnuty z důvodu již nízkých hodnot koeficientu determinace pohybující se pod hranicí 75 %. Nakonec byl jako nejvhodnější model vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání, kdy výstupy ze softwaru SAS týkající se tohoto modelu jsou k dohledání v příloze č. 63. Podle bodové a intervalové předpovědi konstruované pomocí Brownova modelu by mělo v ČR do roku 2016 docházet k dalšímu prohlubování přirozeného úbytku obyvatel (příloha č. 64). Pokud porovnáme skutečné hodnoty s predikovanými v letech 2011 až 2013, tak je z přílohy č. 65 zřejmé, že nejvyšší relativní chyby predikce se dopustíme v roce 2013 ve výši 5,59 %. Pro rok 2012 nelze relativní chybu predikce vypočítat, jelikož skutečná hodnota hrubé míry přirozeného přírůstku je v tomto roce nulová a nulou nelze dělit. Brownův model lze na základě pseudoprognozy provedené pro zkrácenou časovou řadu považovat ke konstrukci dalších prognóz za použitelný.

Dosavadní vývoj hrubé míry přirozeného přírůstku v Německu v období 2001 – 2013 popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 66), z nichž byl jako nejvhodnější vybrán lineární trend ve tvaru $y_t = -1,19231 - 0,1022 \cdot t$. Oba parametry lineární funkce jsou statisticky významné a koeficient determinace má hodnotu 87 %. Stejnou velikost R-

Squared mají kvadratický a kubický trend, které ovšem nelze považovat za statisticky významné modely. Zbývající klasické trendové funkce už mají velikost koeficientu determinace nižší než má lineární trend a proto nebudou vybrány. Model náhodné procházky nebude vybrán jednak z důvodu nízké hodnoty R- Squared (54 %), jednak z důvodu statistické nevýznamnosti absolutního členu modelu. Z modelů exponenciálního vyrovnání nebyl vybrán žádný model, i přes vysokou úroveň R-Squared v případě Holtova modelu a modelu s tlumeným trendem. Příčinou je statistická nevýznamnost trendové a úrovně vyrovnávací konstanty u obou modelů. Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání má sice vyrovnávací konstantu statisticky významnou, ale má nízký koeficient determinace oproti vybranému lineárnímu trendu. Výstupy ze softwaru SAS zachycující lineární trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 67. Co se týká budoucího vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku, tak by mělo v nadcházejících 3 letech do roku 2016 docházet k postupnému prohlubování přirozeného úbytku německé populace (příloha č. 68). Předpovědi prostřednictvím lineární trendové funkce by měly být relativně přesné, jak je zřejmé z hodnot relativní chyby predikce v příloze č. 69.

Modely, které by popsaly vývoj hrubé míry přirozeného přírůstku ve Francii v letech 2001 – 2013, jsou uvedeny v příloze č. 70. Po zvážení všech důležitých kritérií jako velikost MAPE, nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů modelu byl zvolen kvadratický trend, který všechny tato kritéria splňuje. Polynomická funkce 2. stupně má tento tvar: $y_t = -33,84072 - 1,72417 \cdot t - 0,01938 \cdot t^2$. Kubický trend, který má velikost MAPE ve stejné výši jako kvadratický trend (4,27 %), nemůže být zvolen pro statistickou nevýznamnost celého modelu. Ostatní klasické trendové funkce nebyly vybrány z důvodu statistické nevýznamnosti jednoho z členů funkce a dále z důvodu vyšší hodnoty MAPE než má kvadratický trend. Představitelé modelů exponenciálního vyrovnání by také nebyly vhodné pro vyrovnání časové řady daného ukazatele. Příčina se skrývá ve vyšších hodnotách MAPE než má kvadratický trend u všech třech modelů exponenciálního vyrovnání. Zároveň zde hraje roli pro zamítnutí těchto modelů statistická nevýznamnost trendové vyrovnávací konstanty u Holtova modelu a modelu s tlumeným trendem. Výstupy ze softwaru SAS zachycující vybraný kvadratický trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 71. Předpověď pro nejbližší 3 roky je taková, že přirozený přírůstek francouzské populace by měl do roku 2016 postupně klesat

(příloha č. 72). K ohodnocení, jak vybraný model předpovídá do budoucna přesně a kvalitně, byla použita opět pseudoprognoza. Podle hodnot relativní chyby predikce nižších než 10 % lze kvadratický trend považovat ke konstrukci dalších prognóz ještě za použitelný a uspokojivě přesný (příloha č. 73).

Pro popis dosavadního vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku v letech 2001 – 2013 bylo softwarem SAS 9.3 vygenerováno 5 modelů včetně lineárního trendu, který byl transformován a ručně nastaven na jiné trendové funkce (kvadratický, kubický, logaritmický a hyperbolický trend). Po zvážení všech důležitých kritérií jako je velikost R-Squared, nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů modelu byla zvolena logaritmická funkce ve tvaru $y_t = -0,51332 + 1,17830 \cdot \log t$, která všechna tato kritéria splňuje. Velikost indexu determinace logaritmického trendu ve výši 95 % nepatří k nejvyšším. Vyšší koeficient determinace na úrovni 97 % mají polynomiální funkce 2. a 3. stupně, které byly zamítnuty z důvodu statistické nevýznamnosti svých parametrů (v případě kubické funkce jsou statisticky nevýznamné všechny parametry, u kvadratické funkce pouze lineární parametr). Přítomnost autokorelace reziduí byla detekována u lineárního a hyperbolického trendu. Tato skutečnost spolu s nižšími velikostmi koeficientu determinace oproti logaritmickému trendu má vliv na zamítnutí těchto trendových funkcí. Ze skupiny modelů exponenciálního vyrovnání, které byly systémem SAS vygenerovány, by přicházel v úvahu pouze Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání. Ten má však oproti logaritmické trendové funkci nižší koeficient determinace. V Holtově modelu a modelu s tlumeným trendem je zásluhou statistické nevýznamnosti některých vyrovnávacích konstant (příloha č. 74). Model náhodné procházky také není vhodným řešením, jelikož kromě nevhodnosti použití tohoto modelu pro krátkou časovou řadu má koeficient determinace na úrovni 85 %. Výstupy ze softwaru SAS zachycující logaritmický trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 75. V nejbližších 3 letech, tj. v období 2014 – 2016 se dá ve Švédsku očekávat mírný nárůst přirozeného přírůstku, jak napovídají hodnoty bodové a intervalové předpovědi v příloze č. 76. Na základě pseudoprognozy provedené pro roky 2011 až 2013 logaritmický trend předpovídá relativně přesně v letech 2011 a 2013 (příloha č. 77) a lze se domnívat, že bude k tvorbě dalších předpovědí ještě použitelný. Prognózy v letech 2014 až 2016 proto můžeme považovat za uspokojivě přesné.

Hrubá míra migračního salda

Pro popis dosavadního vývoje hrubé míry migračního salda v ČR v letech 2001 – 2013 byl vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání, jehož úrovně/trendová vyrovnávací konstanta má hodnotu 0,54781 a na hladině významnosti $\alpha = 0,05$ je statisticky významná. Vybraný model kromě statistické významnosti parametru splňuje i další strukturní kritérium ohledně nulové autokorelace reziduí (příloha č. 79). Velikost kritéria MSE, kterou má Brownův model na úrovni 5,21 nepatří k nejnižším. Nižší úrovně MSE dosahuje podle přílohy č. 78 celkem 5 modelů, které ovšem nemají alespoň jeden ze svých parametrů statisticky významný. V případě logaritmického a hyperbolického trendu je překážkou pro přijetí těchto modelů nesplnění obou strukturních kritérií, i přes nižší hodnoty MSE než má Brownův model. Obě kritéria také nesplňuje lineární trendová funkce a navíc nabývá vyšších hodnot kritéria MSE než v případě Brownova modelu. Co se týká budoucího vývoje hrubé míry migračního salda, tak by mělo v ČR v období 2014 – 2016 podle přílohy č. 80 docházet k poklesu záporné míry migračního salda. Pokud porovnáme skutečné hodnoty s predikovanými v letech 2011 až 2013 (největší rozdíl v absolutní výši 2,2901 je v roce 2013), pak lze konstatovat, že Brownův model není ke konstrukci prognóz vhodný. Důvodem vysoké chyby predikce modelu je náhlé zvýšení kladné míry migračního salda v roce 2007 na úroveň 7,7 ‰ z důvodů popsaných v kapitole 5.1.2. Po tomto nárůstu došlo v následujících 3 letech k výraznému poklesu kladné míry migračního salda na úroveň 1,4 ‰. Jelikož modely exponenciálního vyrovnání přiřazují nejnovějším údajům nejvyšší váhy (v tomto případě pozorováním v období 2008 až 2010), pak pokud se vypočte pseudoprognóza do roku 2013, bude hrubá míra migračního salda dále klesat až na zápornou hodnotu ve výši -2,3901 ‰ v roce 2013. Skutečnost, že model nedokáže predikovat budoucího vývoj vybraného ukazatele přesně, je patrný i ze šířky intervalů spolehlivosti v letech 2014 – 2016 (příloha č. 80). Široké konfidenční pásy naznačují, že v nejbližší době může dojít k něčemu nepředvídatelnému, podobně jako tomu bylo v roce 2007. Obecně se také dá tvrdit, že velikost hrubé míry migračního salda je více než časem determinována faktory jako jsou legislativní opatření nebo ekonomická situace v cílové imigrační zemi a v ostatních potenciálních zdrojových zemích. Z těchto výše popsaných důvodů bychom tedy došli k závěru, že v případě budoucího vývoje hrubé míry migračního salda v ČR

nelze vybrat model, který by dokázal relativně přesně odhadnout budoucí tendence. Na grafu vyrovnané časové řady z přílohy č. 79 stojí ovšem za povšimnutí, že trend vývoje hrubé míry migračního salda je v posledních 5- ti letech do roku 2013 víceméně vyrovnaný. Proto by se alespoň předpověď pro rok 2014 ve výši $-0,7957\%$ nemusela významně lišit od skutečnosti.

Modely, které by popsaly vývoj hrubé míry migračního salda v Německu v letech 2001 – 2013, jsou uvedeny v příloze č. 82. Po zvážení souhrnných a strukturních kritérií jako velikost MSE, nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů modelu byl zvolen Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání s vyrovnávací konstantou α ve výši 0,86121 (příloha č. 83). Velikost kritéria MSE, kterou má Brownův model na úrovni 0,63 nepatří k nejnižším. Nižší úrovně MSE dosahují celkem 4 modely, které ovšem nemají alespoň jeden ze svých parametrů statisticky významný. Model náhodné procházky spolu s lineárním a hyperbolickým trendem mají zase oproti Brownově modelu vyšší velikost kritéria MSE a dále u nich není splněn ani jeden požadavek ze strukturních kritérií. V případě logaritmického trendu je kromě vyšší hodnoty MSE překážkou pro přijetí přítomnost autokorelace reziduí. Budoucí vývoj hrubé míry migračního salda v Německu je takový, že v letech 2014 až 2016 je očekáván nárůst kladné míry migračního salda (příloha č. 84). Podle velikosti relativní chyby predikce v letech 2014 a 2015 lze konstatovat, že vybraný model je k tvorbě předpovědí ještě použitelný (příloha č. 85). S každým dalším rokem ovšem chyba predikce roste, čemuž nasvědčují i rozšiřující se konfidenční pásy intervalového odhadu v letech 2015 a 2016 v příloze č. 82. Proto lze věřit pouze prognózované hodnotě hrubé míry migračního salda v roce 2014.

Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání byl vybrán pro popis dosavadního vývoje hrubé míry migračního salda ve Francii. Nízká velikost kritéria MSE ve výši 0,13 spolu s nepřítomností autokorelace reziduí a statistickou významností úrovně/trendové vyrovnávací konstanty byla rozhodující pro výběr tohoto modelu (viz příloha č. 86). U zbylých modelů exponenciálního vyrovnání i přes stejně vysokou hodnotu MSE (v případě modelu s tlumeným trendem dokonce nižší) nebyly statisticky významné vyrovnávací konstanty a proto nebyly tyto modely vybrány. Problém vzájemné závislosti reziduí u modelu náhodné procházky a klasických trendových funkcí byl hlavní

příčinou odmítnutí těchto modelů. Vedlejším důvodem byly i vyšší hodnoty MSE oproti vybranému Brownovu modelu. Výstupy ze SASu zachycující Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání jsou k nalezení v příloze č. 87. Podle bodové a intervalové předpovědi konstruované pomocí Brownova modelu by mělo ve Francii do roku 2016 docházet k mírnému zvyšování kladného migračního salda (příloha č. 88). Pokud porovnáme skutečné hodnoty s predikovanými v letech 2011 až 2013, tak je z přílohy č. 89 zřejmé, že se dopustíme nejvyšší relativní chyby predikce v roce 2011. Ve zbývajících dvou letech se chyba predikce pohybuje okolo 5 %, takže Brownův model můžeme považovat za relativně kvalitní k dalšímu prognózování.

Dosavadní vývoj hrubé míry migračního salda ve Švédsku v období 2001 – 2013 popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 90), z nichž byl jako nejvhodnější vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání s hodnotou MSE ve výši 1,26. Tato hodnota rozhodně nepatří k nejnižším. Všechny ostatní modely (kromě hyperbolického trendu) mají velikost kritéria MSE nižší, ovšem nesplňují jiné požadavky v rámci strukturních kritérií. U klasických modelů jako jsou lineární, logaritmický a hyperbolický trend je přítomna autokorelace reziduí. Polynomické funkce 2. a 3. stupně zas nejsou jako modely statisticky významné. Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem a Holtův model exponenciálního vyrovnání nesplňují požadavek na nepřítomnost autokorelace reziduí, tak statistickou významnost parametrů modelu. Z těchto všech výše popsanych důvodů byl zvolen již zmíněný Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání mající úroveň/trendovou vyrovnávací konstantu ve výši 0,45937 (příloha 91). Hrubá míra migračního salda by se měla v nejbližších 3 letech zvyšovat, takže v roce 2016 by ve Švédsku měla hrubá míra migračního salda přesahovat 7 ‰ (příloha č. 92). Pokud ovšem porovnáme skutečné hodnoty s predikovanými v letech 2011 až 2013, tak je z přílohy č. 93 zřejmé, že Brownův model není ke konstrukci prognóz příliš vhodný. Důvodem vysoké chyby predikce modelu v letech 2011 a 2012 je pokles kladné míry migračního salda po roce 2009. V roce 2009 dosahovala hrubá míra migračního přírůstku velikosti 6,7 ‰ a v následujících 2 letech tato hodnota klesla na úroveň 4,8 ‰ v roce 2011. Je známo, že modely exponenciálního vyrovnání přiřazují nejnovějším údajům nejvyšší váhy. Pokud se tedy bude uvažovat zkrácená časová řada do roku 2010, pak nejvyšší váha bude přisouzena hodnotám v letech 2008 až 2010. Do tohoto časového období spadá již zmiňovaný pokles

po roce 2009. Jelikož ale od roku 2004 do roku 2009 hrubá míra migračního salda jen rostla, tak rok 2010, ve kterém došlo k poklesu, nehraje takový význam. Proto hodnoty pseudoprognozy v letech 2011 – 2013 de facto pokračují v nastoleném rostoucím trendu hrubé míry migračního saldav letech 2004-2009, ale již pomalejším tempem. Pomalejší tempo růstu kladné míry migračního saldav letech 2011 - 2013 „zbrzdňuje“ pokles v roce 2010. Nejvíce se pseudoprognoza se skutečnými hodnotami ve zkrácené časové řadě shoduje v roce 2013, kdy je relativní chyba predikce 7,8087 %. Závěrem lze tedy ze všech výše popsaných důvodů konstatovat, že předpověď pro rok 2014 by měla být relativně přesná. V dalších 2 letech, kdy se intervaly spolehlivosti čím dál více rozšiřují, nelze predikované hodnoty považovat za spolehlivé (příloha č. 92).

Podíl živě narozených mimo manželství

Dosavadní vývoj ukazatele, který udává procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v období 2001 – 2012 v ČR, popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 94). Jako nejvhodnější byl vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání s hodnotou MAPE ve výši 1,79 %. Tato hodnota rozhodně nepatří k nejnižším. Všechny ostatní modely (kromě logaritmického a hyperbolického trendu) mají velikost kritéria MAPE nižší, ovšem nesplňují jiné požadavky v rámci strukturních kritérií. U klasických modelů v případě kvadratické a kubické funkce není splněn požadavek statické významnosti parametrů modelu. U lineárního, logaritmického a hyperbolického trendu se setkáváme se vzájemně korelovanými rezidui. Ve skupině modelů exponenciálního vyrovnání konkrétně u Holtova modelu je problém s autokorelací reziduí včetně statistické nevýznamnosti trendové vyrovnávací konstanty. Tato konstanta je statisticky nevýznamná i v případě modelu s tlumeným trendem, který je oproti Brownovu modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání „složitější“ z důvodu většího počtu vyrovnávacích konstant. Model náhodné procházky všechna základní strukturní kritéria splňuje, ovšem pro krátkou časovou řadu o 12-ti pozorování je nevhodný. Vybraný Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání má 1 vyrovnávací konstantu α ve výši 0,91953 a výstupy ze software SAS zachycující tento model jsou v příloze č. 95. Na základě tohoto modelu byla provedena predikce do roku 2015. Z přílohy č. 96 vyplývá, že by se měl podíl živě narozených dětí mimo manželství zvyšovat. Brownův model by měl být ke konstrukci

prognóz použitelný (zejména v prvních 2 letech), pak ovšem přesnost predikce postupně klesá (příloha č. 97).

Pro popis dosavadního vývoje mimomanželské plodnosti v Německu v letech 2001 – 2012 byl na základě nejnižší hodnoty MAPE ve výši 0,53 % vybrán kvadratický trend ve tvaru $y_t = 7,24892 - 1,91390 \cdot t - 0,03124 \cdot t^2$. Ten splňuje i strukturální kritéria, tzn. v modelu není přítomna autokorelace reziduí a všechny parametry kvadratické funkce jsou statisticky významné. Ostatní klasické trendové funkce nebyly zvoleny z důvodu autokorelace reziduí (lineární, logaritmický, hyperbolický trend) a statistické nevýznamnosti parametrů v případě kubické trendové funkce (příloha č. 98). Modely exponenciálního vyrovnání mají oproti kvadratickému trendu vyšší velikost MAPE a u modelu exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem spolu s Holtovým modelem jsou statisticky nevýznamné úrovně a trendová vyrovnávací konstanta Brownův model má vyrovnávací konstantu statisticky významnou, ale rezidu jsou ve vzájemné závislosti. Model náhodné procházky byl také zamítnut, jelikož má hodnotu MAPE oproti polynomičké funkci 2. stupně vyšší a model se nedoporučuje používat pro krátké časové řady. Výstupy ze softwaru SAS zachycující vybranou kvadratickou funkci jsou v příloze č. 99. Z bodové a intervalové předpovědi v příloze č. 100 vyplývá, že dětí narozených nesezdaným rodičům by mělo v Německu do roku 2015 postupně přibývat. Při porovnání již skutečných hodnot s prognózovanými údaji v letech 2010 – 2012 lze tvrdit, že Brownův model prognózuje velice přesně (příloha č. 101).

Lineární funkce ve tvaru $y_t = 43,06061 + 1,16888 \cdot t$ byla zvolena pro popis uplynulého vývoje mimomanželské plodnosti ve Francii v letech 2001 – 2012. Tento model nemá oproti jiným modelům hodnotu MAPE nejnižší, konkrétně 0,64%. Nižší velikost MAPE mají model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem, polynomičká funkce 2. a 3. stupně. Tyto trendové funkce ovšem nespňují kritérium statistické významnosti parametrů modelu. Model náhodné procházky má absolutní člen statisticky významný, ale není pro krátkou časovou řadu doporučován. Zbylé modely uvedené v příloze č. 102 mají hodnoty MAPE vyšší než lineární trend. V případě logaritmické a lomené trendové funkce jsou rezidua korelována. Trendová vyrovnávací konstanta u Holtova modelu není statisticky významná a Brownův model má hodnotu MAPE jednoduše vyšší než lineární trend. V příloze č. 103 jsou zachyceny výstupy ze systému

SAS potvrzující splnění 2 základních strukturních kritérií v rámci vybraného lineárního trendu. Co se týká budoucího vývoje v nadcházejících 3 letech, tak do roku 2015 by se mělo ve Francii rodit čím dál více novorozenců nesezdaným párům. V roce 2016 bude již dokonce 61 % všech živě narozených dětí mimomanželských (příloha č.104). Tato předpověď by měla být relativně přesná, jelikož lineární trend je podle relativní chyby predikce k modelování dalších prognóz vhodný (příloha č. 105).

Modely, které by popsaly vývoj mimomanželské plodnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2012, jsou uvedeny v příloze č. 106. Po zvážení všech důležitých kritérií jako je velikost MAPE , nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů modelu byl zvolen Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání, který všechna tato kritéria splňuje. Pokud bychom modely hodnotily pouze z hlediska velikosti souhrnného kritéria MAPE, pak nižší velikost má celkem 6 modelů: Holtův model exp.vyrovnaní, model exp.vyrovnaní s tlumeným trendem, model náhodné procházky, lineární trend, polynomičká funkce 2. a 3. stupně. Všechny tyto modely (kromě lineárního trendu) mají alespoň jeden z parametrů statisticky nevýznamný, a to byl důvod pro jejich zamítnutí. Vyšší hodnoty MAPE vykazuje logaritmická a lomená trendová funkce, u níž není splněna podmínka nepřítomnosti autokorelace reziduí. Trendová a zároveň úroňová vyrovnávací konstanta vybraného Brownova modelu dvojitého exp. vyrovnání má velikost 0,44900 a její p-hodnota včetně dalších výstupů je k nalezení v příloze č.107. Prostřednictvím zvoleného Brownova modelu byla provedena předpověď v horizontu 3 let a z ní je partneré, že se podíl mimomanželsky rozených dětí ve Švédsku bude velice mírně snižovat (příloha č. 108). V příloze č. 109 je vypočtena relativní chyba predikce, podle které lze usoudit, že prognózy na základě Brownova modelu jsou vysoce kvalitní a přesné.

Hrubá míra porodnosti

Pro popis dosavadního vývoje ukazatele hrubá míra porodnosti v ČR v letech 2001 – 2013 byl vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání s hodnotou MAPE ve výši 2,42 %. Model splňuje strukturní kritéria z hlediska nulové autokorelace reziduí a statistické významnosti parametrů modelu, ale hodnota kritéria MAPE nepatří k nejnižším. V přílohy č. 110 je zřejmé, že nižší MAPE má Holtův model exp. vyrovnání spolu s modelem s tlumeným trendem. Modely pro interpolaci časové řady zvoleny nebyly

pro statistickou nevýznamnost parametrů modelu. Zbýlých 6 modelů má souhrnné kritérium MAPE oproti Brownovu modelu vyšší a nejsou ještě splněny požadavky v oblasti strukturních kritérií. Model náhodné procházky a kubický trend mají statisticky nevýznamné parametry a vzájemně korelovaná rezidua. Problém autokorelace reziduí je přítomný i u zbývajících představitelů klasických trendových funkcí (lineární, kvadratický, logaritmický a hyperbolický trend). Z těchto všech výše jmenovaných důvodů byl nakonec zvolen Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání s hodnotou trendové/úrovňové vyrovnávací konstanty α ve výši 0,88307 (příloha č. 111). Co se týká budoucího vývoje hrubé míry porodnosti v nadcházejících 3 letech, tak do roku 2016 by se mělo v ČR rodit postupně méně dětí (příloha č. 112). Předpovědi prostřednictvím Brownova modelu by měly být kvalitní, jak je zřejmé z hodnot relativní chyby predikce v příloze č. 113.

Modely, které by popsaly vývoj hrubé míry porodnosti v Německu v letech 2001 – 2013, jsou uvedeny v příloze č. 114. Po zvážení všech důležitých kritérií jako je velikost MAPE , nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů modelu byl vybrán hyperbolický trend, který všechna tato kritéria splňuje. Zvolená hyperbolická funkce má následující tvar $y_t = 8,22285 + \frac{0,75562}{t}$ a při volbě této funkce bychom se dopustili chyby ve výši 1,371 %. O nepatrně vyšší chyby ve výši 1,375 % bychom se dopustili v případě logaritmické trendové funkce, která by byla vybrána jako druhá v pořadí. Z hlediska velikosti MAPE dosahuje nižších hodnot v porovnání s lomenou funkcí kvadratická a kubická funkce. Ty byly ovšem zamítnuty kvůli statistické nevýznamnosti parametrů. Vyšší hodnoty kritéria MAPE spolu s nesplněním požadavku nepřítomnosti autokorelace reziduí byly příčinou zamítnutí modelu exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem, Holtova modelu a modelu náhodné procházky. U zbýlých 2 modelů (lineární trend, Brownův model dvojitého exp.vyrovnaní) bychom se při jejich použití pro vyrovnání časové řady dopustily oproti hyperbolické funkci vyšší procentuální chyby a proto byly zamítnuty. Výstupy ze softwaru SAS zachycující vybraný hyperbolický trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 115. Podle bodové a intervalové předpovědi konstruované pomocí hyperbolického trendu by mělo do roku 2016 docházet k postupnému snižování hrubé míry porodnosti (příloha č. 116). V příloze č. 117 je uvedena vypočtená relativní chyba predikce v letech 2011 až 2013, podle jejíž hodnot lze

konstatovat, že prognózy v dalších letech budou na základě Brownova modelu kvalitní a přesné.

Pro modelování ukazatele hrubé míry porodnosti ve Francii v uplynulých 13- ti letech od roku 2001 byla zvolena logaritmická funkce ve tvaru $y_t = 13,09484 - 0,196996 \cdot \log t$ s velikostí MAPE ve výši 0,85 % . Logaritmický trend nemá rezidua ve vzájemné závislosti, rezidua mají náhodný charakter a oba parametry logaritmické funkce jsou statisticky významné (příloha č. 119). Nižší velikost souhrnného kritéria MAPE na úrovni 0,82 % mají polynomické funkce 2. a 3. stupně spolu s hyperbolickým trendem, ale parametry těchto funkcí nejsou na hladině významnosti $\alpha=0,05$ statisticky významné. Z přílohy č. 118 vyplývá, že zbylé modely mají už hodnoty kritéria MAPE vyšší. U modelů exponenciálního vyrovnání (Holtův model, model s tlumeným trendem) a modelu náhodné procházky není jediným nedostakem vyšší velikost MAPE než má logaritmický trend. Není u nich ještě splněno jedno ze strukturních kritérií a to statistická významnost parametrů modelu. V nejbližších 3 letech, tj. v období 2014 – 2016 se dá ve Francii očekávat nízký pokles v hrubé míře porodnosti, jak napovídají hodnoty bodové a intervalové předpovědi v příloze č. 120. Na základě pseudoprognozy provedené pro roky 2011 až 2013 logaritmický trend jako model předpovídá velmi přesně zejména v prvních 2 letech (příloha č. 121). Lze tedy usoudit, že model bude k tvorbě dalších předpovědí použitelný.

Dosavadní vývoj porodnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2013, který je analyzován na základě ukazatele hrubé míry porodnosti, popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 122). Jako nejvhodnější model splňující obě strukturní kritéria byl vybrán logaritmický trend s hodnotou kritéria MAPE ve výši 1,25 % a tvar této trendové funkce je $y_t = 10,28962 + 0,70215 \cdot \log t$. Nižší hodnoty kritéria MAPE nabývají kvadratická a kubická, které mají ovšem jeden nebo všechny své parametry statisticky nevýznamné. Ostatní modely mají hodnoty MAPE už jen vyšší. Nedostatek v podobě autokorelace reziduí je přítomen u Brownova modelu dvojitého exp. vyrovnání, lineárního a hyperbolického trendu. Nesplnění požadavku ohledně statistické významnosti parametrů zas vykazují tyto modely: Holtův model exp.vyrovnaní, model exp.vyrovnaní s tlumeným trendem a model náhodné procházky. Výstupy ze softwaru SAS 9.3 zachycující vybraný logaritmický trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 123. Předpověď pro nejbližší 3 roky je

taková, že by mělo ve Švédsku docházet k mírnému nárůstu hrubé míry porodnosti. V roce 2016 bude na 1 000 obyvatel středního stavu připadat 12 živě narozených dětí (příloha č. 124). K ohodnocení, jak vybraný model předpovídá do budoucna přesně a kvalitně, byla opět použita pseudoprognóza. Z nízkých hodnot relativní chyby predikce pod úroveň 5 % v příloze č. 125 lze tvrdit, že logaritmický trend je jako model ke konstrukci dalších prognóz vhodný.

Naděje dožití při narození – muži

Modely, které by popsaly dosavadní vývoj naděje dožití při narození u mužské populace v ČR v letech 2001 – 2012, jsou uvedeny v příloze č. 126. Po zvážení všech důležitých kritérií jako je velikost MAPE, nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů modelu byl vybrán lineární trend, který všechna tato kritéria splňuje. Zvolená lineární funkce má následující tvar $y_t = 71,51667 + 0,3000 \cdot t$ a při volbě tohoto modelu bychom se dopustily chyby ve výši 0,19 %. Stejně chyby bychom se dopustili v případě kvadratické a kubické trendové funkce, které ovšem nemají statisticky významné své parametry. Vyšší hodnoty kritéria MAPE společně s přítomností autokorelace reziduí byly příčinou zamítnutí logaritmické a hyperbolické trendové funkce. Ze skupiny modelů exponenciálního vyrovnání nebyl vybrán ani jeden – u Holtova modelu a modelu s tlumeným trendem byla příčinou zamítnutí statistická nevýznamnost parametrů včetně vyšší hodnoty MAPE. Brownův model a model náhodné procházky by v základních strukturních kritériích obstály, ale vyšší velikost MAPE byla důvodem jejich odmítnutí. Výstupy ze softwaru SAS zachycující vybraný lineární trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 127. Podle bodové a intervalové předpovědi konstruované pomocí lineárního trendu by mělo do roku 2015 docházet k postupnému navyšování střední délky života u mužské části populace (příloha č. 128). Pokud porovnáme skutečné hodnoty s predikovanými v letech 2010 až 2012, tak je z přílohy č. 129 zřejmé, že se dopustíme minimální relativní chyby predikce. Z toho důvodu lze předpovězeným hodnotám pro roky 2013 až 2015 relativně věřit.

Pro modelování ukazatele naděje dožití u mužské populace v Německu v uplynulých 12 letech od roku 2001 byla zvolena lineární funkce ve tvaru $y_t = 75,24242 + 0,28706 \cdot t$ s velikostí MAPE ve výši 0,14 %. Lineární trend nemá rezidua

ve vzájemné závislosti, rezidua mají náhodný charakter a oba parametry lineární funkce jsou statisticky významné. Nižší velikost souhrnného kritéria MAPE na úrovni 0,12 % mají polynomičké funkce 2. a 3. stupně, ale jejich parametry nejsou na hladině významnosti $\alpha=0,05$ statisticky významné. Z přílohy č. 130 vyplývá, že zbylé modely mají už hodnoty kritéria MAPE vyšší. U všech třech modelů exponenciálního vyrovnání, modelu náhodné procházky a logaritmického trendu bychom se v případě jejich přijetí dopustily vždy vyšší chyby než u lineárního trendu. U Holtova modelu a modelu s tlumeným trendem není navíc statisticky významná trendová a úroňová vyrovnávací konstanta. Rezidua ve vzájemné závislosti má hyperbolický trend včetně vyšší úrovně kritéria MAPE. V příloze č. 131 jsou zachyceny výstupy ze systému SAS, které potvrzují splnění 2 základních strukturních kritérií u vybraného lineárního trendu. V nejbližších 3 letech, tj. v období 2013 – 2015 se dá v Německu u mužů očekávat nárůst jejich naděje dožití při narození, jak napovídají hodnoty bodové a intervalové předpovědi v příloze č. 132. Na základě pseudoprognozy provedené pro roky 2010 až 2012 lineární trend jako model předpovídá velmi přesně (příloha č. 133). Lze tedy usoudit, že model bude k tvorbě dalších předpovědi použitelný a predikce na jeho základě budou kvalitní.

Dosavadní vývoj úmrtnosti francouzských mužů v letech 2001 – 2012, který je analyzován na základě ukazatele naděje dožití při narození, popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 134). Jako nejvhodnější byl vybrán lineární trend s hodnotou MAPE ve výši 0,20 %. Nižší hodnoty MAPE má kubická a kvadratická trendová funkce, které ovšem nejsou jako modely statisticky významné. Všechny ostatní modely mají velikost kritéria MAPE vždy vyšší a současně nesplňují jedno ze dvou základních strukturních kritérií. U modelů exponenciálního vyrovnání v případě Holtova modelu a modelu s tlumeným trendem není splněn požadavek statické významnosti parametrů modelu. U hyperbolického trendu a modelu náhodné procházky se setkáváme se vzájemně korelovanými rezidui. Vyšší velikost souhrnného kritéria MAPE než má lineární trend (konkrétně 0,32%) stála za zamítnutím logaritmické trendové funkce a Brownova modelu dvojitěho exponenciálního vyrovnání. Vybraná lineární funkce má tvar $y_t = 75,1756 + 0,3399 \cdot t$ a výstupy ze softwaru SAS zachycující tento trend jsou v příloze č. 135. Co se týká budoucího vývoje střední délky života u mužů v nadcházejících 3 letech, tak by měl mít právě narozený muž ve Francii rok od roku vyšší naději na dožití (příloha

č. 136). Předpovědi prostřednictvím lineární trendové funkce by měly být maximálně přesné, jak je zřejmé z hodnot relativní chyby predikce v příloze č. 137.

Lineární funkce ve tvaru $y_t = 77,38788 + 0,22238 \cdot t$ byla zvolena pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužské švédské populace v letech 2001 – 2012. Lineární trend nemá oproti jiným modelům hodnotu MAPE nejnižší, konkrétně 0,08%. Stejně úrovně procentuální chyby bychom se dopustili při přijetí Holtova modelu exp. vyrovnání a modelu s tlumeným trendem. U těchto modelů je však překážkou pro jejich volbu statistická nevýznamnost vyrovnávacích konstant. Nižší velikost MAPE než je hodnota 0,08% má polynomičká funkce 2. a 3. stupně. Tyto trendové funkce ovšem nesplňují strukturní kritérium o nulové autokorelaci reziduí. Zbylé modely uvedené v příloze č. 138 mají hodnoty MAPE již vyšší než lineární trend. V případě hyperbolické trendové funkce je kromě vyšší hodnoty MAPE v modelu přítomná vzájemná závislost reziduí. V příloze č. 139 jsou zachyceny výstupy ze systému SAS potvrzující splnění 2 základních strukturních kritérií v rámci vybrané lineární trendové funkce. Předpověď pro nejbližší 3 roky je taková, že by mělo ve Švédsku do roku 2015 docházet k dalšímu mírnému nárůstu naděje dožití u mužské části populace jako tomu je v uplynulém období od roku 2001. V roce 2015 by se právě narozený muž měl šanci dožít věku necelých 81 let (příloha č. 140). K ohodnocení, jak vybraný model předpovídá do budoucna přesně a kvalitně, byla použita opět pseudoprognóza. Podle velmi nízkých hodnot relativní chyby predikce v příloze č. 141 lze lineární trend považovat ke konstrukci dalších prognóz za použitelný a vhodný.

Naděje dožití při narození – ženy

Pro modelování ukazatele naděje dožití u ženské populace v ČR v letech 2001 – 2012 byla zvolena logaritmická funkce ve tvaru $y_t = 77,77615 + 1,16005 \cdot \log t$. Logaritmický trend má velikost souhrnného kritéria MAPE na úrovni 0,37%, rezidua tohoto modelu nejsou ve vzájemné závislosti a mají náhodný charakter. Stejně tak je splněn požadavek statistické významnosti parametrů modelu (příloha č. 142). Nižší velikost souhrnného kritéria MAPE než má logaritmická funkce mají polynomičké funkce 2. a 3. stupně, lineární trend, Holtův model a model s tlumeným trendem. Tyto modely ovšem nesplňují jedno ze strukturních kritérií a proto nebyly vybrány pro

vyrovnání časové řady. Vyšší procentuální chyby bychom se dopustili v případě přijetí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání, modelu náhodné procházky a hyperbolického trendu, kdy kromě vyšší velikosti kritéria MAPE mají tyto modely vzájemně korelovaná rezidua. Z výše uvedeného vyplývá, že logaritmický trend je nejvhodnějším modelem a v příloze č. 143 jsou k nahlédnutí výstupy ze systému SAS vztahující se k vybrané trendové funkci. Podle bodové a intervalové předpovědi konstruované pomocí logaritmické trendové funkce by mělo do roku 2015 docházet k postupnému navyšování střední délky života u ženské části populace (příloha č. 144). Pokud porovnáme skutečné hodnoty s predikovanými v letech 2010 až 2012, tak je z přílohy č. 145 patrné, že se dopustíme minimální relativní chyby predikce. Z toho důvodu lze predikci provedenou pro roky 2013 - 2015 považovat za důvěryhodnou.

Dosavadní vývoj střední délky života německých žen v letech 2001 – 2012 popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 146). Za nejvhodnější model byl zvolen lineární trend s hodnotou MAPE ve výši 0,15 %. Nižší hodnoty MAPE má kubická a kvadratická trendová funkce, které ovšem nejsou jako modely statisticky významné. Všechny ostatní modely mají velikost kritéria MAPE vždy vyšší než lineární trend a některé z nich nesplňují jedno ze dvou základních strukturních kritérií. U modelů exponenciálního vyrovnání v případě Holtova modelu a modelu s tlumeným trendem není splněn požadavek statické významnosti parametrů modelu. U hyperbolického trendu se setkáme se vzájemně korelovanými rezidui. Vyšší velikost souhrnného kritéria MAPE než má lineární trend stála za zamítnutím logaritmické trendové funkce, Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání a modelu náhodné procházky. Vybraná lineární funkce má tvar $y_t = 81,04242 + 0,19860 \cdot t$ a výstupy ze softwaru SAS zachycující tento trend jsou v příloze č. 147. V nejbližších 3 letech, tj. v období 2013 – 2015 se dá v Německu u žen očekávat nárůst jejich naděje dožití při narození, jak napovídají hodnoty bodové a intervalové předpovědi v příloze č. 148. Na základě pseudoprognozy provedené pro roky 2010 až 2012 lineární trend jako model předpovídá velmi přesně (příloha č. 149). Lze se tedy domnívat, že model bude k tvorbě dalších předpovědí použitelný a predikce na jeho základě budou kvalitní.

Lineární funkce ve tvaru $y_t = 82,76061 + 0,20734 \cdot t$ byla zvolena pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u ženské francouzské populace v letech

2001 – 2012. Lineární trend nemá oproti jiným modelům hodnotu MAPE nejnižší, konkrétně 0,34 %. Nižší procentuální chyby bychom se dopustili při přijetí kubické či kvadratické funkce. U těchto modelů je však překážkou pro jejich volbu statistická nevýznamnost parametrů. Zbylé modely uvedené v příloze č. 150 mají hodnoty MAPE již vyšší než lineární trend. V případě hyperbolické trendové funkce je kromě vyšší hodnoty MAPE v modelu přítomna vzájemná závislost reziduí. Úrovňová a trendová vyrovnávací konstanta není statisticky významná u Holtova modelu exp.vyrovnání a modelu s tlumeným trendem. Model náhodné procházky požadavek ohledně statistické významnosti parametru také nesplňuje. Obě strukturní kritéria splňují Brownův model a logaritmická trendová funkce. Na rozdíl od lineárního trendu mají hodnotu MAPE o něco vyšší a to je příčinou jejich nepřijetí. Výstupy ze softwaru SAS zachycující vybraný lineární trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 151. Co se týká budoucího vývoje střední délky života u žen v nadcházejících 3 letech, tak by měla mít právě narozená žena ve Francii rok od roku vyšší naději na dožití (příloha č. 152). Předpovědi prostřednictvím lineární trendové funkce by měly být maximálně přesné, jak je zřejmé z hodnot relativní chyby predikce v příloze č. 153.

Modely, které by popsaly vývoj naděje dožití při narození u žen ve Švédsku v letech 2001 – 2012, jsou uvedeny v příloze č. 154. Po zvážení všech důležitých kritérií jako je velikost MAPE, nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů modelu byl vybrán lineární trend, který všechna tato kritéria splňuje. Zvolená lineární funkce má následující tvar $y_t = 82,06212 + 0,15070 \cdot t$ a při volbě tohoto modelu bychom se dopustily chyby ve výši 0,12%. Stejně chyby bychom se dopustili v případě přijetí modelu exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem, který ovšem nemá statisticky významné své parametry. Nižších hodnot MAPE dosahuje kubická a kvadratická funkce. U těchto modelů je však překážkou pro jejich volbu statistická nevýznamnost parametrů. Vyšší hodnoty kritéria MAPE společně s přítomností autokorelace reziduí byly příčinou zamítnutí hyperbolické trendové funkce. Holtův model exponenciálního vyrovnání má kromě vyšší hodnoty MAPE obě své vyrovnávací konstanty statisticky nevýznamné. Brownův model spolu s modelem náhodné procházky a logaritmickým trendem by v základních strukturních kritériích obstály, ale vyšší velikost MAPE byla důvodem jejich odmítnutí. V příloze č. 155 jsou zachyceny výstupy ze

systemu SAS, které potvrzují splnění 2 základních strukturních kritérií u vybraného lineárního trendu. Předpověď pro nejbližší 3 roky je taková, že by mělo ve Švédsku do roku 2015 docházet k mírnému nárůstu naděje dožití u ženské části populace. V roce 2015 by se právě narozená žena měla šanci dožít věku necelých 84 let (příloha č. 156). K ohodnocení, jak vybraný model předpovídá do budoucna přesně a kvalitně, byla použita opět pseudoprognoza. Podle vysoce nízkých hodnot relativní chyby predikce v příloze č. 157 lze lineární trend považovat ke konstrukci dalších prognóz za použitelný a vhodný.

Hrubá míra sňatečnosti

Dosavadní vývoj hrubé míry sňatečnosti v ČR za období od roku 2001 do roku 2012 popisuje celkem 9 modelů (příloha č. 158). Za nejvhodnější model byl zvolen kvadratický trend ve tvaru $y_t = -29,66097 - 1,48476 \cdot t - 0,01583 \cdot t^2$ s hodnotou MAPE ve výši 3,28 %. Stejně velikosti souhrnného kritéria MAPE dosahuje polynomická funkce 3. stupně, která má ovšem své parametry statisticky nevýznamné. Všechny ostatní modely mají velikost kritéria MAPE vždy vyšší než kvadratický trend a některé z nich nesplňují buď obě základní strukturní kritéria nebo pouze jedno z nich. U modelů exponenciálního vyrovnání (Holtův model, model s tlumeným trendem) a modelu náhodné procházky není splněn požadavek statické významnosti parametrů modelu. U lineárního trendu se setkáme se vzájemně korelovanými rezidui. Obě strukturní kritéria nesplňují logaritmická a hyperbolická trendová funkce. Vyšší velikost souhrnného kritéria MAPE než má kvadratický trend stála za zamítnutím Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání. Výstupy ze softwaru SAS zachycující vybraný model jsou k nahlédnutí v příloze č. 159. V nejbližších 3 letech, tj. v období 2013 – 2015 se dá v ČR očekávat další pokles hrubé míry sňatečnosti, jak napovídají hodnoty bodové a intervalové předpovědi v příloze č. 160. Na základě pseudoprognozy provedené pro roky 2010 až 2012 kvadratický trend předpovídá ještě relativně přesně (příloha č. 161) a lze se domnívat, že bude k tvorbě dalších předpovědí použitelný. Prognozy v letech 2013 až 2015 proto můžeme považovat za uspokojivě přesné.

Modely, které by popsaly vývoj hrubé míry sňatečnosti v NSR v letech 2001 – 2012, jsou uvedeny v příloze č. 162. Po zvážení všech důležitých kritérií jako je velikost MAPE, nepřítomnost autokorelace reziduí, statistická významnost parametrů

modelu byl vybrán Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání, který všechna tato kritéria splňuje. Hodnota vyrovnávací konstanty α u tohoto modelu je na úrovni 0,02486 a při volbě Brownova modelu bychom se dopustili chyby ve výši 1,56%. Nižších hodnot MAPE dosahují všechny klasické trendové funkce, které byly systémem SAS automaticky vygenerovány či ručně nastaveny. U těchto modelů je však překážkou pro jejich volbu statistická nevýznamnost parametrů. Vyšší hodnoty kritéria MAPE společně se statistickou nevýznamností parametrů modelu byly příčinou zamítnutí zbývajících dvou modelů exponenciálního vyrovnání a modelu náhodné procházky. V příloze č. 163 jsou zachyceny výstupy ze systému SAS, které potvrzují splnění 2 základních strukturních kritérií u vybraného Brownova modelu. Podle bodové a intervalové předpovědi konstruované pomocí Brownova modelu by mělo v Německu do roku 2015 docházet k mírnému snižování hrubé míry sňatečnosti (příloha č. 164). Pokud porovnáme skutečné hodnoty s predikovanými v letech 2010 až 2012, tak je z přílohy č. 165 zřejmé, že se dopustíme malé relativní chyby predikce. Z toho důvodu lze prognózu provedenou pro roky 2013 - 2015 považovat za důvěryhodnou.

Lineární funkce ve tvaru $y_t = 4,91970 - 0,10559 \cdot t$ byla zvolena pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti ve Francii v letech 2001 – 2012. Lineární trend nemá v porovnání s jinými vygenerovanými modely hodnotu MAPE nejnižší, konkrétně 1,44 %. Nižší procentuální chyby bychom se dopustili při přijetí kubické či kvadratické trendové funkce. U těchto modelů je však překážkou pro jejich volbu statistická nevýznamnost parametrů spolu s autokorelací reziduí. Zbylé modely uvedené v příloze č. 166 mají hodnoty MAPE již vyšší než lineární trend. V případě modelu náhodné procházky, Brownova modelu dvojitého exp. vyrovnání, logaritmického a hyperbolického trendu je kromě vyšší hodnoty MAPE přítomna vzájemná závislost reziduí. Statistická nevýznamnost úrovně a trendové vyrovnávací konstanty u Holtova modelu exp.vyrovnaní a modelu s tlumeným trendem je včetně vyšší hodnoty MAPE důvodem k jejich nepřijetí pro vyrovnání časové řady. Výstupy ze softwaru SAS zachycující vybraný lineární trend jsou k nahlédnutí v příloze č. 167. Předpověď pro nejbližší 3 roky je taková, že by mělo ve Francii do roku 2015 docházet k dalšímu mírnému poklesu hrubé míry sňatečnosti jako tomu je v uplynulém období od roku 2001 (příloha č. 168). K ohodnocení, jak vybraný model předpovídá do budoucna přesně

a kvalitně, byla použita opět pseudoprognóza. Podle velmi nízkých hodnot relativní chyby predikce v roce 2010 a 2012 v příloze č. 169 lze lineární trend považovat ke konstrukci dalších prognóz za použitelný a vhodný.

Pro modelování ukazatele hrubé míry sňatečnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2012 byla zvolena kvadratická funkce ve tvaru $y_t = -26,3543 - 1,52074 \cdot t - 0,01828 \cdot t^2$. Kvadratický trend má velikost souhrnného kritéria MAPE na úrovni 1,97%, rezidua tohoto modelu nejsou ve vzájemné závislosti a mají náhodný charakter. Stejně tak je splněn požadavek statistické významnosti parametrů modelu (příloha č.171). Stejnou velikost souhrnného kritéria MAPE má polynomická funkce 3. stupně, u které není splněn jak požadavek nulové autokorelace reziduí, tak kritérium statistické významnosti parametrů modelu. U zbylých modelů bychom se dopustili vždy vyšší procentuální chyby. V případě přijetí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání a lineárního trendu, kdy kromě vyšší velikosti kritéria MAPE než má kvadratická funkce, mají tyto modely vzájemně korelovaná rezidua. Úrovňová a trendová vyrovnávací konstanta není statisticky významná u Holtova modelu exp.vyrovnaní a modelu s tlumeným trendem. Model náhodné procházky požadavek ohledně statistické významnosti parametrů také nesplňuje. Hyperbolický a logaritmický trend obě strukturní kritéria splňují, ale na rozdíl od kvadratického trendu mají hodnotu MAPE vyšší a to je důvodem pro jejich nepřijetí (příloha č. 170). Co se týká budoucího vývoje hrubé míry sňatečnosti, tak by mělo ve Švédsku v nadcházejících 3 letech docházet k jejímu poklesu (příloha č. 172). Předpovědi prostřednictvím kvadratické trendové funkce by měly být uspokojivě přesné, jak je zřejmé z hodnot relativní chyby predikce v příloze č. 173.

5.3 Návrhy a doporučení

V posledních letech můžeme pozorovat výrazné změny trendů nejen v přírodních, ale i společenských procesech. V oblasti demografického vývoje ČR a dalších vyspělých zemí EU jsme svědky stárnutí populace. Nízká porodnost a prodlužující se naděje dožití při narození společně s nízkou úmrtností se odráží v narůstání postproduktivní složky populace a tím dochází k nežádoucím změnám ve věkové struktuře obyvatel. Takový stav je v každém případě nevyhovující a jeho důsledky pro socioekonomický vývoj mohou být vážné až hrozné. Na otázku, co stojí za současnou situací, neexistuje jednoznačná

odpověď. Jedná se o celý souhrn problémů hospodářského a společenského charakteru, jejichž řešení vyžaduje komplexní přístup.

První a základní snahou každého státu by mělo být ovlivnění makroekonomické situace s cílem zajistit ekonomický růst, neboť je hlavním předpokladem pro vytvoření takového prostředí, které bude schopno čelit negativním dopadům demografického stárnutí. Ekonomický růst vyžaduje vyšší produktivitu práce ekonomicky aktivní části populace s předpokladem dostatku pracovních míst. Vzhledem k prodlužující se délce dožití se jeví jako další možnost k zlepšení hospodářského potenciálu zvyšování věku k odchodu do důchodu a tím rozšíření produktivní složky obyvatelstva. Odložení plateb důchodů zároveň přispěje k nárůstu finančních prostředků do státního rozpočtu. Sociologové a lékaři se ovšem shodují v názoru, že zákonem stanovený věk odchodu do důchodu nelze prodlužovat do nekonečna. V ČR narůstá důchodový věk bez omezení horní hranicí po tzv. malé důchodové reformě již od roku 2011. Podle současných pravidel by dnešní třicátníci šli do penze v 68 letech a děti narozené v roce 2014 dokonce v 73 letech. V budoucnu by tak mohla nastat situace, kdy pro sedmdesátníky nebude dostatek práce, na kterou by fyzicky i psychicky stačili. Proto by měl být věk odchodu do důchodu nastaven tak, aby umožnil kvalitní výkon příslušné profese s ohledem na pracovní způsobilost. Většina stran současné vládní koalice včetně ostatních stran zastoupených v Poslanecké sněmovně neomezený růst důchodového věku nepodporuje a do roku 2030 by podle poslance ODS Beznosky měli muži i ženy odcházet do důchodu nejpozději v 65 letech [118]. Ačkoliv se ve většině vyspělých evropských zemí důchodový věk spíše zvyšuje, tak SRN se vydala opačným směrem. V Německu, kdy v roce 2007 tehdejší vládní koalice pod vedením Angely Merkelové schválila postupné zvýšení důchodového věku na hranici 67 let, mohli občané, kteří odváděli sociální pojištění déle než 45 let, odcházet do důchodu v 65 letech. Na základě nového zákona týkajícího se penzijní reformy a platného od července 2014 Němci mohou za stejných podmínek odejít do penze již v 63 letech [119].

Další snahou politicky dosti nepopulární je v zemích, které již nyní čelí zvýšenému náporu osob v seniorském věku, nutnost provedení zásadní důchodové reformy. V ČR se v současnosti do tzv. 1. povinného pilíře důchodového systému průběžně odvádějí peníze s tím, že lidé vlastně platí penzi pro generaci svých rodičů a na svoji penzi si „platí“ tím, že

mají děti. Jelikož dětí, tedy potenciálních budoucích plátců ubývá, průběžně financovaný penzijní systém se dostává do potíží. Další možností, jak se finančně zabezpečit na stáří, je spoření do penzijních fondů se státním příspěvkem, který je označován jako 3. pilíř. Vláda se v rámci penzijní reformy, která vstoupila v platnost k 1.1.2013 ještě pokusila zavést další dobrovolné důchodové spoření do tzv. 2. pilíře. Ten se však nesetkal s očekávaným zájmem (přihlásilo se do něj jen cca 83 tisíc účastníků) a bude v lednu 2016 zrušen [91]. Přesto je nutné český důchodový systém i nadále reformovat a lze se inspirovat švédským, německým nebo francouzským penzijním systémem. V těchto ekonomicky vyspělých zemích představují 2. pilíř zaměstnanecké fondy, které velcí zaměstnavatelé zřizují buď povinně, nebo na základě podmínek kolektivní smlouvy. Na financování doplňkového zaměstnaneckého pojištění se ve všech třech státech podílí víceméně stejnou měrou zaměstnavatel i zaměstnanec [78, 79, 113]. Spoření v zaměstnaneckých fondech umožňuje menší závislost důchodců na dávkách ze státem garantovaného a průběžně financovaného 1. pilíře důchodového pojištění. Za úvahu by stálo založení zaměstnaneckých fondů také v ČR, pokud by k tomu byla dostatečná politická vůle. Zaměstnavatelé v ČR, na rozdíl od srovnávaných zemí, v současnosti odvádí z hrubé mzdy svých zaměstnanců vysoké procento již do 1. pilíře státního důchodového systému. Bez úpravy zákona by s dalšími odvody asi nesouhlasili. Obecně lze konstatovat, že důchodová reforma v českých podmínkách prozatím spočívá na prodlužování doby povinného pojištění a na zvyšování zákonného věku k odchodu do důchodu. Sebelepší důchodová reforma však nezastaví nepříznivý populační vývoj spočívající ve změně věkové struktury a nízkém přirozeném přírůstku obyvatel. Je nutné přijmout přímá i nepřímá opatření populační politiky směřovaná k podpoře rodin s dětmi, třebaže se jejich vliv na porodnost a celkovou touhu mužů a žen mít více dětí projeví až v dlouhodobém horizontu. Rodiče vychovávají v dětech budoucí pracovní síly i plátce daní pro celou společnost. Proto by se měl v důchodové reformě počet jimi vychovaných dětí kladně zohlednit.

Podíl dětí vychovávaných v legitimním manželství, v němž se partneři sňatkem veřejně přiznávají k odpovědnosti jeden za druhého a za výchovu svých potomků, v české společnosti ubývá. Ve sledovaném období od roku 2001 do současnosti stojí za poklesem intenzity sňatečnosti vesměs ekonomické a bytové problémy potenciálních mladých rodin,

obava z nezaměstnanosti a nestabilita státní podpory rodiny. Kohabitace, do kterých se již děti narodily, jsou českou společností přijímány převážně tolerantně a partneři nejsou motivováni uzavírat sňatek ani dodatečně. Přesto se mnozí dětské psychologové domnívají, že děti vychovávané sezdanými rodiči mají stabilnější zázemí. Zůstává však otázkou, zda by se snaha o zvýšení sňatečnosti v českých podmínkách nemíjela účinkem při cestě ke zvýšení plodnosti. Ve státech jako Švédsko a Francie, které se velkou sňatečností nevyznačují a děti mimo manželství se rodí dokonce přes polovinu, je přesto vysoká plodnost. Nízká sňatečnost tak nemusí být nutně příčinou nízké porodnosti, spíše naopak: nízká porodnost ovlivňuje nízkou míru sňatečnosti [37].

Z výše uvedeného vyplývá, že mírnit demografické stárnutí v ČR by se mohlo dařit jednak prostřednictvím ovlivnění porodnosti v rámci pronatalitní populační politiky a jednak cestou vhodné imigrační politiky. Aby opatření pronatalitní politiky byla účinná, je v každém případě potřeba zvyšovat společenský status rodiny a hledat způsoby, jak více docenit mateřskou a rodičovskou roli.

Návrhy a doporučení na ovlivnění porodnosti v ČR

- **materiální a finanční podpora rodiny:**
 - a) **podpora bydlení** – koncipovat startovací byty s levnějším nájmem a časovým omezením pro mladé rodiče, zvýhodnit co nejvíce stavební spoření pro rodiny s dětmi
 - b) **porodné** – zavést nejen na dítě 1. a 2. pořadí; výši porodného upravovat vzhledem k objektivním nákladům spojených s narozením dítěte, tj. zohlednit inflaci,
 - c) **přídavky na děti** – vyplácet přídavky až od 2. do 4. dítěte v pořadí ve snaze podpořit model vícečetné rodiny jako příkladně ve Francii; nevázat přídavky na násobek životního minima, tzn. odstranit testování dávky; jako podmínku výplaty u problematických rodin kontrolovat pravidelnou školní docházku a potřebnou zdravotní péči,
 - d) **opatření materiálně-psychologické povahy** – po vzoru Francie doporučit akce, které by veřejně oceňovaly rodiče za jejich výchovnou činnost,

tz. poskytovat slevy typu „za třetí a čtvrté dítě“ se neplatí např. ve veřejné dopravě, v kulturních či sportovních zařízeních apod.,

- **lepší zajištění slučitelnosti práce s péčí o rodinu jako součást současného trendu rodinných politik v zemích EU:**

- a) **obnova a rozšíření funkce jeslí** – zejména v případech, kdy rodiče nemohou čerpat rodičovskou dovolenou,
- b) **navýšení kapacity státních mateřských škol,**
- c) **rozšíření sítě firemních školek** – podporovat jejich další zakládání a fungování nejen prostřednictvím přímých dotací ze státního rozpočtu a fondů EU, nýbrž i cestou daňových úlev pro zřizovatele,
- d) **podpora zakládání dětských skupin** – podle zákona o dětských skupinách, který vstupuje v platnost od ledna 2015, nemusí zakladatel dětských skupin splňovat tak přísné hygienické normy jako v případě mateřských škol a proto je v dětských skupinách spatřována naděje na zlepšení situace v nedostatečné kapacitě státních předškolních zařízení; je třeba, aby pro jejich zřizovatele znamenaly dětské skupiny daňově uznatelný náklad a rodiče, kteří tuto službu využijí, si mohli náklady odečíst ve formě slevy na dani,
- e) **podpora individuální péče o děti v předškolním věku** – po vzoru Francie umožnit péči o dítě prostřednictvím mateřských asistentek, kdy tato forma individuální péče by byla dotována ze státního rozpočtu nebo podporována slevami na daních pro zaměstnané rodiče,
- f) **motivace firem k zaměstnávání matek na kratší pracovní úvazky formou daňových úlev** – jednalo by se především o flexibilní pracovní dobu pro matky pečující o děti předškolního věku,
- g) **podpora větší participace otců při výchově dětí v rámci genderové rovnosti** – pokusit se změnit společenské vnímání tradičních rolí muže a ženy v péči o děti prostřednictvím domácí i školní výchovy za pomoci mediálního působení; pouze za předpokladu vyrovnanějších platových podmínek mužů a žen v ČR by se dalo dokonce uvažovat o povinném zavedení otcovské dovolené po vzoru Švédska.

Co se týká imigrační politiky, je třeba podotknout, že problematika s ní spojená, je velmi rozsáhlá. Tato část práce si všímá imigrace pouze ve vztahu k populačnímu vývoji a porodnosti, proto je cílem návrhů a doporučení v rámci imigrace následující:

- **získat žádoucí imigranty, tj. mladé a kvalifikované lidi,**
- **motivovat legálně pobývajících přistěhovalce k jejich trvalému usazení na území ČR včetně vytvoření vhodných podmínek pro zakládání rodin a rození dětí,**
- **podpořit integraci nebo asimilaci cizinců ze třetích zemí (tj. mimo země EU) –** jednalo by se především o občany Ukrajiny a Vietnamu, kdy podle sociologa Iva Možného mají tyto národnosti nejlepší předpoklady plně nebo částečně splynout s domácí kulturou.

Návrhy a doporučení na ovlivnění imigrace v ČR

- **vytvořit ucelenou koncepci stabilní imigrační politiky** – především zamezit střídání období liberálního a restriktivního přístupu k imigrační politice,
- **zvýšit atraktivitu cílové země pro potenciální zájemce:**
 - a) **vytvořit pozitivní informační kampaň propagující imigraci do ČR** – měla by imigranty seznámit už v zemi původu o možnostech uplatnění v rámci jejich kvalifikace,
 - b) **zlepšit kvalitu poskytovaných služeb cizincům** – vytvořit propagační letáky, formuláře a webové stránky nejen v hlavních světových jazycích, nýbrž i v rodném jazyce potenciálních přistěhovalců a tím jim usnadnit přístup k informacím; nabízet služby certifikovaných a státem kontrolovaných zprostředkovatelů, kteří budou nápomocni např. při podání a vyřizování žádostí o pracovní povolení,
 - c) **zavést daňová zvýhodnění po zákonem stanovenou dobu či „vědecká víza“ pro zvláště žádané profese** – např. Švédsko redukuje zahraničním expertům daň z příjmu o 20 až 40 % po dobu 3 let; Německo a Francie udělují tzv. vědecká víza, kdy jejich držitelé ani jejich partneři nemusí v cílové zemi žádat o pracovní povolení [11],
 - d) **úsilovat o legislativní změny v oblasti zdravotního pojištění** - s cílem umožnit získat i rodinným příslušníkům cizinců ze zemí mimo EU, kteří

v ČR dlouhodobě žijí a pracují, všeobecné zdravotní pojištění namísto komplexního zdravotního pojištění na komerčním základě, které je pro ně od roku 2010 povinné [112].

Kromě shora uvedených návrhů na opatření v rámci imigrace je třeba, aby se občané ČR neuzavírali před vlivy jiných národností. Uvážlivě řízená imigrace totiž může vést k demografickému, sociálně-ekonomickému a kulturnímu obohacení české společnosti včetně zmírnění současného nepříznivého populačního vývoje. V tomto směru mohou být nápomocná média ve spolupráci s vládními a neziskovými organizacemi.

6 Závěr

Diplomová práce analyzovala dosavadní demografický vývoj České republiky v období 2001 – 2013, resp. 2001 - 2012 v návaznosti na evropské tendence. Teoretická část práce se zabývá základními pojmy a procesy vztahujícími se k problematice demografie včetně oblastí jako jsou populační, rodinná a migrační politika. Samostatná kapitola je věnována základní charakteristice a podobě současné rodinné politiky v ČR a ve vybraných evropských zemích, kterými jsou vyspělé státy jako Německo, Francie a Švédsko.

Vlastní práce je rozdělena do tří částí. První část porovnává a hodnotí populační vývoj všech čtyř států na základě zvolených demografických ukazatelů stavu obyvatelstva (z hlediska početní a věkové struktury) a pohybu obyvatelstva přirozenou měnou či cestou migrace. Dále jsou hodnoceny ukazatelé reprodukčního procesu populace, tj. ukazatelé porodnosti a úmrtnosti. K doplnění obrazu populačního vývoje slouží i analýza nepřímo souvisejících ukazatelů procesu sňatečnosti a rozvodovosti. Komparace a vyhodnocení jsou prováděny prostřednictvím vybraných elementárních charakteristik časových řad vypočtených v programu MS Excel. V první části vlastní práce je obsaženo jednak zdůvodnění příčin výrazných změn v demografickém vývoji ve sledovaném období, jednak pohled na odlišnosti ve vývoji jednotlivých demografických ukazatelů, který je zároveň zasazen do historického kontextu druhého demografického přechodu. Druhá část vlastní práce řeší vyrovnaní časových řad a předpověď nejbližšího vývoje do roku 2016, resp. 2015 a to pouze u některých ukazatelů z první části vlastní práce. Výběr vhodného modelu trendu sloužící k vyrovnaní časové řady včetně predikce je proveden na základě zvolených souhrnných a strukturních kritérií pomocí statistického softwaru SAS 9.3. Podkladovými daty byly v první a druhé části vlastní práce údaje čerpané z on-line databáze Eurostat. Třetí část vlastní práce obsahuje návrhy a doporučení na ovlivnění porodnosti a imigrace v ČR jakožto prostředků vedoucích k možnému zmírnění demografického stárnutí. V následujících odstavcích jsou z důvodu přehlednosti pro každou zemi zvlášť, již bez podrobného vysvětlení, zmíněny nejpodstatnější výsledky vyplývající z vlastní části práce.

Česká republika má ve sledovaném časovém intervalu v porovnání s ostatními zeměmi největší průměrné procentuální zastoupení obyvatel v produktivním věku (70,4%) a naopak seniorů ve věku 65 a více let je v ČR v průměru zastoupeno nejméně (14,7 %).

Podle **indexu stáří** byla hranice 100 lidí překročena v roce 2008, kdy na 100 dětí do věku 14 let připadalo 103 osob v seniorském věku. Podle předpovědi bude index stáří v ČR i nadále růst a to na hodnotu 121, 86 % v roce 2016. Nárůst postproduktivní složky populace souvisí s každým rokem se prodlužující **nadějí dožití při narození** u obou pohlaví, přičemž česká žena se dožila nejvyššího věku v roce 2012 (81,2 let) a v témže roce i muži (75,1 let). V tomto ohledu však ČR stále zaostává za průměrem 28 zemí EU včetně vybraných států. V nadcházejících 3 letech lze očekávat další zvyšování střední délky života jak u žen, tak u mužů. V ČR se **hrubá míra celkového přírůstku** pohybuje za celé sledované období (s výjimkou let 2001, 2002 a 2013) v kladných hodnotách. Nedostatečné přírůstky českého obyvatelstva přirozenou měnou „zachraňuje“ kladná míra migračního salda. K významnému migračnímu přírůstku došlo v roce 2007, kdy **hrubá míra migračního salda** ve výši 7,7 ‰ byla zatím nejvyšší v celé historii ČR a Československa a současně nejvyšší ze všech porovnávaných zemí v průběhu daného časového období. Jak se bude vyvíjet migrační saldo, resp. jeho hrubá míra do roku 2016 je nejspíše z důvodu vysoké relativní chyby predikce, nicméně první rok předpovědi lze považovat za ještě relativně přesný a hrubá míra migračního salda by se měla pohybovat v záporných hodnotách, konkrétně -0,7987 ‰. Od roku 2006 do roku 2012 docházelo v ČR k **přirozenému přírůstku**, na kterém se podílela jednak zvyšující se míra porodnosti v letech 2007 – 2010, jednak klesající úmrtnost v letech 2006 - 2010. Nejvyšší úroveň **hrubé míry porodnosti** bylo dosaženo v roce 2008 způsobené populační vlnou, kdy se jednalo o potomky dětí narozených v 70. letech, které začaly rodit ve věku 30 let a výše. Po roce 2008 do konce sledovaného období 2013 se začalo dětí opět rodit méně a i v nejbližších letech 2014 až 2016 by podle predikcí mělo docházet k poklesu hrubé míry porodnosti a logicky i k poklesu hrubé míry přirozeného přírůstku na zápornou úroveň. **Průměrný věk české matky při porodu** se v celé délce časové řady rok od roku zvyšuje a v průměru činí 28,8 let, zatímco Francouzky, Němky či Švédky rodí v průměru o 1 až 2 roky později. V procentickém **podílu dětí narozených mimo manželství** došlo v ČR mezi lety 2001 – 2012 k nejvyššímu průměrnému meziročnímu přírůstku. Ještě v roce 2001 se dětí nesezdaným rodičům narodilo přes 23 %, v roce 2012 tento podíl vzrostl na hodnotu 43,4 % a pro rok 2015 je predikována hodnota dokonce 48, 2 %. **Hrubá míra sňatečnosti** v ČR od roku 2007, kdy na 1 000 obyvatel středního stavu připadalo

nejvíce uzavřených manželství, klesá na úroveň 4,3 ‰ v roce 2012. S příchodem roku 2013 do roku 2015 by se situace ve sňatkovém chování neměla nijak zlepšovat, naopak hrubá míra sňatečnosti by se měla pro rok 2015 pohybovat ve výši 3,3 ‰. Znepokojit by nás měl i fakt, že ČR patří v evropském měřítku mezi země s nejvyšší úrovní rozvodovosti. Není tedy překvapením, že v porovnání s Francií, Švédskem a Německem se dle **hrubé míry rozvodovosti** v průměru nejvíce manželství rozvádělo v Česku.

Nejvyšší průměrnou **hustotu obyvatel** za celé sledované období v porovnání s ostatními státy měla **Spolková republika Německo**. **Věková struktura** obyvatel Německa má vůči ostatním třem zemím nejvyšší průměrný procentuální podíl postproduktivní složky populace a naopak nejnižší průměrné procento dětské složky. Z toho vyplývá, že i **index stáří** byl v této zemi v průměru nejvyšší - na 100 dětí připadalo 137 seniorů. Podle predikce by v roce 2016 mělo na 100 dětí připadat dokonce 166 osob ve věku 65 a více let. **Naděje dožití při narození** u obou pohlaví v období 2001 – 2012 plynule roste a v roce 2015 má podle předpovědi dosáhnout u mužů 79,5 let a u žen 84,0 roků. V letech 2003 až 2010 se **celkový přírůstek** obyvatel pohyboval v záporných hodnotách. Úbytek byl z velké části způsoben jednak záporným přirozeným přírůstkem, jednak snížením velikosti **hrubé míry migračního salda**, která od počátku sledovaného období až do roku 2008 každoročně klesala. Přijatá vládní opatření v letech 2005 a 2007 vedla k usnadnění integrace přistěhovalců a tím i k opětovnému růstu migračního salda, který pokračoval i nadále, jak ukázala předpověď pro rok 2014. Německo mělo jako jediná země po celé sledované období záporný **přirozený přírůstek** a tento trend má dle předpovědi pokračovat až do roku 2016. Záporný přirozený přírůstek jde ruku v ruce s velmi nízkou **hrubou mírou porodnosti**, která byla v SRN v průměru ze všech zemí nejnižší. Po roce 2011 bylo zaznamenáno mírné zvýšení na hodnotu 8,5 ‰ v roce 2013 a tento nepatrný nárůst se projevil i v predikci hrubé míry porodnosti, která ač opět klesá, tak velmi pomalým tempem. S odkládáním mateřství do pozdějšího věku souvisí stále se zvyšující **průměrný věk ženy při porodu**, kdy německé matky rodily své děti ještě v roce 2001 ve věku 28,9 let, zatímco v roce 2012 jim bylo o 1,7 let více. Ačkoliv mělo Německo vůči ČR, Francii a Švédsku v průměru nejnižší procentuální zastoupení **dětí narozených mimo manželství**, tak trend vzrůstajícího podílu dětí z nesezdaných soužití se nevyhnul ani SRN. I do budoucna do roku 2015 bude tento podíl narůstat na úroveň 35,7 %

z původní hodnoty 25 % v roce 2001. Velikost **hrubé míry sňatečnosti** do roku 2012 v průměru meziročně stagnovala a kolísala kolem průměrné hodnoty 4,6 ‰. Předpověď pro nadcházející tři roky udává téměř zanedbatelný pokles hrubé míry sňatečnosti. Co se týká **rozvodovosti**, tak Němci se nejvíce rozváděli v letech 2003 a 2004. Na 1 000 obyvatel středního stavu připadaly v průměru 2 rozvody a dle průměrného koeficientu růstu docházelo od počátku časové řady do roku 2012 k mírnému průměrnému meziročnímu poklesu.

K **Francii** je možné obrátit pozornost jakožto k zemi s dlouhodobě vysokou úhrnnou plodností v Evropě, která se blíží k záchovné hranici prosté reprodukce ve výši 2,1 nutné pro obnovu populace přirozenou měnou. S touto skutečností souvisí i příznivé **věkové složení** francouzské populace, jejíž dětská složka v období 2001 – 2013 činila v průměru 18,7%. Není tedy divu, že Francie měla v analyzovaném časovém intervalu ze všech zemí nejnižší průměrnou hodnotu **indexu stáří** ve výši 88 %. Velikost indexu stáří se ovšem rok od roku zvyšuje a hranice 100 % bude překročena podle provedené predikce v roce 2016, kdy na 100 dětí bude připadat 101 seniorů. Za rostoucím indexem stáří lze spatřovat souvislost se snižující se velikostí **standardizované míry úmrtnosti** v letech 2001 – 2010 a současně se zvyšující se **nadějí dožití při narození** u obou pohlaví. Trend narůstající střední délky života má na základě predikce pokračovat a francouzské ženy v porovnání se zbylými zeměmi drží prvenství v nejdelším dožití, kdy v roce 2012 se dožívali věku až 85, 4 let. Francie měla během celého časového intervalu kladný **celkový přírůstek** obyvatel, který dosáhl svého maxima v roce 2004. V témže roce nabývala i **hrubá míra migračního salda** svých nejvyšších hodnot a následně začala pod vlivem zákonných restriktivních imigračních opatření klesat do roku 2011. V letech 2012 a 2013 byl pak zaznamenán mírný nárůst v migračním přírůstku a proto se i nepatrně zvyšují předpovězené hodnoty hrubé míry migračního salda v letech 2014 – 2016. Přírůstek populace přirozenou měnou byl v celé délce časové řady kladný a byl ve srovnání s ostatními zeměmi vždy nejvyšší. Přesto od roku 2006 začala **hrubá míra přirozeného přírůstku** klesat na hodnotu 3,6 ‰ v roce 2013 a do roku 2016 by se úroveň tohoto ukazatele měla na podkladě predikce dále snižovat. Třebaže se ve Francii drží **úhrnná plodnost** na vysoké úrovni (v roce 2010 připadalo na 1 ženu v reprodukčním věku 2,03 dítěte), tak **hrubá míra porodnosti** se od roku 2006 do konce časové řady postupně

snižuje a další pokles v míře porodnosti lze očekávat až do roku 2016. **Průměrný věk francouzských matek při porodu** je po ČR v průměru druhý nejnižší a v roce 2012 činil 30,1 let. Francie patří spolu se Švédskem k zemím, kde se rodí vysoké procento dětí nesezdaným párům. Ještě v roce 2001 tvořil **podíl mimomanželsky narozených dětí** 44,7 %, v roce 2012 to už bylo 56,7%. Rostoucí trend má nadále pokračovat, jak ukazují predikované hodnoty do roku 2015. Je pochopitelné, že v zemi, kde se kohabitace staly běžným způsobem partnerského soužití, je i nízká intenzita **hrubé míry sňatečnosti**, kterou má Francie ze všech čtyř zemí v letech 2001 – 2012 v průměru nejmenší. Po celé sledované období počet sňatků na 1 000 obyvatel středního stavu plynule ubýval a dle lineární trendové funkce bude pokles intenzity sňatečnosti pokračovat do roku 2015. Francouzských manželství se z porovnávaných zemí rozvedlo v časovém horizontu 12 let do konce roku 2012 v průměru nejméně. Přesto se **hrubá míra rozvodovosti** nevyhnula částečnému průměrnému meziročnímu přírůstku.

Švédsko je rozlehlý severský stát a ve srovnání s ČR, Německem a Francií má nejnižší **hustotou obyvatel**. Ačkoliv má Švédsko ve sledovaném období vzhledem k zbylým třem státům v průměru druhou nejpočetněji zastoupenou předproduktivní složku populace, tak podle **indexu stáří** připadalo na 100 dětí v průměru 103 švédských seniorů a v roce 2016 to má být až 116 osob ve věku 65 a více let. Po Německu má tak Švédsko druhý v průměru nejvyšší index stáří. **Standardizovaná míra úmrtnosti** ve Švédsku od roku 2003 vykazuje plynulý pokles a **naděje dožití při narození** se u obou pohlaví rok od roku zvyšuje, přičemž u mužů rychlejším tempem. Střední délka života se podle predikce provedené do roku 2015 bude i nadále prodlužovat u mužů i žen. Počet obyvatel ve Švédsku ve zkoumané časové řadě, až na výkyv mezi lety 2010 – 2012, celkově přibývá a to jak přirozenou měnou, tak díky kladnému migračnímu saldu. Dle studie MIPEX patří Švédsko v současnosti k zemím s nejpříznivějšími podmínkami pro život cizinců. To dokládá i průměrná hodnota **hrubé míry migračního salda** ve výši 4,8 %, která je ze všech porovnávaných zemí nejvyšší a pro rok 2014 je oproti roku 2013 předpovězen mírný pokles kladné míry migračního salda na úroveň 6,7 %. Od roku 2002 do konce časové řady mělo Švédsko kladné přirozené přírůstky a rostoucí trend v **hrubé míře přirozeného přírůstku** lze očekávat i v letech 2014 – 2016. V míře **úhrnné plodnosti** se Švédsko Francii sice nevyrovná, ale přesto patří v evropském prostoru k zemím s nejvyššími

hodnotami úhrnné plodnosti. Díky „přátelské“ rodinné politice se Švédsko se svou **hrubou mírou porodnosti**, která se pohybovala v analyzovaném časovém intervalu na průměrné výši 11,5 ‰, řadí hned za Francii. V roce 2010, kdy na 1 ženu připadlo 1,98 dítěte, nabývala hrubá míra porodnosti svého vrcholu. Přes určitý pokles v míře porodnosti po roce 2010 trvající až do roku 2013, se bude porodnost, jak ukázala predikce, v následujících třech letech opět zvyšovat. Podle údajů Eurostatu je ve Švédsku **průměrný věk žen při porodu** vysoký již při narození 1. dítěte a s rozením dalších dětí tedy celkový průměrný věk matek roste. V celé délce časové řady ve všech letech byl průměrný věk švédských rodiček ze všech čtyř zemí vždy nejvyšší a v roce 2012 švédské ženy rodily v průměrném věku 30,9 let. Švédsko si drželo do roku 2009 prvenství vůči zbylým státům v **procentuálním podílu dětí rozených mimo manželský svazek**, kdy maximálních hodnot ve výši 56 % bylo dosaženo v letech 2002 a 2003. Od roku 2010 bylo Švédsko v podílu mimomanželsky narozených dětí předstiženo Francií a tento vývoj by měl na základě prognózy pokračovat i do roku 2015, neboť ve Švédsku bude podíl dětí rozených nesezdaným rodičům klesat na hodnotu 54 % a ve Francii naopak narůstat. Navzdory skutečnosti, kdy stále většina Švédů dává přednost kohabitacím, tak ve sledovaném období mělo Švédsko společně s ČR v průměru nejvyšší **hrubou míru sňatečnosti** ve výši 4,9 ‰. Tento údaj je poněkud zavádějící, protože Švédsko předčilo zbylé země ne proto, že by se míra sňatečnosti švédských obyvatel tak výrazně zvýšila. Důvodem byla patrně snižující se hrubá míra sňatečnosti ve Francii a v ČR. Navíc, jak ukázala předpověď, tak od roku 2013 bude intenzita sňatečnosti klesat na úroveň 4,7 ‰ v roce 2015. Z hlediska rozvodového chování se intenzita rozvodovosti od roku 2001 nijak výrazně nezvýšila a nejvíce manželství se ve Švédsku rozvedlo v letech 2010 – 2012, kdy **hrubá míra rozvodovosti** činila 2,5 ‰.

Výsledky statistické analýzy demografického vývoje mezi lety 2001 – 2013, resp. 2001 – 2012 včetně předpovědí do roku 2016, resp. 2015 potvrdily, že trend stárnutí populace započatý druhým demografickým přechodem ve srovnávaných zemích a v ČR pokračuje a v nejbližších letech se situace nezlepší. Někteří odborníci jako sociolog Ladislav Rabušic či analytik Centra pro ekonomiku a politiku (CEP) Marek Loužek se kloní k názoru, že sebeštedřejší pronatalitní politika nemůže dostatečně ovlivnit reprodukční chování dané populace a jejich názor lze jen potvrdit. Na příkladu Francie

a Švédska je sice vidět, že jejich propracované koncepty rodinných politik včetně politik sociálních se v porovnání s ČR a Německem kladně odráží v hodnotách ukazatelů věkové struktury obyvatelstva, plodnosti, porodnosti a ukazatelů pohybu obyvatelstva přirozenou měnou. Přesto hranice prosté míry reprodukce ve výši 2,1 dítěte na 1 ženu v rámci úhrnné plodnosti nebyla ve Francii ani ve Švédsku překročena a index stárí se také v obou zemích plynule zvyšuje. Proces stárnutí obyvatel je tedy i v těchto zemích nevyhnutelný, ale probíhá oproti SRN a ČR pomalejším tempem, především zásluhou klíčových opatření, která se týkají slučitelnosti zaměstnanosti žen s jejich péčí o malé děti. Proto v **návrzích a doporučeních** na ovlivnění porodnosti v ČR je věnována pozornost **zlepšení materiální a finanční podpory rodiny**, byť v cestě za vyšší porodností nemusí být sama o sobě dostatečně účinná. Přesto jsou velmi vítána nová legislativní opatření vlády, kterými se s platností od 1. 1. 2015 zvyšuje měsíční sleva na dani pro rodiče na druhé dítě o 200 Kč, na třetí a další děti o 300 Kč. Porodné na první dítě bude ponecháno ve výši 13 000 Kč a ve výši 10 000 Kč bude vypláceno i na druhé dítě v pořadí. Zvyšuje se rovněž příjmový limit, kdy rodina bude mít nárok na porodné, neboť hranici nároku na porodné bude tvořit 2,7 násobek životního minima a tak na tuto dávku dosáhne celkově více rodin než dříve. Třetí novinka, která by měla rodičům finančně ulehčit, jsou peníze za pobyt dítěte v mateřské školce nebo jiném předškolním zařízení, které si budou moci rovněž odečíst z daní. Nezanedbatelnou pomoc rodinám s malými dětmi přinese druhá snížená sazba DPH ve výši 10 %, do níž budou patřit léky a nenahraditelná dětská výživa. Rodinné výdaje za tyto položky by tak měly mírně klesnout. K **podpoře slučitelnosti rodinného a pracovního života žen** přispějí zároveň i nové podnikové školky či dětské skupiny, protože i zaměstnavatel, který je bude provozovat, bude mít možnost snížit si daňový základ o náklady související se zřízením a provozováním zařízení péče o dítě předškolního věku. Ve státech jako Francie a Švédsko, které matkám nabízejí dostatečnou institucionální i individuální péči o děti již od jejich raného věku a podporují zaměstnavatele v nabízení zkrácených pracovních úvazků, se ženy nemusí tolik obávat mít více dětí, protože svoji pracovní kariéru přerušují vždy jen na krátkou dobu. K této filosofii se začaly přiklánět i vlády v ČR a Německu s tím, že je nutné především posílit kapacitu všech druhů předškolních zařízení. Další způsob, jak čelit nepříznivému demografickému vývoji v ČR, je **vstřícná imigrační politika**. Měla by se orientovat především na získávání mladých,

kvalifikovaných pracovníků, pro které by se ČR stala dostatečně atraktivní zemí k trvalému usazení a zakládání rodin. Upřednostňováni by měli být cizinci, o nichž je známo, že mají předpoklady k integraci nebo asimilaci s českou společností a kulturou. Dobré zkušenosti v tomto směru jsou s Ukrajinci a Vietnamci. Aby se ČR stala cílovou zemí pro výše popsanou skupinu imigrantů, bylo by nutné vytvořit informační a propagační kampaň seznamující potenciální zájemce už v zemi původu s možnostmi jejich pracovního uplatnění a podmínkami, za kterých lze v zemi legálně pobývat. Dále by bylo možné zlepšit kvalitu poskytovaných služeb cizincům nebo po vzoru Německa a Francie nabídnout zahraničním expertům tzv. vědecká víza.

Ani zvýšení porodnosti, ani masivnější migrace není ovšem schopna trend rostoucího počtu seniorů zvrátit. Proto bude záležet na společenském postoji k seniorům, aby nebyli vnímáni jako břemeno. Bude třeba překonávat stereotypy související s vyšším věkem, podporovat celoživotní vzdělávání a nacházet vhodná pracovní uplatnění i pro lidi v seniorském věku vzhledem k jejich prodlužujícímu se věku odchodu do důchodu. Také je jisté, že se změní struktura spotřeby a služeb, jelikož staří lidé jako významná spotřebitelská skupina nakupují zcela jiné výrobky a požadují odlišné služby než mladí lidé. To by mohlo být příležitostí pro nové podnikatelské aktivity v oblasti bydlení, sociálních, zdravotních a bezpečnostních služeb.

7 Seznam použitých zdrojů

7.1 Tištěná literatura

Knižní zdroje:

- [1] ARTL, J.; ARTLOVÁ, M.; RUBLÍKOVÁ, E. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. 2. vydání. Praha: VŠE, 2004. 148 s. ISBN 80-245-0777-3.
- [2] BURCIN, B.; KUČERA, T. *Prognóza populačního vývoje ČR na období 2008-2070*. 1. vydání. Praha: MPSV, 2010, 30 s. ISBN 80-86746-01-1.
- [3] HAMPLOVÁ, M. *Migrační vlny ve Spolkové republice Německo po roce 1989 mezi severními a jižními zeměmi*. 1. vydání. Praha: MATFYZPRESS, 2011. 139 s. ISBN 978-80-7378-155-2.
- [4] HOLČÍK, J.; FIALA, J.; DRBAL, J. *Civilizace a nemoci*. 1. vydání. Praha: Futura, 2009. 272 s. ISBN 978-80-86844-53-4.
- [5] HINDLS, R.; HRONOVÁ, S.; NOVÁK, I. *Metody statistické analýzy pro ekonomy*. 2. vydání. Praha: Management Press, 2000. 259 s, ISBN 80-7261-013-9.
- [6] HINDLS, R.; HRONOVÁ, S.; SEGER, J. *Statistika pro ekonomy*. 8. vydání. Praha: Professional Publishing, 2007. 415 s. ISBN 978-80-86946-43-6.
- [7] KALIBOVÁ, K. *Úvod do demografie*. 2. vydání. Praha: Karolinum, 2001, 52 s. ISBN 80-246-0222-9.
- [8] KALIBOVÁ, K.; PAVLÍK, Z.; VODÁKOVÁ, A. *Demografie (nejen) pro demografy*. 3. vydání. Praha: Sociologické nakladatelství, 2009. 201 s. ISBN 978-80-7419-012-4.
- [9] KLUFOVÁ, R.; POLÁKOVÁ, Z. *Demografické metody a analýzy: demografie české a slovenské populace*. 1. vydání. Praha: Wolters Kluwer ČR, 2010, 308 s. ISBN 978-80-7357-546-5.

- [10] KOCOURKOVÁ, J. ; RABUŠIC, L. *Sňatek a rodina: zájem soukromý nebo veřejný?* 1. vydání. Praha: Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, 2006, 158 s. ISBN 80-86561-93-3.
- [11] KOSTELECKÁ, Y.; BERNARD, J. ; KOSTELECKÝ, T. *Zahraniční migrace vědců a výzkumníků a nástroje k jejímu ovlivnění.* 1. vydání. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2007. 117 s. ISBN 978-80-7330-134-7.
- [12] KREBS, V. a kol. *Sociální politika.* 4. vydání. Praha: ASPI, a.s., 2007, 504 s. ISBN 978-80-7357-276-1.
- [13] KUČERA, M. *Populace ČR 1918 – 1991.* 1. vydání. Praha: SÚAV ČR, 1994, 198 s. ISBN 80-901674-7-0.
- [14] LINHART, J. a kol. *Velký sociologický slovník.* 1. vydání. Praha: Karolinum, 1996. ISBN 80-7184-310-5.
- [15] MATĚJKOVÁ, B.; PALONCYOVÁ, J. *Rodinná politika ve vybraných evropských zemích s ohledem na situaci v České republice.* 1. vydání. Brno: Masarykova univerzita v Brně, 2005, 79 s. ISBN 80-210-3630-3.
- [16] MUNKOVÁ, G. a kol. *Sociální politika v evropských zemích.* 1. vydání. Praha: Karolinum, 2004, 189 s. ISBN 80-246-0780-8.
- [17] PALONCYOVÁ, J. a kol. *Systém denní péče o děti do 6 let ve Francii a v České republice.* 1. vydání. Praha: Výzkumný ústav práce a sociálních věcí, 2013, 208 s. ISBN 978-80-7416-119-3.
- [18] PAVLÍK, Z.; KALIBOVÁ, K. *Mnohojazyčný demografický slovník.* 2. vydání. Praha: Česká demografická společnost, 2005, 184 s. ISBN 80-239-4864-4.

[19] PAVLÍK, Z.; RYCHTAŘÍKOVÁ, J.; ŠUBRTOVÁ, A. *Základy demografie*. 1. vydání. Praha: Academia, 1986, 736 s. ISBN 7672-21-075-86.

[20] RABUŠIC, L. *Česká společnost stárne*. 1. vydání. Brno: Masarykova univerzita, 1995, 192 s. ISBN 80-901-6042-5.

[21] RABUŠIC, L. *Kde ty děti všechny jsou?* 1. vydání. Praha: Sociologické nakladatelství, 2001, 265 s. ISBN 80-86429-01.

[22] ROUBÍČEK, V. *Úvod do demografie*. 1. vydání. Praha: CODEX Bohemia, 1997, 352 s. ISBN 80-85963-43-4.

[23] SVATOŠOVÁ, L.; KÁBA, B. *Statistické metody II*. 1. vydání. Praha: ČZU, 2008. 105 s. ISBN 978-80-213-1736-9.

[24] SVATOŠOVÁ, L.; KÁBA, B. *Statistické nástroje ekonomického výzkumu* 1. vydání. Plzeň: Aleš Čeněk, 2012. 176 s. ISBN 978-80-7380-359-9.

[25] VLČEK, M.; KANTOROVÁ, V. *Rodinná politika a demografie rodiny*. 1. vydání. Praha: Vysoká škola ekonomická v Praze, 2003, 97 s. ISBN 80-2405-0618-1.

[26] VYSTOUPIL, J.; TARABOVÁ, Z. *Základy demografie*. 1. vydání. Brno: Masarykova univerzita v Brně, Ekonomicko - správní fakulta, 2004, 151 s. ISBN 80-210-3617-6.

Sborníky:

[27] FIALOVÁ, L; KALIBOVÁ, K. Formování a rozpad partnerských svazků. In: Bartoňová D. a kol.: *Demografická situace České republiky: proměny a kontexty 1993–2008*. 1. vydání. Praha: Sociologické nakladatelství SLON, 2010, s. 181–212. ISBN 978-80-7419-024-7.

[28] HAMPLOVÁ, D. Sňatečnost, nesezdaná soužití a veřejné mínění. In Kocourková,

Rabušic. *Sňatek a rodina: zájem soukromý nebo veřejný?* 1. vydání. Praha: Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, 2006, s. 12- 19. ISBN 80-86561-93-3.

[29] KOCOURKOVÁ, J. Má populační politika v České republice perspektivu? In: Kocourková, Kučera, Loužek, Rabušic. *Propopulační politika – ano či ne*. Centrum pro ekonomiku a politiku, 2002, č. 21, s. 13-28, ISSN 1213 – 3299.

[30] RYCHTAŘÍKOVÁ, J. Pokles porodnosti – hlavní faktor demografické změny. In: Bartoňová D. a kol.: *Demografická situace České republiky: proměny a kontexty 1993–2008*. 1. vydání. Praha: Sociologické nakladatelství SLON, 2010, s. 47 - 63. ISBN 978-80-7419-024-7.

Publikace:

[31] KOHOUTOVÁ, I. Demografický vývoj v ČR v evropském kontextu. In: Dubská, Kamenický, Kohoutová, Kučera. *Tendence a faktory makroekonomického vývoje a kvality života v ČR v roce 2012*. 1. vydání. Praha: ČSÚ, 2013, s. 66-74.

[32] Ministerstvo práce a sociálních věcí. *Rodinná politika na úrovni krajů a obcí*. 1. vydání. Praha: MPSV, 2008, 30 s. ISBN 978-80-86878-82-9.

[33] ZEMAN, K. Mimomanželská plodnost v ČR – demografická analýza. In: Hamplová, Zeman, Řeháková, Polášek, Soukupová. *Mimomanželská plodnost v ČR po roce 1989: sociální a ekonomické souvislosti*. 1. vydání. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2006, 92 s. ISBN 80-7330-03-1.

Časopisy:

[34] BLATNÁ, D. *Kritéria výběru vhodného modelu ekonomické časové řady*. *Statistika*, 1994, 31 (5), s. 204 -211. ISSN 0322-788X.

[35] DORBRITZ, J. *Germany: Family diversity with low actual and desired fertility*. *Demographic Research*, 2008, 19 (17), s. 557 – 598. ISSN 1435 – 9871.

- [36] FIALA, T.; LANGHAMROVÁ, J. *Změny demografického vývoje a struktury obyvatelstva od roku 1989 v České republice. Demografie*, 2010, 52(4), s. 261 – 270. ISSN 0011-8265.
- [37] HAŠKOVÁ, H.; RABUŠIC, L. *K nízké sňatečnosti v České republice. Sociální studia*, 2008, 5 (2), s. 7 – 33. ISSN 1214-813X.
- [38] HOEM J. *Proč má Švédsko tak vysokou plodnost. Demografie*, 2006, 48(4), s. 241 – 250. ISSN 0011-8265.
- [39] CHALOUPKOVÁ, J.; ŠALAMOUNOVÁ, P. *Postoje k imigrantům a dopadům migrace v evropských zemích. Sociologický časopis*, 2006, 42(1), s. 57-80. ISSN 0038-0288.
- [40] KOCOURKOVÁ, J. *Současný „baby-boom“ v České republice a rodinná politika. Demografie*, 2008, 50 (4), s. 240-249. ISSN 0011-8265.
- [41] KREIDL, M.; ŠTÍPKOVÁ, M. *Výskyt a načasování nesezdaných soužití v současné ČR. Demografie*, 2012, 54(2), s. 120-137. ISSN 0011-8265.
- [42] KUŠNIRÁKOVÁ, T.; ČIŽINSKÝ, P. *Dvacet let české migrační politiky: Liberální, restriktivní, anebo ještě jiná? Geografie*, 2011, 116 (4), s. 498-517. ISSN 1210 – 3004.
- [43] NEYER, G. *Rodinná politika a plodnost v Evropě: pronatalitní politika v souvislosti s politikou genderovou, politikou zaměstnanosti a opatřeními týkajícími se péče o děti. Demografie*, 2009, 51(4) s. 235–251. ISSN 0011-8265.
- [44] RYCHTAŘÍKOVÁ, J. *Děti narozené v manželství a mimo manželství: dvě různé populace. Demografie*, 2013, 55(1), s. 4-21. ISSN 0011-8265.
- [45] TAYLOR, J.W. *Exponential Smoothing with a Damped Multiplicative Trend.*

International Journal of Forecasting, 2003, 19 (4), s. 715 – 725.

Kvalifikační práce:

[46] PALONCYOVÁ, J. *Manželství a nesezdané soužití v České republice a ve Francii: projevy druhého demografického přechodu*. Praha, 2009. Disertační práce. Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy.

[47] KRIŠTOF, A. *Nové metody a přístupy k analýze a prognóze ekonomických časových řad*. Praha, 2006. Disertační práce. ČZU. Vedoucí práce Doc.RNDr. Bohumil Kába, CSc.

7.2 Elektronické zdroje

[48] ÅKERSTRÖMEM, L. *10 things things that make Sweden family friendly*. Sweden Society [online]. 2014, 25. 3. 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://sweden.se/society/10-things-that-make-sweden-family-friendly/>

[49] BRIXOVÁ, J. *Rodiče ve firmě – čím se inspirovat u zaměstnavatelů v Německu: Mateřská a rodičovská dovolená v Německu*. [online] Praha, Aperio, 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.aperio.cz/551/rodice-ve-firme-%E2%80%93-cim-se-inspirovat-u-zamestnavatelu-v-nemecku>

[50] BusinessInfo.cz. *Německo: Základní informace o teritoriu* [online]. 2014, 8.1.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/nemecko-zakladni-informace-o-teritoriu-19041.html#sec2>

[51] BusinessInfo.cz. *Francie: Základní informace o teritoriu* [online]. 2014, 15.5. 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/francie-zakladni-informace-o-teritoriu-19012.html#sec6>

[52] BusinessInfo.cz. *Interaktivní exportní profil země: Francie* [online]. 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/interaktivni-exportni-profil-zeme-francie-24553.html#!&chapter=1>

- [53] BusinessInfo.cz. *Švédsko: Základní informace o teritoriu* [online]. 2014, 15.5. 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.businessinfo.cz/cs/clanky/svedsko-zakladni-informace-o-teritoriu-19249.html>
- [54] ČSSZ. *Peněžité pomoc v mateřství*. [online]. 2013, 1.12.2013 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.cssz.cz/cz/nemocenske-pojisteni/davky/penezita-pomoc-v-materstvi.htm>
- [55] ČSÚ. *Hustota obyvatelstva*. [online] ČSÚ, 2011, 9.2.2011 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://apl.czso.cz/ode/tab/tgs00024.htm>
- [56] ČSÚ. *Stěhování*. [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/stehovan.htm>
- [57] ČSÚ. *Zemřelí*. [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: ČSÚ. *Stěhování*. [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/zemreli.htm>
- [58] ČSÚ. *Obyvatelstvo*, [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/obyvatel.htm>
- [59] ČSÚ. *Přírůstek obyvatelstva*, [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/prirust.htm>
- [60] ČSÚ. *Narození*, [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/narozeni.htm>
- [61] ČSÚ. *Sňatky*, [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/snatky.htm>
- [62] ČSÚ. *Rozvody*, [online]. 2001 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/cz/cisla/0/02/020100/rozvody.htm>

- [63] ČSÚ. *Databáze Eurostatu*. [online]. 2012, 19.1.2012 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/databaze_eurostatu
- [64] ČSÚ. *Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100*. [online]. 2013 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:[http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/t/A6003061EE/\\$File/402013u.pdf](http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/t/A6003061EE/$File/402013u.pdf)
- [65] ČSÚ. *Demografická příručka 2012*. [online]. 2013 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:
[http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/t/8E001797D6/\\$File/4032130101.pdf](http://www.czso.cz/csu/2013edicniplan.nsf/t/8E001797D6/$File/4032130101.pdf)
- [66] ČSÚ. *Počet obyvatel – metodika*. [online]. 2014, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/pocet_obyvatel_m
- [67] ČSÚ. *Sčítání lidu, domů a bytů 2011. Základní výsledky*. [online]. 2013, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://vdb.czso.cz/sldbvo/#!stranka=zakladni-vysledky&tu=0&th=&vseuzemi=null&v=&vo=H4sIAAAAAAAAAAGVPu07DQBDcGJm8XASKdHxCIIFBKrkjHNny4yL7YoQrDmIIJMY-xxcIdFAQQs9BWV-AvEFtFSInpoSNkhAwUi72pFmNLOld1CzFNZOxFy0c3kctw2RTRyRqOWXx6fmwfMKKH2oxTMx6osjOUtNqMpJGmWTWTwqkp1dWEI7r-Bu4NQIVie-7g2IR5zsDC4A_mmgQJFvsL1vkYQSkVA2GHUZx0vZ7EhYtRjtmT6yzpaEGiWcBcQnlCRLKycBs5htopUh5_uDkHU9EiLn6HWJYesUiStBDXQv1H8_jMV03DanMhpH6frb_cPH5fW2AiUT1LmI86hIofGnc_PTwyi9Wtxt1G9fbxTsnXwiJGiY2Pec9AyJ92hbWH3ikl1lw8CbKX5Nu22QmLZrZ5XfAFdFX7ZZwEAAA..&void=
- [68] ČSÚ. *Obyvatelstvo*. [online]. 2014, 1.8.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_lide
- [69] ČSÚ. *Sčítání lidu, domů a bytů 2011. Obyvatelstvo podle věku, náboženské víry a pohlaví* [online]. 2013, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:
http://vdb.czso.cz/sldbvo/#!stranka=podle-tematu&tu=30719&th=&vseuzemi=null&v=&vo=H4sIAAAAAAAAAAFvzloG1ulhBMCuXLFgvCQzR88jsTjDN7GAlf3WwcNiCReZGZjcGLhy8hNT3BKTS_KLPBk4SzkKUosz

[8nNSKgrsHRhAgKecA0gKADF3CQNnaLBrUIBjkKNvcSFDHQMDhmqGCqCiYA_cL_CiEgZGvxIGdg9_Fz_EMeCEgY2b38XZ89gIIvLxTHEP8wx2NEFJM4ZHOIY5u_t7-MJ1OIP5IdEBkT5OwU5RgH5IUB9fo4ePq4uIDtZSxhYw1yDolzXstJzEvX88wrSU1PLRJ6tGDJ98Z2CyYGRk8G1rLEnNLUiiIGAYQ6v9LcpNSitjVTZbmnPOhMAjq44D8QID_DwAK10C_KF2coe4ugU6uPtWMLA4eni6hcSEAZ0Foe_k3OQmaGJcwUASlOnLFwBA_AA.&void=](http://vdb.czso.cz/sldbvo/#!stranka=podle-tematu&tu=30717&th=&vseuzemi=null&v=&vo=H4sIAAAAAAAAAAFvzloG1ulhBMCuxLFGvtCQzR88jsTjDN7GAlf3WwcNiCRZGZjcGLhy8hNT3BKTS_KLPBk4SzkKUosz8nNSKgrsHRhAgKecA0gKADF3CQNnaLBrUIBjkKNvcSFDHQMDhmqGCqCiYA_cL_CiEgZGvxIGdg9_Fz_EMeCEgY2b38XZ89gIIvLxTHEP8wx2NEFJM4ZHOIY5u_t7-MJ1OIP5IdEBkT5OwU5RgH5IUB9fo4ePq4uIDtZSxhYw1yDolzXstJzEvX88wrSU1PLRJ6tGDJ98Z2CyYGRk8G1rLEnNLUiiIGAYQ6v9LcpNSitjVTZbmnPOhMAjq44D8QID_DwAK10C_KF2coe4ugU6uPtWMLA4eni6hcSEAZ0Foe_k3OQmaGJcwUASlOnLFwBA_AA.&void=)

[70] ČSÚ. *Sčítání lidu, domů a bytů 2011. Obyvatelstvo podle věku, státního občanství a pohlaví* [online]. 2013, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:

http://vdb.czso.cz/sldbvo/#!stranka=podle-tematu&tu=30717&th=&vseuzemi=null&v=&vo=H4sIAAAAAAAAAAFvzloG1ulhBMCuxLFGvtCQzR88jsTjDN7GAlf3WwcNiCRZGZjcGLhy8hNT3BKTS_KLPBk4SzkKUosz8nNSKgrsHRhAgKecA0gKADF3CQNnaLBrUIBjkKNvcSFDHQMDhmqGCqCiYA_cL_CiEgZGvxIGdg9_Fz_EMeCEgY2b38XZ89gIIvLxTHEP8wx2NEFJM4ZHOIY5u_t7-MJ1OIP5IdEBkT5OwU5RgH5IUB9fo4ePq4uIDtZSxhYw1yDolzXstJzEvX88wrSU1PLRJ6tGDJ98Z2CyYGRk8G1rLEnNLUiiIGAYQ6v9LcpNSitjVTZbmnPOhMAjq44D8QID_DwAK10C_KF2coe4ugU6uPtWMLA4eni6hcSEAZ0Foe_k3OQmaGJawUAzPT9elwBA_AA.&void=

[71] ČSÚ. *Sčítání lidu, domů a bytů 2011. Obyvatelstvo podle náboženské víry, národnosti a pohlaví* [online]. 2013, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:

http://vdb.czso.cz/sldbvo/#!stranka=podle-tematu&tu=30629&th=&vseuzemi=null&v=&vo=H4sIAAAAAAAAAAFvzloG1ulhBMCuxLFGvtCQzR88jsTjDN7GAlf3WwcNiCRZGZjcGLhy8hNT3BKTS_KLPBk4SzkKUosz8nNSKgrsHRhAgKecA0gKADF3CQNnaLBrUIBjkKNvcSFDHQMDhmqGCqCiYA_cL_CiEgZGvxIGdg9_Fz_EMeCEgY2b38XZ89gIIvLxTHEP8wx2NEFJM4ZHOIY5u_t7-MJ1OIP5IdEBkT5OwU5RgH5IUB9fo4ePq4uIDtZSxhYw1yDolzXstJzEvX88wrSU1PLRJ6tGDJ98Z2CyYGRk8G1rLEnNLUiiIGAYQ6v9LcpNSitjVTZbmnPOhMAjq44D8QID_DwAK10C_KF2coe4ugU6uPtWMLA4eni6hcSEAZ0Foe_k3OQmYGJYwUArVYtplwBA_AA.&void=

- [72] DANIELOVÁ, K. *Imigrační politika Francie se zaměřením na současnou situaci*. [online]. Migrace.online , 2004, 4.1.2004 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://migraceonline.cz/cz/e-knihovna/imigracni-politika-francie-se-zamerenim-na-soucasnou-situaci>
- [73] DLOUHÁ, P. *Přehled a kalkulačky: Porodné, mateřská, rodičovská v roce 2014*. [online]. Peníze , 2014, 14.1.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.penize.cz/rodicovstvi/279786-prehled-a-kalkulacky-porodne-materska-rodicovska-v-roce-2014>
- [74] EUROSTAT. *Počet obyvatel k 1. lednu podle věku a pohlaví*. [online]. 2014, 13.8.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_pjan&lang=en
- [75] EUROSTAT. *Počet obyvatel k 1. lednu podle hrubých věkových skupin a pohlaví*. [online]. 2014, 13.8.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_pjanbroad&lang=en
- [76] EUROSTAT. *Populační projekce*. [online]. 2011, 18.3.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Population_projections
- [77] GOLA, P. *Rodičovská dovolená 2014 – vše, co potřebujete vědět*. [online]. Praha: Maminka.cz, 2013, 27.11.2013 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.maminka.cz/clanek/rodicovska-dovolena-2014--vse-co-potrebuji-vedet>
- [78] GOLA, P. *Důchodový systém v Německu*. [online]. Finance.cz , 17. 10. 2011 [cit. 2014-11-18]. Dostupné z: <http://www.finance.cz/zpravy/finance/329285- Duchodovy-system-v-nemecku>

- [79] GOLLA, P. *Důchodový systém ve Francii*. [online]. Finance.cz , 18. 10. 2011 [cit. 2014-11-18]. Dostupné z: <http://www.finance.cz/zpravy/finance/329451-duchodovy-system-ve-francii>
- [80] HABÁŇ, P. *Zákon o dětské skupině míří k podpisu prezidenta*. [online]. MPSV, 2014, 24.9.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/19116>
- [81] HADRÁVA, L. *Nepokoje ve Švédsku – vyhřezla frustrace chudiny vůči "bílým a bohatým"*. [online]. Česká televize, 2013 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:<http://www.ceskatelevize.cz/ct24/svet/228863-nepokoje-ve-svedsku-vyhrezla-frustrace-chudiny-vuci-bilym-a-bohatym/>
- [82] HŮLE, D. *Prognózy a projekce* [online]. Demografický informační portál 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.demografie.info/?cz_prognozy
- [83] HŮLE, D. *Projekce obyvatelstva České republiky do roku 2050*. [online]. Demografický informační portál, 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.demografie.info/?cz_prognozyprojekcecr
- [84] HŮLE, D. *Historie: rozvodovost*. [online]. Demografický informační portál, 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.demografie.info/?cz_rozvodhistorie
- [85] HŮLE, D. *Populační vývoj: Švédsko*. [online]. Demografický informační portál, 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.demografie.info/?cz_detail_clanku=&artclID=717
- [86] HŮLE, D. *Populační vývoj: Francie*. [online]. Demografický informační portál, 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z:http://www.demografie.info/?cz_detail_clanku=&artclID=805

- [87] HŮLE, D. *Analýza: Vývoj porodnosti regionů Německa po roce 1950*. [online]. Demografický informační portal, 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.demografie.info/?cz_detail_clanku&artclID=507
- [88] HŮLE, D. *Úmrtnost: Standardizace*. [online]. Demografický informační portal, 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.demografie.info/?cz_umrtnoststandard
- [89] JIRÁSKOVÁ, S. *Flexibilní formy práce v evropském kontextu: Srovnávací studie*. [online]. Praha: Channel Crossing s.r.o., 2013, 44 s. [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.fitforflexi.cz/downloads/studie.pdf>
- [90] Legifrance. *gouv.fr. Code de la famille et de l'aide sociale* [online]. 2014, 14.11.2014 [cit. 2014-11-14]. Dostupné z: <http://www.legifrance.gouv.fr/affichCode.do?cidTexte=LEGITEXT000006072637&dateTexte=20001222>
- [91] MARKSOVÁ, M. *Ministryně Marksová: Rušíme druhý pilíř*. [online]. Parlamentní listy.cz, 12. 11. 2014 [cit. 2014-11-18]. Dostupné z: www.parlamentnilisty.cz/politika/politici-volicum/Ministryne-Marksova-Rusime-druhy-pilir-345608
- [92] MESLÉ, F. *Recent Improvements in Life Expectancy in France: Men are Starting to Catch Up*. Population - E[online]. Paris: Ined, 2006, roč. 61, č. 4, s. 180 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.cairn-int.info/journal-population-2006-4-page-365.htm>
- [93] Migrant Integration Policy Index. *Sweden* [online]. 2014, 4.3.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.mipex.eu/sweden>
- [94] Ministerstvo zahraničních věcí ČR. *Francie: Základní informace o teritoriu*. [online]. [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.mzv.cz/jnp/cz/encyklopedie_statu/evropa/francie/

- [95] Ministerstvo zahraničních věcí ČR. *Švédsko: Základní informace o teritoriu*. [online]. [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.mzv.cz/jnp/cz/encyklopedie_statu/evropa/svedsko/
- [96] MPSV. *Evropská sociální charta (původní znění)*. [online]. s. 22 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/files/clanky/1218/esch.pdf>
- [97] MPSV. *Národní zpráva o rodině*. [online]. MPSV, 2004, s. 225 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/899/zprava_b.pdf
- [98] MPSV. *Národní zpráva o rodině 2004*. [online]. MPSV, 2004, 30.1.2013 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.mpsv.cz/cs/898>
- [99] MPSV. *Národní koncepce podpory rodin s dětmi*. [online]. MPSV, 2008, 14.7.2010 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/7958/Narodni_koncepce_podpory_rodin_s_detmi.pdf
- [100] NYBERG, A. *Parental Leave, Public Childcare and the Dual Earner/ Dual Carer-Model in Sweden* [online]. Swedish National Institute for Working Life, 2004, 24 s. [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://pdf.mutual-learning-employment.net/pdf/sweden04/disspapSWE04.pdf>
- [101] PARASKEWOPOULOS, S. *Rodičovská péče o děti a politika zaměstnanosti: Kolize nebo komplementarita?* [online]. Praha: MPSV, 2009, 14 s. [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.mpsv.cz/files/clanky/6607/6_Spiridon_Paraskewopoulos_CZ.pdf
- [102] PELEŠKOVÁ, J. *Nový německý zákon potvrzuje, že je Německo přistěhovaleckou zemí*. [online]. Praha: Migraceonline.cz, 2005, 25.1.2005 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://migraceonline.cz/cz/e-knihovna/novy-nemecky-zakon-potvrzuje-ze-je-nemecko-pristehovaleckou-zemi>

- [103] POVOLNÝ, D. *Možný: Evropa stárne, nemá děti a s imigranty to neumí*. [online]. 2009 [cit. 2014-11-06]. Dostupné z: http://www.veda.muni.cz/veda-a-vyzkum/1467-mozny-evropa-starne-nema-deti-a-s-imigranty-to-neumi#.VFtOt_15OK0
- [104] Přehledy právních předpisů EU. *Ucelená migrační politika EU* [online]. 2011, 09.10.2011 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://europa.eu/legislation_summaries/justice_freedom_security/free_movement_of_persons_asylum_immigration/jl0059_cs.htm
- [105] Sociální dávky 2014. *Rodičovský příspěvek 2014*. [online]. 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://socialni-davky-2014.eu/rodicovsky-prispevek-2014/>
- [106] Sociální dávky 2014. *Porodné 2014*. [online]. 2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://socialni-davky-2014.eu/porodne-2014/>
- [107] Sociální dávky 2014. *Porodné v roce 2015 dostanete i na druhé dítě*. [online]. 2014 [cit. 2014-11-20]. Dostupné z: <http://socialni-davky-2013.eu/porodne-v-roce-2015-dostanete-i-na-druhe-dite/>
- [108] ŠŤASTNÁ, A. Analýza: Neúplné rodiny a rozvody manželství s dětmi. [online]. Demografický informační portal, 2005, 22.3.2005 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.demografie.info/?cz_detail_clanku&artclID=28
- [109] TATSACHEN ÜBER DEUTSCHLAND. *Migrace a integrace*. [online]. 2014, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.tatsachen-ueber-deutschland.de/cz/spoleenost/main-content-08/migrace-a-integrace.html>
- [110] TATSACHEN ÜBER DEUTSCHLAND. *Rodina má podporu státu i společnosti*. [online]. 2014, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: http://www.tatsachen-ueber-deutschland.de/cz/spoleenost/inhaltsseiten/hintergrund/rodina-ma-podporu-statu-i-spolecnosti.html?type=1000&no_cache=1

- [111] TATSACHEN ÜBER DEUTSCHLAND. *Stoupající nároky na manželství* [online]. 2014, 17.10.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.tatsachen-ueber-deutschland.de/cz/spoleenost/main-content-08/stoupajici-naroky-na-partnerstvi.html>
- [112] TULUPOVÁ, E. *Pro migranty risk, pojišťovná zisk: kampaň za zdravotní pojištění migrantů a migrantek* [online]. Migration4media, 26. 9. 2012 [cit. 2014-11-22]. Dostupné z: <http://migration4media.net/2012/09/26/pro-migranty-risk-pojistovnam-zisk-kampan-za-zdravotni-pojisteni-migrantu-a-migrantek/>
- [113] Užijsiduchod.cz. *Důchodový systém ve Švédsku* [online]. 2013, 21. 5. 2015 [cit. 2014-11-18]. Dostupné z: <http://www.uzijsiduchod.cz/novinky/duchodovy-system-ve-svedsku/>
- [114] VEJVODOVÁ, A. *Otec na mateřské: Jak vypadá uctívání skandinávský model?* [online]. Česká televize 2013 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.ceskatelevize.cz/ct24/domaci/227595-otec-na-materske-jak-vypada-uctivany-skandinavsky-model/>
- [115] VERSIEUXOVÁ, N. *Německo: Kam zmizely maminky?* [online]. VoxEurop, 2012, 4.12.2012 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.voxeurop.eu/cs/content/article/3111431-kam-zmizely-maminky>
- [116] VLÁDA ČR. *Programové prohlášení vlády ČR*. [online]. 2014, 14.2.2014 [cit. 2014-10-17]. Dostupné z: <http://www.vlada.cz/cz/media-centrum/dulezite-dokumenty/programove-prohlaseni-vlady-cr-115911/>
- [117] *Zákony od centrum.cz. Zákon o rodině*. [online]. 2014, [cit. 2014-10-17]. Dostupné z <http://zakony.centrum.cz/zakon-o-rodine>
- [118] ZHOVORKA, J. *Do důchodu v 65 letech. Politici se shodují na stropu*. [online]. Zpravy.aktualne, 2014, 30.9.2014 [cit. 2014-12-5]. Dostupné z:

<http://zpravy.aktualne.cz/finance/vek-odchodu-do-duchodu-65-let-strop/r~d01e94fc47b611e4b269002590604f2e/>

[119] ZHOVORKA, J. *Němci schválili reformu penzí, někteří mohou do důchodu dřív.* [online]. Zpravy.aktualne, 2014, 23.5.2014 [cit. 2014-12-5]. Dostupné z: <http://zpravy.aktualne.cz/ekonomika/nemci-schvalili-reformu-penzi-nekteri-mohou-do-duchodu-driv/r~93a81f4ae27e11e3b89b0025900fea04/>

8 Seznam obrázků a grafů

8.1 Seznam obrázků

Obrázek č. 1: Test autokorelace reziduí (rezidua nejsou autokorelována)20

Obrázek č.2: Rozmístění reziduí kolem nulové osy (rezidua mají náhodný charakter)21

8.2 Seznam grafů

Graf č. 1: Průměrná věková struktura obyvatel podle biologických generací v jednotlivých zemích v letech 2001-2013 (v %)53

Graf č. 2: Podíl obyvatel ve věku 0-14 let v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013 (v %)55

Graf č. 3: Podíl obyvatel ve věku 15-64 let v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013 (v %)58

Graf č. 4: Podíl obyvatel ve věku 65 a více let v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013(v %)60

Graf č. 5: Index stáří v jednotlivých zemích v letech 2001 a 2013 (v %)63

9 Přílohy

Seznam příloh

- Příloha č. 1: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – úhrnná plodnost pro roky 2012 a 2010 ve 3 variantách projekce
- Příloha č. 2: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – naděje dožití při narození (muži) pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce (v letech)
- Příloha č. 3: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – naděje dožití při narození (ženy) pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce (v letech)
- Příloha č. 4: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – migrační saldo pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce
- Příloha č. 5: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – pohyb obyvatel, přírůstky a úbytky populace v tis. v období 2011 až 2010 (průměr za dané období)
- Příloha č. 6: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – věková struktura obyvatel (v %) pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce
- Příloha č. 7: Populační projekce EUROPOP 2010 pro rok 2010 a 2060 pro vybrané země
- Příloha č. 8: Počet obyvatel v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočet vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 9: Hustota obyvatel na 1 km² v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočet vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 10: Procentický podíl obyvatel ve věku 0-14 let (předproduktivní věk) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 11: Vývoj předproduktivní věkové kategorie (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 - 2000
- Příloha č. 12: Procentický podíl obyvatel ve věku 15-64 let (produktivní věk) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 13: Vývoj produktivní věkové kategorie (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 - 2000
- Příloha č. 14: Procentický podíl obyvatel ve věku 65 a více let (postproduktivní věk) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013

Příloha č. 15: Vývoj postproduktivní věkové kategorie (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

Příloha č. 16: Index stáří (%) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

Příloha č.17: Vývoj indexu stáří (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

Příloha č. 18: Hrubá míra přirozeného přírůstku obyvatel (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočet bazického indexu

Příloha č. 19: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku v České republice v letech 1960 - 2000

Příloha č. 20: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku v Německu v letech 1960 – 2000

Příloha č. 21: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku ve Francii v letech 1960 – 2000

Příloha č. 22: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku ve Švédsku v letech 1960 – 2000

Příloha č. 23: Hrubá míra migračního salda (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

Příloha č. 24: Hrubá míra celkového přírůstku obyvatel (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočet bazického indexu

Příloha č. 25: Vývoj hrubé míry celkového přírůstku obyvatel (‰) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

Příloha č. 26: Počty živě narozených dětí v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

Příloha č. 27: Procentický podíl živě narozených dětí mimo manželství v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

Příloha č. 28: Vývoj procentického podílu živě narozených dětí mimo manželství v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

Příloha č. 29: Úhrnná plodnost v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

Příloha č. 30: Hrubá míra porodnosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

- Příloha č. 31: Vývoj hrubé míry porodnosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000
- Příloha č. 32: Průměrný věk (v letech) žen při .porodu v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 33: Vývoj průměrného věk (v letech) žen při.porodu v jednotlivých zemích v letech 1960– 2000
- Příloha č. 34: Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 tis. obyvatel) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2010 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 35: Vývoj standardizované míry úmrtnosti (na 100 tis. obyvatel) na novotvary v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2010
- Příloha č. 36: Vývoj standardizované míry úmrtnosti (na 100 tis. obyvatel) na nemoci oběhové soustavy v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2010
- Příloha č. 37: Vývoj hrubé míry úmrtnosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 1960– 2000
- Příloha č. 38: Naděje dožití (v letech) při narození (muži) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 39: Naděje dožití (v letech) při narození (ženy) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 40: Vývoj naděje dožití (v letech) při narození v ČR u mužů a žen v letech 1970 – 2000
- Příloha č. 41: Vývoj naděje dožití (v letech) při narození v Německu u mužů a žen v letech 1970 – 2000
- Příloha č. 42: Hrubá míra sňatečnosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 43: Vývoj hrubé míry sňatečnosti (‰) ve vybraných zemích v letech 1960 – 2000
- Příloha č. 44: Hrubá míra rozvodovosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik
- Příloha č. 45: Vývoj hrubé míry rozvodovosti (‰) ve vybraných zemích v letech 1960 – 2000
- Příloha č. 46: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří v ČR v letech 2001 - 2013

Příloha 47: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele index stáří v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 48: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) v ČR pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 49: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří v ČR

Příloha č. 50: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří v Německu v letech 2001 - 2013

Příloha 51: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele index stáří v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 52: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) v Německu pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 53: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří v Německu

Příloha č. 54: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří ve Francii v letech 2001 – 2013

Příloha 55: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele index stáří ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 56: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) ve Francii pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 57: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří ve Francii

Příloha č. 58: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Příloha 59: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele index stáří ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 60: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) ve Švédsku pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 61: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří ve Švédsku

Příloha č. 62: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku v ČR v letech 2001 – 2013

Příloha 63: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 64: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (‰) v ČR pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 65: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku v ČR

Příloha č. 66: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku v Německu v letech 2001 – 2013

Příloha 67: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 68: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (‰) v Německu pro roky 2014 – 2016 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 69: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku v Německu

Příloha č. 70: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku ve Francii v letech 2001 – 2013

Příloha 71: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 72: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (‰) ve Francii pro roky 2014 – 2016 pomocí kvadratického trendu

Příloha č. 73: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku ve Francii

Příloha č. 74: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Příloha 75: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 76: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (‰) ve Švédsku pro roky 2014 – 2016 pomocí logaritmického trendu

Příloha č. 77: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku ve Švédsku

Příloha č. 78: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda v ČR v letech 2001 – 2013

Příloha 79: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 80: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (‰) v ČR pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 81: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda v ČR

Příloha č. 82: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda v Německu v letech 2001 – 2013

Příloha 83: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 84: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (‰) v Německu pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 85: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda v Německu

Příloha č. 86: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda ve Francii v letech 2001 – 2013

Příloha 87: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 88: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (‰) ve Francii pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 89: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda ve Francii

Příloha č. 90: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Příloha 91: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 92: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (‰) ve Švédsku pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 93: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda ve Švédsku

Příloha č. 94: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti v ČR v letech 2001 – 2012

Příloha 95: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 96: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) v ČR pro roky 2013– 2015 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 97: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v ČR

Příloha č. 98: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti v Německu v letech 2001 – 2012

Příloha 99: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 100: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) v Německu pro roky 2013– 2015 pomocí kvadratického trendu

Příloha č. 101: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v Německu

Příloha č. 102: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti ve Francii v letech 2001 – 2012

Příloha 103: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 104: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) ve Francii pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 105: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Francii

Příloha č. 106: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Příloha 107: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 108: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) ve Švédsku pro roky 2013– 2015 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 109: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Švédsku

Příloha č. 110: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti v ČR v letech 2001 – 2013

Příloha 111: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 112: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (‰) v ČR pro roky 2014– 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 113: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti v ČR

Příloha č. 114: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti v Německu v letech 2001 – 2013

Příloha 115: Zvolený model (Hyperbolický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 116: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (‰) v Německu pro roky 2014– 2016 pomocí hyperbolického trendu

Příloha č. 117: Hodnocení přesnosti prognózy hyperbolického trendu v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti v Německu

Příloha č. 118: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti ve Francii v letech 2001 – 2013

Příloha 119: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 120: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (‰) ve Francii pro roky 2014– 2016 pomocí logaritmického trendu

Příloha č. 121: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti ve Francii

Příloha č. 122: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Příloha 123: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 124: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (‰) ve Švédsku pro roky 2014– 2016 pomocí logaritmického trendu

Příloha č. 125: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti ve Švédsku

Příloha č. 126: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů v ČR v letech 2001 – 2012

Příloha 127: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 128: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů v ČR pro roky 2013–2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 129: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů v ČR

Příloha č. 130: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů v Německu v letech 2001 – 2012

Příloha 131: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnaní časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 132: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů v Německu pro roky 2013–2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 133: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů v Německu

Příloha č. 134: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů ve Francii v letech 2001 – 2012

Příloha 135: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnaní časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 136: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů ve Francii pro roky 2013–2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 137: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Francii

Příloha č. 138: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Příloha 139: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnaní časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 140: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů ve Švédsku pro roky 2013–2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 141: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Švédsku

Příloha č. 142: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen v ČR v letech 2001 – 2012

Příloha 143: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 144: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen v ČR pro roky 2013– 2015 pomocí logaritmického trendu

Příloha č. 145: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen v ČR

Příloha č. 146: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen v Německu v letech 2001 – 2012

Příloha 147: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 148: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen v Německu pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 149: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen v Německu

Příloha č. 150: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen ve Francii v letech 2001 – 2012

Příloha 151: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 152: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen ve Francii pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 153: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Francii

Příloha č. 154: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Příloha 155: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 156: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen ve Švédsku pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 157: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Švédsku

Příloha č. 158: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti v ČR v letech 2001 – 2012

Příloha 159: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 160: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry sňatečnosti (%) v ČR pro roky 2013– 2015 pomocí kvadratického trendu

Příloha č. 161: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele hrubá míra sňatečnosti v ČR

Příloha č. 162: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti v Německu v letech 2001 – 2012

Příloha 163: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 164: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry sňatečnosti (%) v Německu pro roky 2013– 2015 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Příloha č. 165: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra sňatečnosti v Německu

Příloha č. 166: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti ve Francii v letech 2001 – 2012

Příloha 167: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 168: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry sňatečnosti (%) ve Francii pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Příloha č. 169: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele hrubá míra sňatečnosti ve Francii

Příloha č. 170: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Příloha 171: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3

Příloha č. 172: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry sňatečnosti (%) ve Švédsku pro roky 2013– 2015 pomocí kvadratického trendu

Příloha č. 173: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele
hrubá míra sňatečnosti ve Švédsku

Příloha č. 1: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – úhrnná plodnost pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce

	2012	2100
Nízká varianta projekce	1,45	1,42
Střední varianta projekce	1,45	1,56
Vysoká varianta projekce	1,45	1,61

Zdroj: [64]

Příloha č. 2: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – naděje dožití při narození (muži) pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce (v letech)

	2012	2100
Nízká varianta projekce	75,0	84,2
Střední varianta projekce	75,0	86,6
Vysoká varianta projekce	75,0	88,4

Zdroj:[64]

Příloha č. 3: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – naděje dožití při narození (ženy) pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce (v letech)

	2012	2100
Nízká varianta projekce	80,9	88,8
Střední varianta projekce	80,9	91,1
Vysoká varianta projekce	80,9	92,9

Zdroj: [64]

Příloha č. 4: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 –migrační saldo pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce

	2012	2100
Nízká varianta projekce	10 293	10 350
Střední varianta projekce	10 293	17 671
Vysoká varianta projekce	10 293	25 400

Zdroj: [64]

Příloha č. 5: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – pohyb obyvatel, přírůstky a úbytky populace v tis. v období 2011 až 2010 (průměr za dané období)

	Přirozený přírůstek	Migrační saldo	Celkový přírůstek
2011 - 2020	-6,0	10,2	4,1
2021 - 2030	-26,5	11,1	-15,4
2031 - 2040	-40,0	12,4	-27,6
2041 - 2050	-45,8	13,8	-32,0
2051 - 2060	-59,0	14,9	44,1
2061 - 2070	-71,2	15,6	-55,6
2071 - 2080	-63,7	16,3	-47,3
2081 - 2090	-51,3	17,0	-34,3
2091 - 2100	-45,6	17,5	-28,1

Zdroj: [64]

Příloha č. 6: Projekce obyvatelstva ČR do roku 2100 – věková struktura obyvatel (v %) pro roky 2012 a 2100 ve 3 variantách projekce

	0-14 let		15-64 let		65 a více let	
	2012	2100	2012	2100	2012	2100
Nízká varianta projekce	14,7	11,3	69,1	55,2	16,2	33,4
Střední varianta projekce	14,7	12,2	69,1	55,3	16,2	32,5
Vysoká varianta projekce	14,7	12,5	69,1	55,0	16,2	32,4

Zdroj: [64]

Příloha č. 7: Populační projekce EUROPOP 2010 pro rok 2010 a 2060 pro vybrané země

	Česká republika		Německo		Francie		Švédsko	
	2010	2060	2010	2060	2010	2060	2010	2060
Úhrnná plodnost	1,49	1,62	1,36	1,54	2,00	1,95	1,94	1,90
Naděje dožití:								
muži	74,3	83,2	77,60	84,80	77,90	85,10	79,40	85,50
ženy	80,4	87,8	82,70	88,90	84,60	90,00	83,40	89,30
Migrační saldo (v tis.)	30,5	18,3	41,00	72,30	71,90	62,90	59,90	19,50
Věková struktura (v %)								
0 - 15 let	14,3	13,6	13,40	12,50	18,50	16,40	16,60	16,80
15 - 64 let	70,3	55,8	66,00	54,80	64,80	57,00	65,10	56,90
65 a více let	15,4	30,6	20,60	32,80	16,70	26,60	18,30	26,30

Zdroj: [76]

Příloha č. 8: Počet obyvatel v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočet vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	10 266 546	10 206 436	10 203 269	10 211 455	10 220 577	10 251 079	10 287 189	10 381 130	10 467 542	10 506 813	10 486 713	10 505 446	10 516 125	10 346 948
koeficient růstu (%)	100,00	99,41	99,97	100,08	100,09	100,30	100,35	100,91	100,83	100,38	99,81	100,18	100,10	100,19
Německo	82 259 540	82 440 309	82 536 680	82 531 671	82 500 849	82 437 995	82 314 906	82 217 837	82 002 356	81 802 257	81 751 602	81 843 743	82 020 688	82 204 649
koeficient růstu (%)	100,00	100,22	100,12	99,99	99,96	99,92	99,85	99,88	99,74	99,76	99,94	100,11	100,22	99,98
Francie	60 979 315	61 424 036	61 864 088	62 292 241	62 772 870	63 229 635	63 645 065	64 007 193	64 350 226	64 658 856	64 994 907	65 327 724	65 633 194	63 475 335
koeficient růstu (%)	100,00	100,73	100,72	100,69	100,77	100,73	100,66	100,57	100,54	100,48	100,52	100,51	100,47	100,57
Švédsko	8 861 426	8 909 128	8 940 788	8 975 670	9 011 392	9 047 752	9 113 257	9 182 927	9 256 347	9 340 682	9 415 570	9 482 855	9 555 893	9 161 053
koeficient růstu (%)	100,00	100,54	100,36	100,39	100,40	100,40	100,72	100,76	100,80	100,91	100,80	100,71	100,77	100,58

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 9: Hustota obyvatel na 1 km² v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočet vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	132,5	132,1	132,1	132,2	132,5	132,9	133,8	135,0	135,8	136,2	135,9	133,2	133,7
koeficient růstu (%)	100,00	99,70	100,00	100,08	100,23	100,30	100,68	100,90	100,59	100,29	99,78	98,02	100,05
Německo	230,7	231,0	231,2	231,1	230,9	230,7	230,4	229,9	229,3	229,0	229,0	229,4	230,2
koeficient růstu (%)	100,00	100,13	100,09	99,96	99,91	99,91	99,87	99,78	99,74	99,87	100,00	100,17	99,95
Francie	96,7	97,4	98,1	98,8	99,6	100,2	100,9	101,4	101,9	102,4	100,3	103,4	100,1
koeficient růstu (%)	100,00	100,72	100,72	100,71	100,81	100,60	100,70	100,50	100,49	100,49	97,95	103,09	100,57
Švédsko	21,7	21,8	21,8	21,9	22,0	22,1	22,3	22,5	22,7	22,9	23,0	23,4	22,3
koeficient růstu (%)	100,00	100,46	100,00	100,46	100,46	100,45	100,90	100,90	100,89	100,88	100,44	101,74	100,63

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 10: Procentický podíl obyvatel ve věku 0-14 let (předproduktivní věk) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	16,2	15,9	15,6	15,2	14,9	14,6	14,4	14,2	14,1	14,2	14,5	14,7	14,8	14,9
1.diference		-0,3	-0,3	-0,4	-0,3	-0,3	-0,2	-0,2	-0,1	0,1	0,3	0,2	0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	98,1	98,1	97,4	98,0	98,0	98,6	98,6	99,3	100,7	102,1	101,4	100,7	99,3
bazický index	1,000	0,981	0,963	0,938	0,920	0,901	0,889	0,877	0,870	0,877	0,895	0,907	0,914	
Německo	15,5	15,3	15,0	14,7	14,5	14,1	13,9	13,7	13,6	13,5	13,4	13,2	13,1	14,1
1.diference		-0,2	-0,3	-0,3	-0,2	-0,4	-0,2	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	98,7	98,0	98,0	98,6	97,2	98,6	98,6	99,3	99,3	99,3	98,5	99,2	98,7
bazický index	1,000	0,987	0,968	0,948	0,935	0,910	0,897	0,884	0,877	0,871	0,865	0,852	0,845	
Francie	19,1	19,0	18,9	18,8	18,7	18,5	18,5	18,5	18,5	18,6	18,6	18,6	18,6	18,7
1.diference		-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	99,5	99,5	99,5	99,5	98,9	100,0	100,0	100,0	100,5	100,0	100,0	100,0	99,8
bazický index	1,000	0,995	0,990	0,984	0,979	0,969	0,969	0,969	0,969	0,974	0,974	0,974	0,974	
Švédsko	18,4	18,2	18,0	17,8	17,6	17,3	17,0	16,8	16,7	16,6	16,6	16,7	16,9	17,3
1.diference		-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,3	-0,3	-0,2	-0,1	-0,1	0,0	0,1	0,2	
koeficient růstu (%)	100,0	98,9	99,0	98,8	98,9	98,3	98,3	98,8	99,4	99,4	100,0	100,6	101,2	99,4
bazický index	1,000	0,989	0,979	0,967	0,957	0,940	0,924	0,913	0,908	0,902	0,902	0,908	0,918	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č.11: Vývoj předproduktivní věkové kategorie (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	25,6	23,3	21,4	21,9	23,3	23,4	21,7	18,9	16,6
Německo	21,0	22,8	23,3	21,8	18,8	16,2	16,0	16,3	15,7
Francie	26,2		24,9		22,5		20,1	19,8	19,1
Švédsko	22,7	21,0	20,9	20,7	19,8	18,2	17,8	18,9	18,5

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 12: Procentický podíl obyvatel ve věku 15-64 let (produktivní věk) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	70,0	70,3	70,5	70,6	71,1	71,1	71,1	71,1	70,9	70,4	70,0	69,1	68,4	70,4
1.diference		0,3	0,2	0,1	0,5	0,0	0,0	0,0	-0,2	-0,5	-0,4	-0,9	-0,7	
koeficient růstu (%)	100,0	100,4	100,3	100,1	100,7	100,0	100,0	100,0	99,7	99,3	99,4	98,7	99,0	99,8
bazický index	1,000	1,004	1,007	1,009	1,016	1,016	1,016	1,016	1,013	1,006	1,000	0,987	0,977	
Německo	67,8	67,7	67,4	67,3	66,9	66,7	66,4	66,2	66,0	65,9	66,0	66,1	66,1	66,7
1.diference		-0,1	-0,3	-0,1	-0,4	-0,2	-0,3	-0,2	-0,2	-0,1	0,1	0,1	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	99,9	99,6	99,9	99,4	99,7	99,6	99,7	99,7	99,8	100,2	100,2	100,0	99,8
bazický index	1,000	0,999	0,994	0,993	0,987	0,984	0,979	0,976	0,973	0,972	0,973	0,975	0,975	
Francie	65,0	65,0	65,0	65,0	65,1	65,1	65,2	65,1	65,0	64,7	64,7	64,7	63,9	64,9
1.diference		0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	-0,1	-0,1	-0,3	0,0	0,0	-0,8	
koeficient růstu (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,2	100,0	100,2	99,8	99,8	99,5	100,0	100,0	98,8	99,9
bazický index	1,000	1,000	1,000	1,000	1,002	1,002	1,003	1,002	1,000	0,995	0,995	0,995	0,983	
Švédsko	64,4	64,6	64,8	65,1	65,2	65,4	65,6	65,6	65,5	65,3	64,9	64,4	64,0	65,0
1.diference		0,2	0,2	0,3	0,1	0,2	0,2	0,0	-0,1	-0,2	-0,4	-0,5	-0,4	
koeficient růstu (%)	100,0	100,3	100,3	100,5	100,2	100,3	100,3	100,0	99,8	99,7	99,4	99,2	99,4	100,0
bazický index	1,000	1,003	1,006	1,011	1,012	1,016	1,019	1,019	1,017	1,014	1,008	1,000	0,994	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 13: Vývoj produktivní věkové kategorie (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 - 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	64,9	66,2	66,7	65,1	63,1	64,8	65,8	68,0	69,6
Německo	67,5	64,8	63,2	63,5	65,5	69,3	69,1	68,3	68,1
Francie	62,1		62,3		63,5		66,0	65,4	65,1
Švédsko	65,6	66,4	65,5	64,3	64,0	64,7	64,4	63,6	64,2

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 14: Procentický podíl obyvatel ve věku 65 a více let (postproduktivní věk) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	13,8	13,9	13,9	13,9	14,0	14,2	14,4	14,6	14,9	15,2	15,6	16,2	16,8	14,7
1.diference		0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	0,2	0,2	0,3	0,3	0,4	0,6	0,6	
koeficient růstu (%)	100,0	100,7	100,0	100,0	100,7	101,4	101,4	101,4	102,1	102,0	102,6	103,8	103,7	101,5
bazický index	1,000	1,007	1,007	1,007	1,014	1,029	1,043	1,058	1,080	1,101	1,130	1,174	1,217	
Německo	16,5	17,0	17,5	18,0	18,6	19,3	19,8	20,1	20,4	20,7	20,6	20,6	20,7	19,2
1.diference		0,5	0,5	0,5	0,6	0,7	0,5	0,3	0,3	0,3	-0,1	0,0	0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	103,0	102,9	102,9	103,3	103,8	102,6	101,5	101,5	101,5	99,5	100,0	100,5	101,8
bazický index	1,000	1,030	1,061	1,091	1,127	1,170	1,200	1,218	1,236	1,255	1,248	1,248	1,255	
Francie	15,9	16,1	16,1	16,2	16,3	16,4	16,3	16,4	16,5	16,6	16,7	17,1	17,5	16,5
1.diference		0,2	0,0	0,1	0,1	0,1	-0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,4	0,4	
koeficient růstu (%)	100,0	101,3	100,0	100,6	100,6	100,6	99,4	100,6	100,6	100,6	100,6	102,4	102,3	100,7
bazický index	1,000	1,013	1,013	1,019	1,025	1,031	1,025	1,031	1,038	1,044	1,050	1,075	1,101	
Švédsko	17,2	17,2	17,2	17,2	17,2	17,3	17,4	17,5	17,8	18,1	18,5	18,8	19,1	17,7
1.diference		0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	0,3	0,3	0,4	0,3	0,3	
koeficient růstu (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,6	100,6	100,6	101,7	101,7	102,2	101,6	101,6	100,8
bazický index	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,006	1,012	1,017	1,035	1,052	1,076	1,093	1,110	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č.15: Vývoj postproduktivní věkové kategorie (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 - 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	9,5	10,5	11,9	13,0	13,6	11,8	12,5	13,1	13,8
Německo	11,5	12,4	13,5	14,7	15,7	14,5	14,9	15,4	16,2
Francie	11,6		12,8		14,0		13,9	14,8	15,8
Švédsko	11,7	12,6	13,6	15,0	16,2	17,1	17,8	17,5	17,3

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 16: Index stáří (%) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	84,9	87,3	89,3	91,7	94,2	97,3	100,5	102,7	105,4	107,1	107,6	110,4	113,3	99,4
1.diference		2,4	2,0	2,4	2,4	3,1	3,2	2,2	2,7	1,7	0,5	2,8	2,9	
koeficient růstu (%)	100,0	102,9	102,3	102,7	102,6	103,3	103,3	102,2	102,6	101,6	100,5	102,6	102,6	102,3
bazický index	1,000	1,029	1,053	1,081	1,109	1,146	1,184	1,210	1,241	1,261	1,267	1,301	1,335	
Německo	107,2	111,5	116,3	122,2	128,9	136,2	142,5	146,4	150,2	153,3	154,0	155,8	158,4	137,1
1.diference		4,3	4,8	5,9	6,7	7,4	6,2	4,0	3,8	3,2	0,6	1,9	2,5	
koeficient růstu (%)	100,0	104,0	104,3	105,1	105,5	105,7	104,6	102,8	102,6	102,1	100,4	101,2	101,6	103,1
bazický index														
Francie	83,5	84,5	85,4	86,3	87,4	88,2	88,1	88,6	89,0	89,4	90,1	92,4	94,7	88,3
1.diference		1,0	0,9	0,8	1,2	0,8	-0,1	0,5	0,4	0,4	0,7	2,3	2,3	
koeficient růstu (%)	100,0	101,2	101,1	101,0	101,4	100,9	99,9	100,5	100,4	100,5	100,8	102,5	102,5	101,0
bazický index	1,000	1,012	1,023	1,033	1,047	1,056	1,055	1,061	1,065	1,071	1,079	1,106	1,133	
Švédsko	93,9	94,6	95,2	96,4	98,2	100,3	102,1	104,3	106,7	109,1	111,0	112,6	113,4	102,9
1.diference		0,7	0,6	1,2	1,8	2,1	1,8	2,3	2,3	2,5	1,9	1,6	0,8	
koeficient růstu (%)	100,0	100,7	100,6	101,3	101,8	102,2	101,8	102,2	102,2	102,3	101,7	101,5	100,7	101,5
bazický index	1,000	1,007	1,014	1,027	1,046	1,068	1,087	1,111	1,136	1,162	1,183	1,200	1,208	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č.17: Vývoj indexu stáří (%) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	37,0	44,9	55,9	59,5	58,3	50,3	57,4	69,6	83,1
Německo	54,5	54,5	58,2	67,6	83,6	89,6	93,3	94,3	103,5
Francie	44,3		51,5		62,4		69,1	74,8	82,8
Švédsko	51,4	60,0	65,0	72,4	82,0	93,7	99,7	92,6	93,5

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 18: Hrubá míra přirozeného přírůstku obyvatel (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočet bazického indexu

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	-1,7	-1,5	-1,7	-0,9	-0,6	0,1	1,0	1,4	1,0	1,0	0,2	0,0	-0,2	-0,1
bazický index	1,0	0,9	1,0	0,5	0,4	-0,1	-0,6	-0,8	-0,6	-0,6	-0,1	0,0	0,1	
Německo	-1,1	-1,5	-1,8	-1,4	-1,8	-1,8	-1,7	-2,0	-2,3	-2,2	-2,3	-2,3	-2,6	-1,9
bazický index	1,0	1,4	1,6	1,3	1,6	1,6	1,5	1,8	2,1	2,0	2,1	2,1	2,4	
Francie	4,3	4,0	3,7	4,5	4,3	4,8	4,5	4,5	4,3	4,4	4,3	3,8	3,6	4,2
bazický index	1,0	0,9	0,9	1,0	1,0	1,1	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9	0,8	
Švédsko	-0,3	0,1	0,7	1,2	1,1	1,6	1,7	1,9	2,3	2,7	2,3	2,2	2,4	1,5
bazický index	1,0	-0,3	-2,3	-4,0	-3,7	-5,3	-5,7	-6,3	-7,7	-9,0	-7,7	-7,3	-8,0	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 19: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku v České republice v letech 1960 – 2000

Roky	Počet živě narozených	Počet zemřelých	Přirozený přírůstek/úbytek
1960	128 879	93 863	35 016
1965	147 438	105 108	42 330
1970	147 865	123 327	24 538
1975	191 776	124 314	67 462
1980	153 801	135 537	18 264
1985	135 881	131 641	4 240
1990	130 564	129 166	1 398
1995	96 097	117 913	-21 816
2000	90 910	109 001	-18 091

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 20: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku v Německu v letech 1960 – 2000

Roky	Počet živě narozených	Počet zemřelých	Přirozený přírůstek/úbytek
1960	1 261 614	876 721	384 893
1965	1 325 386	907 882	417 504
1970	1 047 737	975 664	72 073
1975	782 310	989 649	-207 339
1980	865 789	952 371	-86 582
1985	813 803	929 649	-115 846
1990	905 675	921 445	-15 770
1995	765 221	884 588	-119 367
2000	766 999	838 797	-71 798

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 21: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku ve Francii v letech 1960 – 2000

Roky	Počet živě narozených	Počet zemřelých	Přirozený přírůstek/úbytek
1960	816 296	521 092	295 204
1965	862 333	543 696	318 637
1970	847 783	542 277	305 506
1975	745 065	560 353	184 712
1980	800 376	547 107	253 269
1985	768 431	552 496	215 935
1990	762 407	526 201	236 206
1995	729 609	531 618	197 991
2000	774 782	530 864	243 918

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 22: Vývoj počtu živě narozených, zemřelých a přirozeného přírůstku/úbytku ve Švédsku v letech 1960 – 2000

Roky	Počet živě narozených	Počet zemřelých	Přirozený přírůstek/úbytek
1960	102 219	75 093	27 126
1965	122 806	78 194	44 612
1970	110 149	80 016	30 133
1975	103 632	88 208	15 424
1980	97 064	91 797	5 267
1985	98 463	94 032	4 431
1990	123 938	95 161	28 777
1995	103 422	93 955	9 467
2000	90 441	93 461	-3 020

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 23: Hrubá míra migračního salda (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	-1,4	0,7	2,0	1,3	3,0	2,9	7,7	6,5	2,4	1,4	1,6	1,0	-0,1	2,2
1.diference		2,1	0,0	-0,7	1,7	-0,1	4,8	-1,2	-4,1	-1,0	0,2	-0,6	-1,1	
koeficient růstu (%)	100,0	-50,0	285,7	65,0	230,8	96,7	265,5	84,4	36,9	58,3	114,3	62,5	-10,0	
bazický index	1,000	-0,500	-1,429	-0,929	-2,143	-2,071	-5,500	-4,643	-1,714	-1,000	-1,143	-0,714	0,071	
Německo	3,3	2,7	1,7	1,0	1,0	0,3	0,5	-0,7	-0,1	1,6	3,4	4,9	5,8	2,0
1.diference		-0,6	-1,0	-0,7	0,0	-0,7	0,2	-1,2	0,6	1,7	1,8	1,5	0,9	
koeficient růstu (%)	100,0	81,8	63,0	58,8	100,0	30,0	166,7	-140,0	14,3	-1 600,0	212,5	144,1	118,4	
bazický index	1,000	0,818	0,515	0,303	0,303	0,091	0,152	-0,212	-0,030	0,485	1,030	1,485	1,758	
Francie	3,0	3,1	3,2	3,2	3,0	1,8	1,2	0,9	0,5	0,6	0,5	0,6	0,6	1,7
1.diference		0,1	0,1	0,0	-0,2	-1,2	-0,6	-0,3	-0,4	0,1	-0,1	0,1	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	103,3	103,2	100,0	93,8	60,0	66,7	75,0	55,6	120,0	83,3	120,0	100,0	
bazický index	1,000	1,033	1,067	1,067	1,000	0,600	0,400	0,300	0,167	0,200	0,167	0,200	0,200	
Švédsko	3,2	3,5	3,2	2,8	3,0	5,6	5,9	6,0	6,7	5,3	4,8	5,4	6,9	4,8
1.diference		0,3	-0,3	-0,4	0,2	2,6	0,3	0,1	0,7	-1,4	-0,5	0,6	1,5	
koeficient růstu (%)	100,0	109,4	91,4	87,5	107,1	186,7	105,4	101,7	111,7	79,1	90,6	112,5	127,8	
bazický index	1,000	1,094	1,000	0,875	0,938	1,750	1,844	1,875	2,094	1,656	1,500	1,688	2,156	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 24: Hrubá míra celkového přírůstu obyvatel (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočet bazického indexu

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	-5,9	-0,3	0,8	0,9	3,0	3,5	9,1	8,3	3,7	2,5	1,8	1,0	-0,4	2,2
bazický index	1,0	0,1	-0,1	-0,2	-0,5	-0,6	-1,5	-1,4	-0,6	-0,4	-0,3	-0,2	0,1	
Německo	2,2	1,2	-0,1	-0,4	-0,8	-1,5	-1,2	-2,6	-2,4	-0,6	1,1	2,2	3,2	0,0
bazický index	1,0	0,5	0,0	-0,2	-0,4	-0,7	-0,5	-1,2	-1,1	-0,3	0,5	1,0	1,5	
Francie	7,3	7,1	6,9	7,7	7,3	6,5	5,7	5,7	4,8	5,2	5,1	4,7	4,2	6,0
bazický index	1,0	1,0	0,9	1,1	1,0	0,9	0,8	0,8	0,7	0,7	0,7	0,6	0,6	
Švédsko	3,0	3,5	3,9	4,0	4,0	7,2	7,6	8,0	9,1	8,0	7,1	7,7	9,3	6,3
bazický index	1,0	1,2	1,3	1,3	1,3	2,4	2,5	2,7	3,0	2,7	2,4	2,6	3,1	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 25: Vývoj hrubé míry celkového přírůstu obyvatel (‰) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	-7,5	4,7	-9,8	6,0	-2,2	0,6	-5,6	-1,1	-4,5
Německo	7,5	9,8	-2,6	-5,3	2,8	-0,6	8,1	3,4	1,2
Francie	9,6	8,0	9,6	3,8	5,5	4,6	4,6	3,2	6,9
Švédsko	3,6	10,0	9,6	3,9	1,8	1,9	7,4	2,4	2,4

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 26: Počty živě narozených dětí v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	90 715	92 786	93 685	97 664	102 211	105 831	114 632	119 570	118 348	117 153	108 673	108 576	106 751	105 892
1.diference		2 071	899	3 979	4 547	3 620	8 801	4 938	-1 222	-1 195	-8 480	-97	-1 825	
koeficient růstu (%)	100,00	102,28	100,97	104,25	104,66	103,54	108,32	104,31	98,98	98,99	92,76	99,91	98,32	101,33
bazický index	1,000	1,023	1,033	1,077	1,127	1,167	1,264	1,318	1,305	1,291	1,198	1,197	1,177	
Německo	734 475	719 250	706 721	705 622	685 795	672 724	684 862	682 514	665 126	677 947	662 685	673 544	685 000	688 943
1.diference		-15 225	-12 529	-1 099	-19 827	-13 071	12 138	-2 348	-17 388	12 821	-15 262	10 859	11 456	
koeficient růstu (%)	100,00	97,93	98,26	99,84	97,19	98,09	101,80	99,66	97,45	101,93	97,75	101,64	101,70	99,48
bazický index	1,000	0,979	0,962	0,961	0,934	0,916	0,932	0,929	0,906	0,923	0,902	0,917	0,933	
Francie	804 052	793 606	793 893	800 240	807 787	830 288	819 605	829 311	825 564	833 654	824 263	821 844	810 820	814 994
1.diference		-10 446	287	6 347	7 547	22 501	-10 683	9 706	-3 747	8 090	-9 391	-2 419	-11 024	
koeficient růstu (%)	100,00	98,70	100,04	100,80	100,94	102,79	98,71	101,18	99,55	100,98	98,87	99,71	98,66	100,07
bazický index	1,000	0,987	0,987	0,995	1,005	1,033	1,019	1,031	1,027	1,037	1,025	1,022	1,008	
Švédsko	91 466	95 815	99 157	100 928	101 346	105 913	107 421	109 301	111 801	115 641	111 770	113 177	113 593	105 948
1.diference		4 349	3 342	1 771	418	4 567	1 508	1 880	2 500	3 840	-3 871	1 407	416	
koeficient růstu (%)	100,00	104,75	103,49	101,79	100,41	104,51	101,42	101,75	102,29	103,43	96,65	101,26	100,37	101,70
bazický index	1,000	1,048	1,084	1,103	1,108	1,158	1,174	1,195	1,222	1,264	1,222	1,237	1,242	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 27: Procentický podíl živě narozených dětí mimo manželství v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	23,5	25,3	28,5	30,6	31,7	33,3	34,5	36,3	38,8	40,3	41,8	43,4	34,0
1.diference		1,8	3,2	2,1	1,1	1,6	1,2	1,8	2,5	1,5	1,5	1,6	
koeficient růstu (%)	100,0	107,7	112,6	107,4	103,6	105,0	103,6	105,2	106,9	103,9	103,7	103,8	105,3
bazický index	1,000	1,077	1,213	1,302	1,349	1,417	1,468	1,545	1,651	1,715	1,779	1,847	
Německo	25,0	26,1	27,0	27,9	29,2	30,0	30,8	32,1	32,7	33,3	33,9	34,1	30,2
1.diference		1,1	0,9	0,9	1,3	0,8	0,8	1,3	0,6	0,6	0,6	0,2	
koeficient růstu (%)	100	104,4	103,4	103,3	104,7	102,7	102,7	104,2	101,9	101,8	101,8	100,6	102,6
bazický index	1,000	1,044	1,080	1,116	1,168	1,200	1,232	1,284	1,308	1,332	1,356	1,364	
Francie	44,7	45,2	46,2	47,4	48,4	50,5	51,7	52,6	53,7	55,0	55,8	56,7	50,7
1.diference		0,5	1,0	1,2	1,0	2,1	1,2	0,9	1,1	1,3	0,8	0,9	
koeficient růstu (%)	100	101,1	102,2	102,6	102,1	104,3	102,4	101,7	102,1	102,4	101,5	101,6	102,0
bazický index	1,000	1,011	1,034	1,060	1,083	1,130	1,157	1,177	1,201	1,230	1,248	1,268	
Švédsko	55,5	56,0	56,0	55,4	55,4	55,5	54,8	54,7	54,4	54,2	54,3	54,4	55,1
1.diference		0,5	0,0	-0,6	0,0	0,1	-0,7	-0,1	-0,3	-0,2	0,1	0,1	
koeficient růstu (%)	100	100,9	100,0	98,9	100,0	100,2	98,7	99,8	99,5	99,6	100,2	100,2	99,8
bazický index	1,000	1,009	1,009	0,998	0,998	1,000	0,987	0,986	0,980	0,977	0,978	0,980	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 28: Vývoj procentického podílu živě narozených dětí mimo manželství v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	4,9	5,0	5,4	4,5	5,6	7,3	8,6	15,6	21,8
Německo	7,6	5,8	7,2	8,5	11,9	16,2	15,3	16,1	23,4
Francie	6,1	5,9	6,8	8,5	11,4	19,6	30,1	37,6	42,6
Švédsko	11,3	13,8	18,6	32,8	39,7	46,4	47,0	53,0	55,3

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 29: Úhrnná plodnost v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	1,14	1,17	1,18	1,23	1,28	1,33	1,44	1,50	1,49	1,49	1,43	1,45	1,34
1.diference		0,03	0,01	0,05	0,05	0,05	0,11	0,06	-0,01	0,00	-0,06	0,02	
koeficient růstu (%)	100,00	102,63	100,85	104,24	104,07	103,91	108,27	104,17	99,33	100,00	95,97	101,40	102,07
bazický index	1,000	1,026	1,035	1,079	1,123	1,167	1,263	1,316	1,307	1,307	1,254	1,272	
Německo	1,35	1,34	1,34	1,36	1,34	1,33	1,37	1,38	1,36	1,39	1,36	1,38	1,36
1.diference		-0,01	0,00	0,02	-0,02	-0,01	0,04	0,01	-0,02	0,03	-0,03	0,02	
koeficient růstu (%)	100,00	99,26	100,00	101,49	98,53	99,25	103,01	100,73	98,55	102,21	97,84	101,47	100,20
bazický index	1,000	1,000	1,000	1,015	1,000	0,993	1,022	1,030	1,015	1,037	1,015	1,030	
Francie	1,90	1,88	1,89	1,92	1,94	2,00	1,98	2,01	2,00	2,03	2,01	2,01	1,96
1.diference		-0,02	0,01	0,03	0,02	0,06	-0,02	0,03	-0,01	0,03	-0,02	0,00	
koeficient růstu (%)	100,00	98,95	100,53	101,59	101,04	103,09	99,00	101,52	99,50	101,50	99,01	100,00	100,48
bazický index	1,000	0,989	0,995	1,011	1,021	1,053	1,042	1,058	1,053	1,068	1,058	1,058	
Švédsko	1,57	1,65	1,71	1,75	1,77	1,85	1,88	1,91	1,94	1,98	1,90	1,91	1,82
1.diference		0,08	0,06	0,04	0,02	0,08	0,03	0,03	0,03	0,04	-0,08	0,01	
koeficient růstu (%)	100,00	105,10	103,64	102,34	101,14	104,52	101,62	101,60	101,57	102,06	95,96	100,53	101,67
bazický index	1,000	1,051	1,089	1,115	1,127	1,178	1,197	1,217	1,236	1,261	1,210	1,217	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 30: Hrubá míra porodnosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2013 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	průměr
Česká republika	8,9	9,1	9,2	9,6	10,0	10,3	11,1	11,5	11,3	11,1	10,4	10,3	10,2	10,2
1.diference		0,2	0,1	0,4	0,4	0,3	0,8	0,4	-0,2	-0,2	-0,7	-0,1	-0,1	
koeficient růstu (%)	100	102,2	101,1	104,3	104,2	103,0	107,8	103,6	98,3	98,2	93,7	99,0	99,0	101,1
bazický index	1,000	1,022	1,034	1,079	1,124	1,157	1,247	1,292	1,270	1,247	1,169	1,157	1,146	
Německo	8,9	8,7	8,6	8,6	8,3	8,2	8,3	8,3	8,1	8,3	8,1	8,4	8,5	8,4
1.diference		-0,2	-0,1	0,0	-0,3	-0,1	0,1	0,0	-0,2	0,2	-0,2	0,3	0,1	
koeficient růstu (%)	100	97,8	98,9	100,0	96,5	98,8	101,2	100,0	97,6	102,5	97,6	103,7	101,2	99,7
bazický index	1,000	0,978	0,966	0,966	0,933	0,921	0,933	0,933	0,910	0,933	0,910	0,944	0,955	
Francie	13,1	12,9	12,8	12,8	12,8	13,1	12,8	12,9	12,8	12,7	12,8	12,6	12,3	12,8
1.diference		-0,2	-0,1	0,0	0,0	0,3	-0,3	0,1	-0,1	-0,1	0,1	-0,2	-0,3	
koeficient růstu (%)	100	98,5	99,2	100,0	100,0	102,3	97,7	100,8	99,2	99,2	100,8	98,4	97,6	99,5
bazický index	1,000	0,985	0,977	0,977	0,977	1,000	0,977	0,985	0,977	0,969	0,977	0,962	0,939	
Švédsko	10,3	10,7	11,1	11,2	11,2	11,7	11,7	11,9	12,0	12,3	11,8	11,9	11,8	11,5
1.diference		0,4	0,4	0,1	0,0	0,5	0,0	0,2	0,1	0,3	-0,5	0,1	-0,1	
koeficient růstu (%)	100	103,9	103,7	100,9	100,0	104,5	100,0	101,7	100,8	102,5	95,9	100,8	99,2	101,1
bazický index	1,000	1,039	1,078	1,087	1,087	1,136	1,136	1,155	1,165	1,194	1,146	1,155	1,146	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 31: Vývoj hrubé míry porodnosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 1960 – 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	13,4	15,1	15,0	19,1	14,9	13,1	12,6	9,3	8,9
Německo	17,3	17,4	13,4	9,9	11,1	10,5	11,4	9,4	9,3
Francie	17,9	17,7	16,7	14,1	14,9	13,9	13,4	12,6	13,1
Švédsko	13,7	15,9	13,7	12,6	11,7	11,8	14,5	11,7	10,2

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 32: Průměrný věk (v letech) žen při porodu v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	27,5	27,8	28,1	28,3	28,6	28,9	29,1	29,3	29,4	29,6	29,7	29,8	28,8
1.diference		0,3	0,3	0,2	0,3	0,3	0,2	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	
koeficient růstu (%)	100	101,0	101,0	100,7	101,1	101,0	100,7	100,7	100,3	100,7	100,3	100,3	100,7
bazický index	1,000	1,010	1,020	1,028	1,038	1,049	1,057	1,064	1,068	1,075	1,078	1,082	
Německo	28,9	29,0	29,2	29,4	29,5	29,7	29,9	30,1	30,2	30,4	30,5	30,6	29,8
1.diference		0,1	0,2	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	
koeficient růstu (%)	100	100,3	100,7	100,7	100,3	100,7	100,7	100,7	100,3	100,7	100,3	100,3	100,5
bazický index	1,000	1,003	1,010	1,017	1,021	1,028	1,035	1,042	1,045	1,052	1,055	1,059	
Francie	29,4	29,4	29,5	29,6	29,7	29,7	29,8	29,8	29,9	30,0	30,0	30,1	29,7
1.diference		0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,1	
koeficient růstu (%)	100	100,0	100,3	100,3	100,3	100,0	100,3	100,0	100,3	100,3	100,0	100,3	100,2
bazický index	1,000	1,000	1,003	1,007	1,010	1,010	1,014	1,014	1,017	1,020	1,020	1,024	
Švédsko	30,0	30,1	30,3	30,4	30,5	30,6	30,6	30,6	30,7	30,7	30,8	30,9	30,5
1.diference		0,1	0,2	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	
koeficient růstu (%)	100	100,2	100,7	100,3	100,3	100,3	100,0	100,0	100,3	100,0	100,3	100,3	100,2
bazický index	1,000	1,002	1,009	1,013	1,016	1,019	1,019	1,019	1,023	1,023	1,026	1,029	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 33: Vývoj průměrného věk (v letech) žen při.porodu v jednotlivých zemích v letech 1960– 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	25,7	25,5	24,8	24,8	25,0	24,7	24,8	25,8	27,2
Německo	27,5		26,6		26,4		27,4		28,8
Francie	27,6	27,3	27,2	26,7	26,8	27,5	28,3	29,0	29,4
Švédsko	27,5		27,0	26,7	27,6	28,4	28,6	29,2	29,9

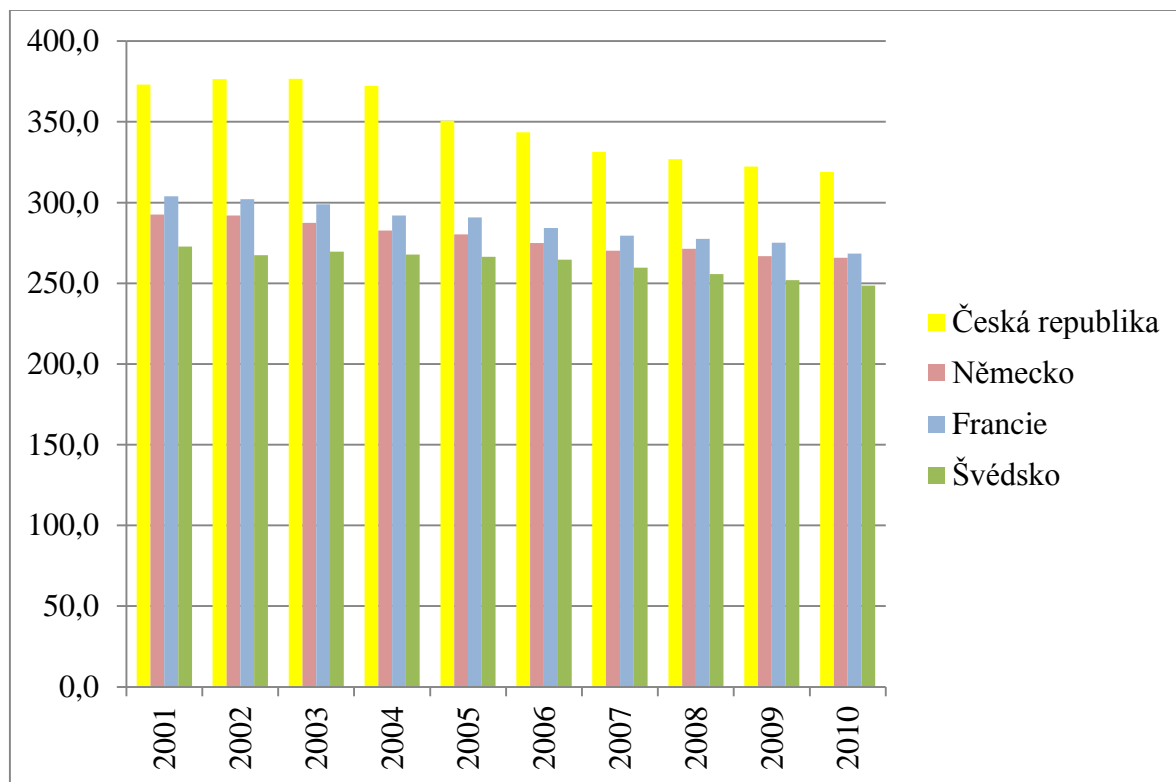
Zdroj: Eurostat

Příloha č. 34: Standardizovaná míra úmrtnosti (na 100 tis. obyvatel) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2010 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	průměr
Česká republika	1 583,3	1 583,8	1 630,6	1 540,9	1 518,9	1 425,9	1 381,1	1 343,3	1 346,0	1 307,4	1 466,1
1.diference		0,5	46,8	-89,7	-22,0	-93,0	-44,8	-37,8	2,7	-38,6	
koeficient růstu (%)	100,00	100,03	102,95	94,50	98,57	93,88	96,86	97,26	100,20	97,13	98,14
bazický index	1,000	1,000	1,030	0,973	0,959	0,901	0,872	0,848	0,850	0,826	
Německo	1 184,0	1 198,0	1 213,6	1 144,6	1 133,4	1 087,4	1 065,8	1 064,2	1 052,7	1 033,1	1 117,7
1.diference		14,0	15,6	-69,0	-11,2	-46,0	-21,6	-1,6	-11,5	-19,6	
koeficient růstu (%)	100,00	101,18	101,30	94,31	99,02	95,94	98,01	99,85	98,92	98,14	98,67
bazický index	1,000	1,012	1,025	0,967	0,957	0,918	0,900	0,899	0,889	0,873	
Francie	1 070,9	1 072,4	1 100,7	996,9	1 002,6	944,2	922,1	915,9	899,7	880,4	980,6
1.diference		1,5	28,3	-103,8	5,7	-58,4	-22,1	-6,2	-16,2	-19,3	
koeficient růstu (%)	100,00	100,14	102,64	90,57	100,57	94,18	97,66	99,33	98,23	97,85	98,12
bazický index	1,000	1,001	1,028	0,931	0,936	0,882	0,861	0,855	0,840	0,822	
Švédsko	1 117,6	1 123,2	1 090,1	1 056,7	1 049,8	1 026,7	1 019,2	1 004,9	979,8	972,7	1 044,1
1.diference		5,6	-33,1	-33,4	-6,9	-23,1	-7,5	-14,3	-25,1	-7,1	
koeficient růstu (%)	100,00	100,50	97,05	96,94	99,35	97,80	99,27	98,60	97,50	99,28	98,63
bazický index	1,000	1,005	0,975	0,946	0,939	0,919	0,912	0,899	0,877	0,870	

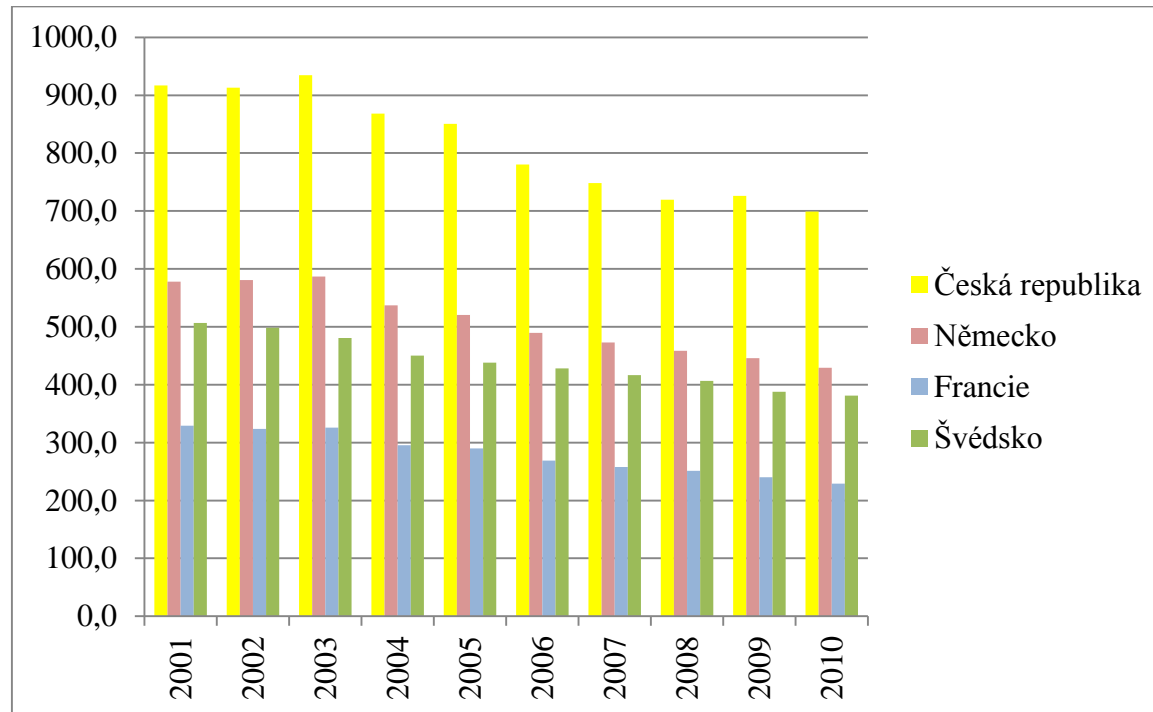
Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 35: Vývoj standardizované míry úmrtnosti (na 100 tis. obyvatel) na novotvary v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2010



Zdroj: Eurostat

Příloha č. 36: Vývoj standardizované míry úmrtnosti (na 100 tis. obyvatel) na nemoci oběhové soustavy v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2010



Zdroj: Eurostat

Příloha č. 37: Vývoj hrubé miry úmrtnosti (%) v jednotlivých zemích v letech 1960– 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	9,8	10,7	12,5	12,4	13,2	12,7	12,5	11,4	10,6
Německo	12,0	12,0	12,5	12,6	12,2	12,0	11,6	10,8	10,2
Francie	11,4	11,2	10,7	10,6	10,2	10,0	9,3	9,2	9,0
Švédsko	10,0	10,1	9,9	10,8	11,0	11,3	11,1	10,6	10,5

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 38: Naděje dožití (v letech) při narození (muži) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	72,1	72,1	72,0	72,6	72,9	73,5	73,8	74,1	74,2	74,5	74,7	75,1	73,5
1.diference		0,0	-0,1	0,6	0,3	0,6	0,3	0,3	0,1	0,3	0,2	0,4	
koeficient růstu (%)	100,0	100,0	99,9	100,8	100,4	100,8	100,4	100,4	100,1	100,4	100,3	100,5	100,3
bazický index	1,000	1,000	0,999	1,007	1,011	1,019	1,024	1,028	1,029	1,033	1,036	1,042	
Německo	75,6	75,7	75,8	76,5	76,7	77,2	77,4	77,6	77,8	78,0	78,4	78,6	77,1
1.diference		0,1	0,1	0,7	0,2	0,5	0,2	0,2	0,2	0,2	0,4	0,2	
koeficient růstu (%)	100,0	100,1	100,1	100,9	100,3	100,7	100,3	100,3	100,3	100,3	100,5	100,3	100,3
bazický index	1,000	1,001	1,003	1,012	1,015	1,021	1,024	1,026	1,029	1,032	1,037	1,040	
Francie	75,5	75,7	75,7	76,7	76,7	77,3	77,6	77,8	78,0	78,2	78,7	78,7	77,2
1.diference		0,2	0,0	1,0	0,0	0,6	0,3	0,2	0,2	0,2	0,5	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	100,3	100,0	101,3	100,0	100,8	100,4	100,3	100,3	100,3	100,6	100,0	100,3
bazický index	1,000	1,003	1,003	1,016	1,016	1,024	1,028	1,030	1,033	1,036	1,042	1,042	
Švédsko	77,6	77,7	78,0	78,4	78,5	78,8	79,0	79,2	79,4	79,6	79,9	79,9	78,8
1.diference		0,1	0,3	0,4	0,1	0,3	0,2	0,2	0,2	0,2	0,3	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	100,1	100,4	100,5	100,1	100,4	100,3	100,3	100,3	100,3	100,4	100,0	100,2
bazický index	1,000	1,001	1,005	1,010	1,012	1,015	1,018	1,021	1,023	1,026	1,030	1,030	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 39: Naděje dožití (v letech) při narození (ženy) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	78,4	78,5	78,5	79,4	79,1	79,7	79,9	80,1	80,1	80,9	80,7	81,2	79,7
1.diference		0,1	0,0	0,9	-0,3	0,6	0,2	0,2	0,0	0,8	-0,2	0,5	
koeficient růstu (%)	100,0	100,1	100,0	101,1	99,6	100,8	100,3	100,3	100,0	101,0	99,8	100,6	100,3
bazický index	1,000	1,001	1,001	1,013	1,009	1,017	1,019	1,022	1,022	1,032	1,029	1,036	
Německo	81,4	81,3	81,3	81,9	82,0	82,4	82,7	82,7	82,8	83,0	83,2	83,3	82,3
1.diference		-0,1	0,0	0,6	0,1	0,4	0,3	0,0	0,1	0,2	0,2	0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	99,9	100,0	100,7	100,1	100,5	100,4	100,0	100,1	100,2	100,2	100,1	100,2
bazický index	1,000	0,999	0,999	1,006	1,007	1,012	1,016	1,016	1,017	1,020	1,022	1,023	
Francie	83,0	83,0	82,7	83,8	83,8	84,5	84,5	84,5	84,8	85,0	85,3	85,4	84,2
1.diference		0,0	-0,3	1,1	0,0	0,7	0,0	0,0	0,3	0,2	0,3	0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	100,0	99,6	101,3	100,0	100,8	100,0	100,0	100,4	100,2	100,4	100,1	100,2
bazický index	1,000	1,000	0,996	1,010	1,010	1,018	1,018	1,018	1,022	1,024	1,028	1,029	
Švédsko	82,2	82,1	82,5	82,8	82,9	83,1	83,1	83,3	83,5	83,6	83,8	83,6	83,0
1.diference		-0,1	0,4	0,3	0,1	0,2	0,0	0,2	0,2	0,1	0,2	-0,2	
koeficient růstu (%)	100,0	99,9	100,5	100,4	100,1	100,2	100,0	100,2	100,2	100,1	100,2	99,8	100,1
bazický index	1,000	0,999	1,004	1,007	1,009	1,011	1,011	1,013	1,016	1,017	1,019	1,017	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 40: Vývoj naděje dožití (v letech) při narození v ČR u mužů a žen v letech 1970 – 2000

Roky	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
muži	66,1	67,0	66,9	67,5	67,6	69,7	71,6
ženy	73,1	74,1	74,0	74,8	75,5	76,8	78,5

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 41: Vývoj naděje dožití (v letech) při narození v Německu u mužů a žen v letech 1970 – 2000

Roky	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
muži	68,2	68,6	69,6	70,8	71,6	72,7	74,5
ženy	74,0	74,8	76,1	77,2	78,0	79,3	80,5

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 42: Hrubá míra sňatečnosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	5,1	5,2	4,8	5,0	5,1	5,1	5,5	5,0	4,6	4,4	4,3	4,3	4,9
1.diference		0,1	-0,4	0,2	0,1	0,0	0,4	-0,5	-0,4	-0,2	-0,1	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	102,0	92,3	104,2	102,0	100,0	107,8	90,9	92,0	95,7	97,7	100,0	98,7
bazický index	1,000	1,020	0,941	0,980	1,000	1,000	1,078	0,980	0,902	0,863	0,843	0,843	
Německo	4,7	4,6	4,6	4,8	4,7	4,5	4,5	4,6	4,6	4,7	4,6	4,7	4,6
1.diference		-0,1	0,0	0,2	-0,1	-0,2	0,0	0,1	0,0	0,1	-0,1	0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	97,9	100,0	104,3	97,9	95,7	100,0	102,2	100,0	102,2	97,9	102,2	100,0
bazický index	1,000	0,979	0,979	1,021	1,000	0,957	0,957	0,979	0,979	1,000	0,979	1,000	
Francie	4,8	4,6	4,6	4,5	4,5	4,3	4,3	4,1	3,9	3,9	3,6	3,7	4,2
1.diference		-0,2	0,0	-0,1	0,0	-0,2	0,0	-0,2	-0,2	0,0	-0,3	0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	95,8	100,0	97,8	100,0	95,6	100,0	95,3	95,1	100,0	92,3	102,8	97,9
bazický index	1,000	0,958	0,958	0,938	0,938	0,896	0,896	0,854	0,813	0,813	0,750	0,771	
Švédsko	4,0	4,3	4,4	4,8	4,9	5,0	5,2	5,5	5,1	5,3	5,0	5,3	4,9
1.diference		0,3	0,1	0,4	0,1	0,1	0,2	0,3	-0,4	0,2	-0,3	0,3	
koeficient růstu (%)	100,0	107,5	102,3	109,1	102,1	102,0	104,0	105,8	92,7	103,9	94,3	106,0	102,5
bazický index	1,000	1,075	1,100	1,200	1,225	1,250	1,300	1,375	1,275	1,325	1,250	1,325	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 43: Vývoj hrubé míry sňatečnosti (‰) ve vybraných zemích v letech 1960 - 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	7,7	8,4	9,2	9,7	7,6	7,8	8,8	5,3	5,4
Německo	9,5	8,2	7,4	6,7	6,3	6,4	6,5	5,3	5,1
Francie	7,0		7,8		6,2		5,1	4,4	4,4
Švédsko	6,7	7,8	5,4	5,4	4,5	4,6	4,7	3,8	3,8

Zdroj: Eurostat

Příloha č. 44: Hrubá míra rozvodovosti (‰) v jednotlivých zemích v letech 2001 – 2012 a výpočty vybraných elementárních charakteristik

	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	průměr
Česká republika	3,1	3,1	3,8	3,2	3,1	3,1	3,0	3,0	2,8	2,9	2,7	2,5	3,0
1.diference		0,0	0,7	-0,6	-0,1	0,0	-0,1	0,0	-0,2	0,1	-0,2	-0,2	
koeficient růstu (%)	100,0	100,0	122,6	84,2	96,9	100,0	96,8	100,0	93,3	103,6	93,1	92,6	98,6
bazický index	1,000	1,000	1,226	1,032	1,000	1,000	0,968	0,968	0,903	0,935	0,871	0,806	
Německo	2,4	2,5	2,6	2,6	2,4	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,3	2,4
1.diference		0,1	0,1	0,0	-0,2	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	104,2	104,0	100,0	92,3	95,8	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	99,7
bazický index	1,000	1,042	1,083	1,083	1,000	0,958	0,958	0,958	0,958	0,958	0,958	0,958	
Francie	1,9	1,9	2,1	2,2	2,5	2,2	2,1	2,1	2,0	2,1	2,0	2,1	2,1
1.diference		0,0	0,2	0,1	0,3	-0,3	-0,1	0,0	-0,1	0,1	-0,1	0,1	
koeficient růstu (%)	100,0	100,0	110,5	104,8	113,6	88,0	95,5	100,0	95,2	105,0	95,2	105,0	101,1
bazický index	1,000	1,000	1,105	1,158	1,316	1,158	1,105	1,105	1,053	1,105	1,053	1,105	
Švédsko	2,4	2,4	2,4	2,2	2,2	2,2	2,3	2,3	2,4	2,5	2,5	2,5	2,4
1.diference		0,0	0,0	-0,2	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	
koeficient růstu (%)	100,0	100,0	100,0	91,7	100,0	100,0	104,5	100,0	104,3	104,2	100,0	100,0	100,4
bazický index	1,000	1,000	1,000	0,917	0,917	0,917	0,958	0,958	1,000	1,042	1,042	1,042	

Zdroj: Eurostat, vlastní výpočty

Příloha č. 45: Vývoj hrubé míry rozvodovosti (‰) ve vybraných zemích v letech 1960 – 2000

	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Česká republika	1,4	1,7	2,2	2,6	2,6	2,9	3,1	3,0	2,9
Německo	1,0	1,1	1,3	1,9	1,8	2,3	1,9	2,1	2,4
Francie	0,7		0,8		1,5		1,9	2,1	1,9
Švédsko	1,2	1,2	1,6	3,1	2,4	2,4	2,3	2,6	2,4

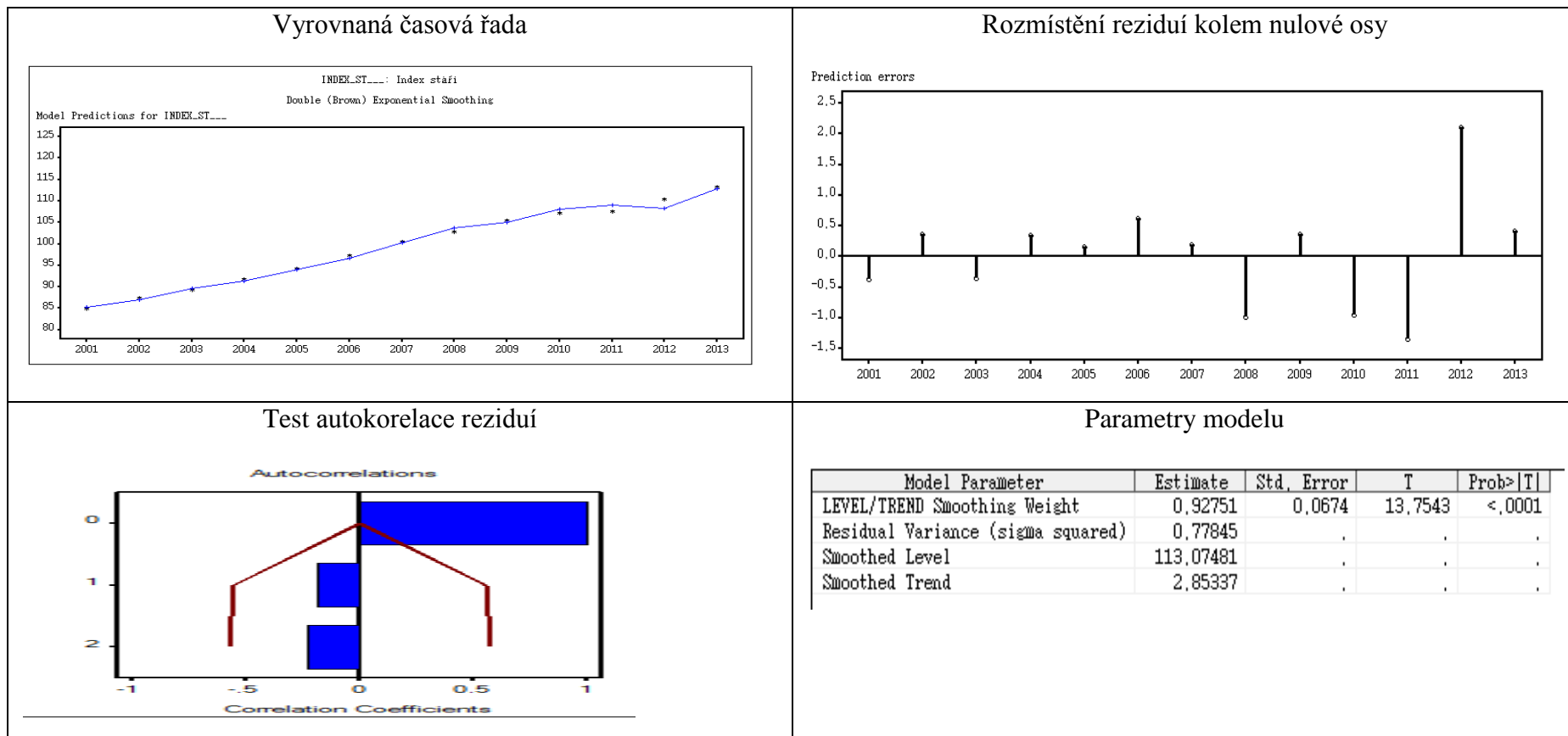
Zdroj: Eurostat

Příloha č. 46: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří v ČR v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,45%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0010) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9880)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,47%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0021) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9956) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,49%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,65%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	0,65%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,58%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0013) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,6769) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,0626)
Kubický trend	0,58%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9841) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9908) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9954) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9873)
Logaritmická trend	2,35%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	5,11%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0017)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 47: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele index stáří v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 48: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) v ČR pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	116,1512	114,4219	117,8805
2015	119,0046	115,3603	122,6488
2016	121,8579	115,9142	127,8017

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 49: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	108,8770	107,6000	1,1868
2012	110,6524	110,4000	0,2286
2013	112,4279	113,3000	0,7697

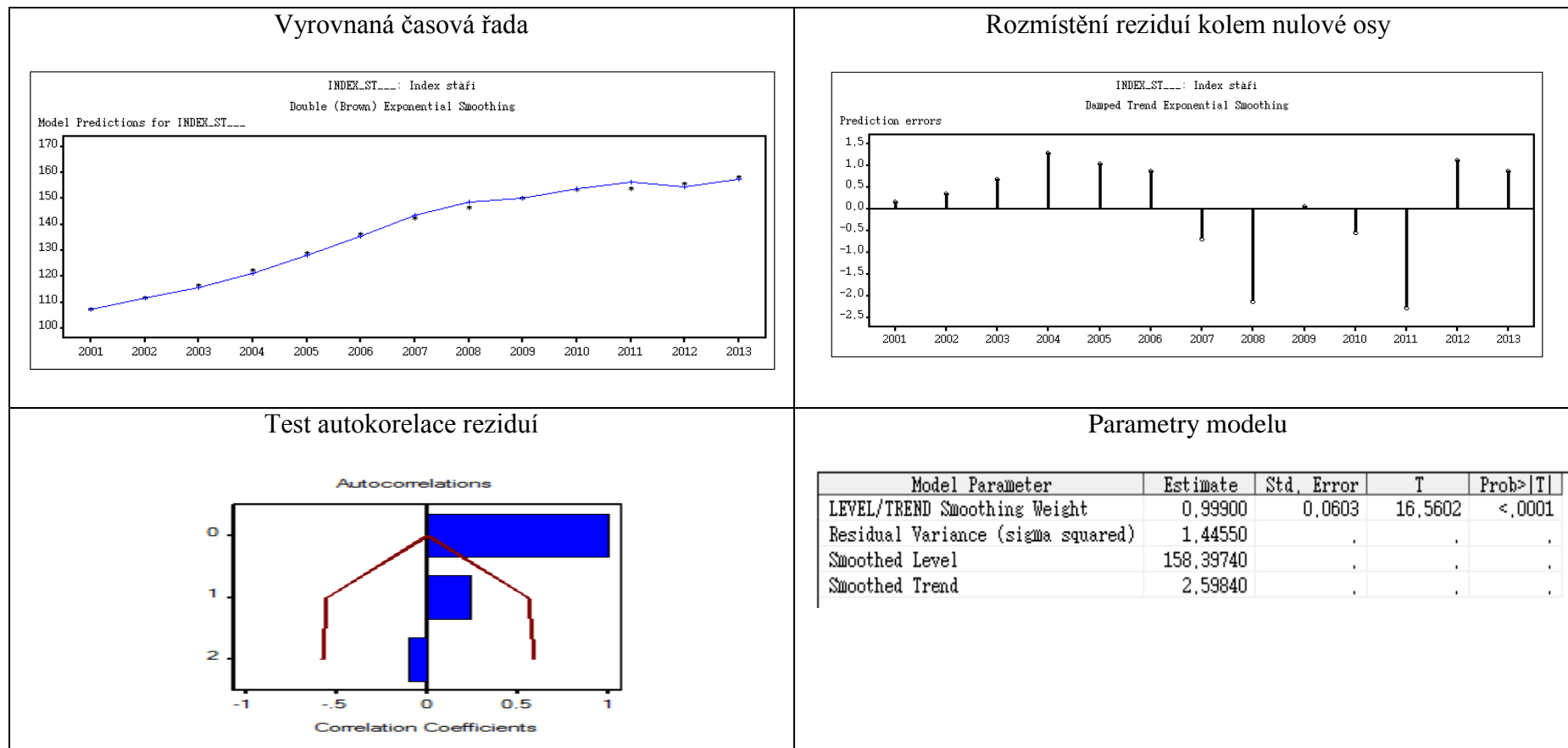
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 50: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří v Německu v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,62%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0009) trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0478)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,62%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,67%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0024) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0846) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	1,14%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	2,34%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	1,07%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,0782) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0006) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kubický trend	1,07%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8937) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9166) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9583) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9904)
Logaritmický trend	2,79%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	6,89%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0006)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 51: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele index stáří v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 52: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) v Německu pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	160,9984	158,6420	163,3548
2015	163,5968	158,3318	168,8617
2016	166,1952	157,3883	175,0021

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 53: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	156,4014	154,0000	1,5594
2012	159,5028	155,8000	2,3766
2013	162,6042	158,4000	2,6542

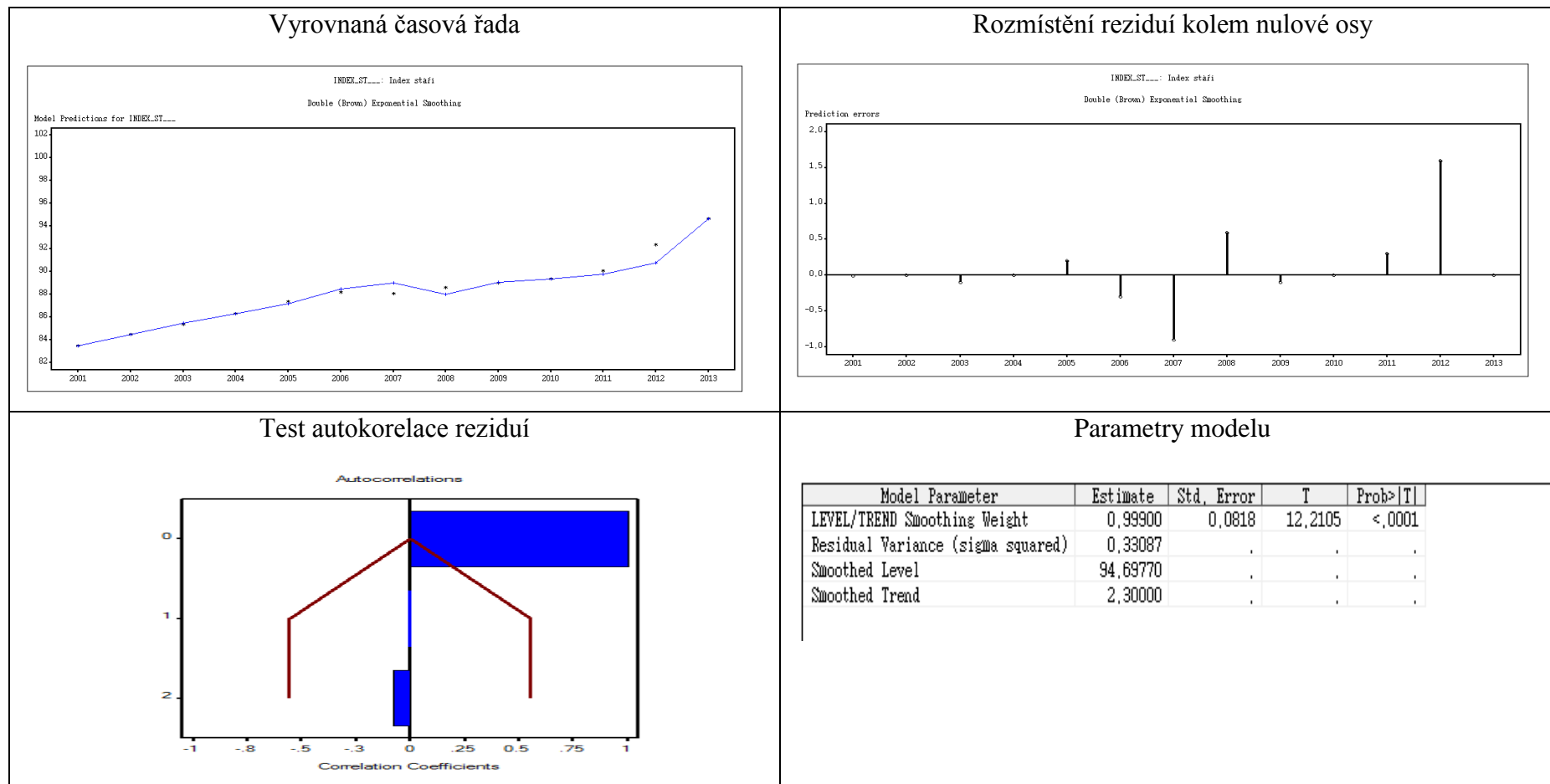
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 54: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří ve Francii v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,35%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0174) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2028)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,35%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,35%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0249) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2481) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,54%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0009)
Lineární trend	0,68%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,68%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0013) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,1479) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,2893)
Kubický trend	0,68%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9456) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9745) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9873) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9966)
Logaritmický trend	1,09%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	1,73%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0033)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 55: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele index stáří ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 56: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) ve Francii pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	97,0000	95,8726	98,1274
2015	99,3000	96,7811	101,8189
2016	101,6000	97,3865	105,8135

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 57: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	89,8008	90,1000	0,3321
2012	90,2015	92,4000	2,3793
2013	90,6022	94,7000	4,3271

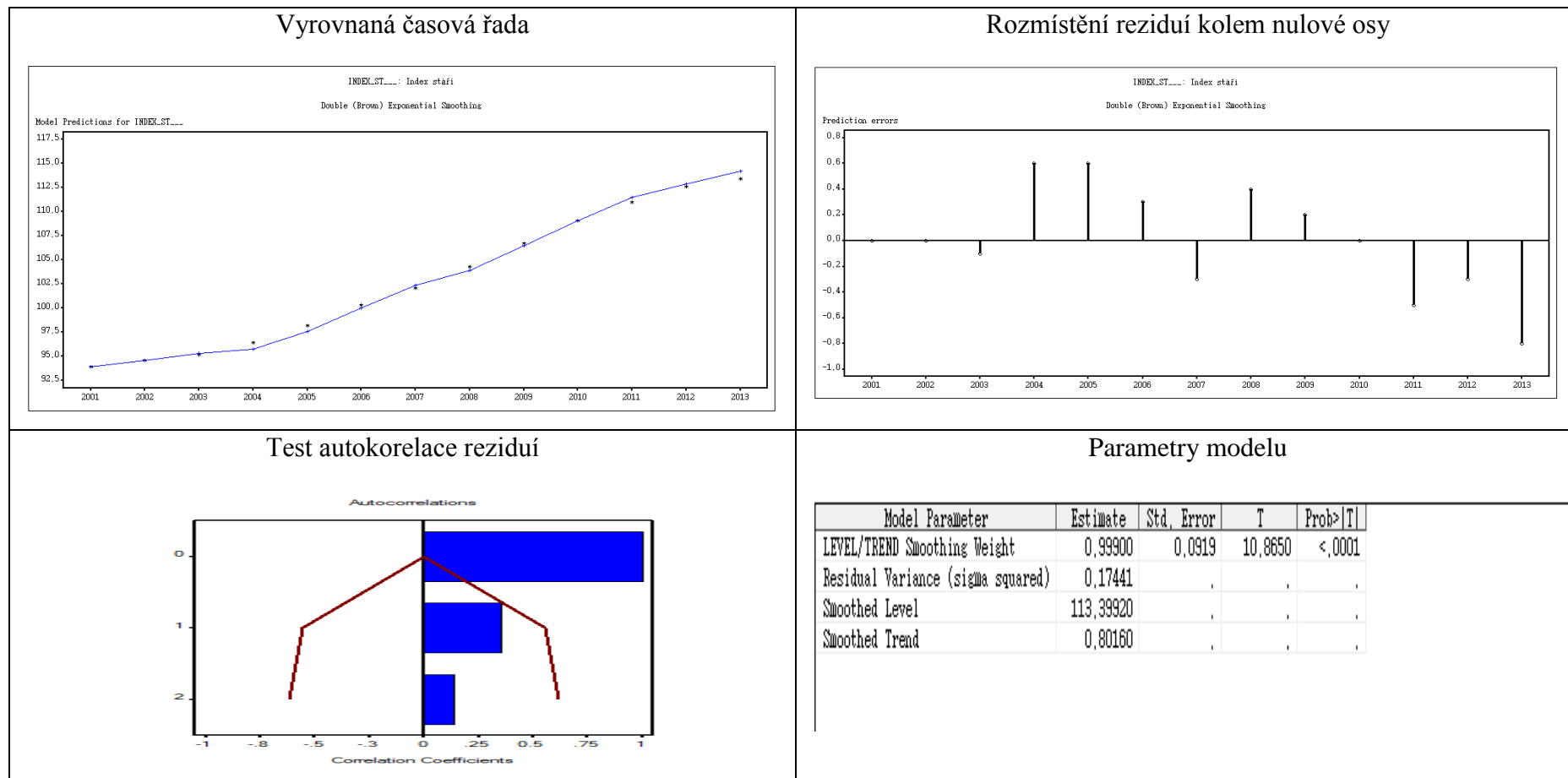
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 58: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje indexu stáří ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,30%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0018) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0642)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,30%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,31%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0043) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1097) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,53%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	0,77%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,57%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0046) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0334)
Kubický trend	0,57%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8874) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9415) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9708) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9911)
Logaritmický trend	2,55%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	4,38%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0081)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 59: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele index stáří ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 60: Bodová a intervalová předpověď indexu stáří (v %) ve Švédsku pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	114,2016	113,3831	115,0201
2015	115,0032	113,1744	116,8320
2016	115,8048	112,7456	118,8640

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 61: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele index stáří ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	111,5000	111,0000	0,4505
2012	113,9000	112,6000	1,1545
2013	116,3000	113,4000	2,5573

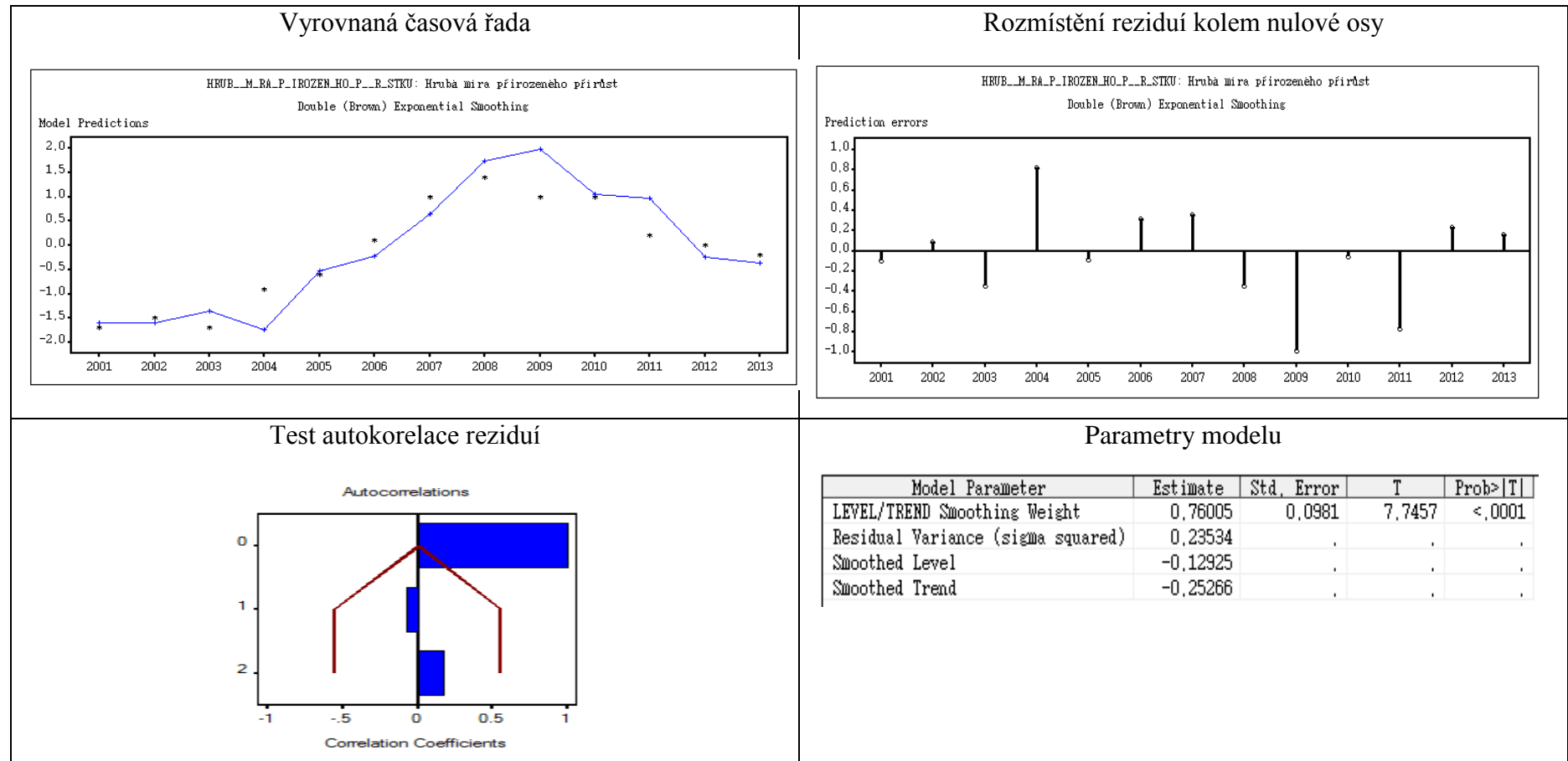
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 62: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku v ČR v letech 2001 – 2013

Název modelu	R-Squared	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	81%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0033) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0668)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	83%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1304) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,5879) tlumící vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0870)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	80%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	74%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,4218)
Lineární trend	46%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0118) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0105)
Kvadratický trend	82%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0026) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0019) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0014)
Kubický trend	82%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8976) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9307) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9653) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9985)
Logaritmický trend	60%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0020) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0019)
Hyperbolický trend	50%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0906) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0071)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 63: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 64: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (‰) v ČR pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	-0,4617	-1,4125	0,4891
2015	-0,7143	-2,4444	1,0157
2016	-0,9670	-3,6074	1,6734

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 65: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	0,9760	0,2000	3,8800
2012	0,9471	0,0000	-
2013	0,9183	-0,2000	5,5900

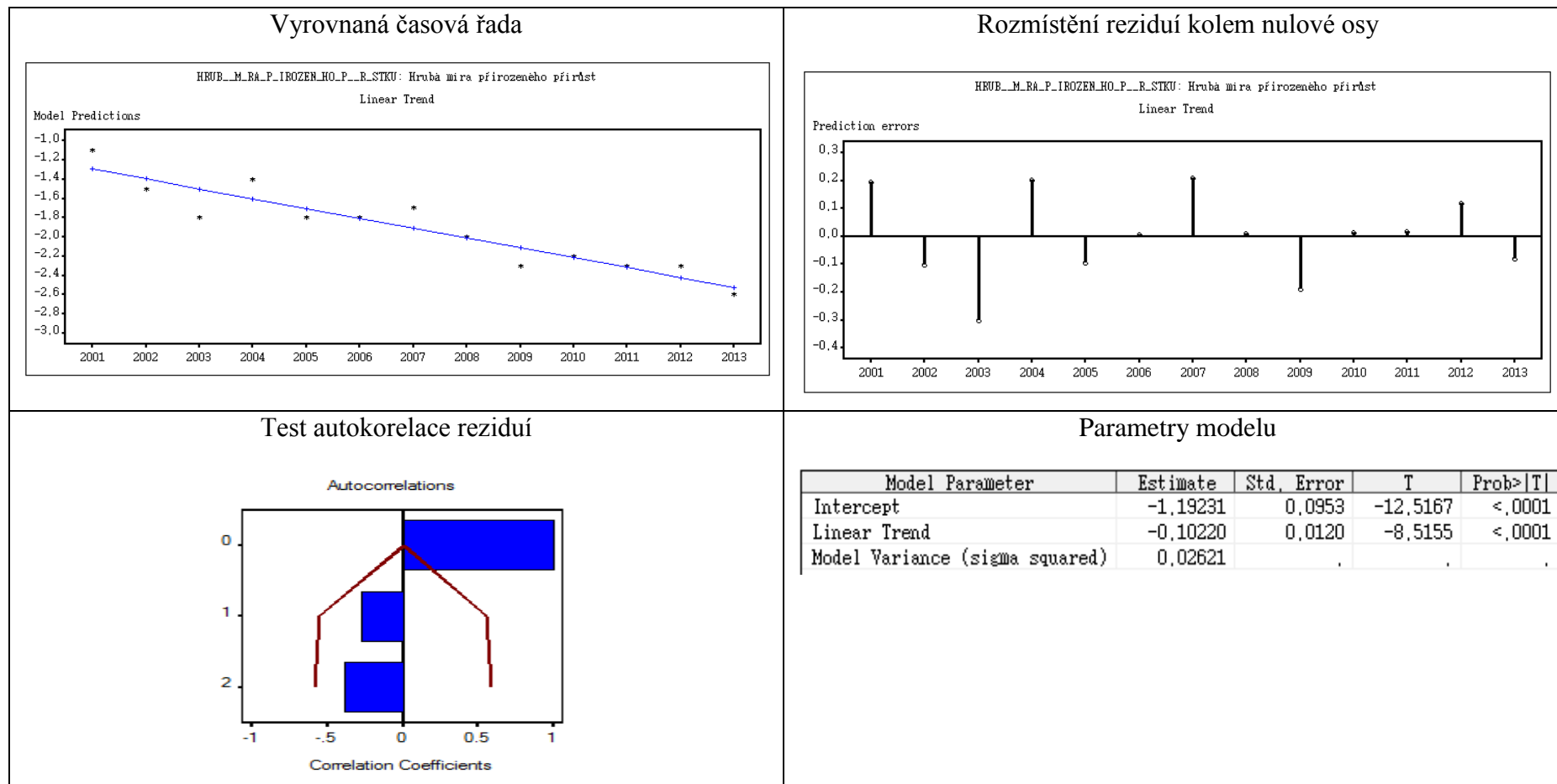
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 66: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku v Německu v letech 2001 – 2013

Název modelu	R-Squared	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	87%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnaní	87%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9914) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9939)
Model exponenciálního vyrovnaní s tlumeným trendem	86%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9969) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 1,0000) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní	64%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0005)
Model náhodné procházky	54%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,1100)
Kvadratický trend	87%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,4586) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,8450) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9182)
Kubický trend	87%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9918) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9970) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9985) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9977)
Logaritmický trend	82%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	62%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0014)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 67: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstu v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 68: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (‰) v Německu pro roky 2014 – 2016 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	-2,6231	-2,9404	-2,3057
2015	-2,7253	-3,0426	-2,4079
2016	-2,8275	-3,1448	-2,5101

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 69: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	-2,3400	-2,3000	1,7391
2012	-2,4455	-2,3000	6,3261
2013	-2,5509	-2,6000	1,8885

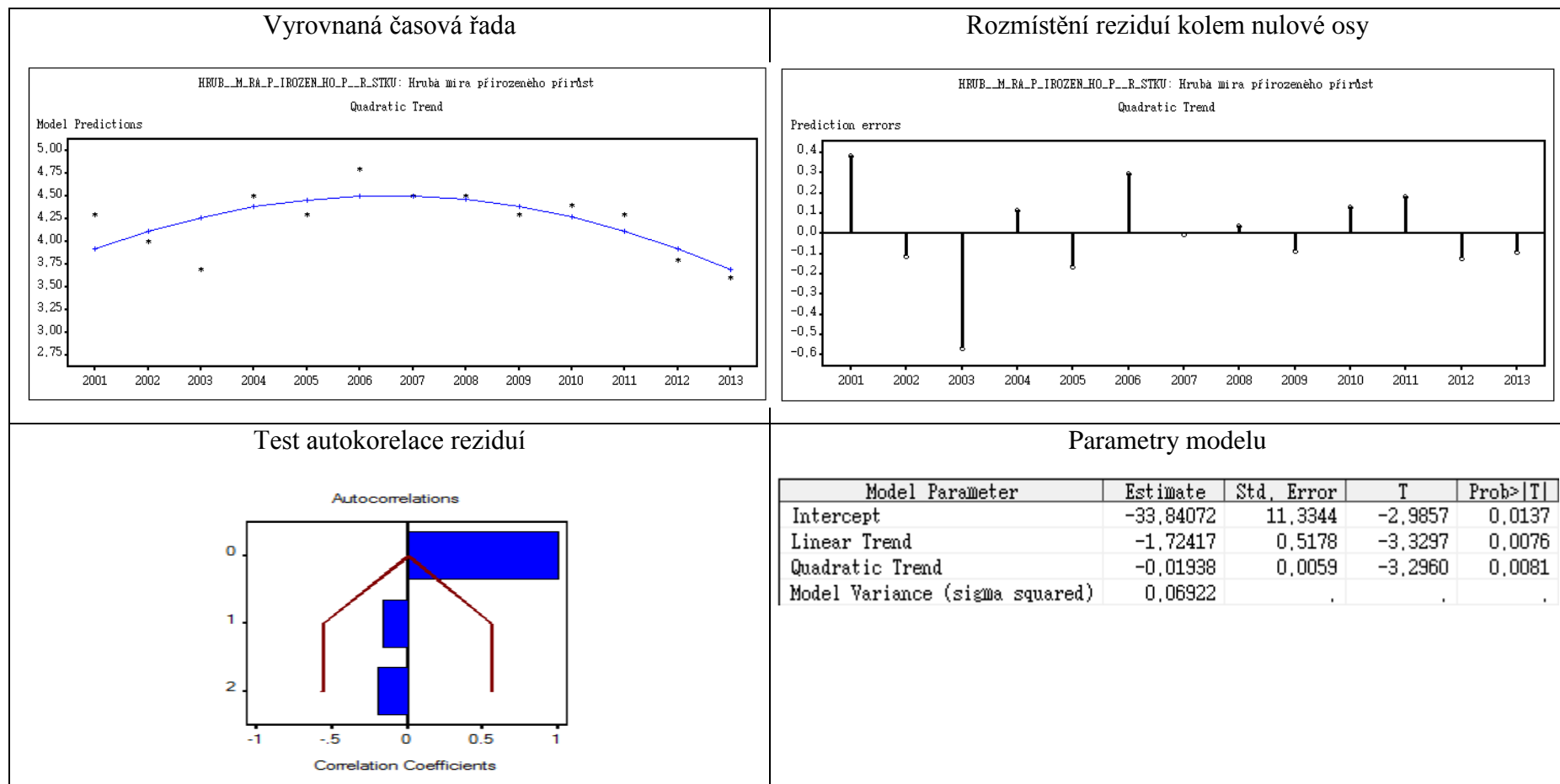
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 70: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku ve Francii v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	6,03%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0098) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9960)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	6,03%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0149) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9969) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	6,85%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,5011)
Model náhodné procházky	6,39%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,5963)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	6,73%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0011)
Kvadratický trend	4,27%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0137) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0076) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0081)
Kubický trend	4,27%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9191) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9449) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9725) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9998)
Logaritmický trend	6,85%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0, 0001) logaritmický člen není SV (p-hodnota = 0, 8928)
Hyperbolický trend	6,85%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,9328)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 71: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstu ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 72: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (%) ve Francii pro roky 2014 – 2016 pomocí kvadratického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	3,4217	2,9060	3,9373
2015	3,1123	2,5966	3,6280
2016	2,7641	2,2485	3,2798

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 73: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	4,3467	4,3000	1,0860
2012	4,1618	3,8000	9,5211
2013	3,9124	3,6000	8,6778

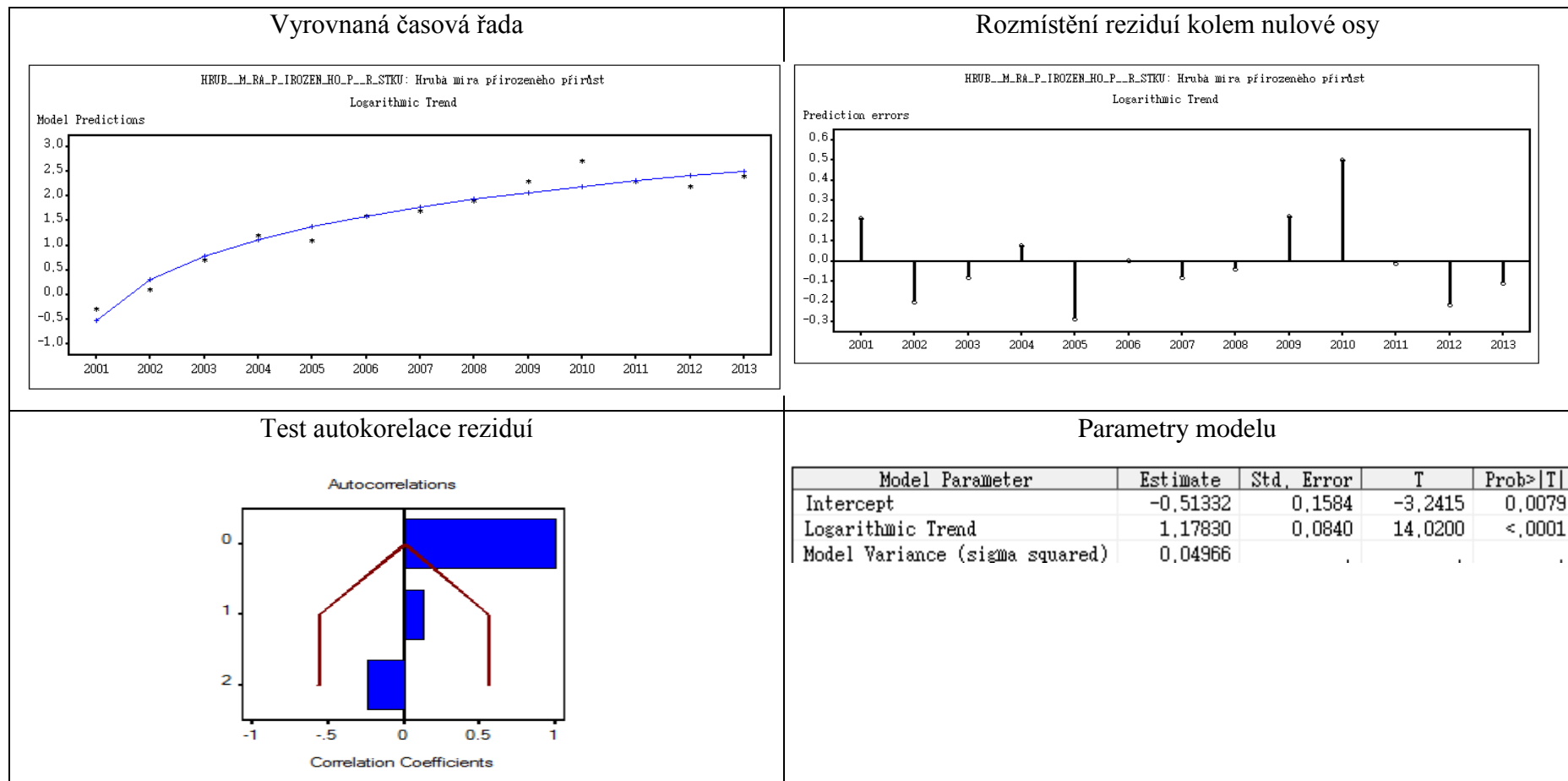
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 74: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Název modelu	R-Squared	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	90%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0711) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,4584) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	90%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0008) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9941)
Model náhodné procházky	85%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0255)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	87%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	87%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9282) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	97%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0027) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,0508) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0003)
Kubický trend	97%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8869) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9207) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9604) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9954)
Logaritmický trend	95%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0079) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	77%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 75: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 76: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry přirozeného přírůstku (‰) ve Švédsku pro roky 2014 – 2016 pomocí logaritmického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	2,5963	2,1595	3,0330
2015	2,6776	2,2408	3,1143
2016	2,7536	2,3168	3,1904

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 77: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele hrubá míra přirozeného přírůstku ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	2,4071	2,3000	4,6565
2012	2,5157	2,2000	14,3500
2013	2,6155	2,4000	8,9792

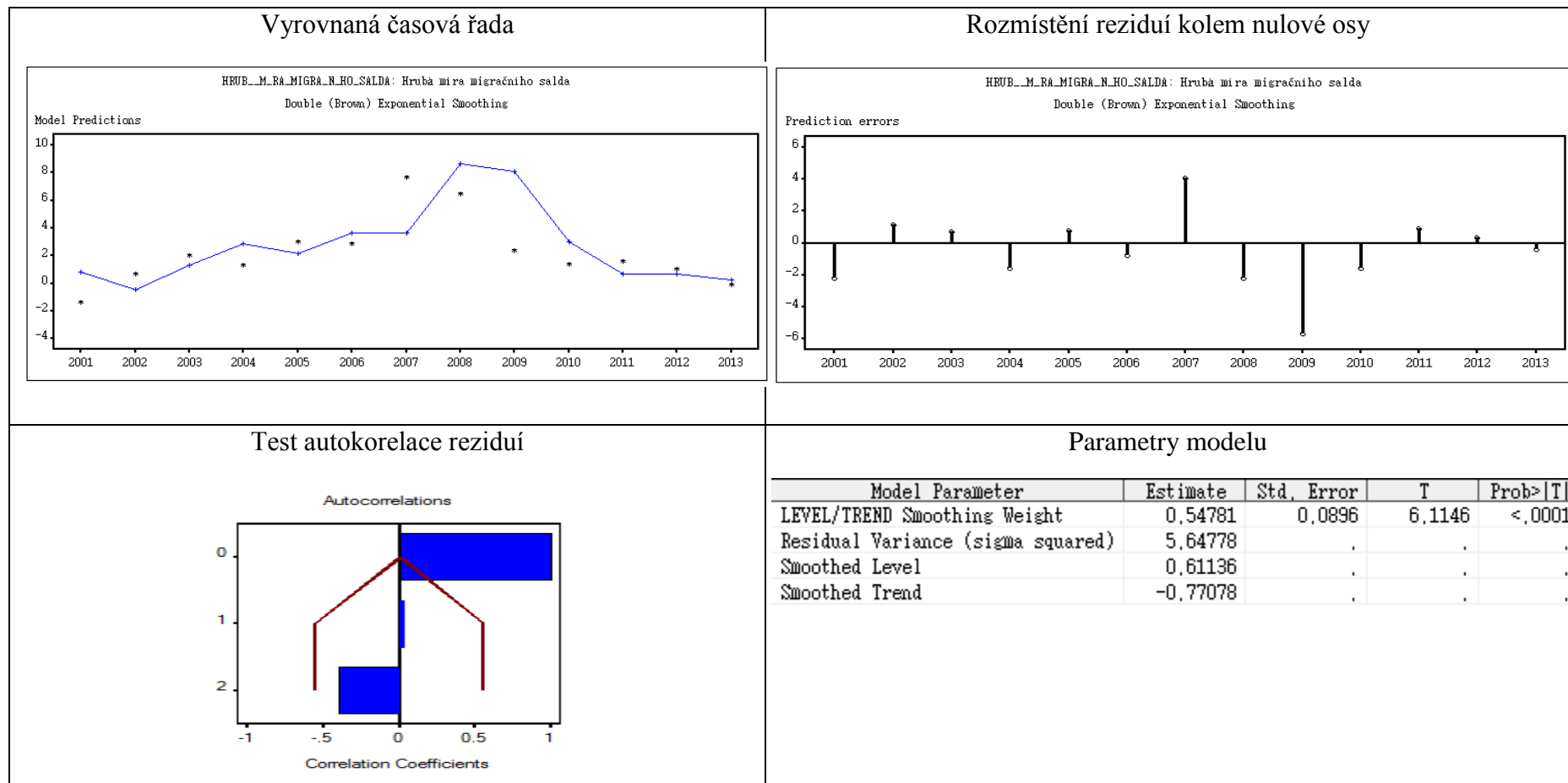
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 78: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda v ČR v letech 2001 – 2013

Název modelu	MSE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	5,21	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	4,10	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0027) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9968) tlumící vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,6039)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	4,10	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0007) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9921)
Model náhodné procházky	4,44	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8677)
Lineární trend	5,62	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,2527) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,7705)
Kvadratický trend	2,06	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0022) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,0620) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0019)
Kubický trend	2,06	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8796) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9314) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9657) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9998)
Logaritmický trend	5,09	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8059) logaritmický člen není SV (p-hodnota = 0,2880)
Hyperbolický trend	4,46	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0035) hyperbolický člen není SV (p-hodnota = 0,1123)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 79: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 80: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (%) v ČR pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	-0,7957	-5,4335	3,8622
2015	-1,5664	-8,4758	5,3429
2016	-2,3372	-11,8241	7,1497

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 81: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	0,2250	1,6000	85,9375
2012	-1,0826	1,0000	208,2600
2013	-2,3901	-0,1000	22901,0000

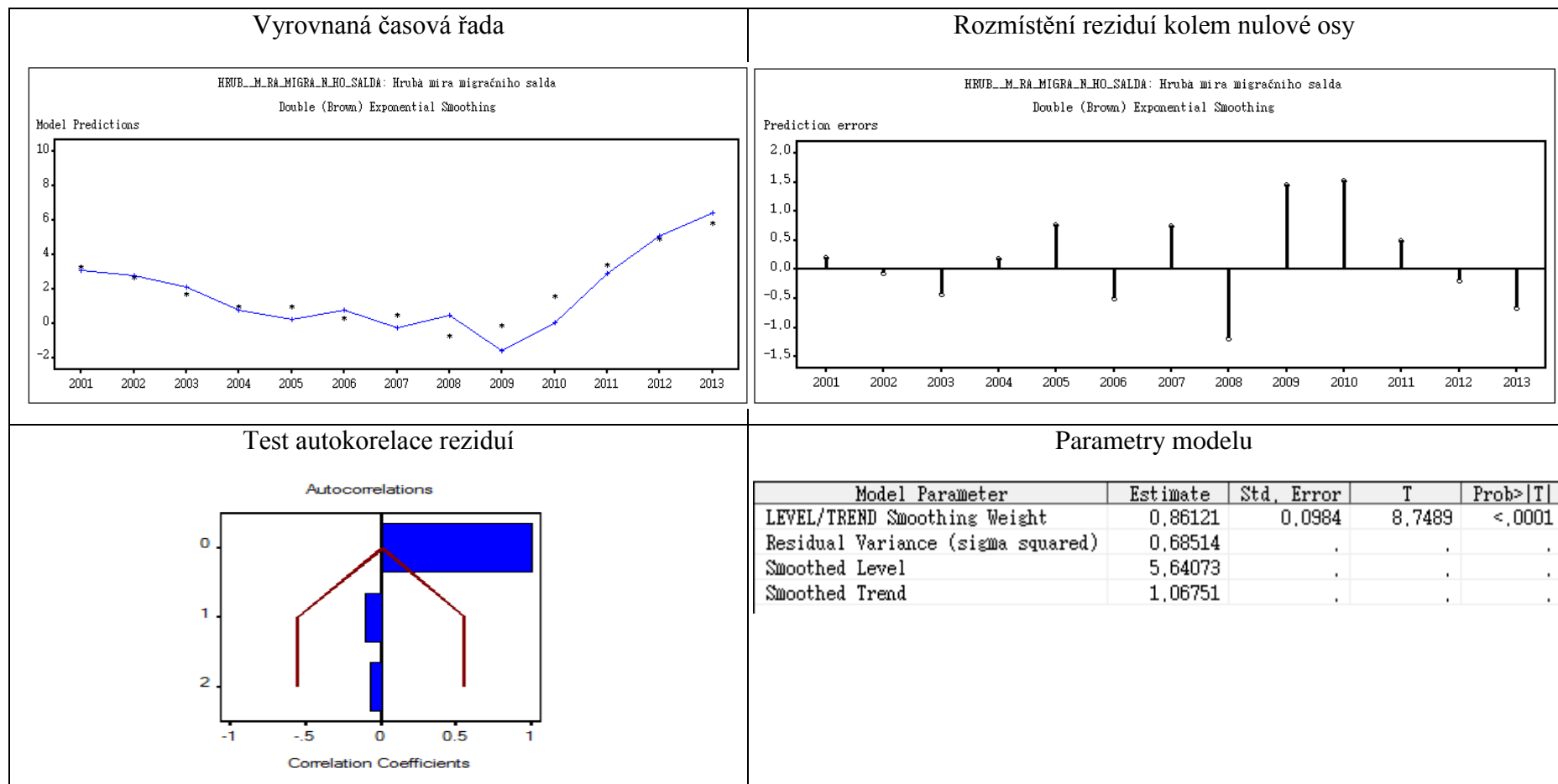
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 82: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda v Německu v letech 2001 – 2013

Název modelu	MSE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,57	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0735) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,5277) tlumící vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0519)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,62	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0007) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0819)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,63	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	1,07	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,5181)
Lineární trend	3,12	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,5229) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,2513)
Kvadratický trend	0,32	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,0601) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kubický trend	0,32	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,7669) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,8441) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9217) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9991)
Logaritmický trend	3,52	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,2906) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,8011)
Hyperbolický trend	3,48	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,0541) hyperbolický člen není SV (p-hodnota = 0,6665)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 83: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 84: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (%) v Německu pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	6,8803	5,2580	8,5026
2015	7,9478	4,7167	11,1789
2016	9,0153	3,8752	14,1554

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 85: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	3,0644	3,4000	9,8706
2012	4,9575	4,9000	1,1735
2013	6,4575	5,8000	11,3362

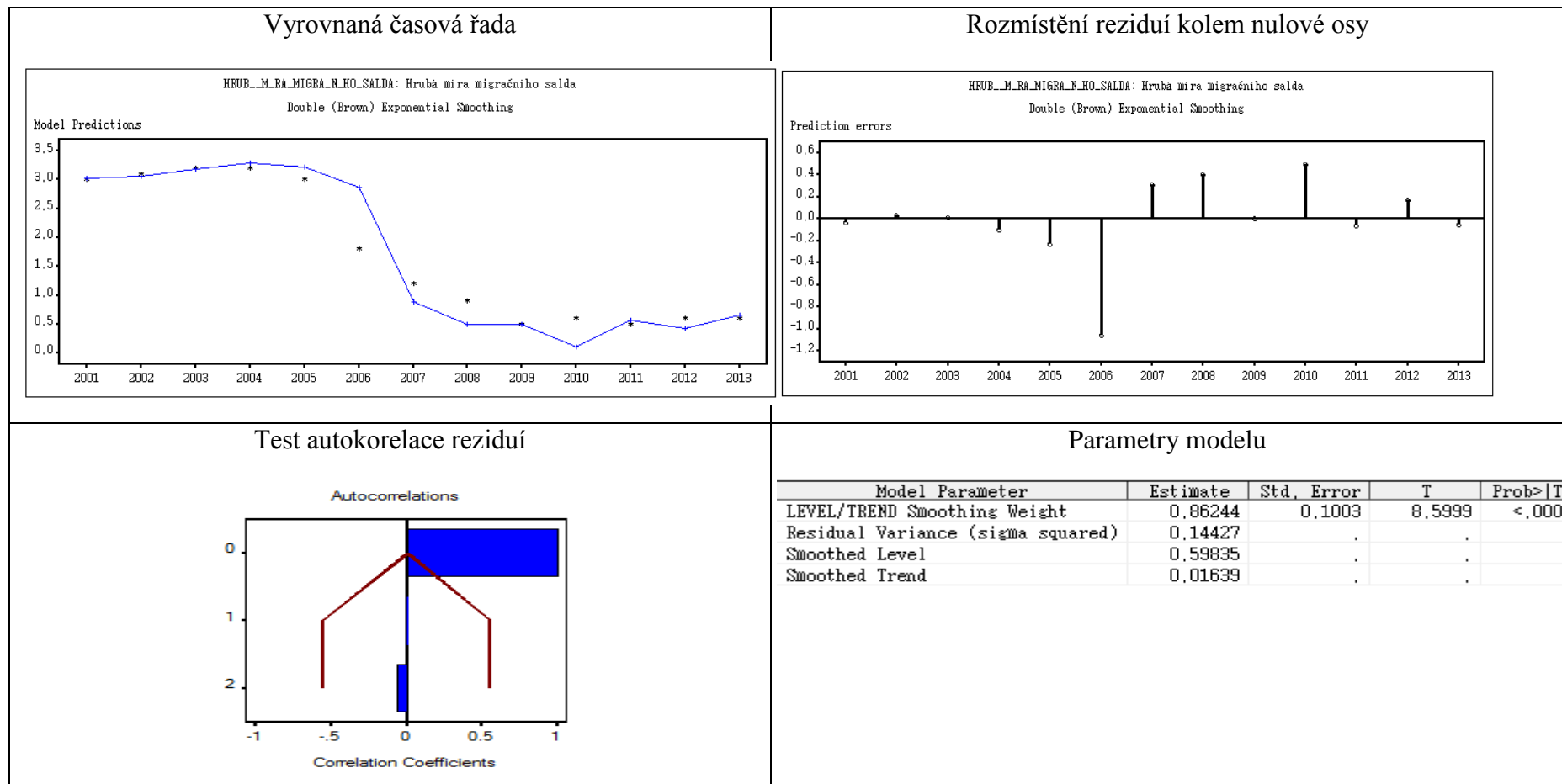
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 86: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda ve Francii v letech 2001 – 2013

Název modelu	MSE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,11	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1488) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,6846) tlumící vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2438)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,13	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0005) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0679)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,13	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,14	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,1021)
Lineární trend	0,21	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,19	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,6583) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,5191) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,3617)
Kubický trend	0,19	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9846) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9886) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9943) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9978)
Logaritmický trend	0,35	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0002)
Hyperbolický trend	0,76	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0247) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0148)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 87: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 88: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (‰) ve Francii pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	0,6174	-0,1271	1,3618
2015	0,6337	-0,8506	2,1180
2016	0,6501	-1,7122	3,0125

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 89: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	0,5819	0,5000	16,3800
2012	0,5709	0,6000	4,8500
2013	0,5599	0,6000	6,6833

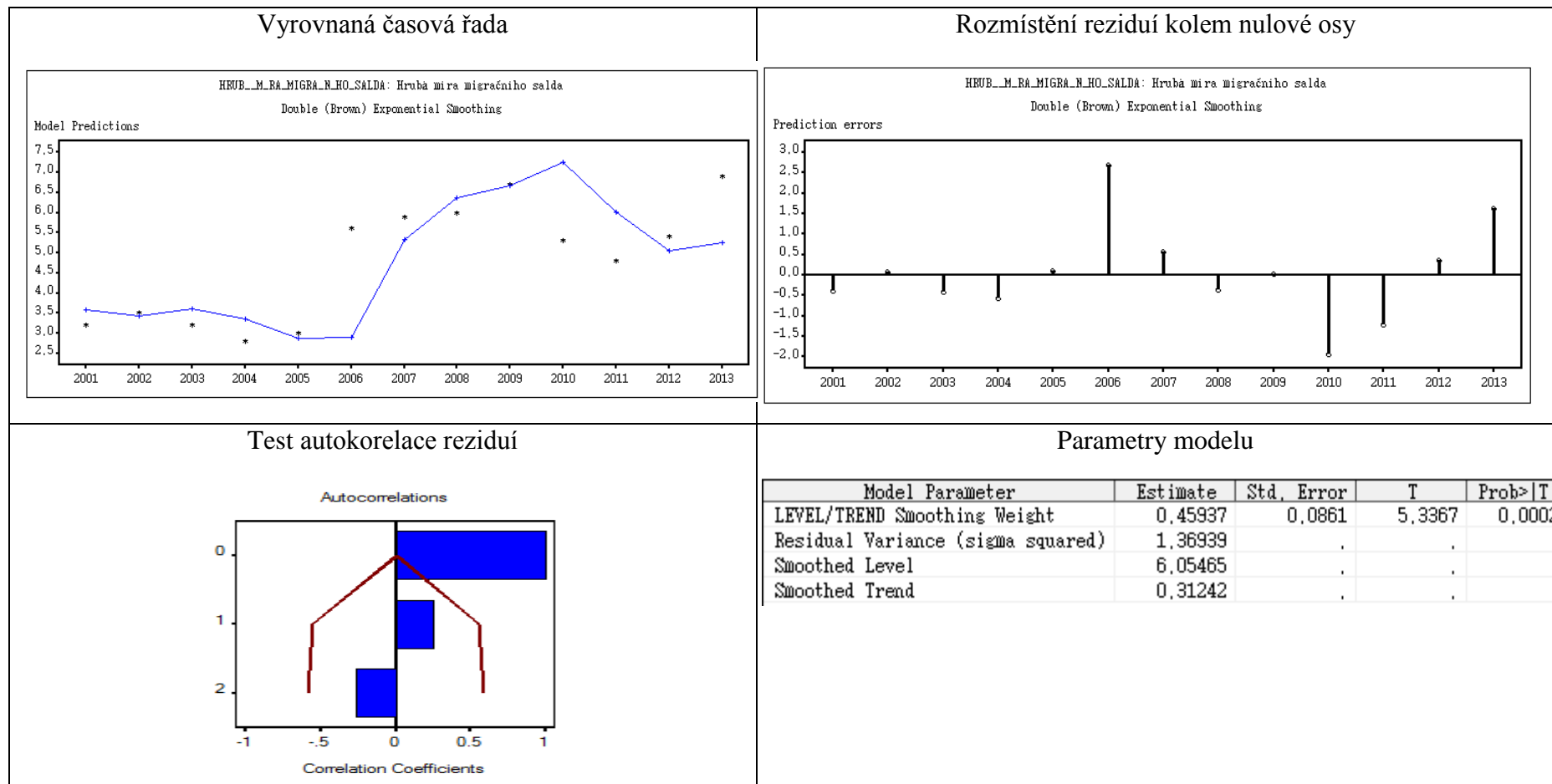
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 90: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry migračního salda ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Název modelu	MSE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,79	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0005) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0018)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,79	rezidua jsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9959) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 1,0000) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,80	rezidua jsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9958) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 1,0000)
Model náhodné procházky	0,95	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,3168)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	1,26	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0002)
Kvadratický trend	0,75	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,7189) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,5379) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,4479)
Kubický trend	0,75	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9856) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9892) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9946) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9988)
Logaritmický trend	0,88	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0089) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0002)
Hyperbolický trend	1,29	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0315)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 91: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele hrubá míra migračního salda ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 92: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry migračního salda (%) ve Švédsku pro roky 2014 – 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	6,7348	4,4412	9,0283
2015	7,0472	3,4326	10,1618
2016	7,3596	3,3081	11,4112

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 93: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra migračního salda ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	6,0409	4,8000	25,8521
2012	6,2010	5,4000	14,8333
2013	6,3612	6,9000	7,8087

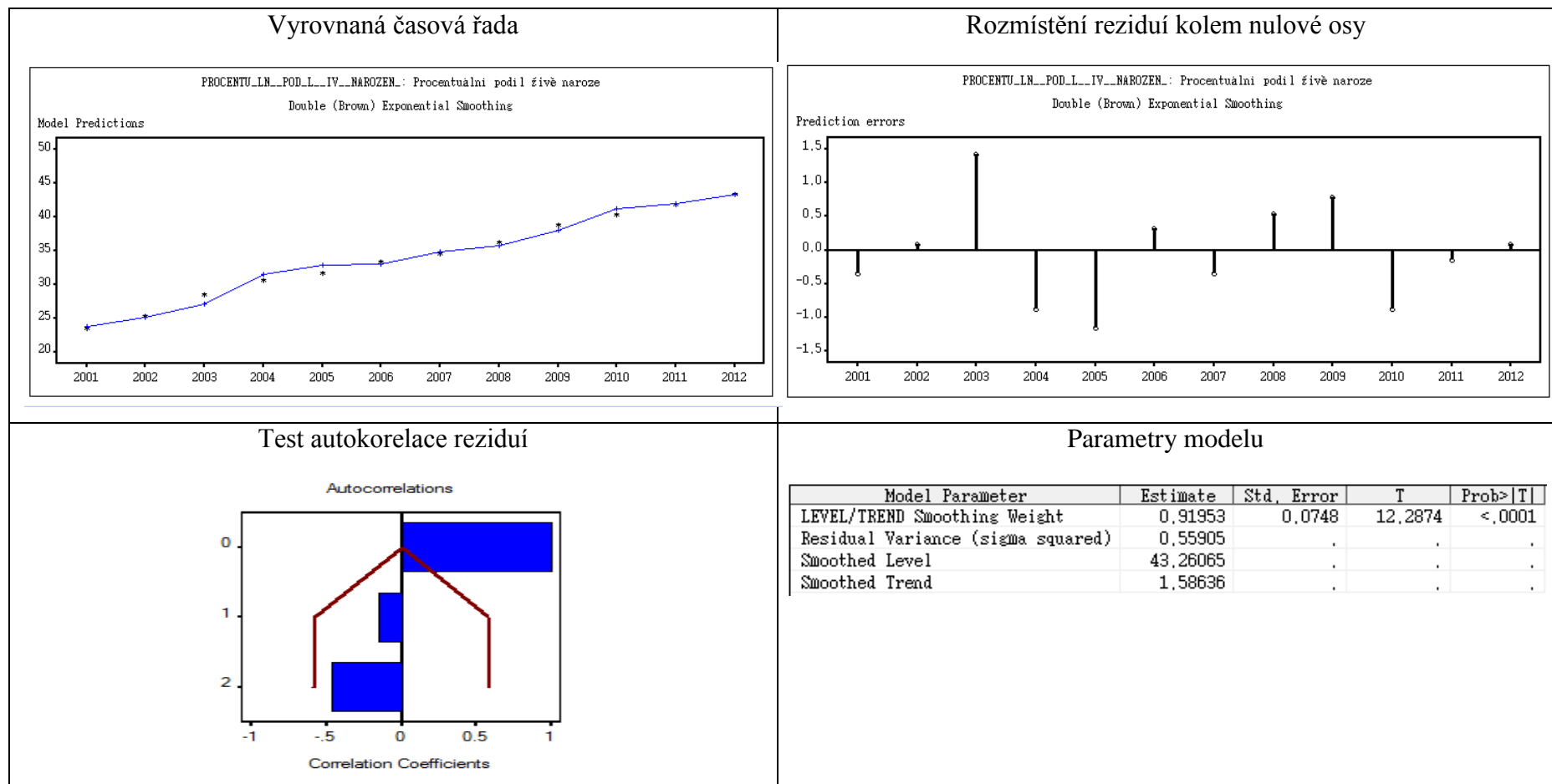
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 94: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti v ČR v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	1,51%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	1,17%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0035) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9970) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	1,30%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	1,51%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0007) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9726)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	1,79%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	1,19%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,0535) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,7481) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,1251)
Kubický trend	1,19%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9943) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9936) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9968) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9905)
Logaritmický trend	4,72%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0, 0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0, 0001)
Hyperbolický trend	10,06%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0013)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 95: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 96: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) v ČR pro roky 2013– 2015 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	44,9858	43,5204	46,4513
2014	46,5722	43,5045	49,6399
2015	48,1586	43,1697	53,1474

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 97: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	41,2201	40,3	2,2831
2011	43,6423	41,8	4,4074
2012	46,0646	43,4	6,1396

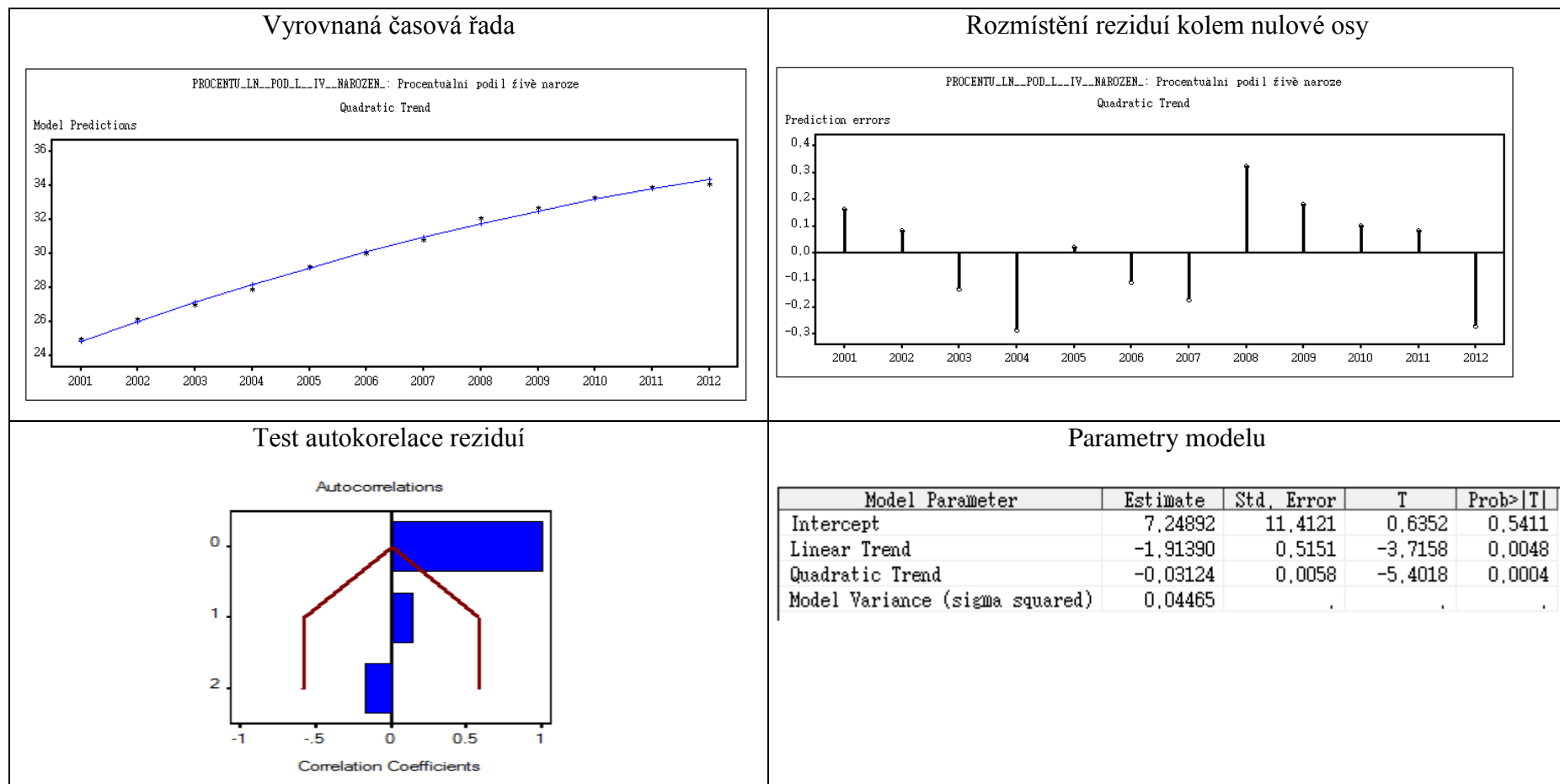
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 98: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti v Německu v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,68%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1168) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,3817) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,74%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0972) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,3245)
Model náhodné procházky	0,79%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,86%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	1,01%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,53%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,5411) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0048) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0004)
Kubický trend	0,54%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9388) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9428) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9714) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9883)
Logaritmický trend	2,37%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	5,46%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0011)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 99: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 100: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) v Německu pro roky 2013– 2015 pomocí kvadratického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	34,8614	34,4472	35,2755
2014	35,2907	34,8766	35,7044
2015	35,6576	35,2435	36,0718

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 101: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	33,7000	33,3000	1,2012
2011	34,5834	33,9000	2,0159
2012	35,4500	34,1000	3,8123

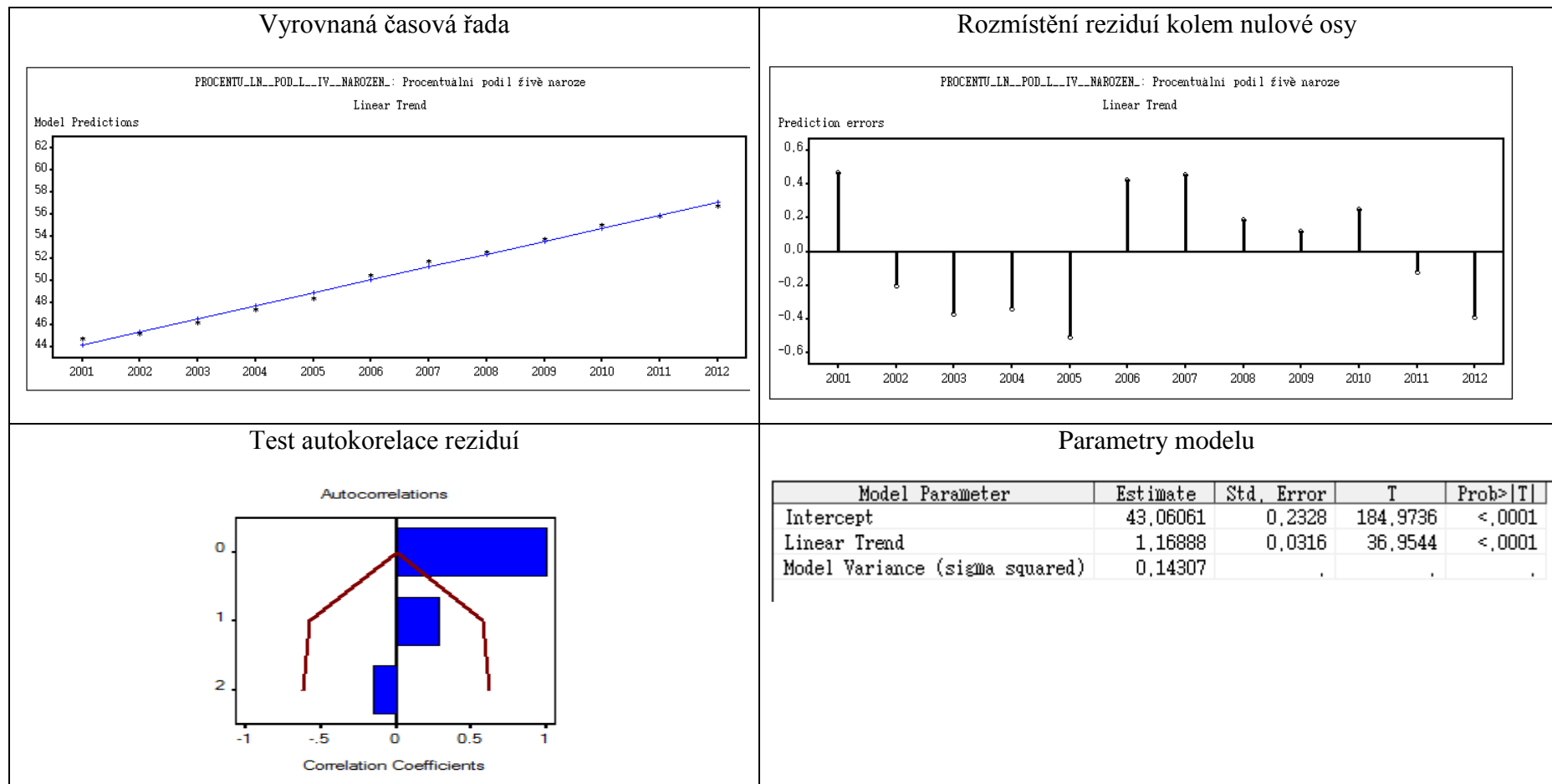
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 102: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti ve Francii v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,48%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0017) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9947) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,52%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	0,64%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,67%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0471) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9586)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,68%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,61%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0019) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,4894) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,6299)
Kubický trend	0,61%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9656) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9428) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9952) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9915)
Logaritmický trend	2,39%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	4,70%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0040)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 103: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 104: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) ve Francii pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	58,2561	57,5147	58,9974
2014	59,4249	58,6836	60,1663
2015	60,5938	59,8525	61,3352

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 105: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	54,9583	55,0000	0,0758
2011	56,1633	55,8000	0,6511
2012	57,3683	56,7000	1,1787

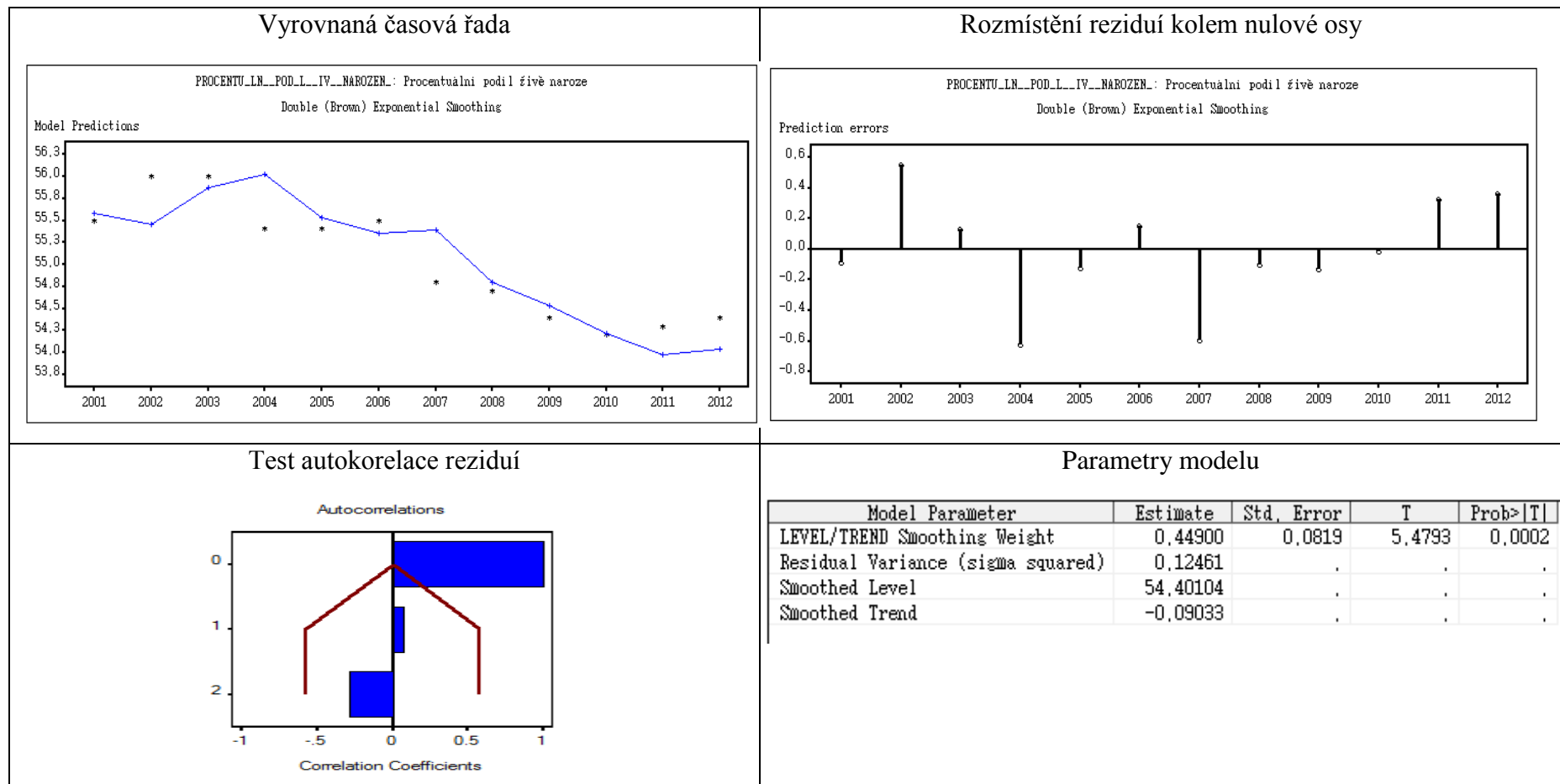
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 106: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje mimomanželské plodnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,39%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,44%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1028) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9863)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,44%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,6596) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9989) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,46%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,3531)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,48%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0002)
Kvadratický trend	0,40%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0217) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,6444) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,8133)
Kubický trend	0,40%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9951) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9931) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9965) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9984)
Logaritmický trend	0,55%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0013)
Hyperbolický trend	0,85%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0458)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 107: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní) pro vyrovnaní časové řady ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 108: Bodová a intervalová předpověď mimomanželské plodnosti (v %) ve Švédsku pro roky 2013– 2015 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	54,1999	53,5080	54,8917
2014	54,1095	53,1797	55,0394
2015	54,0192	52,8178	55,2206

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 109: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele procentuální podíl živě narozených dětí mimo manželství ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	54,2161	54,2000	0,0294
2011	53,9912	54,3000	0,5687
2012	53,7662	54,4000	1,3566

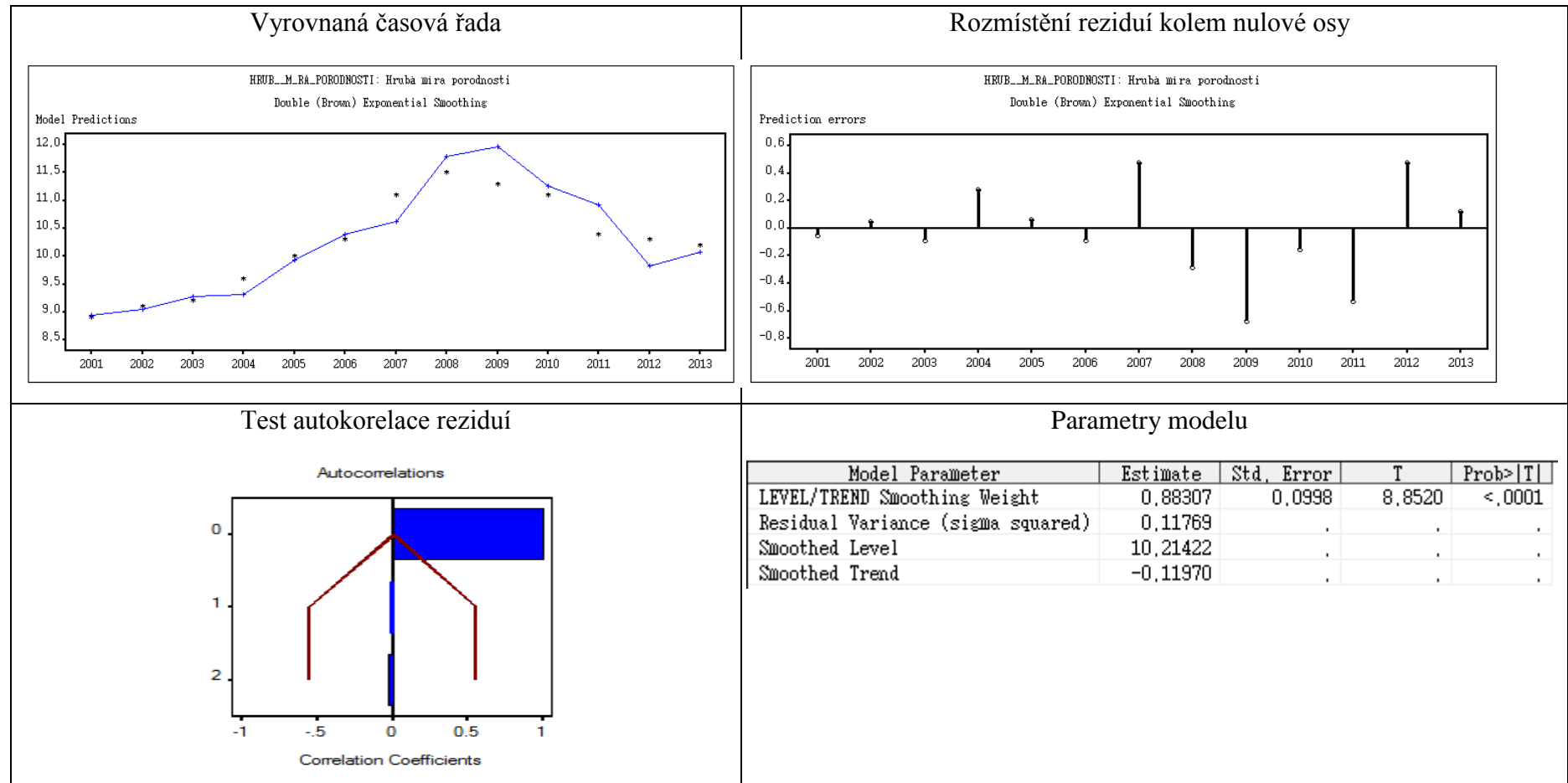
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 110: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti v ČR v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	2,11%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1398) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,6551) tlumící vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1730)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	2,35%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0007) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0802)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	2,42%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	2,92%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,3615)
Lineární trend	5,12%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0123)
Kvadratický trend	2,98%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0038) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0010) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0008)
Kubický trend	2,99%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8910) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9241) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9620) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9985)
Logaritmický trend	4,26%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0017)
Hyperbolický trend	5,07%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0050)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 111: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti v ČR v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 112: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (%) v ČR pro roky 2014– 2016 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	10,0787	9,4063	10,7510
2015	9,9590	8,5943	11,3236
2016	9,8393	7,6501	12,0285

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 113: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	10,9026	10,4000	4,8327
2012	10,7052	10,3000	3,9340
2013	10,5078	10,2000	3,0176

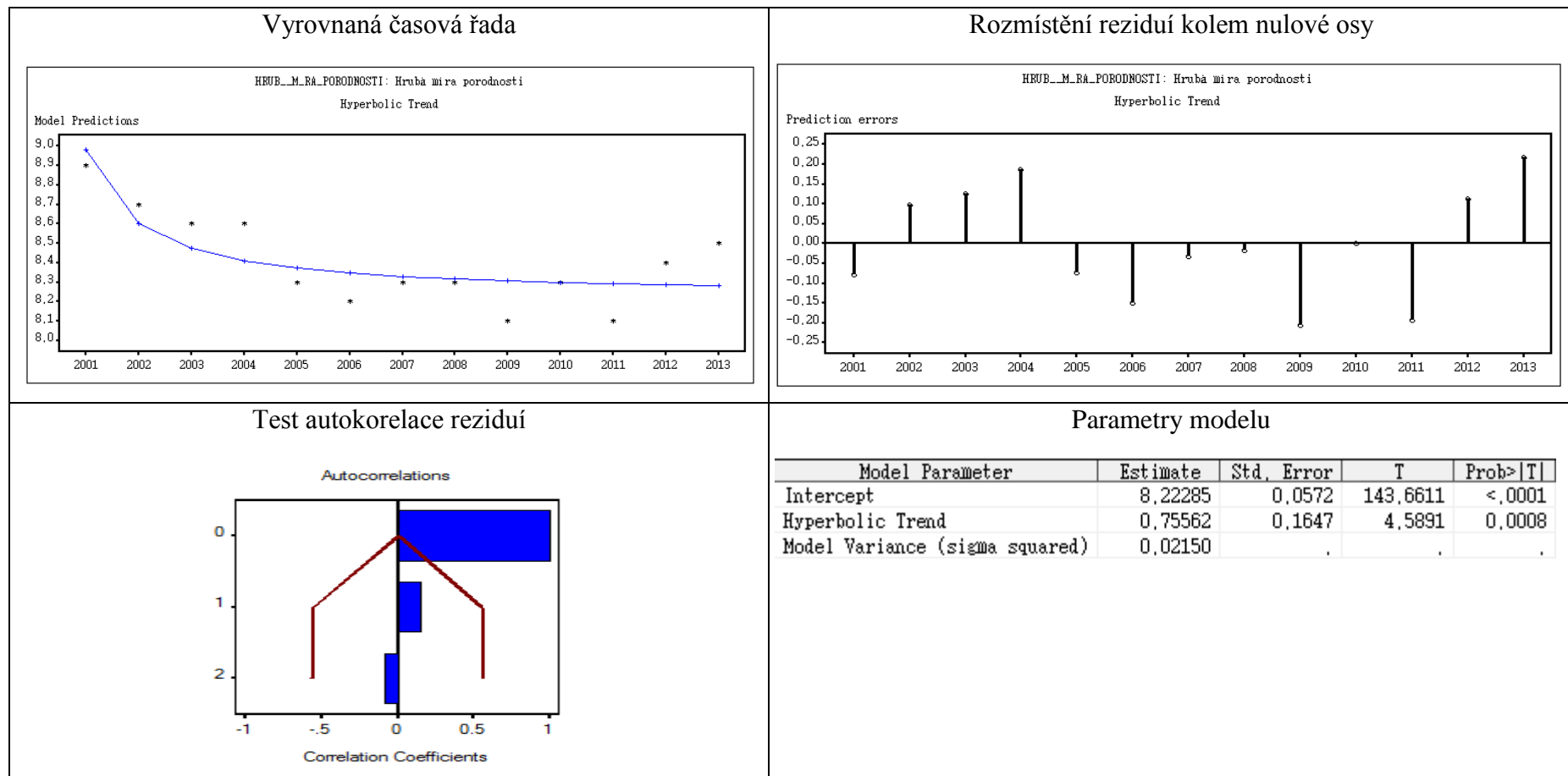
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 114: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti v Německu v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	1,43%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,3201) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,4291) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	1,44%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1454) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2599)
Model náhodné procházky	1,80%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,5400)
Lineární trend	1,81%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0020)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	1,81%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,89%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,0503) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0002)
Kubický trend	0,89%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8554) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9092) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9546) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9984)
Logaritmický trend	1,37%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0013)
Hyperbolický trend	1,37%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0008)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 115: Zvolený model (Hyperbolický trend) pro vyrovnaní časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti v Německu v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 116: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (‰) v Německu pro roky 2014– 2016 pomocí hyperbolického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	8,2768	7,9894	8,5642
2015	8,2732	7,9858	8,5606
2016	8,2701	7,9827	8,5575

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 117: Hodnocení přesnosti prognózy hyperbolického trendu v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	8,2679	8,1000	2,0728
2012	8,2618	8,4000	1,6452
2013	8,2566	8,5000	2,8635

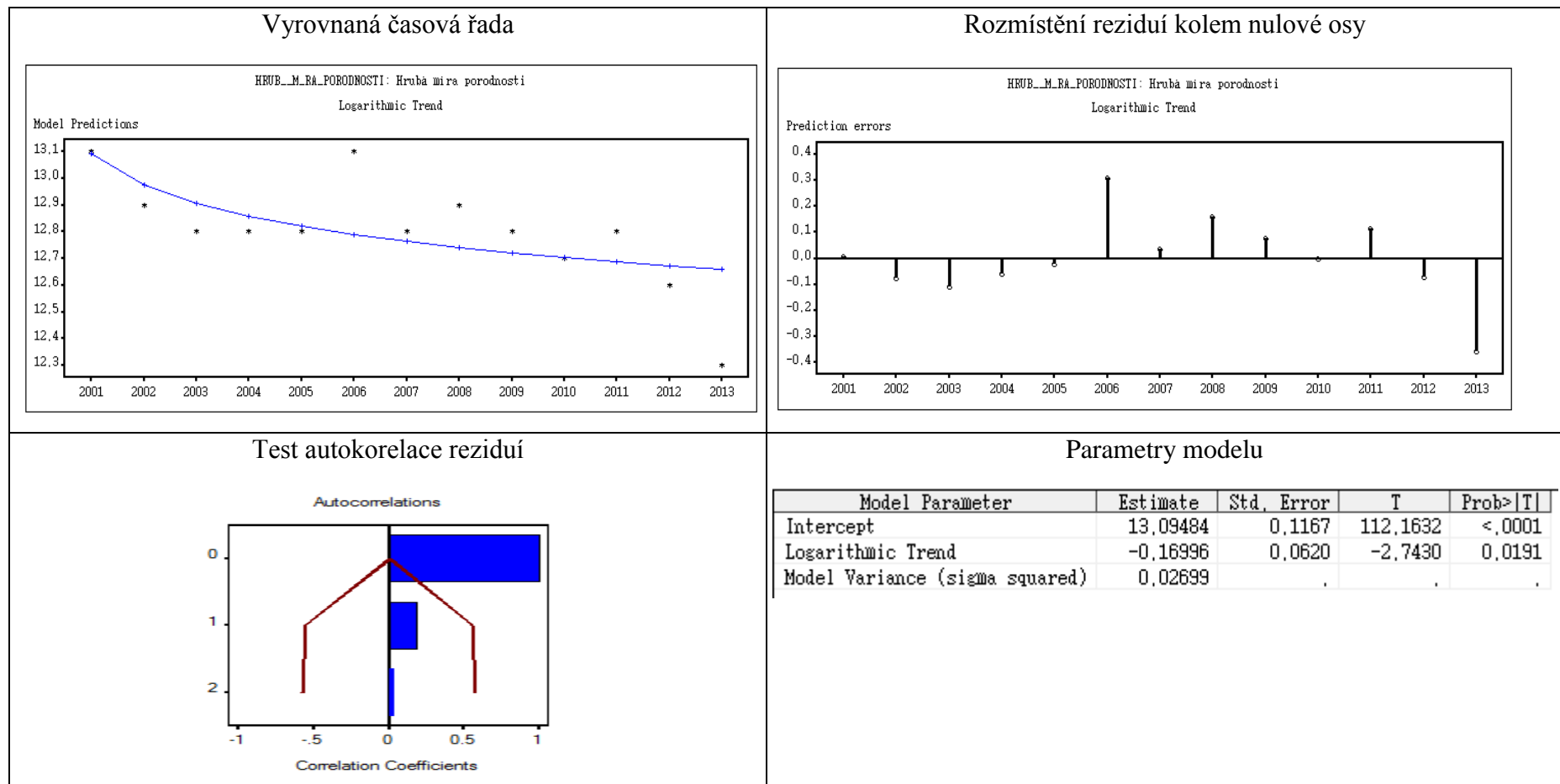
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 118: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti ve Francii v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,85%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1587) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9865)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,86%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,5787) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9977) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	0,86%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0062)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	1,07%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0079)
Model náhodné procházky	1,09%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,2199)
Kvadratický trend	0,82%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8248) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,1068) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,1327)
Kubický trend	0,82%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9665) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9708) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9584) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9990)
Logaritmický trend	0,85%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0, 0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0, 0091)
Hyperbolický trend	0,82%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen není SV (p-hodnota = 0,0506)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 119: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti ve Francii v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 120: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (‰) ve Francii pro roky 2014– 2016 pomocí logaritmického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	12,6463	12,3243	12,9683
2015	12,6346	12,3126	12,4566
2016	12,6236	12,3016	12,9456

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 121: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	12,7832	12,8000	0,1313
2012	12,7747	12,6000	1,3865
2013	12,7669	12,3000	3,7959

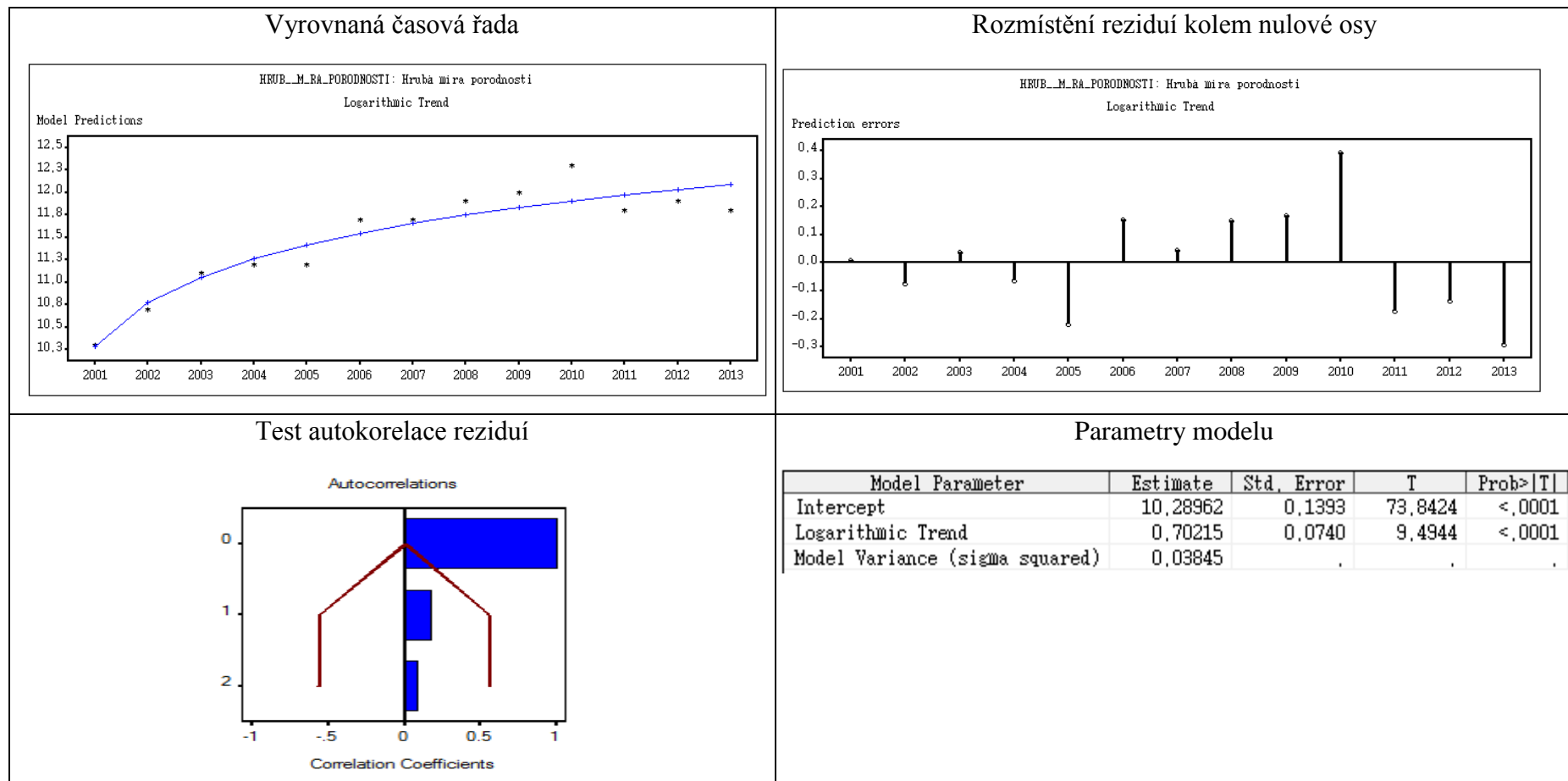
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 122: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry porodnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2013

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	1,47%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,3176) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,5650) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	1,52%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1047) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2694)
Model náhodné procházky	1,70%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,1372)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	1,90%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	2,13%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0002)
Kvadratický trend	0,80%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0094) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,0503) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,002)
Kubický trend	0,80%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,8778) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9100) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9550) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9967)
Logaritmický trend	1,25%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0, 0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0, 0001)
Hyperbolický trend	1,74%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 123: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra porodnosti ve Švédsku v letech 2001-2013: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 124: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry porodnosti (‰) ve Švédsku pro roky 2014– 2016 pomocí logaritmického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2014	12,1426	11,7583	12,5270
2015	12,1911	11,8667	12,5754
2016	12,2364	11,8520	12,6207

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 125: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele hrubá míra porodnosti ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2011	12,1416	11,8000	2,8949
2012	12,2133	11,9000	2,6328
2013	12,2793	11,8000	4,0619

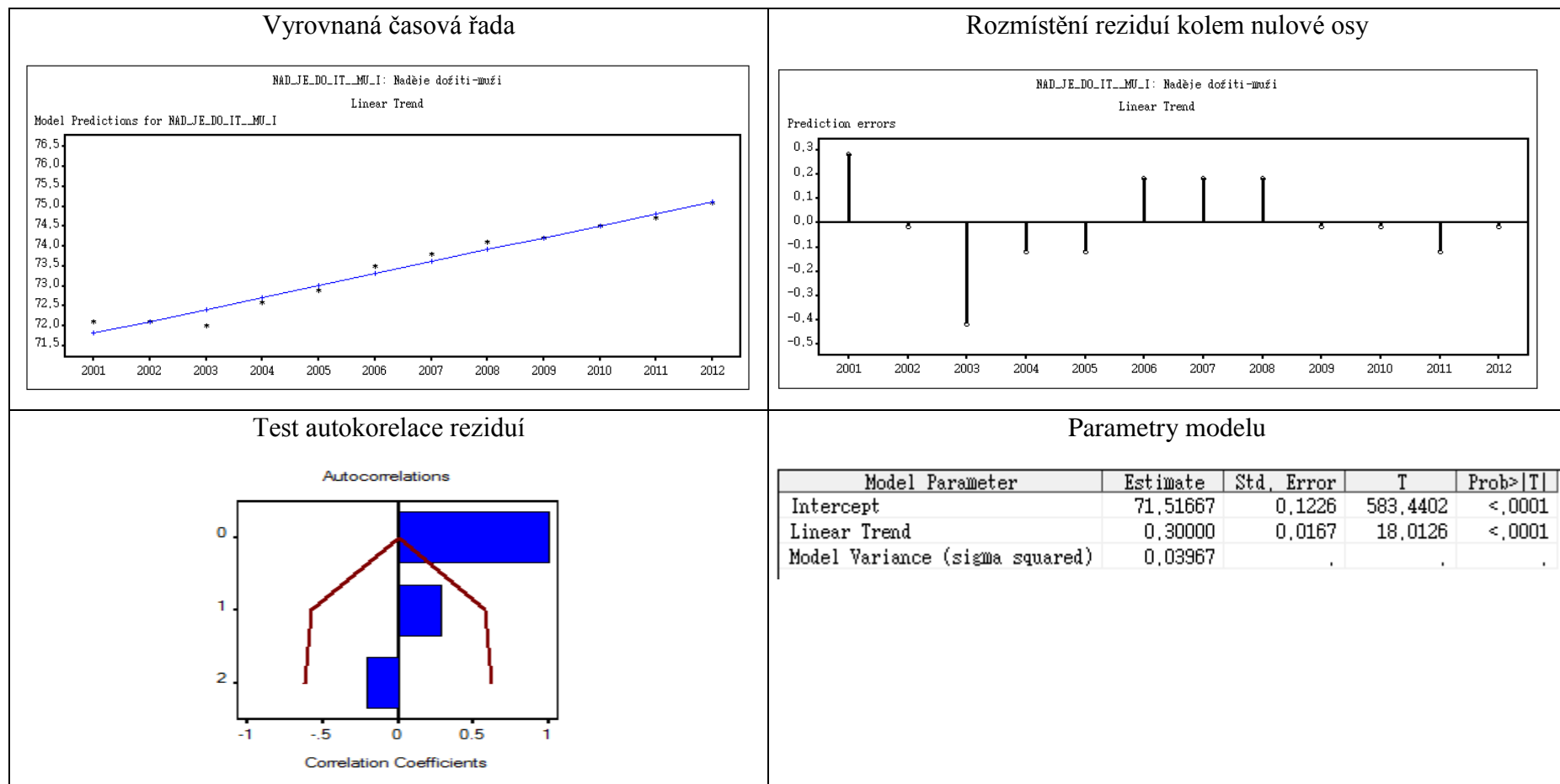
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 126: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů v ČR v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,19%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnaní	0,20%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1100) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9864)
Model náhodné procházky	0,22%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0021)
Model exponenciálního vyrovnaní s tlumeným trendem	0,21%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0204) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2174) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0008)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní	0,23%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,19%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,6177) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9461)
Kubický trend	0,19%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9536) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9529) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9964) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9959)
Logaritmický trend	0,44%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	0,86%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0077)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 127: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnaní časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 128: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů v ČR pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	75,4167	75,0263	75,8070
2014	75,7167	75,3263	75,7167
2015	76,0167	75,6263	76,4070

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 129: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	74,6083	74,5000	0,1454
2011	74,9233	74,7000	0,2989
2012	75,2383	75,1000	0,1842s

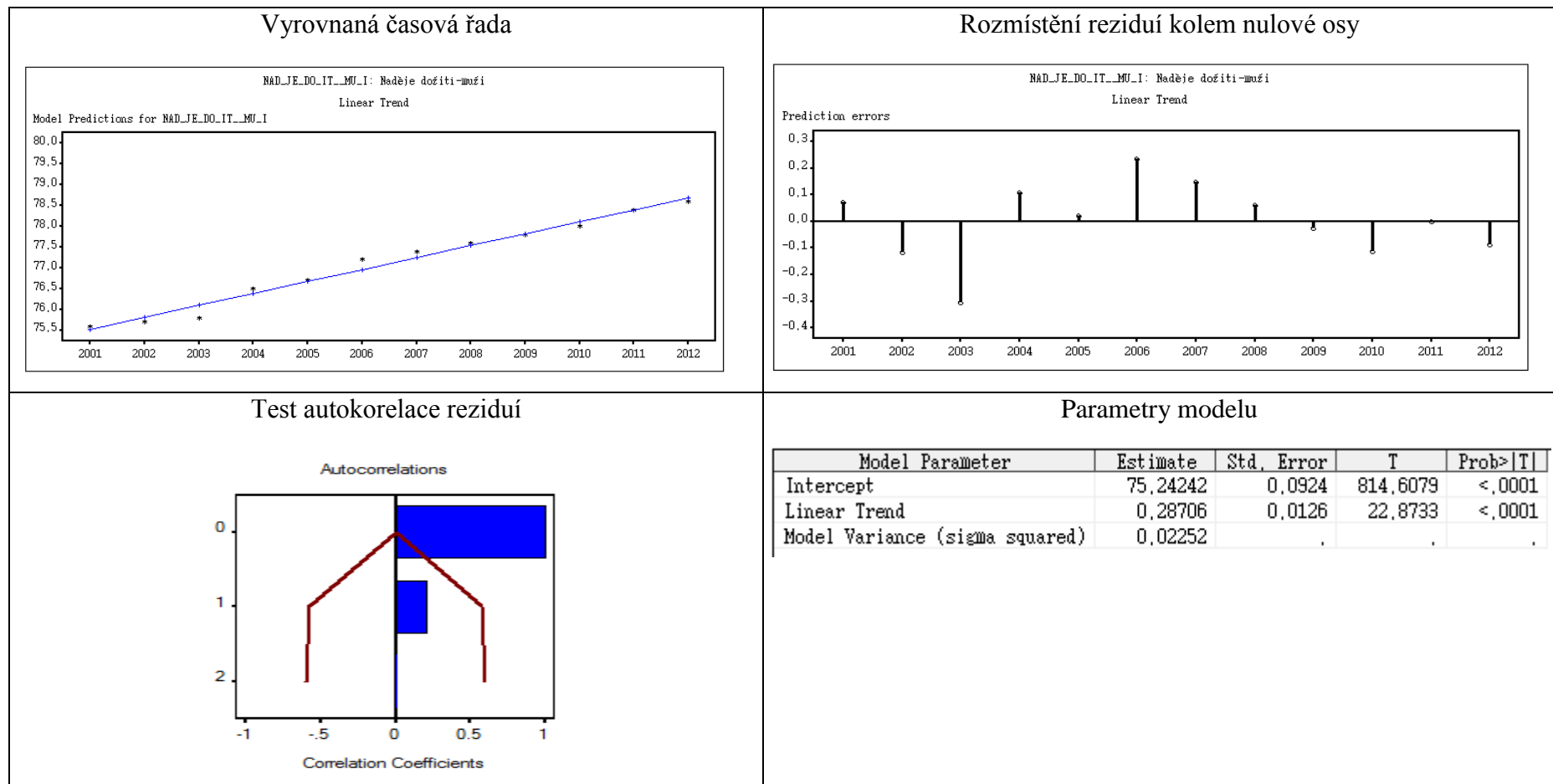
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 130: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů v Německu v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,14%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnaní	0,16%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1170) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9802)
Model exponenciálního vyrovnaní s tlumeným trendem	0,16%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,3423) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9953) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,18%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0006)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní	0,19%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,12%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,6000) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,2064)
Kubický trend	0,12%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9595) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9910) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9955) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9943)
Logaritmický trend	0,32%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	0,70%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0028)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 131: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 132: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů v Německu pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	78,9742	78,6801	79,2684
2014	79,2613	78,9672	79,5555
2015	79,5484	79,2542	79,8425

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 133: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	78,2333	78,0000	0,2991
2011	78,5400	78,4000	0,1786
2012	78,8467	78,6000	0,3139

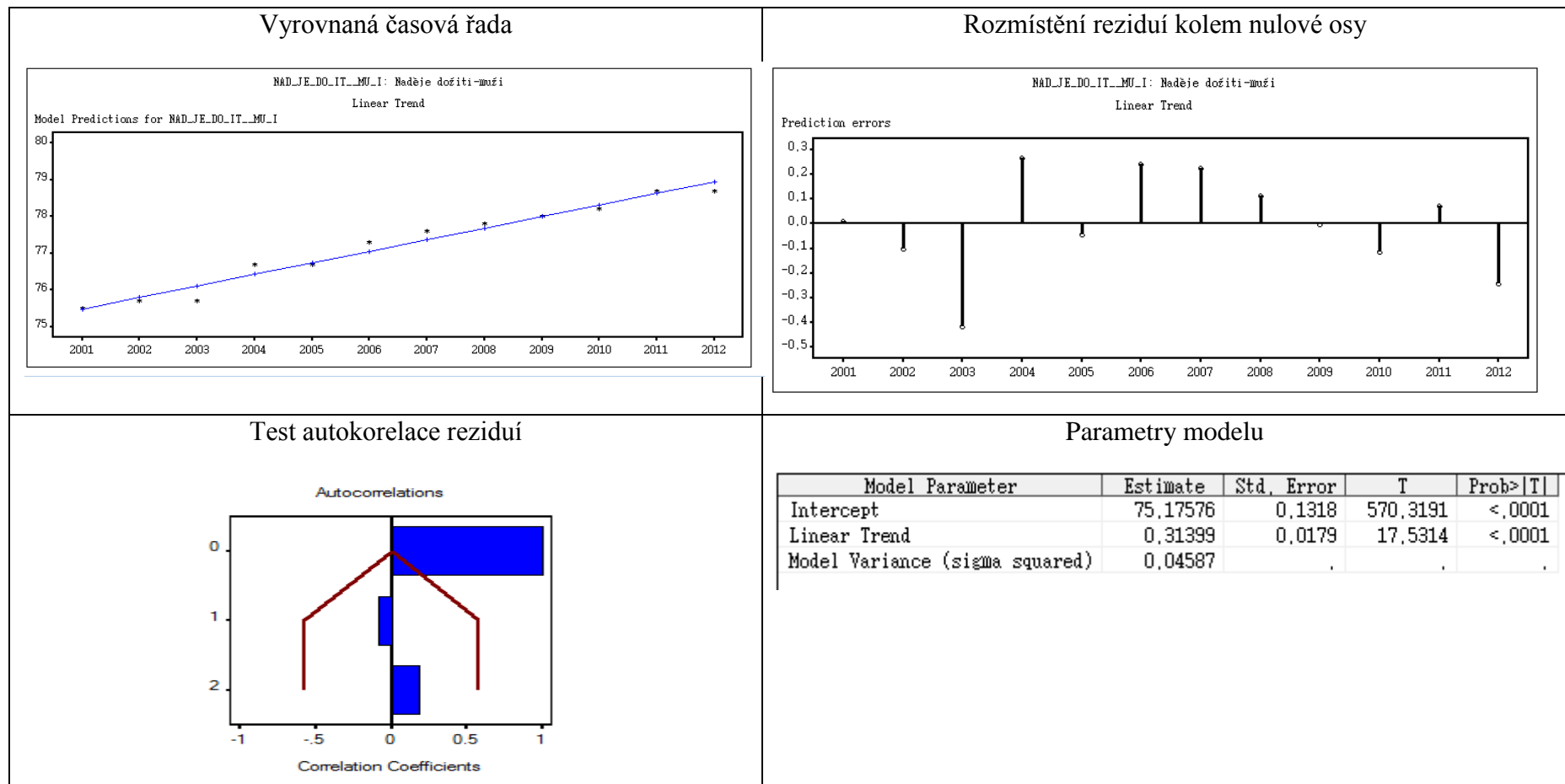
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 134: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů ve Francii v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,20%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,22%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1258) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9802)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,24%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1162) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2611) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,29%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0101)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,32%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,18%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,3143) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,1186)
Kubický trend	0,18%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9848) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9833) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9917) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9954)
Logaritmický trend	0,32%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	0,75%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0023)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 135: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 136: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů ve Francii pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	79,2576	78,8378	79,6773
2014	79,5716	79,1518	79,9913
2015	79,8855	79,4658	80,3053

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 137: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	78,5028	78,2000	0,3872
2011	78,8478	78,7000	0,1878
2012	79,1928	78,7000	0,6262

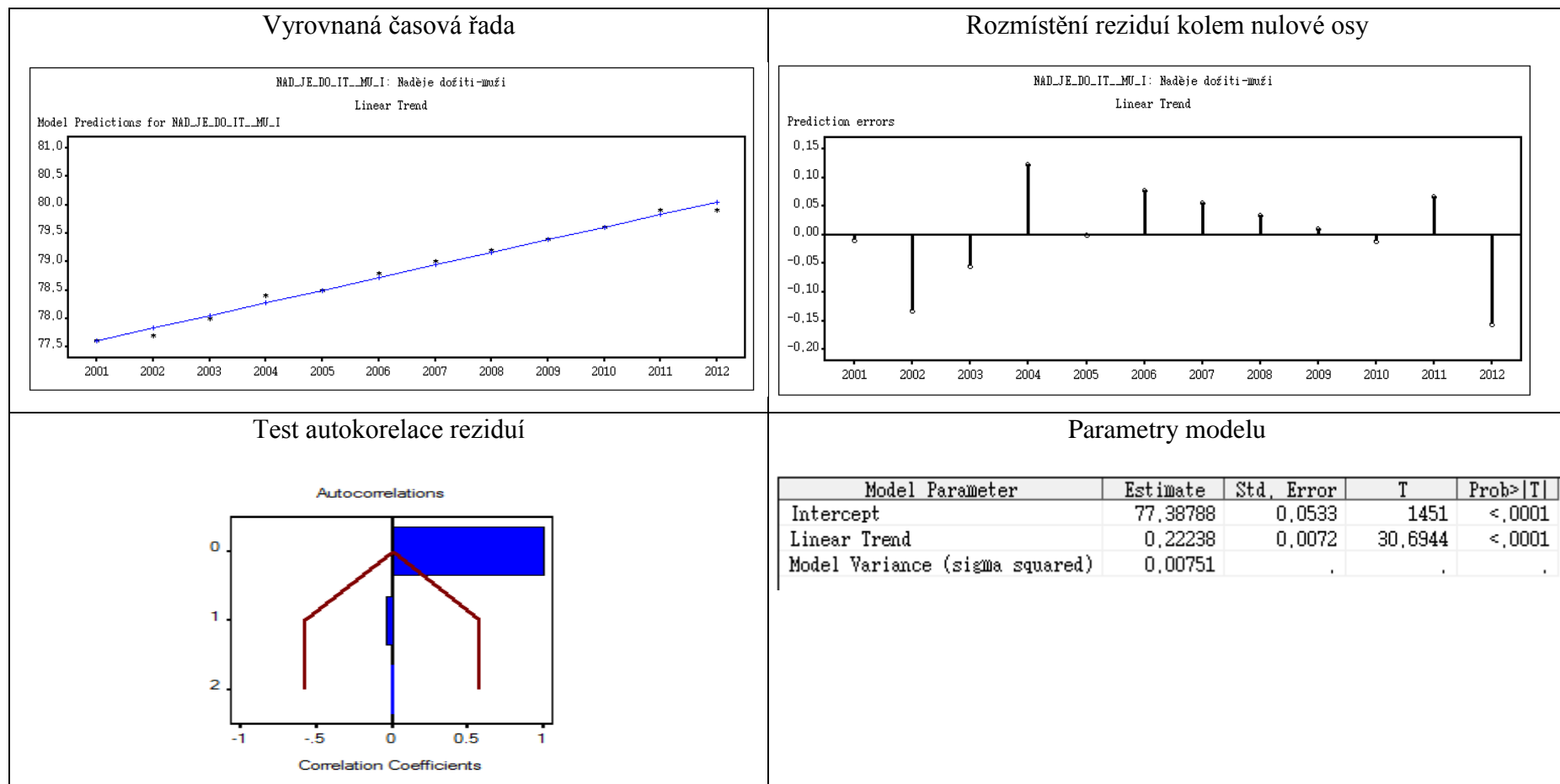
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 138: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u mužů ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,08%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,08%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1392) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9687)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,08%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0392) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0936) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,11%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,13%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,06%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0003) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0393)
Kubický trend	0,06%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9187) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9818) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9909) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9911)
Logaritmický trend	0,25%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	0,53%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0019)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 139: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 140: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u mužů ve Švédsku pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	80,2788	80,1090	80,4486
2014	80,5012	80,3314	80,6710
2015	80,7235	80,5537	80,8933

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 141: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u mužů ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	79,6861	79,6000	0,1082
2011	79,9211	79,9000	0,0264
2012	80,1561	79,9000	0,3205

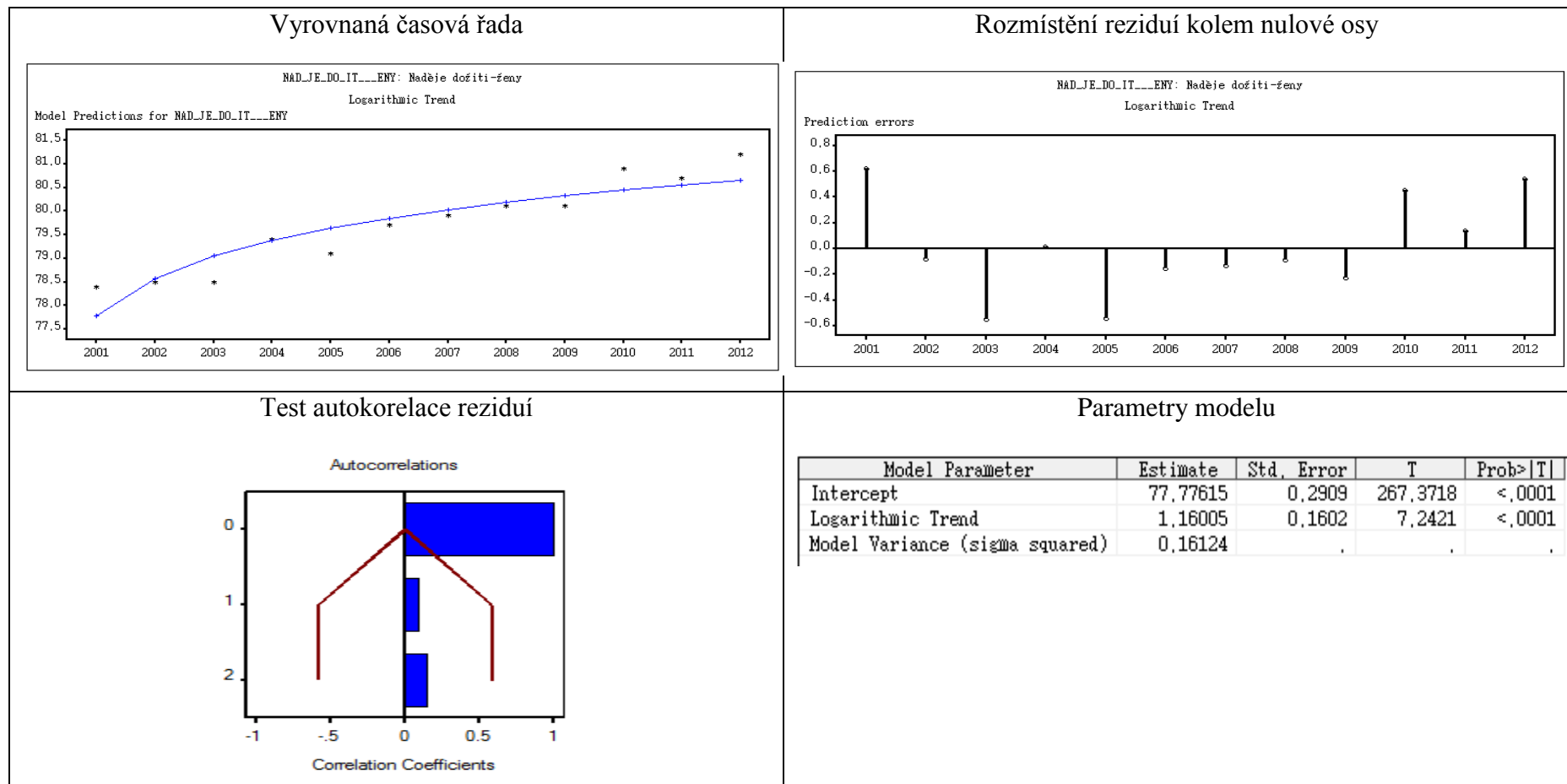
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 142: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen v ČR v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,21%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnaní	0,22%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2225) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9938)
Model exponenciálního vyrovnaní s tlumeným trendem	0,23%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,6917) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9991) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní	0,38%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,38%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,0588)
Kvadratický trend	0,21%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,5701) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9041)
Kubický trend	0,21%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9527) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9916) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9958) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9968)
Logaritmický trend	0,37%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0, 0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0, 0001)
Hyperbolický trend	0,64%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0055)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 143: Zvolený model (Logaritmický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 144: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen v ČR pro roky 2013– 2015 pomocí logaritmického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	80,7516	79,9646	81,5386
2014	80,8376	80,0506	81,6246
2015	80,9176	80,1306	81,7046

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 145: Hodnocení přesnosti prognózy logaritmického trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	80,5250	80,9000	0,4635
2011	80,7700	80,7000	0,0867
2012	81,0150	81,2000	0,2278

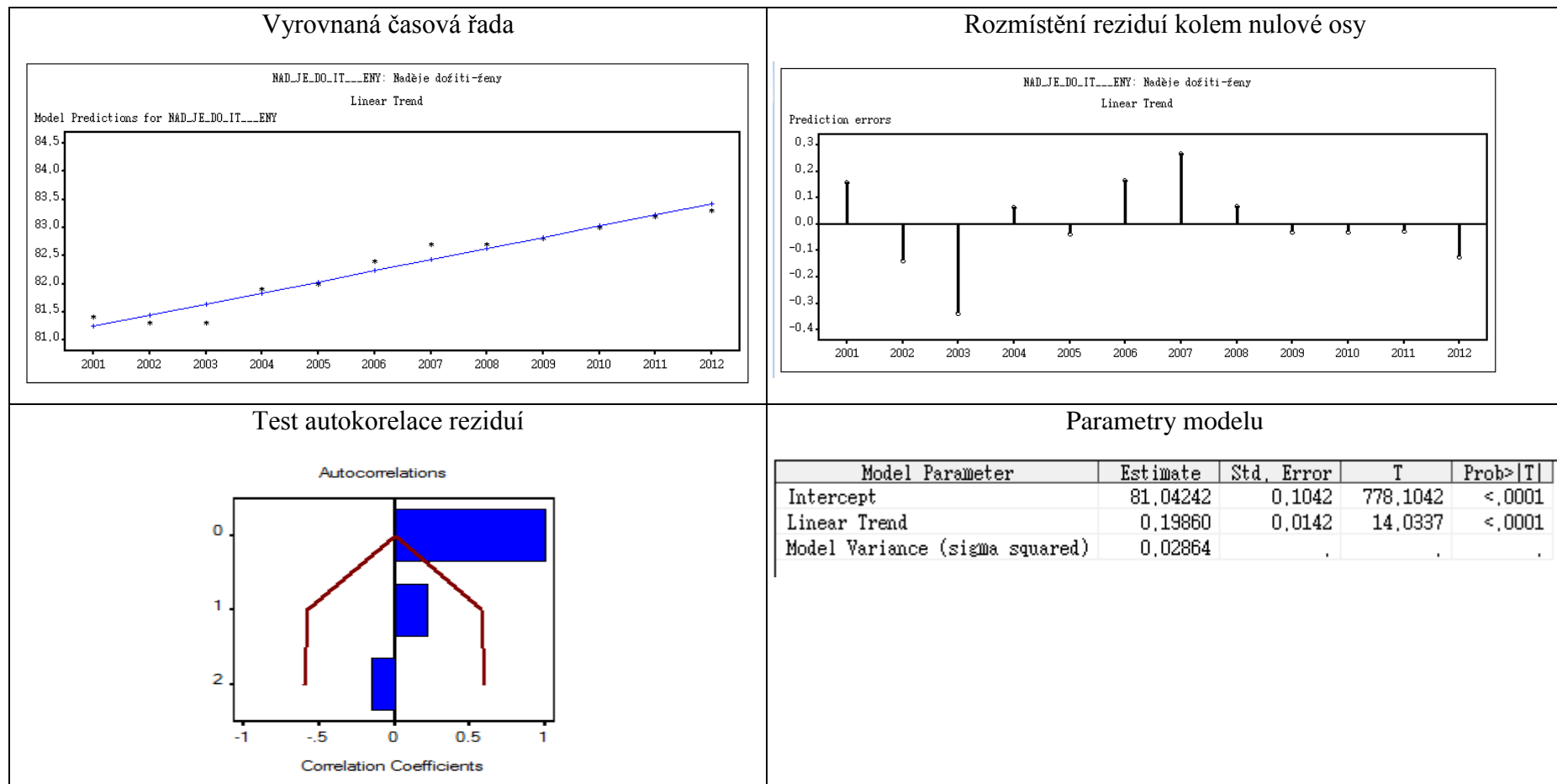
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 146: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen v Německu v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,15%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,16%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,4327) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9969) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,17%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1226) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9847)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,17%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model náhodné procházky	0,19%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0170)
Kvadratický trend	0,13%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,5847) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,3205)
Kubický trend	0,13%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9660) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9910) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9955) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9966)
Logaritmický trend	0,25%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	0,50%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0055)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 147: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 148: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen v Německu pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	83,6242	83,2926	83,9559
2014	83,8228	83,4912	84,1545
2015	84,0214	83,6898	84,3531

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 149: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	83,1472	83,0000	0,1773
2011	83,3656	83,2000	0,1990
2012	83,5839	83,3000	0,3408

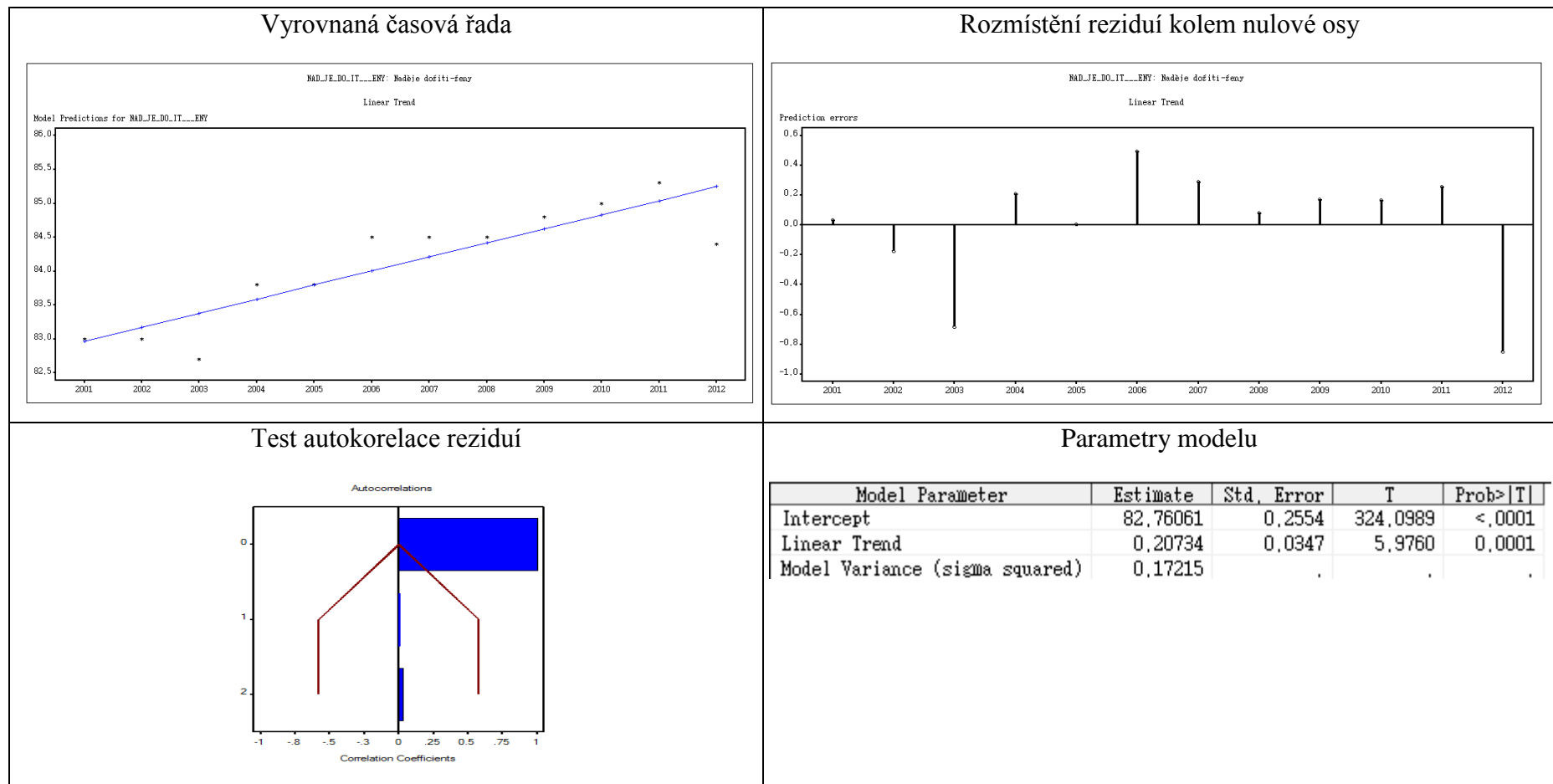
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 150: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen ve Francii v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	0,34%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnaní	0,37%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1447) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9812)
Model exponenciálního vyrovnaní s tlumeným trendem	0,37%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,5433) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9967) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnaní	0,42%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0006)
Model náhodné procházky	0,42%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,4306)
Kvadratický trend	0,29%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0223) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,1118) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,0768)
Kubický trend	0,29%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9825) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9733) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9867) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9984)
Logaritmický trend	0,36%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0002)
Hyperbolický trend	0,53%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0064)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 151: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 152: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen ve Francii pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	85,4561	84,6429	86,2693
2014	85,6634	84,8502	86,4766
2015	85,8707	85,0575	86,6839

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 153: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	85,1778	85,0000	0,2092
2011	85,4444	85,3000	0,1693
2012	85,7111	84,4000	1,5534

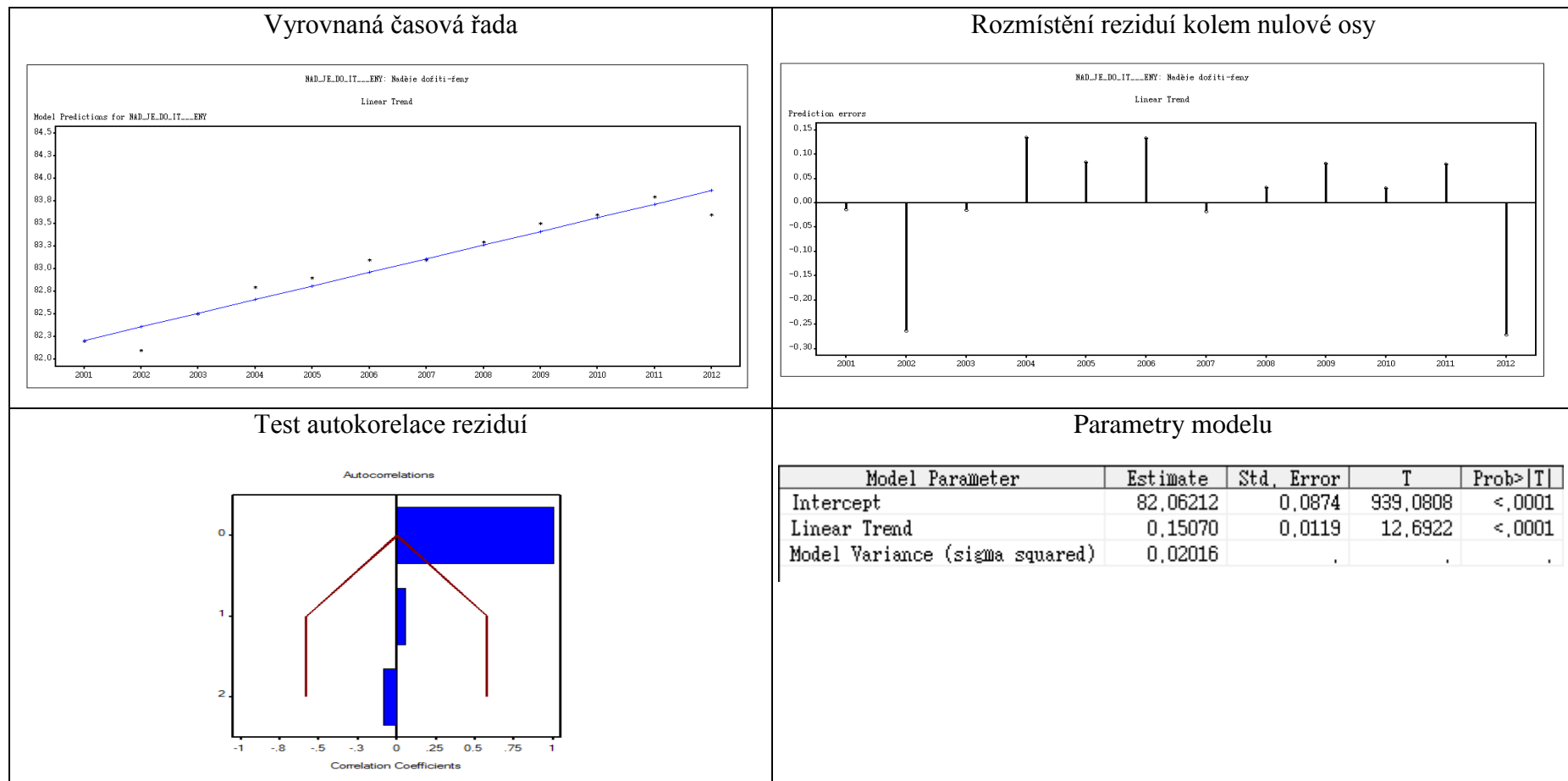
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 154: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje naděje dožití při narození u žen ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	0,12%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1630) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,3001) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	0,12%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	0,13%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1657) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9792)
Model náhodné procházky	0,16%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0355)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	0,18%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	0,10%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,0848) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0354)
Kubický trend	0,10%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9758) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9704) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9852) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9962)
Logaritmický trend	0,15%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	0,34%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0015)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 155: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 156: Bodová a intervalová předpověď naděje dožití (v letech) při narození u žen ve Švédsku pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	84,0212	83,7429	84,2995
2014	84,1719	83,8936	84,4502
2015	84,3226	84,0443	84,6009

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 157: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele naděje dožití při narození u žen ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	83,6917	83,6000	0,1097
2011	83,8633	83,8000	0,0755
2012	84,0350	83,6000	0,5203

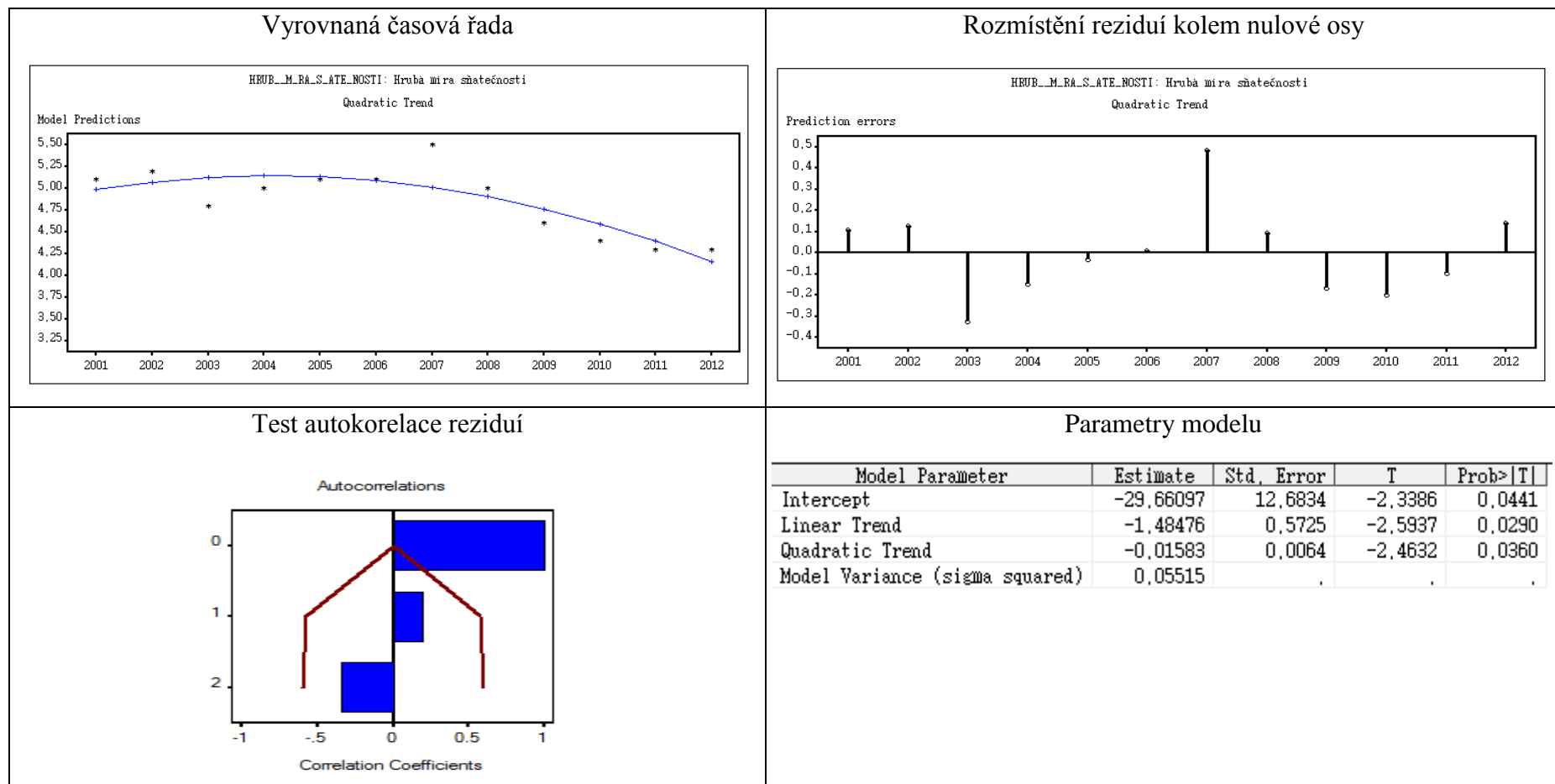
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 158: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti v ČR v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Holtův model exponenciálního vyrovnání	4,28%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0031) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9949)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	4,28%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0099) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9972) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Lineární trend	4,18%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0106)
Model náhodné procházky	4,53%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,4085)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	4,81%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0004)
Kvadratický trend	3,28%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0441) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0290) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0360)
Kubický trend	3,28%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9428) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9612) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9806) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9991)
Logaritmický trend	5,36%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen není SV (p-hodnota = 0,0617)
Hyperbolický trend	6,21%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen není SV (p-hodnota = 0,2196)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 159: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra šňatečnosti v ČR v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 160: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry sňatečnosti (%) v ČR pro roky 2013– 2015 pomocí kvadratického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	3,8955	3,4352	4,3557
2014	3,5983	3,1380	4,0585
2015	3,2694	2,8091	3,7297

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 161: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele hrubá míra sňatečnosti v ČR

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	4,6929	4,4000	6,6568
2011	4,5187	4,3000	5,0860
2012	4,3161	4,3000	0,3744

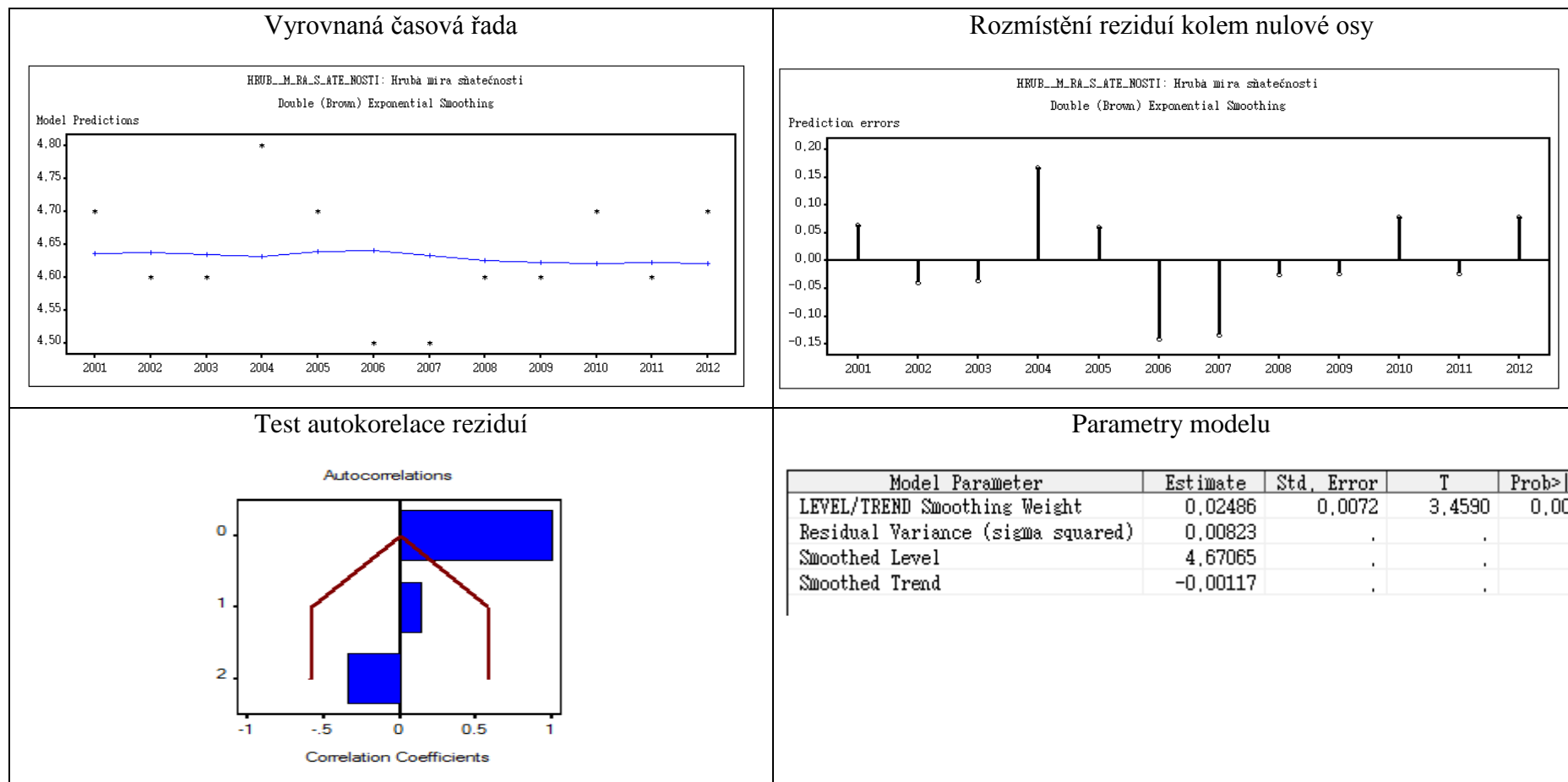
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 162: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti v Německu v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	1,55%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,7923)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	1,56%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0053)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	1,62%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2431) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9943)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	1,62%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,6249) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9986) tlumící vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,2096)
Model náhodné procházky	1,96%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 1,0000)
Kvadratický trend	1,32%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,0646) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,2707) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,2668)
Kubický trend	1,32%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9690) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9824) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9912) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9999)
Logaritmický trend	1,52%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen není SV (p-hodnota = 0,6045)
Hyperbolický trend	1,47%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen není SV (p-hodnota = 0,5128)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 163: Zvolený model (Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti v Německu v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 164: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry sňatečnosti (%) v Německu pro roky 2013– 2015 pomocí Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	4,6237	4,4454	4,8015
2014	4,6225	4,4445	4,8006
2015	4,6214	4,4431	4,7997

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 165: Hodnocení přesnosti prognózy Brownova modelu dvojitého exponenciálního vyrovnání v rámci ukazatele hrubá míra sňatečnosti v Německu

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	4,5790	4,7000	2,5745
2011	4,5737	4,6000	0,5717
2012	4,5683	4,7000	2,8021

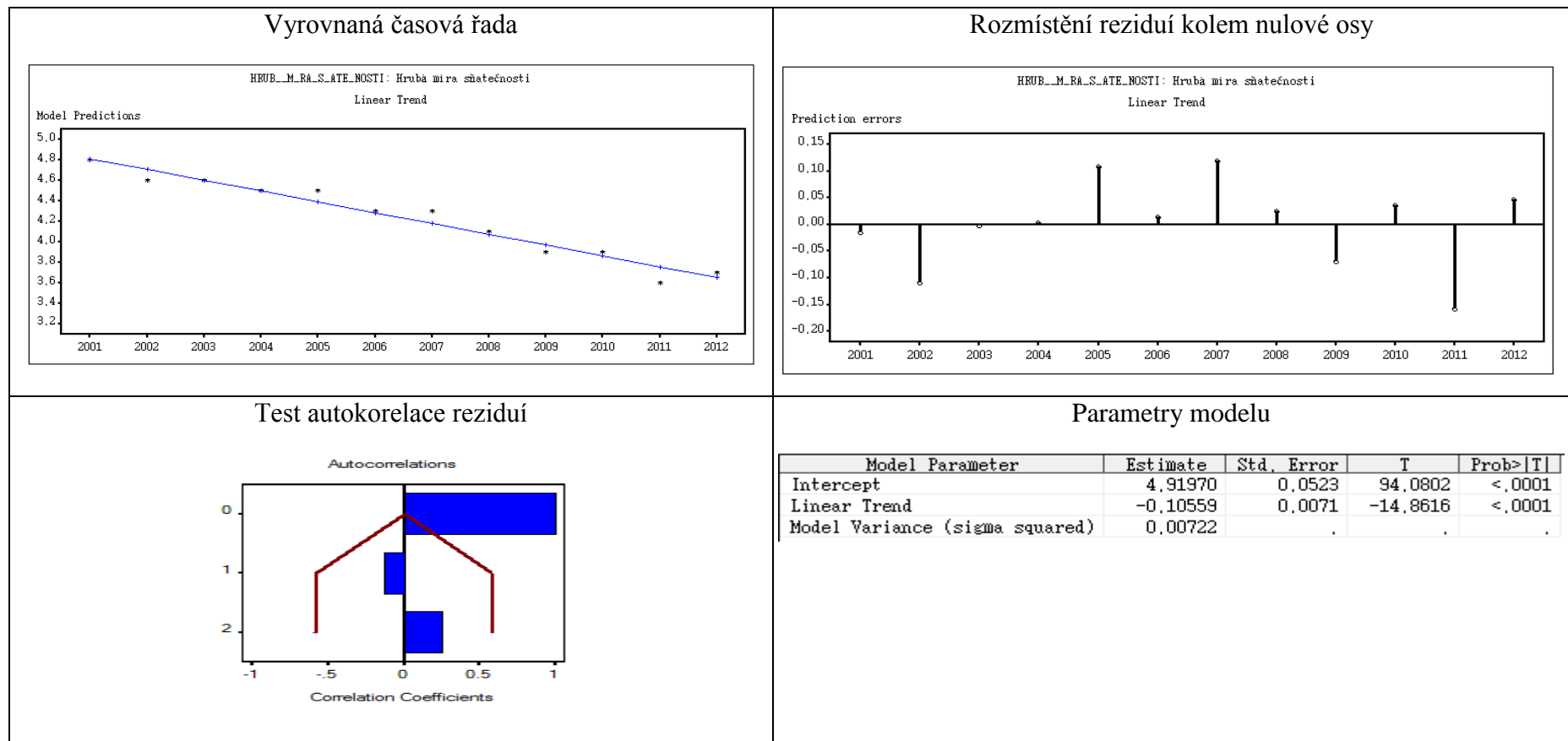
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 166: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti ve Francii v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Lineární trend	1,44%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	1,50%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,5729) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9988) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	1,51%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0792) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,9830)
Model náhodné procházky	2,70%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0255)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	2,76%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0002)
Kvadratický trend	1,42%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,1761) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,0904) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,2052)
Kubický trend	1,42%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9591) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9721) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9861) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9963)
Logaritmický trend	3,43%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0, 0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	5,50%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0069)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 167: Zvolený model (Lineární trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti ve Francii v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 168: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry šňatečnosti (%) ve Francii pro roky 2013– 2015 pomocí lineárního trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	3,5470	3,3804	3,7135
2014	3,4414	3,2748	3,6079
2015	3,3358	3,1693	3,5023

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 169: Hodnocení přesnosti prognózy lineárního trendu v rámci ukazatele hrubá míra šňatečnosti ve Francii

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	3,9083	3,9000	0,2128
2011	3,8100	3,6000	5,8333
2012	3,7117	3,7000	0,3162

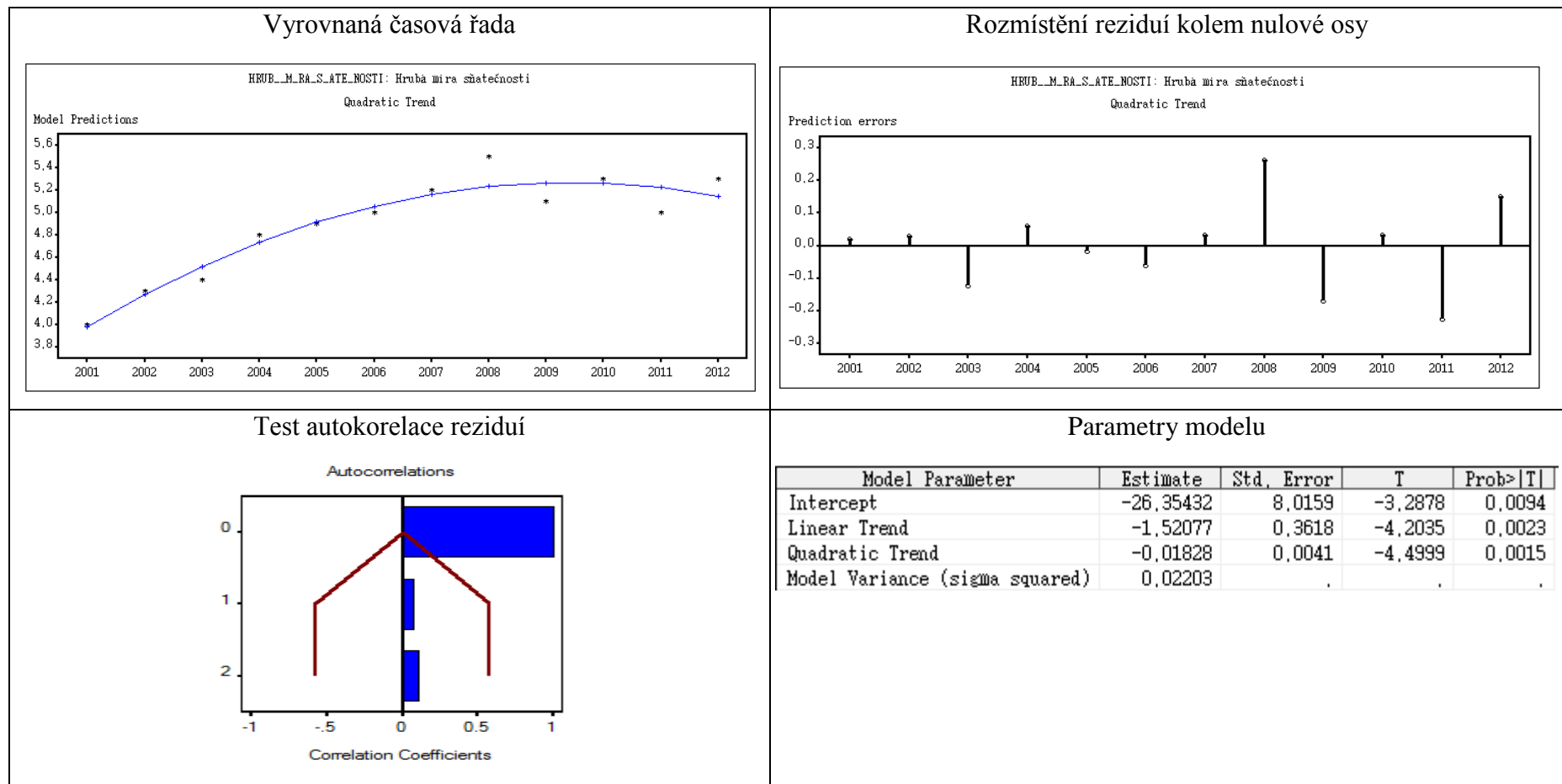
Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

Příloha č. 170: Volba vhodného modelu trendu pro popis vývoje hrubé míry sňatečnosti ve Švédsku v letech 2001 – 2012

Název modelu	MAPE	Autokorelace reziduí	Statistická významnost parametrů modelu
Model exponenciálního vyrovnání s tlumeným trendem	2,94%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,4293) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,5869) tlumící vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Holtův model exponenciálního vyrovnání	3,19%	rezidua nejsou autokorelována	úrovňová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,0687) trendová vyrovnávací konstanta není SV (p-hodnota = 0,1920)
Model náhodné procházky	3,60%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,1513)
Lineární trend	4,08%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0005)
Brownův model dvojitého exponenciálního vyrovnání	4,13%	rezidua jsou autokorelována	úrovňová/trendová vyrovnávací konstanta je SV (p-hodnota = 0,0001)
Kvadratický trend	1,97%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0094) lineární člen je SV (p-hodnota = 0,0023) kvadratický člen je SV (p-hodnota = 0,0015)
Kubický trend	1,97%	rezidua jsou autokorelována	absolutní člen není SV (p-hodnota = 0,9102) lineární člen není SV (p-hodnota = 0,9367) kvadratický člen není SV (p-hodnota = 0,9684) kubický člen není SV (p-hodnota = 0,9979)
Logaritmický trend	2,34%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) logaritmický člen je SV (p-hodnota = 0,0001)
Hyperbolický trend	3,61%	rezidua nejsou autokorelována	absolutní člen je SV (p-hodnota = 0,0001) hyperbolický člen je SV (p-hodnota = 0,0002)

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha 171: Zvolený model (Kvadratický trend) pro vyrovnání časové řady ukazatele hrubá míra sňatečnosti ve Švédsku v letech 2001-2012: výstupy ze systému SAS 9.3



Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 172: Bodová a intervalová předpověď hrubé míry sňatečnosti (%) ve Švédsku pro roky 2013– 2015 pomocí kvadratického trendu

Rok	Bodový odhad	Intervalový odhad ($\alpha=0,05$)	
		Dolní mez	Horní mez
2013	5,0364	4,7455	5,3273
2014	4,8867	4,5958	5,1776
2015	4,7005	4,4096	4,9914

Zdroj: výstup SAS 9.3

Příloha č. 173: Hodnocení přesnosti prognózy kvadratického trendu v rámci ukazatele hrubá míra sňatečnosti ve Švédsku

Rok	Prognóza (zkrácená časová řada)	Skutečnost (nezkrácená časová řada)	Relativní chyba predikce (%)
2010	5,2595	5,3000	0,7642
2011	5,2086	5,0000	4,1720
2012	5,1187	5,3000	3,4208

Zdroj: výstup SAS 9.3, vlastní výpočty

