

ČESKÁ ZĚMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra statistiky**

Studijní obor: Hospodářská a kulturní studia



*Diplomová práce*

**Analýza demografického vývoje a příjmové  
nerovnosti v Ústeckém kraji**

Autor: Bc. Jiří Jón

Vedoucí práce: prof. Ing. Libuše Svatošová CSc.

Rok: 2015

# ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra statistiky

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Jón Jiří

Hospodářská a kulturní studia

Název práce

**Analýza demografického vývoje a příjmové nerovnosti v Ústeckém kraji**

Anglický název

**Analysis of demographic and wage disparities development and income inequality in Ústecký region**

### Cíle práce

Cílem diplomové práce je provedení analýzy demografického vývoje a příjmové nerovnosti v Ústeckém kraji. Pozornost bude věnována vývojovým tendencím jednotlivých ukazatelů a dále budou posouzeny významné odlišnosti od průměru ČR

### Metodika

Pro zjištění stavu a vývoje ukazatelů charakterizujících demografickou situaci a příjmovou nerovnost v Ústeckém kraji budou použity metody explorační analýzy. Na základě jejich výsledků pak budou zvoleny vhodné statistické metody jako například metody induktivní statistiky, analýzy časových řad či vícerozměrné statistické metody, které umožní kvalifikované provedení požadovaných analýz.

### Harmonogram zpracování

1. Příprava osnovy, vytvořit seznam literatury - do 1.1.2014
2. Cíl práce – jasně formulovat, čeho se bude vlastní práce týkat – do 1.3.2014
3. Zdroje dat –výběr a zdůvodnění vhodných ukazatelů pro analýzy - do 1.3.2014
4. Zpracování rešerše - do 30.6.2014
5. Zpracování metodiky, sběr dat – do 30.10.2014
6. Vlastní analýza dat – do 30.1.2015
7. Kompletace práce - únor 2015

### **Rozsah textové části**

60 - 80 stran

### **Klíčová slova**

demografická statistika, demografická dynamika, příjmová nerovnost, statistické analýzy

### **Doporučené zdroje informací**

KALIBOVÁ, K., PAVLÍK, Z., VODÁKOVÁ, A.: Demografie (nejen) pro demografy, 3. přepracované vydání, Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2009, ISBN 978-80-7419-012-4  
KÁBA, B., SVATOŠOVÁ, L.: Statistické nástroje ekonomického výzkumu, nakladatelství Aleš Čeněk, Plzeň 2012, ISBN 978-80-7380-359-9  
KAZUTOSHI, M., 2006. "Growth and inequality: a demographic explanation," Journal of Population Economics, Springer, vol. 19(3), pages 559-578, July  
KLUFOVÁ, R.; POLÁKOVÁ, Z.: Demografické metody a analýzy: demografie české a slovenské populace, 1. vydání, Praha: Wolters Kluwer Česká republika, 2010, ISBN 978-80-7357-546-5  
KREBS, V. a kol., Sociální politika, 3. přeprac. vyd., Praha: ASPI, 2005, ISBN:80-7357-050-5  
LAPÁČEK, M. Solidarita, ekvivalence a příjmová nerovnost v českém sociálním systému. Fórum sociální politiky, 1/2008, roč. 2, s. 6-14 [online], dostupné z: [http://www.vupsv.cz/sites/File/forum\\_socialni\\_politiky/Casopis\\_FSP\\_1\\_2008.pdf](http://www.vupsv.cz/sites/File/forum_socialni_politiky/Casopis_FSP_1_2008.pdf)  
STIGLITZ, J. E.: Ekonomie veřejného sektoru. Praha: Grada, 1997. ISBN 80-7169-454-1

### **Vedoucí práce**

Svatošová Libuše, prof. Ing., CSc.

### **Termín odevzdání**

březen 2015

Elektronicky schváleno dne 11.9.2014

**prof. Ing. Libuše Svatošová, CSc.**

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 11.11.2014

**Ing. Martin Pelikán, Ph.D.**

Děkan fakulty

Prohlašuji na svou čest, že jsem diplomovou práci na téma **Analýza demografického vývoje a příjmové nerovnosti v Ústeckém kraji** vypracoval samostatně a s použitím uvedené literatury.

Jiří Jón

V Praze, dne 30.11.2015

## **Poděkování**

Na tomto místě bych rád poděkoval vedoucí diplomové práce prof. Ing. Libuši Svatošové CSc. za cenné rady, připomínky a komentáře při psaní této práce. Dále bych rád poděkoval Ing. Růženě Funkové za poskytnutá data z Českého statistického úřadu v Ústí nad Labem.

## **Abstrakt**

Práce analyzuje demografickou změnu a příjmovou nerovnost v Ústeckém kraji po roce 2009. Pro dosažení vytčených cílů je využita zejména metoda analýzy časových řad. Výsledky analýz jednotlivých ukazatelů jsou zároveň konfrontovány s výsledky průměru za Českou republiku. Ústecký kraj má jedno z největších zastoupení domácností v prvním kvintilu příjmového rozdělení. Také dochází k vysoké meziroční fluktuaci koeficientu příjmové nerovnosti. Zároveň je to kraj s jednou z nejmladších populací v komparaci s kraji ostatními. A také kraj s poměrně nízkou příjmovou nerovností.

## **Klíčová slova**

demografická statistika, demografická dynamika, příjmová nerovnost, statistické analýzy

## **JEL klasifikace**

I30, J11

## **Abstract**

This thesis analyzes demographic changes and income inequality in the Usti region after year 2009. To determine the required analysis is mainly used method of time series analysis. The results of the analysis of individual indicators are also confronted with the results averaged over the Czech Republic. Usti Region has one of the largest representation of households in the first quintile of the income distribution. Also, there is a high annual fluctuation rate of income inequality. It is also a region with one of the youngest populations in comparison with other regions. And a region with relatively very low income inequality

## **Keywords**

Demographic statistics, demographic dynamics, income inequality, statistical analysis

## **JEL classification**

I30, J11

# Obsah

Úvod.....	10
<b>1 Cíl práce a metodika .....</b>	<b>11</b>
1.1 Cíl práce.....	11
1.2 Metodika.....	11
1.2.1 Analýza časových řad.....	12
1.2.2 Základní přístupy k analýze časových řad .....	12
<b>2 Teoretická východiska .....</b>	<b>16</b>
2.1 Přehled demografický pojmů .....	16
2.1.1 Populace .....	16
2.1.2 Obyvatelstvo.....	17
2.1.3 Domácnost.....	18
2.1.4 Demografická reprodukce .....	18
2.1.5 Demografické události .....	19
2.1.6 Sňatečnost a rozvodovost .....	19
2.1.7 Porodnost a plodnost .....	20
2.1.8 Úmrtnost.....	23
2.1.9 Migrace.....	25
2.1.10 Demografické stárnutí .....	26
2.2 Příjmová a sociální nerovnost .....	28
2.3 Přehled ukazatelů příjmové nerovnosti .....	29
2.3.1 Lorenzova křivka.....	30
2.3.2 Giniho koeficient.....	30
2.3.3 Theilův index nesouladu .....	32
2.3.4 Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20 .....	32
2.3.5 Kuznetsova křivka.....	33
2.4 Demografie a příjmová nerovnost .....	35
2.4.1 Demografie, inflace, příjmová nerovnost.....	38
2.4.2 Demografie, hospodářský růst, příjmová nerovnost .....	39
2.4.3 Demografie a vzdělání .....	40
<b>3 Vlastní analýza.....</b>	<b>42</b>
3.1 Charakteristika Ústeckého kraje.....	42
3.2 Analýza počtu obyvatelstva.....	44



3.3	Analýza věkové struktury .....	49
3.4	Analýza sňatečnosti a rozvodovosti .....	59
3.5	Analýza pohybu obyvatel .....	61
3.6	Analýza příjmové nerovnosti.....	67
3.7	Analýza životních podmínek domácností.....	75
3.8	Analýza demografického stárnutí, HDP a příjmové nerovnosti.....	78
	<b>Závěr .....</b>	<b>83</b>
	<b>Seznam použité literatury:.....</b>	<b>87</b>

# Úvod

Po roce 1989 se došlo v České republice k politické, ekonomické a sociální změně. Stejně tak od této doby dochází ke změnám demografického vývoje, kdy můžeme zaznamenat rychlý vývoj a přiblížení směrem ke společností tzv. západní civilizace. Dochází tak ke snižování počtu narozených dětí s přechodem k modelu rodiny s jedním dítětem, případně k růstu počtu bezdětných párů. Dochází rovněž k prodlužování délky života.

V diplomové práci se zaměřuji na demografický vývoj Ústeckého kraje. Ten je v současné době považován za kraj s nadprůměrnou sociální nestabilitou. Ta je zapříčiněna zejména strukturálními změnami lokální ekonomiky v posledních dvou dekadách let. Z toho důvodu je sledována i změna v příjmech společnosti. Rovnoměrnost rozložení příjmů je důležitá pro snížení sociálního napětí ve společnosti. Ačkoliv je obecně příjmová nerovnost v České republice na poměrně nízké úrovni, můžeme se setkat v Ústeckém kraji s poměrně vysokým sociálním napětím, z důvodu vysokého počtu nezaměstnaných a lidí pobírajících sociální dávky a mezi ostatní práceschopnou populací.

V teoretické části jsou nabídnuty teorie i empirické výsledky, které sledují dopad demografické změny, zejména stárnutí obyvatelstva, na změnu v příjmech společnosti.

Změna věkové struktury společnosti může mít, prostřednictvím makroekonomických veličin, nepřímo dopad na příjmovou nerovnost. Také ovšem může být sledován přímý vztah mezi těmito hlavními sledovanými veličinami.

Jak dále udává literatura, může mladá generace dávat přednost přítomné spotřebě před budoucí, nižším úsporám před vyššími. Naopak starší generace má priority přesně opačné. Z toho důvodů je důchod, mezi jednotlivými generacemi a sociálními vrstvami, jinak alokovan. Jistý podíl na výši nerovnosti v příjmech může mít i ekonomický růst.

Ovšem jestli má vyšší ekonomický růst dopad na příjmovou nerovnost, není možné jednoznačně určit. Jsou představeny studie, které tvrdí, že vyšší růst implikuje vyšší nerovnost. Na druhou stranu může vyšší růst znamenat i snížení příjmové nerovnosti. To pochopitelně záleží na mnoha faktorech, jako je i například průměrný věk členů moci zákonodárné či výkonné.

V praktické části potom nalezneme odhad vývoje jednotlivých ukazatelů, jak demografických, tak těch, co se zabývají příjmovou nerovností. Empiricky poté nebyla prokázána přímá závislost mezi stárnutím obyvatelstva na změnu v příjmech ve společnosti.

# 1 Cíl práce a metodika

## 1.1 Cíl práce

Hlavním cílem této diplomové práce je analyzovat vybrané demografické ukazatele a ukazatele příjmové nerovnosti v Ústeckém kraji a predikovat jejich vývoj. Pozornost bude zaměřena zejména na stárnutí obyvatelstva a vývoj v počtech domácností v prvním a pátém kvintilu příjmového rozdělení. Analýza dat Ústeckého kraje bude také porovnána s výsledky ukazatelů za průměr celé České republiky. Dostupnost dat pro analýzu demografického vývoje je poměrně vysoká. V případě příjmové nerovnosti je dostupnost dat pouze za roky 2009 až 2014.

Práce je rozdělena celkem na dvě hlavní části, a to na teoretickou část a vlastní analýzu. Teoretická část je věnována seznámení se se základními pojmy dané problematiky a literární rešerši. Pro problematiku související s demografickým vývojem a příjmovou nerovností jsou představeny závěry zejména zahraničních odborných článků.

Ve vlastní analýze je věnována pozornost zejména počtu a stavu obyvatel, sňatečnosti a rozvodovosti, přírůstku a migraci v případě sledování demografického vývoje. V případě sledování vývoje příjmové nerovnosti je sledován vývoj v počtu domácností v jednotlivých kvintilech, na jehož základě je sestaven jednoduchý index kvintilového rozdělení a koeficient příjmové nerovnosti  $S80/S20$ . Jako poslední je sledován vztah stárnutí obyvatelstva s dopadem na růst příjmové nerovnosti, prostřednictvím veličiny HDP.

## 1.2 Metodika

Teoretická část této práce má za cíl nejen popsat pojmy z oblasti demografie a měření příjmové nerovnosti, ale ekonomicky uchopit propojení mezi demografickými změnami a dopadem na změnu ve společnosti.

Metodika praktické části této práce je založena na pozorování dostupných dat z Českého statistického úřadu. Na základě provedených analýz jsou provedeny predikce vývoje jednotlivých ukazatelů pomocí analýzy časových řad, zejména pomocí Brownova modelu exponencionálního vyrovnávání v případě odhadu ukazatelů vývoje počtu domácností v jednotlivých kvintilech za rok 2015. Stejný model je využit pro predikci vývoje koeficientu příjmové nerovnosti pro rok 2015.

Lineární trendová funkce je poté využita pro konstrukci modelu pro predikci vývoje předproduktivní a postproduktivní generace v Ústeckém kraji, která konstruuje index stáří, a také pro predikci růstu věku. Pro sledování vztahu mezi demografickým stárnutím a příjmovou nerovností, prostřednictvím HDP, jsou sestrojeny funkce polynomické. Pomocí korelace časových řad, je sledována závislost mezi těmito veličinami.

Pro vypracování jednotlivých analýz, jakožto i grafického znázornění, je využito kancelářské programu Microsoft Office Excel 2007.

### **1.2.1 Analýza časových řad**

Pojmem časová řada se rozumí data získaná výsledkem pozorování, která jsou chronologicky uspořádána, například změnou počtu jedinců populace v demografii. Zároveň uvažujeme tzv. statistické neboli stochastické řady, které jsou zatíženy nejistotou. Řady deterministické, jejichž vývoj je možné popsat nějakým matematickým vzorcem, zde neuvažujeme. Teorie náhodných procesů poté definuje, že časová řada představuje konkrétní realizaci odpovídajícího náhodného, stochastického, procesu.<sup>1</sup>

Modely časových řad můžeme využít zejména u sledování těch veličin, na které má vliv mnoho faktorů, které je obtížné pochytit. Lze poté předpokládat, že takové působení faktorů vyvolá změny v úrovni zkoumané veličiny v každém sledovaném období. Proměnná  $Y$  je poté interpretována jako funkce času.<sup>2</sup>

### **1.2.2 Základní přístupy k analýze časových řad**

Dekompozice časové řady je přístup, kdy se uvažuje, že časová řada je rozložena na čtyři základní složky, a to na:

- trend
- sezónní složku
- cyklickou složku
- náhodnou složku

---

<sup>1</sup> Křivý (2012)

<sup>2</sup> Svatošová, Kába (2008)

Časovou řadu potom chápeme jako trend, na který se nabaluje sezónní a cyklická složka (souhrně označeno jako periodická kolísání) a náhodná složka (někdy nazývána jako bílý šum). Trend je určován dlouhodobou změnou v průměrném chování řady, způsobují ho faktory působící ve stejném směru. Sezónní složka představuje periodickou změnu, která se každoročně opakuje. Cyklickou složkou rozumíme fluktuaci kolem trendu jak s fází růstu, tak s fází poklesu. Příčiny cyklické složky je velmi těžké identifikovat. Náhodná složka je náhodná fluktuace bez systematického charakteru. Jsou zde zahrnuty zejména chyby v měření či statistickém zpracování dat.<sup>3</sup>

Samotná dekompozice potom nabývá dvojího typu. Jednak je to tzv. *aditivní dekompozice* (1.1) a *multiplikativní dekompozice* (1.2).

$$Y_t = Tr_t + Sz_t + C_t + \varepsilon_t, \quad (1.1)$$

kdy se všechny složky ve stejných jednotkách jako  $Y_t$ .

$$Y_t = Tr_t, Sz_t, C_t, \varepsilon_t, \quad (1.2)$$

kdy je pouze trendová složka měřena ve stejných jednotkách jako  $Y_t$ , ostatní jsou pouze bezrozměrné veličiny.<sup>4</sup>

Analýzu dynamiky vývoje neperiodické časové řady provádíme pomocí okruhu trendových funkcí, od kterých se především vyžaduje, že budou z matematického hlediska jednoduché. Zejména by funkce měla mít co nejmenší počet členů v rovnici, minimální možnou mocninu argumentu, linearitu v parametrech, spojitost a také minimální počet extrémů a inflexních bodů.<sup>5</sup> Nejvhodnější matematickou funkci pro danou časovou řadu určíme pomocí předběžné analýzy. Zejména pomocí grafického záznamu řady či teoretické znalosti o průběhu trendové složky.<sup>6</sup> V práci se setkáme zejména s *lineární* (1.3) a *kvadratickou trendovou funkcí* (1.4).

---

<sup>3</sup> Křivý (2012)

<sup>4</sup> dtto

<sup>5</sup> dtto

<sup>6</sup> Křivý (2012)

$$T_t = a + b \cdot t \quad (1.3)$$

$$T_t = a + b \cdot t + ct^2 \quad (1.4)$$

Pro volbu vhodného modelu je nutné odhadnout parametry tzv. stochastické struktury modelu, které nazýváme míru shody. Ty podávají informaci o stupni souladu empirických a teoretických hodnot, určených prostřednictvím modelu. Je nutné je využít pro verifikaci modelu. Standardním ukazatelem pro tyto účely slouží *index determinace*  $I^2$  (1.5). Ten jako bezrozměrné číslo nabývá hodnot  $0 \leq I^2 \leq 1$ . Čím je číslo blíže 1, tím model lépe popisuje zkoumaný jev. Proto volíme takovou funkci, kde index determinace nabývá nejvyšší hodnotu.<sup>7</sup>

$$I^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} \quad (1.5)$$

kde  $\bar{y}$  je aritmetický průměr empirických hodnot časové řady  $y_t, \dots, y_n$ .

Dále je v práci užita analýza časových řad pomocí adaptivního prognostického modelu, konkrétně Brownovým modelem exponencionálního vyrovnání. Ten nepředpokládá stabilitu analytického tvaru trendové funkce ani jejích strukturálních parametrů v čase. Také se nepředpokládá spojitost trendové funkce. Na základě nově získaných údajů je model plynule korigován a aktualizován. Může tak pracovat s trendovou složkou, která se v čase nepravidelně mění. Odhad trendu je poté získán lineární kombinací všech hodnot časové řady, kdy váhy dřívějších pozorování exponencionálně klesají. Odhad trendu je zapsán pomocí rekurentního vzorce (1.6).<sup>8</sup>

$$\hat{y}_t = \alpha y_t + (1-\alpha) \cdot \hat{y}_{t-1} \quad (1.6)$$

kde  $\hat{y}_t$  je vyrovnaná hodnota časové řady v čase  $t$  a  $\hat{y}_{t-1}$  je vyrovnaná hodnota časové řady v čase  $t - 1$ ,  $y_t$  je hodnota řady v čase  $t$ . Vyrovnávací konstanta  $\alpha$  definuje systém vah v metodě exponencionálního vyrovnávání. Nabývá hodnoty  $[0;1]$ . Vhodnost modelu

---

<sup>7</sup> Svatošová, Kába (2008)

<sup>8</sup> dtto

ověřujeme pomocí střední čtvercové chyby MSE (1.7), střední absolutní chyby MAE (1.8) a střední absolutní procentuální chyby MAPE (1.9)

$$\text{MSE} = \sum_t \frac{(y_t - y'_t)^2}{n-k} = \sum_t \frac{e_t^2}{n-k} \quad (1.7)$$

kde  $e_t$  jsou rezidua,  $k$  je počet odhadovaných strukturálních parametrů funkce.

$$\text{MAE} = \frac{1}{n} \sum_t |y_t - y'_t| \quad (1.8)$$

$$\text{MAPE} = \frac{1}{n} \sum_t \left| \frac{y_t - y'_t}{y_t} \right| \quad (1.9)$$

Nejvhodnější model je obvykle ten, který vykazuje nejnižší hodnoty svých ukazatelů. Žádný z nich ovšem nemá univerzální charakter, pouze poukazují na dílčí informace o kvalitě hodnoceného modelu. Spolehlivost prognóz lze tedy posuzovat podle výše zmíněných statistických ukazatelů. Můžeme ji ovšem posoudit i subjektivně.

Pro analýzu závislosti mezi dvěma, či více časovými řadami, využijeme aplikace obecné regresní a korelační analýzy. Regresní analýza nám tedy slouží k odhadu hodnoty vysvětlované proměnné na základě vysvětlující proměnné a tím umožnit předpověď časových řad. Korelace naopak slouží k analyzování těsnosti dvou náhodných veličin. Pokud je prokázána závislost, neznamená to, že by byly navzájem podmiňovány. Při korelaci časových řad je ovšem nutné zkoumat závislost jejich reziduálních složek, neboť při mechanickém aplikování korelační analýzy můžeme dospět k naprosto chybným závěrům, kdy trend dvou naprosto odlišných řad může mít velmi podobný průběh. Proto je nutné časové řady očistit od jejich trendových složek, případně i složek periodických.<sup>9</sup>

---

<sup>9</sup> Svatošová, Kába (2008)

## 2 Teoretická východiska

### 2.1 Přehled demografický pojmů

Pro znázornění demografických jevů a procesů je použito nejrůznějších ukazatelů. V této kapitole budou představeny základní demografické koncepty, se kterými se v demografické statistice setkáváme, a které jsou užity v následné analýze.

#### 2.1.1 Populace

Populace je různě velká skupina jedinců, pocházejících z jednoho živočišného druhu, kteří žijí a zároveň se reprodukují na vymezeném území. Často jako synonymum k pojmu populace užíváme termín obyvatelstvo (které se ovšem může skládat z více populací).<sup>10</sup>

S pojmem populace se vyskytuje i několik populačních teorií, které popisují změnu v demografických trendech s dopadem na blahobyt jednotlivců či rodin ve společnosti. Mezi nejčastěji předkládané teorie patří *teorie sociálního vzestupu* a jí podobná *teorie blahobytu*. Tyto teorie tvrdí, že ke snížení porodnosti vedou zejména sociální důvody. Konkrétně potřeba lidí zvýšit své sociální postavení ve společnosti respektive snaha o udržení či zvyšování životní úrovně.<sup>11</sup> Dále můžeme zmínit tzv. *urbanizační teorii*, která pochází ze zjištění, že nejprve dochází k úbytku populace, resp. snížení porodnosti, nejprve ve městech a poté na vesnicích. Jako důvod se nejčastěji uvádí fakt, že dochází k růstu vzdělanosti obyvatel a zvyšuje se emancipovanost žen ve společnosti.<sup>12</sup> Jako poslední populační teorii je práci uvedena *racionalizační teorie*. Ta tvrdí, že snižování populace je důsledkem racionálního a ekonomického uvažování ekonomických subjektů, tedy jednotlivců, rodin, domácností apod.<sup>13</sup>

---

<sup>10</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>11</sup> Klufová, Poláková (2010)

<sup>12</sup> dtto

<sup>13</sup> Klufová, Poláková (2010)



## 2.1.2 Obyvatelstvo

Charakter pojmu obyvatelstvo bývá někdy pojímán jako sekundární označení k pojmu populace. Neboť obyvatelstvo je pevně svázané s určitým územím, než s typem populace, které se na takovém území nachází. Obyvatelstvo určitého území je charakteristické společnými sociálními znaky. Z makroekonomického hlediska je obyvatelstvo pracovní síla a jako takové se dělí na tři skupiny. Na obyvatelstvo předproduktivní (dětské), produktivní (rodičovské) a postproduktivní (prarodičovské).<sup>14</sup> Toto rozdělení se též nazývá jako věková struktura obyvatelstva.

Věkem se rozumí věk dokončený, který je vykázaný v celých číslech a je vstupní informací pro ekonomické a demografické analýzy. Osoby, které jsou narozeny ve stejném roce, nazýváme jako jednu generaci. Generace nemusí být pouze stejný ročník. Můžeme tak nazvat i skupinu osob, které tvoří víceletou věkovou skupinu. Specifickými věkovými skupinami jsou tzv. biologické a ekonomické generace. Biologická i ekonomická generace se dělí na tři skupiny. Rozdíl je ovšem v rozpětí jednotlivých skupin u každé generace.

**Tabulka č. 1: Biologická a ekonomická generace**

<b>GENERACE</b>	<b>BIOLOGICKÁ</b>	<b>EKONOMICKÁ</b>
<b>1</b>	<b>0-14 let</b>	<b>0-19 let</b>
<b>2</b>	<b>15-49 let</b>	<b>20-64 let</b>
<b>3</b>	<b>50 a více let</b>	<b>65 a více let</b>

*zdroj: Svatošová, Kába (2008), vlastní tvorba*

Hranice u ekonomické generace se může lišit jak v čase, tak z hlediska země, kde je tato demografická veličina užívána. Například u druhé generace se může věk lišit s ohledem, kdy se jedinec stává ekonomicky aktivním a kdy je nastaven věk odchodu do důchodu. Druhá biologická generace tvoří v populaci zhruba 50%. Podle tohoto lze populaci rozdělit do tří druhů<sup>15</sup>:

- *Progresivní*, tj. populace, ve které 1. biologická generace převažuje nad 3. biologickou generací. Populace je rostoucí. S takovýmto typem se můžeme setkat v rozvojových zemích

<sup>14</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>15</sup> Koschin (2005)

- *Stacionární*, tj. populace, ve které je 1. biologická generace přibližně na stejné úrovni jako 3. biologická generace. Populace je v takovém případě stagnující.
- *Regresivní*, tj. populace, ve které 3. biologická generace převažuje nad 1. biologickou generací. V těchto populacích méně osob umírá, než se narodí dětí. To je případ většiny rozvinutých zemí, včetně České republiky.

### 2.1.3 Domácnost

Domácnost je institucionalizovaný, obydlený, uspořádaný a fyzicky vymezený prostor. Zároveň je domácností skupina lidí, která společně tento prostor obývá a hospodaří na něm. Domácnost nejčastěji tvoří rodina, která je nukleární<sup>16</sup> nebo rozšířená. Domácnost ovšem může tvořit i více rodin, případně členové rodu, či jiné skupiny osob, kteří se sdružují v jednu domácnost z hlediska jiných ekonomických a sociálních příčin.<sup>17</sup>

Počet a struktura domácností se zjišťuje při sčítáních lidu, mikrocensech a sociálních průzkumech. Hospodařící domácnost je zjišťována jako deklaratorní domácnost, tedy jako skupina osob, která bydlí trvale v jednom bytě a které společně hradí náklady vydané na bydlení, vybavení apod. U nás se vychází z tzv. cenové domácnosti, což je nejmenší kolektiv osob spojených společným bydlením, hospodařením a příbuzenskými vztahy.<sup>18</sup>

### 2.1.4 Demografická reprodukce

Je proces, kdy se bere v potaz pouze rození a vymírání v populaci, tedy přirozená obnova populace. Rozdíl mezi počtem živě narozených a zemřelých v určitém časovém období nazýváme přirozeným přírůstkem v případě, že počet narozených převyšuje počet zemřelých, v opačném případě tento jev nazýváme přirozeným úbytkem. Pokud bereme v úvahu i migraci, dochází poté k populačnímu vývoji. Změny ve velikosti populace označujeme jako populační úbytek nebo populační přírůstkem, ke kterým je nutné dále uvažovat migrační saldo. Pro charakteristiku demografické reprodukce slouží jako ukazatel hrubá míra přirozeného přírůstku. Ten je definován jako absolutní přirozený přírůstkem

---

<sup>16</sup> Rodina, která je tvořená otcem, matkou a dětmi.

<sup>17</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>18</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

vztáhnutý ke střednímu stavu obyvatelstva v daném roce. Absolutní přirozený přírůstkem může být dále definován jako rozdíl mezi hrubou mírou porodnosti a hrubou mírou úmrtnosti. V rozvojových zemích tato hodnota může dosahovat až 35 promile. Na druhou stranu vývoj v rozvinutých zemích dosahuje spíše záporných hodnot<sup>19</sup>. Teoreticky může hodnota přírůstku dosahovat nulové hodnoty, v takovém případě mluvíme o tzv. stacionární populaci.

### **2.1.5 Demografické události**

Demografickými událostmi jsou myšleny takové životní události, které v různých kombinacích utváří průběh demografické reprodukce a jsou součástí demografických analýz. Nejvýznamnějšími událostmi z demografického pohledu jsou narození a úmrtí. Z těchto událostí jsou poté odvozeny globální charakteristiky, jako je porodnost a úmrtnost. Tyto základní demografické události se váží k základním sociálním událostem, a to k porodu a smrti, kdy mezi specifické druhy úmrtí můžeme považovat potrat a z něho odvozenou potratovost. Uzavírání sňatků a rozpad manželství ovlivňuje porodnost, zatímco nemocnost ovlivňuje úmrtnost. Za demografickou událost můžeme považovat i stěhování, které má za příčinu změnu územního rozmístění obyvatelstva.<sup>20</sup>

### **2.1.6 Sňatečnost a rozvodovost**

Sňatek je jednorázový formální akt, kterým společnost dává souhlas se vznikem manželství a jemu odpovídajícím reprodukčním chováním a tedy založením rodiny.

Na druhou stranu rozvod je většinou chápán jako právní zrušení manželství, kterému přechází i jeho reálný rozpad. Ovšem pokud dochází k rozpadu manželství, nemusí to znamenat, že zároveň dochází k výkonu právního aktu. Rostoucí míra rozvodovosti může významně pozitivně korelovat s většinou sociálních problémů společnosti spojených výchovou dětí, jako budoucích ekonomicky aktivních jedinců. Zároveň může mít rozvodovost negativní dopad na zaměstnanost žen jako samopečovatelek apod.<sup>21</sup>

---

<sup>19</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>20</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>21</sup> dtto

Z demografického hlediska sňatečnost a rozvodovost ovlivňuje proces reprodukce obyvatelstva jen nepřímo (na rozdíl od úmrtnosti či plodnosti). Ke sledování vývoje sňatečnosti či rozvodovosti se nejčastěji používá ukazatele *hrubé míry sňatečnosti* (2.1) resp. *hrubé míry rozvodovosti* (2.2).<sup>22</sup>

$$s\check{n}_t = \frac{S\check{n}_t}{\bar{S}_t} \quad (2.1) \quad \text{a} \quad rO_t = \frac{RO_t}{\bar{S}_t} \quad (2.2), \text{ kde}$$

pro jednoletý časový interval  $S\check{n}$  znamená počet sňatků a  $RO$  počet rozvodů.  $\bar{S}_t$  odpovídá střednímu stavu obyvatelstva.

Od počátku 90. let má počet sňatků sestupnou tendenci, zatímco v roce 1995 byl počet uzavřených sňatků v ČR zhruba 55 000, v roce 2005 to již bylo 50 000.<sup>23</sup> V Ústeckém kraji byl počet sňatků v roce 1995 ve výši zhruba 4 450, v roce 2005 byl počet uzavřených sňatků ve výši 4 300.<sup>24</sup>

V případě rozvodů je situace poměrně ustálená. Od 90. let se tato hodnota pohybuje kolem 30 000 rozvodů ročně.<sup>25</sup> V případě Ústeckého kraje tato hodnota vykazuje okolo 3000 rozvodů ročně.<sup>26</sup>

### 2.1.7 Porodnost a plodnost

Termínem porodnost se rozumí činnost a schopnost rození dětí, který se chápe jako hromadný jev a vztahuje se k určité populaci sídlícím na určitém území. Je společně s úmrtností (která je charakterizována v následující kapitole) jednou z nejdůležitějších složek demografické reprodukce. Porodnost je zároveň indikátorem sociálního rozvoje v širším slova smyslu.<sup>27</sup>

Za nejjednodušší ukazatel můžeme považovat *hrubou míru porodnosti* (2.3).<sup>28</sup>

---

<sup>22</sup> Koschin (2005)

<sup>23</sup> dtto

<sup>24</sup> ČSÚ [1]

<sup>25</sup> Koschin (2005)

<sup>26</sup> ČSÚ [1]

<sup>27</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>28</sup> Koschin (2005)

$$\Delta t n_t = \frac{\Delta t N_t^{(\text{živě})}}{\Delta t \bar{S}_t \cdot \Delta t} \quad (2.3), \text{ vyjádření pro jednoletý interval je: } n_t = \frac{N_t^{(\text{živě})}}{\bar{S}_t}, \text{ kde}$$

indexem N značíme počet narozených v daném období. Narozené děti se rozlišují na manželské a nemanželské, přičemž zvláštní postavení mají děti narozené do 8 měsíců po svatbě, tedy děti z tzv. předmanželských koncepcí.

V České republice je v posledních letech porodnost ustálená na zhruba 90 000 přírůstků ročně, což odpovídá cca 9 ‰.<sup>29</sup> V Ústeckém kraji se počet živě narozených pohybuje okolo 9 tisíc.<sup>30</sup> Podrobnější analýzu o vývoji nalezneme v analytické části této práce.

Další charakteristikou demografickou veličinou o vývoji nově narozených je považována *obecná míra plodnosti* či *fertilita* (2.4), která udává počet narozených dětí ve vztahu k populaci, která se vystavuje riziku narození dítěte. Tuto populaci nazýváme rodivým kontingentem. Rodivý kontingent tvoří ženy ve věku 15-49 let. Tento ukazatel je tedy zpřesněn tím, že se vztahuje pouze k osobám v reprodukčním věku.<sup>31</sup>

$$f_t = \frac{N_t^{(\text{živě})}}{\bar{F}_t} \quad (2.4), \text{ kde } F \text{ značí rodivý kontingent.}$$

Hodnoty obecné míry plodnosti jsou zhruba čtyřikrát větší než hodnoty obecné míry porodnosti. Z toho důvodu, že žen je cca polovina populace a z tohoto podílu je další polovina ve věku mezi 15-49 lety.<sup>32</sup>

V praxi se ve většině případů setkáváme s jednoletými či pětiletými specifickými mírami plodnosti.

Úroveň porodnosti je ovlivněna několika faktory. Může to být např. populační politika státu, či dostupnost antikoncepčních prostředků. Mezi biologická a sociální

---

<sup>29</sup> Koschin (2005)

<sup>30</sup> ČSÚ [1]

<sup>31</sup> Koschin (2005)

<sup>32</sup> dtto

hlediska poté spadají faktory, jako jsou výživa, sexuální chování, kultura, instinkt, ekonomika, způsob časování či emoce.<sup>33</sup>

Nejčastěji je porodnost dávana do souvislosti s procesem modernizace. V tomto procesu můžeme rozlišit tři oblasti změn:<sup>34</sup>

1. kulturní – postoje k manželství, k otázce založení rodiny a dítěte, rozvodům, kohabitaci
2. technické – možnosti antikoncepcí či interrupcí
3. strukturální – změny organizace ve společnosti, které přinášejí větší možnosti seberealizace, emancipace, vzdělávání apod.

Zároveň v této souvislosti dochází k odkládání porodů do vyššího věku, zvyšování průměrného věku žen prvorodiček, rostoucí trend mimomanželského soužití a s ní spojenou plodností. Dále se upřednostňují rodiny s nižšími počty dětí a nárůst kohabitace či jiných forem soužití v populaci.<sup>35</sup>

**Tabulka č. 2: Počet narozených, míra porodnosti a plodnosti v ČR mezi lety 1991 - 2008**

	1991	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
$N^{\text{živě}}$	129 354	90 715	92 786	93 685	97 664	102 211	105 831	114 632	119 570
$N^{\text{mrtvě}}$	496	263	261	272	265	287	299	315	272
celkem	129 850	90 978	93 047	93 957	97 929	102 298	106 130	114 947	119 842
$n_t$	12,5	8,9	9,1	9,2	9,6	10,0	10,3	11,1	11,5
$f_t$	49,7	35,3	36,4	37,0	38,7	40,6	42,1	45,6	

*zdroj: Klufová, Poláková (2010), vlastní tvorba*

<sup>33</sup> Koschin (2005)

<sup>34</sup> dtto

<sup>35</sup> Klufová, Poláková (2010)

Z uvedených dat je možné vyčíst, že demografické změny a chování lidí měly za příčinu pokles porodnosti v 90. letech. Jako hlavní faktor se uvádí pokles počtu vdaných žen, vedlejším faktorem snížení počtu narozených dětí, je snížení plodnosti žen. Od roku 2001 je trend v počtu narozených dětí opět rostoucí.

### 2.1.8 Úmrtnost

Úmrtnost neboli mortalita je, vedle porodnosti, další složkou demografické reprodukce. Jedná se vůbec o první ukazatel, o který se demografie začala zajímat a analyzovat v časové řadě.<sup>36</sup> Úroveň a vývoj úmrtnosti může být důsledkem jednak nemocnosti a jednak může být důsledkem kvality prostředí, ve kterém člověk žije, v užším slova smyslu kvalitou životosprávy. Zdravotní stav a úmrtnost jsou ovlivněny řadou faktorů. Mezi nejdůležitější patří faktory genetické, ekologické a socioekonomické.<sup>37</sup>

Za nejjednodušší ukazatele o stavu úmrtnosti v populaci můžeme považovat *hrubou míru úmrtnosti* (2.5), která dobře charakterizuje proces vymírání populace.<sup>38</sup>

$$m_t^{(\text{ČR})} = \frac{M^{(\text{ČR})}}{S_t} \quad (2.5), \text{ kde } M \text{ značí počet zemřelých.}$$

Ročně v České republice dochází zhruba ke 115 000 úmrtí, což značí, že hrubá míra úmrtnosti se pohybuje okolo 11‰. Ročně tedy zemře asi 11 lidí na 1000 obyvatel. Z toho v Ústeckém kraji dochází ke zhruba 9 000 úmrtí ročně.<sup>39</sup>

Od 90. let 20. století byl populační vývoj veden přirozenou reprodukcí. Postupem času ovšem došlo k hlubokému poklesu porodnosti, které působí negativně na růst počátečního stavu obyvatelstva. Tento negativní dopad nízké úrovně nově narozených dětí byl zčásti kompenzován zvýšenou intenzitou úmrtnosti.<sup>40</sup>

Další demografickým ukazatelem, který může být součástí podkapitoly úmrtnosti, je tzv. potratovost. Potrat je těhotenství ukončené vypouzením nebo vynětím plodu v době

---

<sup>36</sup> Klufová, Poláková (2010)

<sup>37</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>38</sup> Koschin (2005)

<sup>39</sup> dtto

<sup>40</sup> Klufová, Poláková (2010)

od početí do okamžiku, kdy je plod schopen minimální dobu existovat mimo tělo matky. Tj. před 28 týdnem těhotenství. Můžeme rozlišovat umělé přerušení těhotenství nebo samovolné či jiné potraty. Ve zhruba 75% dochází k vědomému přerušení těhotenství.<sup>41</sup>

Za nejobecnější ukazatel zde můžeme považovat *hrubou míru potratovosti* (2.6), která udává počet potratů na 1000 obyvatel středního stavu obyvatelstva:

$$hpmo_t^{(ČR)} = \frac{Po_t}{S_t} \quad (2.6), \text{ kde } Po_t \text{ značí počet potratů v daném roce.}$$

Např. v roce 2003 došlo v ČR zhruba ke 42 000 potratů, což odpovídá hrubé míře potratovosti 4,15.<sup>42</sup> V Ústeckém kraji ročně dochází ke zhruba 4500 potratů.<sup>43</sup>

Dalším ukazatelem, který je v demografické statistice používán, je *index potratovosti* (2.7). Index udává počet potratů na 100 narozených dětí v daném roce.

$$Ipo_t^{(ČR)} = \frac{Po_t}{N_t^{(živě)}} \quad (2.7)$$

Např. v roce 2003 nabyl index potratovosti v ČR hodnoty 45,0. Což odpovídá 45 potratům na 100 narozených dětí.<sup>44</sup> Toto číslo může z etického pohledu někomu připadat neuvěřitelné.

V roce 2008 bylo v ČR statisticky evidováno celkem 41 466 potratů, což značilo nárůst zhruba o 500 potratů oproti roku předchozím. Od roku 2006 byl zaznamenán mírně rostoucí trend. K nárůstu přitom docházelo jednak díky umělému přerušení těhotenství, tak v počtu růstu samovolných potratů. Počet mimoděložních potratů a potratů z ostatních příčin se změnil jen nepatrně.<sup>45</sup>

V komparaci s jinými evropskými státy se jedná o průměrnou hodnotu. Např. ve sledovaném období za roky 2000 – 2002 tento index nabýval v Estonsku hodnoty 90,5.

---

<sup>41</sup> Klufová, Poláková (2010)

<sup>42</sup> [http://www.demografie.info/?cz\\_potratovostukazatele](http://www.demografie.info/?cz_potratovostukazatele)= [online] [cit. 15-05-2014]

<sup>43</sup> ČSÚ [1]

<sup>44</sup> [http://www.demografie.info/?cz\\_potratovostukazatele](http://www.demografie.info/?cz_potratovostukazatele)= [online] [cit. 15-05-2014]

<sup>45</sup> Klufová, Poláková (2010)



V Rusku dokonce hodnota nabyla 148,3. Na druhou stranu v katolických zemích jako je Španělsko hodnota indexu byla 14,2. V Polsku tento index nabývá nulové hodnoty.<sup>46</sup>

### 2.1.9 Migrace

Migrace je prostorové přemísťování osob přes libovolné hranice, které mohou být územní či administrativní. Vyznačuje se tím, že osoba migrující mění své bydliště na dobu kratší, delší či trvalou. Pokud měníme trvalé bydliště, ze sociálního hlediska s tím souvisí i budování nových sociálních vazeb. Migraci můžeme rozdělit na emigraci či imigraci. Tyto pojmy vyjadřují směr, kterým migrace probíhá.<sup>47</sup>

Nejvhodnějšími demografickými ukazateli se jeví *hrubá míra emigrace* (2.8) a *hrubá míra imigrace* (2.9) Pro jednoleté časové intervaly to jsou následující vzorce:

$$e_t = \frac{E_t}{\bar{S}_t} \quad (2.8) \qquad \qquad \qquad a \qquad \qquad \qquad i_t = \frac{I_t}{\bar{S}_t} \quad (2.9)$$

kde  $E_t$  značí počet emigrantů za příslušný časový interval a  $I_t$  logicky značí počet imigrantů za sledované časové období.

V ČR je možné tyto ukazatele počítat za celý stát, případně za menší územní jednotky, jako jsou kraje či okresy.

Neméně důležitý ukazatel, který ukazuje přírůstek nebo úbytek obyvatel na jednotlivých územích, se nazývá *migrační saldo* (2.10). Migrační saldo udává rozdíl mezi počtem přistěhovalých a počtem vystěhovalých. Označuje se také jako migrační přírůstek.

$$mi_t = \frac{I_t - E_t}{\bar{S}_t} \quad (2.10)$$

V případě, že saldo nabývá kladných hodnot, nazýváme jev „čistá imigrace.“ V opačném případě, tedy pokud saldo nabývá záporných hodnot, jev nazýváme „čistá emigrace.“<sup>48</sup>

---

<sup>46</sup>ČSÚ[2]

<sup>47</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>48</sup> dtto

V roce 2003 bylo migrační saldo ČR ve výši 2,5‰, což může napovídat o jisté ekonomické atraktivnosti. Např. ve Švédsku saldo vykázalo hodnotu 3,2‰, zatímco v Polsku saldo dosáhlo záporné hodnoty 0,4‰.<sup>49</sup>

### 2.1.10 Demografické stárnutí

Stárnutí je v tom nejširším slova smyslu proces pokračování hmoty, ideje, organismus v čase, bez ohledu na to, zda a jaké změny v nich probíhají.<sup>50</sup>

Demografické stárnutí je poté definováno jako zvětšující se podíl starých osob na populaci. Příčinou zvětšujícího se podílu je tzv. demografická revoluce. Ta je způsobena především poklesem porodnosti, případně zlepšením zdravotních poměrů a s tím spojené prodloužení naděje dožití.<sup>51</sup> V současné době tento fenomén postihuje většinu vyspělých zemí a stává se tak tedy jedním z největších socioekonomických problémů. Každá populace prochází procesem stárnutím, tzn. přechod od progresivní po degresivní typ populace.<sup>52</sup>

Nejčastěji používaným ukazatelem, který popisuje stárnutí populace je *index stáří* (2.11)

$$IS = \frac{3 \cdot \text{biologická generace}}{1 \cdot \text{biologická generace}} \quad (2.11)^{53}$$

Úmrtnost je vyšší u mužů než u žen. Z toho důvodu tedy ženy převažují ve vyšších věkových kategoriích nad muži. S rostoucím věkem potom tato převaha výrazně narůstá. Při narození je poměr mužů k ženám zhruba 106:100, s rostoucím věkem se tyto nůžky čím dál více rozevírají. Např. v ČR v roce 2003 ve věkové kategorii 60-69 let byl poměr mužů k ženám 100:119, ve vyšší věkové kategorii byl poměr již 100:157.<sup>54</sup>

---

<sup>49</sup> Koschin (2005)

<sup>50</sup> Kalibová, Pavlík, Vodáková (2009)

<sup>51</sup> dtto

<sup>52</sup> Koschin (2005)

<sup>53</sup> Tento index nazýváme jako Sauvyho index, jak uvádí např. Svatošová, Kába (2008)

<sup>54</sup> [http://demografie.info/?cz\\_starnuti](http://demografie.info/?cz_starnuti) [online] [cit. 15-05-2014]

V současné době je, z ekonomického hlediska, negativním trendem tzv. demografické stárnutí obyvatelstva. Zlomový okamžik nastal v roce 1987. Od tohoto roku roste na našem území naděje dožití. V 90. letech se již potvrzuje, že významné politické a ekonomické po roce 1989 jsou významným činitelem v demografických změnách našeho obyvatelstva.<sup>55</sup> Mezi nejčastěji zmiňované faktory, které vedou ke snížení míry úmrtnosti, jsou<sup>56</sup>:

1. Demonopolizace a liberalizace zdravotní péče, možnost samostatného výběru lékaře a navýšení objemů prostředků ze státního rozpočtu do veřejného zdravotnictví.
2. Účinnější působení osvěty a prevence, které pomocí marketingové komunikace cílila na konečné spotřebitele.
3. Zvyšující se aktivita o udržení stávající úrovně vlastního zdraví třeba i z důvodu obav o ztrátu zaměstnání jako zdroje příjmu.
4. Změna v životním stylu populace jako je například dostupnost zdravějších potravin a větší možnost sportovního vyžití.
5. Částečná transformace průmyslové aktivity z těžkého průmyslu na terciární sektor a zlepšení životního prostředí.

Na datech z roku 2008 je možné demonstrovat další pokles úmrtnosti u starších osob. U mužů starších 65 let a u věkové skupiny 40 až 55 let. U žen byl pokles úmrtnosti možné sledovat u skupiny starších 60 let. Zlepšení úmrtnosti u těchto skupin přispělo k prodloužení naděje dožití. Úmrtnost se tedy přesunula do vyšších věkových kategorií. Na druhou stranu v komparaci s jinými vyspělými státy máme vysokou nadúmrtnost ve věkové skupině 45 až 65, a to zhruba dvojnásobnou. V komparaci obou pohlaví mezi sebou je ve věkové kategorii 20 – 29 počet úmrtí u mužů třikrát vyšší, než počet úmrtí mezi ženami.<sup>57</sup>

Opakem demografického stárnutí může být demografické mládnutí. V současné době ve vyspělých zemích není negativním jevem, a je spíše řešen na lokálních úrovních.

---

<sup>55</sup> Klufová, Poláková (2010)

<sup>56</sup> Pavlík a kol. (2002)

<sup>57</sup> Klufová, Poláková (2010)

## 2.2 Příjmová a sociální nerovnost

Od 20. století se v demokratických společnostech zdroje alokují zejména pomocí tržního mechanismu. Vyznačuje se suverenitou spotřebitelů či rozdíly v bohatství a příjmech. Podnikatel se zapojuje do produkce, vynakládá co nejvyšší úsilí, aby poskytl co nejvíce služeb spotřebitelům. Tím tvoří zisk a akumuluje bohatství. Právě tím, že bohatí akumuluji své bohatství, nabízejí služby a výrobky, které by v rovnostářské společnosti nabízeny být nemohly. Proto je nerovnost bohatství příčinou blahobytu společnosti, nikoliv strádání.<sup>58</sup>

V současných typech demokratických společností se snaží nerovnosti v příjmech vyhlazovat pomocí daňové soustavy a s ní spojenými transferovými platbami. Díky nerovnostem v příjmech se snaží vláda hrát aktivní roli v podobě alokátora vzácných zdrojů. Její funkce je spjata zejména se snahou snížit chudobu pomocí veřejných financí, respektive pomocí přerozdělení bohatství. Nejvíce ohroženými skupinami se stávají sociálně slabé skupiny, jako jsou například lidé v důchodovém věku či matky samoživitelky.<sup>59</sup>

Mezi nejčastější příčiny zvýšení příjmové nerovnosti je snížení přerozdělování role státu, pokles účasti odborů na pracovištích, zvýšená konkurence na mezinárodní úrovni nebo technologický pokrok.<sup>60</sup>

Na nerovnost můžeme pohlížet jako exogenní či endogenní. Endogenní nerovnost můžeme považovat za férovou, neboť ta je zapříčiněna individuálním úsilím či vlastní zodpovědností na životě a využití možností, které mají všichni obyvatelé k dispozici. Nerovnost, kterou zapříčiňují exogenní faktory, můžeme považovat za neférovou. Nemůžeme ji ovlivnit. Stávající průzkumy ukazují<sup>61</sup>, že lidé spíše souhlasí, že za své sociální postavení jsou lidé zodpovědní pouze díky endogenním faktorům. Exogenní faktory mohou být velmi problematické, neboť za ně lidé nenesou zodpovědnost. Vnější okolnosti jako jsou rasa, či rodina nebo země původu nemůže předem nikdo určit. Vysoká úroveň příjmové nerovnosti ve společnosti může mít závažný dopad na budoucí úroveň růstu ekonomiky tím, že brání určitým skupinám na hospodářské, sociální a politické participaci.

---

<sup>58</sup> Mises (2011)

<sup>59</sup> Plotnick (1993)

<sup>60</sup> Checchi (2001)

<sup>61</sup> Checchi, Peragine, Serlenga (2010)

S příjmovou nerovností úzce souvisí pojem *princip sociální spravedlnosti*. Ten je jedním z klíčových principů sociální politiky. Lze ji vymezit pravidly, podle nichž jsou ve společnosti rozdělovány příjmy a bohatství a také životní příležitosti a předpoklady, jakými jsou například možnost vzdělávat se či uplatnit se na trhu práce. Tyto životní příležitosti jsou umožněny jak jednotlivým občanům, tak celým sociálním skupinám. Sociální spravedlnost nebo nespravedlnost a s nimi spojená sociální a příjmová nerovnost, jsou otázky, které se vážou k aktuálnímu rozpoložení či napětí ve společnosti. Jsou i odrazem stability společnosti a funkčnosti aktuální vlády společnosti. Harmonie sociální spravedlnosti je základem legitimacy každé vlády, jejího usilování.<sup>62</sup>

S těmito pojmy je spojeno normativní kritérium sociální spravedlnosti, které si klade otázku, jak se rozděluje bohatství, kdo a co dostává a za co dostává. Toto vnímání spravedlnosti je vystaveno vlivu nejrůznějších exogenních vlivů, jako jsou například politické ideologie či zájmy politiků nebo tzv. zájmových skupin. Naproti tomu existuje většinový názor, že pojem sociální spravedlnost je pojmem relativním a k jeho řešení je potřeba nazírat z různých úhlů pohledu. Tím poté můžeme vidět podstatu a charakter velice rozmanitých a konkrétních sociálních situací.<sup>63</sup>

### **2.3 Přehled ukazatelů příjmové nerovnosti**

Existuje mnoho způsobů, jak měřit příjmovou nerovnost. Mezi nejčastější ukazatele patří zejména Lorenzova křivka, která graficky znázorňuje decilové rozdělení příjmů v populaci. Dalším ukazatelem je tzv. Giniho koeficient, který právě z Lorenzovy křivky přímo vychází. Následují ukazatele Thielův index nesouladu a Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20. Posledním ukazatelem je Kuznětsova křivka. Není to ryzí ukazatel příjmové nerovnosti. Je to ukazatel, který znázorňuje vztah mezi příjmovou nerovností a ekonomickou vyspělostí země.

---

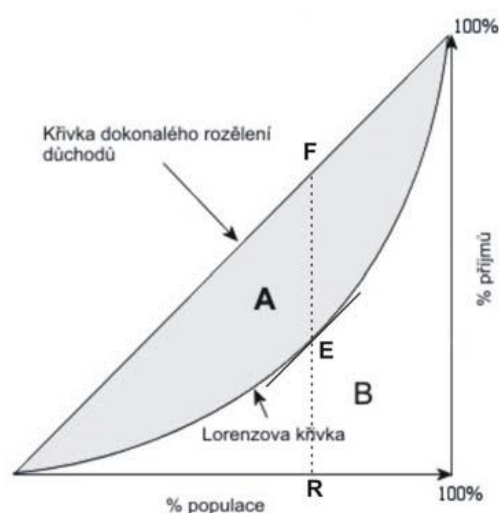
<sup>62</sup> Krebs a kol. (2007)

<sup>63</sup> dtto

### 2.3.1 Lorenzova křivka

Jak již bylo zmíněno, tento grafický ukazatel patří mezi nejčastější ukazatele příjmového rozdělení. V podstatě udává podíl domácností vyjádřených v procentech k celkovému množství důchodů vyjádřených v procentech, které tyto domácnosti obdržely. Důchody se kumulativně načítají od nejnižších příjmů domácností po příjmy nejvyšší.<sup>64</sup> Teoreticky může dojít k ideálnímu rozdělení důchodu, v takovém extrémním případě by sklon křivky odpovídal 45°. V druhém extrémním případě, ale pouze teoretickém, by mohla populace vykazovat absolutní nerovnost. V tom případě křivka byla shodná s osami grafu. To by tedy znamenalo, že jedna osoba by obdržela celkový důchod vytvořený společností a zbytek společnosti by nezískal nic.<sup>65</sup>

Obrázek č. 1: Lorenzova křivka<sup>66</sup>



### 2.3.2 Giniho koeficient

*Giniho koeficient* (2.12) je dalším typickým ukazatelem, kterým se měří příjmová nerovnost. Giniho koeficient nerovnosti měří, nakolik se Lorenzova křivka odchyluje od diagonály jdoucí pod úhlem 45°, tedy nakolik se vychyluje od linie absolutní rovnosti. Počítá se jako podíl plochy pod diagonálou ohraničený Lorenzovou křivkou a celkové plochy pod diagonálou. Giniho koeficient nabývá hodnot v rozmezí [0;1]. Nula značí absolutní rovnost příjmů, naproti tomu hodnota jedna vyjadřuje absolutní nerovnost v

---

<sup>64</sup> Široký a kol. (2008)

<sup>65</sup> Lapáček (2007)

<sup>66</sup> Lapáček (2007)

příjmech. Plocha mezi diagonálou a horizontální osou nabývá hodnoty  $\frac{1}{2}$ , proto G je dvojnásobkem plochy A.<sup>67</sup>

$$G = \frac{A}{A+B} \quad (2.12), \text{ též jako } G = 2A = 1 - 2B = \frac{A}{0,5}$$

Jestliže se pod vlivem změny fiskální politiky posouvá Lorenzova křivka, dochází i ke změně Giniho koeficientu. Roste-li koeficient, dochází k prohloubení příjmové nerovnosti ve společnosti. V opačném případě, klesá-li hodnota Giniho koeficientu, společnost se stává více rovnostářskou.<sup>68</sup>

Mezi výhody Giniho koeficientu patří nezávislost na velikosti ekonomiky, ekonomické vyspělosti a velikosti populace. Naopak nevýhodou je interpretace koeficientu v situaci, kdy dvě jinak vyspělé ekonomiky mají stejnou hodnotu koeficientu, ale odlišnou sociální a fiskální politiku. Dalším problémem mezinárodního srovnávání jsou variabilní možnosti pro výpočet, založené na rozdílných předpokladech. Rozlišujeme Gini koeficienty vypočítané na základě příjmů či výdajů nebo získané před zdaněním či až po zdanění atp.<sup>69</sup>

Nejčastějším způsob pro výpočet Giniho koeficientu se využívá tzv. *intervalového příjmového rozdělení* (2.13).

$$G = \frac{\sum(M_{j+1} - M_j) \cdot k(p_j) \cdot [1 - k(p_j)]}{\bar{M}} \quad (2.13)$$

V uvedeném vzorci  $\bar{M}$  odpovídá celkovému průměrnému příjmu na spotřební jednotku.  $M_j$  je průměrným příjmem v j-tém kvantilu. Nakonec  $k(p_j)$  udává kumulativní četnost do kvantilu j.

---

<sup>67</sup> Široký a kol., (2008)

<sup>68</sup> dtto

<sup>69</sup> Roženský (2009)

### 2.3.3 Theilův index nesouladu

Theilův index je široce používané měřítko ekonomické nerovnosti. Vyjadřuje vážený geometrický průměr podílů příjmů (2.14). Matematickému zápisu odpovídá následující rovnici:<sup>70</sup>

$$T = \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{x_i}{\sum_{j=1}^n x_j} \cdot \ln \frac{x_i}{\bar{x}} \right\} \quad (2.14), \text{ kde}$$

- $x_i$  je příjem  $i$ -té skupiny či osoby
- $\bar{x}$  je průměrný příjem ve společnosti
- $n$  je počet sledovaných skupin či osob

První zlomek představuje podíl příjmu sledované skupiny či osoby a zároveň se stává vahou pro zlomek druhý, který je podílem sledované skupiny či osoby a průměrným příjmem ve společnosti. V případě absolutní rovnosti by se Theilův index rovnal nule. Naopak, pokud by ve společnosti panovala absolutní nerovnost, index by nabýval hodnoty jedna. Pokud bude více docházet k vyrovnávání příjmů ve společnosti, index se bude snižovat.

Index je možné dekomponovat a tím zkoumat, jak se celková nerovnost vztahuje k jednotlivým podskupinám, jako je např. pohlaví, věk či etnická příslušnost.<sup>71</sup>

### 2.3.4 Koefficient příjmové nerovnosti S80/S20

Koefficient příjmové nerovnosti S80/S20 (2.15) je definován jako podíl 5. kvintilu osob s vyrovnanými příjmy ku 1. kvintilu osob s vyrovnanými příjmy. Jinými slovy je to podíl 20% nejbohatších osob ku 20% osob nejchudších.<sup>72</sup>

$$K_{S80/S20} = \frac{\sum \text{příjmů osob 5.kvintilu}}{\sum \text{příjmů osob 1.kvintilu}} \quad (2.15)$$

---

<sup>70</sup> Lapáček (2007)

<sup>71</sup> např. Ki Tang, Petrie (2009)

<sup>72</sup> Lapáček (2007)



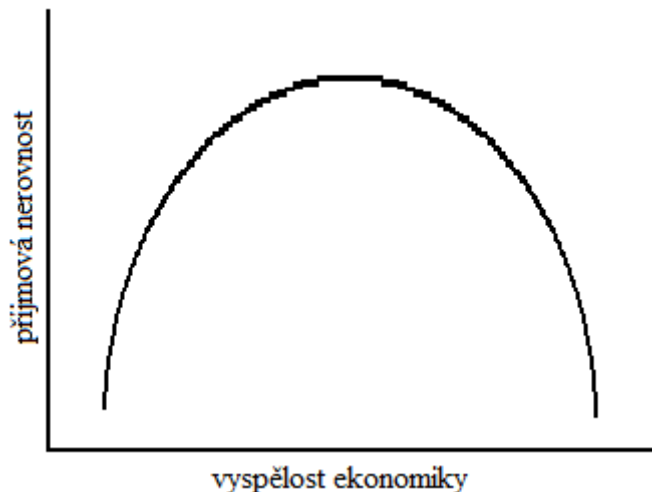
Teoreticky může koeficient nabývat hodnoty od nuly po nekonečno. Čím je hodnota koeficientu větší, tím je příjem 5.kvintilu vyšší oproti kvintilu prvnímu. Proto také dochází k větší diferenciaci společnosti.

V Evropské unii obvykle nabývá hodnot v intervalu 3 až 13.<sup>73</sup> V roce 2008 index vykázal pro hrubé příjmy hodnotu 2,05. Následkem redistribuce pomocí daňové soustavy a transferů se index snížil na hodnotu 1,90. Což vykazuje poměrně nízkou diferenciaci příjmů mezi 1. a 5. kvintilem.<sup>74</sup>

### 2.3.5 Kuznetsova křivka

Tato křivka graficky znázorňuje vztah mezi příjmovou nerovností, která je nejčastěji vyjádřena Giniho koeficientem, a vyspělostí dané ekonomiky, která je nejčastěji reprezentována vývojem a výší hrubého domácího produktu per capita. Podle Kuznetse tvar křivky představuje konkávní parabolu, viz obrázek.<sup>75</sup>

**Graf č. 1.: Kuznetsova křivka**



*zdroj: Pelánková (2010), vlastní tvorba*

---

<sup>73</sup> Lapáček (2007)

<sup>74</sup> Beldíková (2010)

<sup>75</sup> Pelánková (2010)

Jak můžeme demonstrovat na grafu č. 1, v prvních obdobích ekonomického vývoje se příjmová nerovnost zvyšuje, zhoršuje se postavení obyvatel nízkopříjmových. Za kritickým bodem se poté situace zlepšuje a rozevřené nůžky příjmové nerovnosti se zavírají.

Podle Kuznetsovy hypotézy dochází ke zvýšení příjmové nerovnosti v rostoucí části grafu zejména ze dvou důvodů. Prvním je ten, osoby vysokopříjmové tvoří většinu úspor v populaci. Druhým, a velmi podstatným důvodem, je fenomén industrializace a urbanizace. Společnost, která je koncentrována ve městech, je logicky méně rovnostářská, než společnost na vesnici. Protože se empiricky výše popsaná hypotéza nepotvrdila, představil Kuznets čtyři faktory, které ovlivňují koncentraci úspor v ekonomice. Jednak je to role státu, který svými fiskálními opatřeními může přímo či nepřímo ovlivňovat kumulaci vlastnictví. Za druhé jsou to demografické změny. Ty mohou snižovat proporční velikost nejbohatších vrstev tím, že u ní dochází k nižší porodnosti. Při snížení počtu členů domácností vysokopříjmových při relativně stejné míře úspor, dochází k nárůstu příjmové nerovnosti. Další demografickou změnou může být příliv imigrantů do populace nízkopříjmové a zvyšující se počet členů společnosti na hranici chudoby. Jako třetí důvod působící proti koncentraci úspor je uveden charakter ekonomiky, která je rychle rostoucí a dynamická. Růst moderních technologií odstraňuje přesun bohatství z generace na generaci. Posledním důvodem je uvedena struktura osobních příjmů v ekonomice.<sup>76</sup>

K růstu nerovnosti dochází od začátku 20. století zejména díky globalizaci a masové migraci. Růst příjmové nerovnosti je možné sledovat v zemích, které jsou velmi bohaté, kde je vysoký výskyt hojné půdy a nízký počet pracovní síly. Takovými zeměmi jsou např. USA, Kanada, Austrálie. Naopak, příjmová nerovnost klesala v zemích chudších, na úrodnou půdu vzácnějších a s hojným výskytem výrobního faktoru práce. Takovými zeměmi bylo např. Norsko, Švédsko, Dánsko či Itálie.<sup>77</sup>

---

<sup>76</sup> Pelánková (2010)

<sup>77</sup> Williamson (1997)

## 2.4 Demografie a příjmová nerovnost

Populační demografie má dopad na mezigenerační přerozdělení zdrojů v ekonomice. Zároveň s tím je spjatá optimální míra inflace v deterministickém životním cyklu ekonomiky a kapitálu v ní tvořeném. Pro mladé lidi, kteří, ve většině případů, nejsou moc majetní, jsou mzdy velmi často jediným zdrojem příjmů. Mladí lidé dávají přednost nízké úrokové míře, vysoké mzdě a vysoké inflaci. Na druhou stranu starší lidé méně pracují a jejich preferencí je spíše vyšší zhodnocení úspor (vysoká návratnost) a relativně nízká inflace. Velikost průměrné a mediánové mzdy v ekonomice je příliš neovlivňuje.<sup>78</sup>

Ve Velké Británii došlo mezi lety 1977 – 1999 ke zvýšení reálných příjmů u starších věkových skupin zhruba o 3,4%, zatímco příjem u mladších věkových skupin klesl zhruba o 7,4%. Příčinou byla zejména změna míry porodnosti populace. Docházelo jak ke snížení mortality, tak ke snížení fertility. Pokud dochází ke snížení mortality, intergenerační rozdíl v příjmech monotónně roste. Jinými slovy, trend stárnutí populace má za následek zvýšení inter a intra generační nerovnosti.<sup>79</sup>

Pokud dochází k tomu, že v politické garnituře je zastoupena starší generace, má tato exekutiva dopad na politiku přerozdělování. V takovém případě má poté ekonomika relativně nízký ustálený stav kapitálu a relativně nízkou inflaci. Opačný efekt v ekonomice nastává, pokud má mladá skupina obyvatel kontrolu nad politikou přerozdělování. Proto můžeme například v Japonsku sledovat, že stárnutí populace má dopad na vysokou míru úspor a nízkou inflaci. V některých obdobích dokonce docházelo k deflaci.<sup>80</sup>

Existuje teorie, která tvrdí, že za nárůst míry úspor může zvýšení střední délky života populace. Vzhledem k tomu, že životnost se zvyšuje, ale věk odchodu do důchodu je velmi nepružný, musí zákonitě dojít ke zvýšení úspor, které mohou financovat budoucí spotřebu důchodců. Podle empirických výsledků této teorie znamená, že zvýšením délky života o 10 let dojde ke zvýšení relativní míry úspor o 5 p.b.<sup>81</sup>

Pokud tedy dochází ke změně demografických veličin ve společnosti, má tato změna dopad na zásobu kapitálu, inflaci, reálné mzdy, spotřebu, úspory a další makroekonomické veličiny v ekonomice. Zejména baby boom může generovat dočasně

---

<sup>78</sup> Bullard, Carriga, Waller (2012)

<sup>79</sup> Myiazawa (2005)

<sup>80</sup> Bullard, Carriga, Waller (2012)

<sup>81</sup> Bloom et al (2006)

vyšší inflaci. Na druhou stranu dynamické stárnutí populace může vést k poklesu inflace.<sup>82</sup> V případě nízké inflace roste míra úspor, které vláda či soukromý sektor může vydat na investice. Zvýšení investic má v ekonomice dlouhodobý účinek. Zejména mají účinek na zvýšení produktu a tvorbu bohatství, které mají za následek zvýšení blahobytu celé společnosti.<sup>83</sup>

Na druhou stranu existuje názor, který tvrdí, že baby boom a zvýšení porodnosti v zemi nemusí mít pozitivní dopad na blaho společnosti. Vzhledem k tomu, že se tím snižuje podíl práceschopného obyvatelstva, například odchodem kvalifikované pracovní síly na mateřskou dovolenou, může dojít ke snížení růstu produktu a bohatství.<sup>84</sup>

Mezi nejpodnětnější studii, která zkoumá vztah mezi demografickými změnami a příjmovou nerovností, je studie o dopadu stárnutí německého obyvatelstva na nerovnost v redistribuci příjmů.<sup>85</sup> Je zkoumán vztah mezi těmito dvěma veličinami. Je to vztah jak přímý, tak nepřímý. V případě nepřímého vztahu je poté transmise vedena prostřednictvím několika makroekonomických kanálů, a to prostřednictvím inflace, nezaměstnanosti a hospodářského růstu.

---

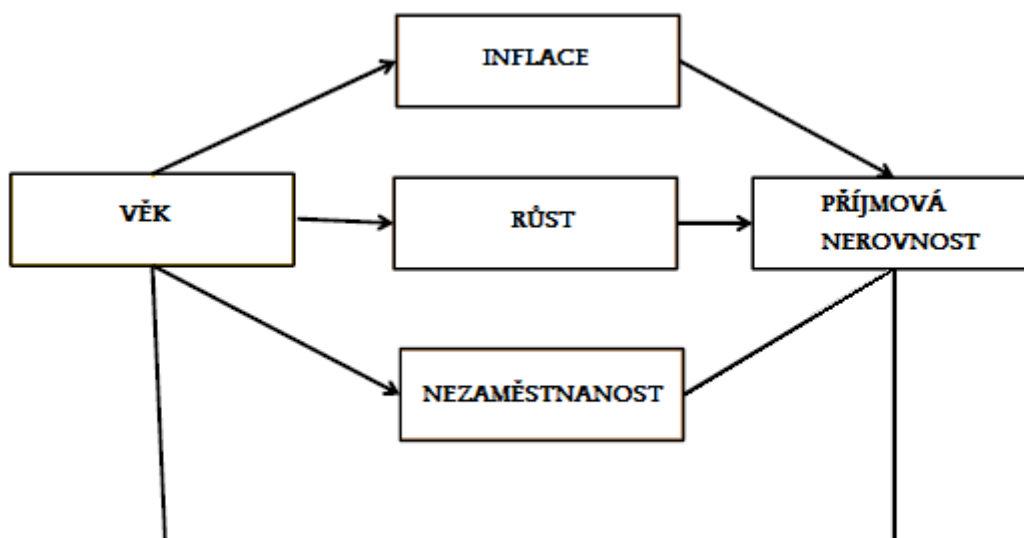
<sup>82</sup> Bullard, Carriga, Waller (2012)

<sup>83</sup> Pokud by prostředky nebyly investovány, ale spotřebovány, díky výdajovému multiplikátoru by domácí produkt rovněž vykázal růst.

<sup>84</sup> Williamson (1997)

<sup>85</sup> Faik (2012)

**Obrázek č. 2: Transmise mezi věkem a příjmovou nerovností**



*zdroj: Faik (2012), vlastní tvorba*

Jak je patrné z výše uvedeného obrázku č. 2, demografická změna, respektive věková struktura populace, má přímý vliv na inflaci, hospodářský růst a nezaměstnanost. Prostřednictvím těchto makroekonomických veličin je poté ovlivněna redistribuce příjmů ve společnosti. Věková struktura může ovlivňovat příjmovou nerovnost i napřímo.

Existuje studie<sup>86</sup>, která zkoumá vztah velikosti domácnosti a příjmovou nerovnost po sjednocení Německa od 90. let po rok 2007. Bylo zjištěno, že mezi lety 1991 až 2007 došlo v Německu, jakožto zástupci vyspělé ekonomiky, k růstu všech indexů, poukazujících na nerovnost v příjmech. Jedná se tedy o růst indexu nerovnosti, chudoby a bohatství. Byly zjištěny dva pozoruhodné jevy. Ačkoliv se příjem domácnosti zvýšil, velikost domácností se dramaticky snížila. I když by se rozdíl v příjmech jistě zvýšil i bez demografické změny (jako je např. slabá síla odborových organizací), nebyl by rozdíl tak značný, jako s přihlédnutím ke snižující se velikosti domácností. Příklad Německa má zvláštní význam pro analýzu dopadu změn struktury domácností jako demografického vývoje, který se vyznačuje nejen kumulativním stárnutím, ale také prudkého poklesu průměrné velikosti domácností, které jsou, společně se Švédskem, jedny z nejmenších mezi zeměmi OECD. Změna velikosti domácností má podíl ve změně Giniho koeficientu mezi lety 1985 až 2005 z 88%. Zejména došlo k dramatickému zvýšení jednočlenných a dvoučlenných domácností. Je rozdílné, pokud je domácnost jedno či dvojčlenná. Pokud

<sup>86</sup> Peichel, Pester, Schneider (2010)

dochází ke snížení porodnosti v důsledku toho, že páry chtějí zůstat bezdětné, jsou takové páry relativně bohatší. To jim ponechává vyšší ekvivalenci vážených příjmů. Na druhou stranu zvýšení počtu jednočlenných domácností vede k rostoucímu počtu osob s nižší ekvivalencí vážených příjmů, protože nemohou sdílet fixní náklady na chod domácnosti.<sup>87</sup>

Z toho důvodu má zmenšení průměrné velikosti domácnosti protichůdný účinek na rozdělení příjmů.

Zajímavým poznatkem může být efekt růstu či pokles reálných mezd na velikost rodiny. Pokud dochází ke zvýšení reálné mzdy, manželský pár spíše může uvažovat o pořízení nového potomka. V takovém případě poté reálné bohatství rodiny klesá do doby, než dítě opustí domácnost. Poté bohatství rodiny opět začíná stoupat.<sup>88</sup>

### **2.4.1 Demografie, inflace, příjmová nerovnost**

Stárnutí obyvatel může mít negativní dopad na úroveň inflace v tom smyslu, že zvyšující se počet starších osob znamená zvyšující se počet ekonomicky neaktivních jedinců v populaci. Tím, že tito jedinci pouze spotřebovávají a neúčastní se produkce materiálního blahobytu, může docházet k růstu cen zboží. Dalším racionálním důvodem může být uveden fakt, že díky snížení počtu ekonomicky aktivních, dochází k poklesu nabídky práce, která má za následek růst mezd v ekonomice.<sup>89</sup> Díky zvýšeným mzdám a mzdovým strnulostem poté dochází k růstu inflace.<sup>90</sup> Růst neočekávané inflace tedy obecně podněcuje ke zhoršení nerovnosti tak, že dochází ke zvýšení blahobytu osob vysokopříjmových a ke snížení blahobytu u osob s nižším příjmem. Příkladem může být úvaha, kdy zaměstnanci mají uvedené v kolektivních smlouvách dodatek o navyšování mezd o inflaci, a zároveň důchodcům nejsou valorizovány mzdy v témže roce díky

---

<sup>87</sup> Peichel, Pester, Schneider (2010)

<sup>88</sup> Schneider (2013)

<sup>89</sup> např. Holman (2007), Stiglitz (1998)

<sup>90</sup> Tvzení o negativním důsledku stárnutí populace na výši inflace dle Faik (2012) je v přímém rozporu s výsledky Bullard, Carriga, Waller (2012). Nicméně sám poté připouští, že stárnutí populace a výše inflace může být i negativně korelována. Zvyšování počtu penzistů v ekonomice má za následek reformu důchodového systému s negativním dopadem pro samotné penzisty. To má poté za následek snížení kupní síly této ekonomické skupiny, snížení agregátní poptávky, snížení cen spotřebních statků a snížení inflace.

uplatňované hospodářské politice vládnoucí garnitury. Případně vztah mezi vlastníky kapitálu a zaměstnanci, jejichž jediným příjmem může být mzda. V tom případě se příjemci mezd díky peněžní iluzi bohatšími nestávají.<sup>91</sup>

Další důkazem o pozitivní korelaci mezi inflací a příjmovou nerovností může být uveden příklad ze studie<sup>92</sup>, kdy byla prostřednictvím ekonometrického modelu zamítnuta hypotéza tvrdící, že měnová inflace nemá nepříznivý vliv na příjmovou nerovnost v Rakousku. V modelu byly použity závislé proměnné některé ukazatelé příjmové nerovnosti (např. Giniho koeficient) a poté několik nezávislých proměnných, jako jsou výsledky měření monetární inflace, úrovně dosaženého vzdělání, fiskální politiky respektive peněžního agregátu MI, procento populace s ukončeným alespoň středoškolským vzděláním, procento HDP použité na vládní výdaje.

Měnová inflace jasně vede k omezujícímu přerozdělování bohatství. Že toto přerozdělování má tendenci postihovat osoby s nízkými příjmy je ještě více šokující.

#### **2.4.2 Demografie, hospodářský růst, příjmová nerovnost**

Pokud předpokládáme jev, že zvyšující se podíl pracujících starších osob znamená snížení produktivity práce, docházíme tak k názoru, že existuje negativní souvislost mezi stárnutím populace a hospodářským růstem. Přímým vlivem demografického stárnutí na hospodářský růst může být ve změně pracovního výstupu prostřednictvím růstu práceschopného obyvatelstva. Nepřímým vlivem může být ochota starších lidí pracovat dobrovolně i v důchodovém věku či změna náchylnosti společnosti k tržním inovacím či ochotě riskovat na finančních trzích. Tyto vlivy mají negativní dopad na ekonomický růst země.<sup>93</sup>

Na druhou stranu, i pokud bude docházet ke stárnutí populace, může dle, endogenního růstového modelu, docházet v dlouhodobém období ke zvyšování hrubého domácího produktu. Pokud předpokládáme, že se pracovní síla skládá z osob mladšího věku a že starší osoby jsou vlastníky kapitálu, respektive většinový vlastníci úspor v ekonomice, dochází ke zvyšování produktivity práce, která vede k vyššímu ekonomickému růstu.<sup>94</sup>

---

<sup>91</sup> Faik (2012)

<sup>92</sup> Balac (2008)

<sup>93</sup> Faik (2012)

<sup>94</sup> dtto (2012)

V literatuře můžeme naleznout případy, kdy ekonomický růst působí negativně na příjmovou nerovnost. Pokud dochází k rychlému stárnutí populace, má to za následek zpomalení tempa hospodářského růstu zvýšení příjmové nerovnosti jednak uvnitř generace a jednak mezi generacemi navzájem.<sup>95</sup> Například mezi lety 1977 až 1999 bylo ve Velké Británii pozorováno, že zatímco příjmy spodního decilu domácností nenarůstaly (držely se na konstantní úrovni), a to zhruba na 55% mediánového příjmu v ekonomice, příjem horního decilu domácností se zvedl 167% na 191% mediánového příjmu.<sup>96</sup>

V opozici k tomu tvrzení jiná studie<sup>97</sup> uvádí, že vyšší ekonomický růst v zemi pomáhá ke snížení příjmové nerovnosti a odstranění chudoby ve městech s vyšším počtem obyvatel. Dále existuje studie<sup>98</sup>, která tvrdí, že při delším ekonomickém růstu dochází k vyrovnávání příjmů ve společnosti. I když se nerovnost může snižovat jen velmi pomalu, mnoho zemí ve sledovaném souboru, zejména v Latinské Americe, zaznamenalo lepší redistribuci důchodu a odstranění chudoby v průběhu času.

Pokud se na tuto problematiku podíváme z jiného úhlu, můžeme předpokládat, že pokud díky kladnému demografickému přírůstku dochází ke zvětšení populace, tak může klesat relativní množství práceschopného obyvatelstva, které je schopné pracovat a spořit. Z toho plyne, že může dojít ke snížení růstu produktu, který je indikátorem bohatství společnosti.<sup>99</sup>

### **2.4.3 Demografie a vzdělání**

Vzdělanost obyvatel je další významnou veličinou sledující stav populace. Vzdělanostní složení populace území může napovědět zároveň i o jeho vyspělosti. V České republice kategorizujeme stupně vzdělání na několik úrovní. Úroveň dosaženého vzdělání rozdělujeme na základní, středoškolské bez maturity, středoškolské s maturitou a vysokoškolské.<sup>100</sup> Současný trend je takový, že počet obyvatel s pouze základním vzděláním je klesající, zatímco počet vysokoškolských vzdělaných obyvatel narůstá.

---

<sup>95</sup> Myiazawa (2005)

<sup>96</sup> Myiazawa (2005)

<sup>97</sup> Tripathi (2012)

<sup>98</sup> Berg, Ostry (2011)

<sup>99</sup> Williamson (1997)

<sup>100</sup> [http://demografie.info/?cz\\_vzdelani=](http://demografie.info/?cz_vzdelani=) [online] [cit. 18-05-2014]



Například v roce 1990 byl počet studujících vysokoškoláků v České republice zhruba 113 tisíc studentů, v roce 2009 se tento počet pohyboval na úrovni více jak 389 tisíc studentů. To znamená nárůst o více jak 340%.<sup>101</sup>

Jak již bylo zmíněno, úroveň vzdělání může odrážet i úroveň vyspělosti dané ekonomiky a možnosti ekonomického růstu či stagnace. Ekonomický růst a tvorba bohatství může být důsledkem většího podílu vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva na daném území.

Literatura uvádí, že nižší příjmová nerovnost zvyšuje hospodářský růst. Snížení příjmové nerovnosti o 1 bod Giniho koeficientu zvyšuje hospodářský růst o 0,5 – 0,8 p.b.<sup>102</sup> Proto mezi hlavní úlohy vlády patří možnost určovat výši daní a transferových plateb, kterými poté nepřímo ovlivňují růst produktu.

Rozdělení příjmů a úroveň dosaženého vzdělání tedy spolu velmi úzce souvisí. Na jedné straně, příjmová nerovnost může zabránit přístupu ke vzdělání. Poskytnutí vzdělání je pro rodinu určitým nákladem. Pokud je větší část populace ohrožena chudobou a příjmová nerovnost v populaci roste, dojde k efektu, kdy i větší počet lidí bude ohrožen nemožností dosáhnout vyššího stupně vzdělání. To vytváří nepříznivé prostředí pro investice do růstu lidského kapitálu. Na druhé straně, pokud dochází k růstu vzdělaných lidí mezi populací příjmově slabých a ohrožených chudobou, zvyšuje to jejich možnost k zisku vyšších mezd a poklesu příjmové nerovnosti ve společnosti. Pokud dochází k růstu celkového příjmu a ten je přímo úměrný pracovnímu příjmu, lze se domnívat, že bude docházet k pozitivní korelaci mezi rozdělením úspěchu ve vzdělání a rozdělením příjmů v populaci.<sup>103</sup>

---

<sup>101</sup> ČSÚ [3]

<sup>102</sup> Checchi (2001)

<sup>103</sup> Checchi (2001)

## 3 Vlastní analýza

### 3.1 Charakteristika Ústeckého kraje

Území Ústeckého kraje se nachází na severozápadě České republiky. Ve vnitrozemí hraničí s Libereckým, Karlovarským, Středočeským a částečně s Plzeňským krajem. Státní hranici tvoří se Spolkovou zemí Německo, konkrétně se Saskem. Rozloha kraje činí 5 335 km<sup>2</sup>, což je 6,8% z území celé České republiky. Zemědělská půda představuje 52% rozlohy, lesy potom okolo 30%. Vodní plocha zaujímá asi 2% z celkové rozlohy. Kraj je možné historicky členit na celkem 7 okresů, ve kterých se nachází celkem 354 obcí, z nichž 59 má statut města. Díky reformě veřejné správy z roku 2003 zde statisticky dělíme 16 správních obvodů obcí s rozšířenou působností, a to: Bílina, Děčín, Chomutov, Kadaň, Litoměřice, Litvínov, Louny, Lovosice, Most, Podbořany, Roudnice nad Labem, Rumburk, Teplice Ústí nad Labem, Varnsdorf a Žatec.

Počet obyvatel Ústecké kraje je 825 120, což ho činí pátým nejlidnatějším krajem v České republice. Hustota zalidnění je 155 obyvatel/ km<sup>2</sup>, což je o 22 více, než činí celostátní průměr. Řadí se tak k nejhustěji zalidněným oblastem v České republice. Nejvíce obyvatel náleží městu Ústí nad Labem, které je i správním střediskem Ústeckého kraje. Počet obyvatel je 93 523. Co se týče dalších demografických charakteristik, ty jsou provedeny a znázorněny v následující analýze, nicméně je možné ve zkratce uvést, že obyvatelstvo Ústeckého kraje je relativně mladé, průměrný věk v současné době činí 40,9 let. Je zde nejvyšší úmrtnost a zároveň nejvyšší počet potratů v celé České republice.

Ústecký kraj se podílí na celorepublikovém HDP 6-ti%. HDP per capita dosahuje okolo 76% průměru České republiky a je tedy až na 13. pozici ve výkonnosti lokální ekonomiky mezi ostatními kraji. Mezi nejvýznamnější odvětví ekonomiky patří průmysl, jako je těžba hnědého uhlí, chemický průmysl či potravinářství. Velká koncentrace těžkého průmyslu v minulosti má veliký dopad na kvalitu životního prostředí v kraji. V této souvislosti můžeme uvést, že mezi nejvýznamnější zaměstnavatele patří Mostecká uhelná společnost, Severočeské doly a Chemopetrol. Dalším velikým zaměstnavatelem je Krajská zdravotní a.s., která sdružuje nejvýznamnější nemocnice v okresních městech. V registru ekonomických subjektů je na území Ústeckého kraje uvedeno 172 tisíc firem, organizací a podnikatelů. Osob samostatně výdělečně činných je zde více jak 118 tisíc. Nejvíce se zabývají obchodem, prodejem spotřebního zboží a opravami motorových vozidel.

V kraji je zaměstnáno přibližně 364 tisíc osob, kde převážná část pracuje ve zpracovatelském průmyslu. Průměrná měsíční mzda je ve výši 22 762 Kč, což je o 2 366 Kč méně, než činí celostátní průměr. Ústecký kraj se tak nachází na 7. místě v porovnání s ostatními kraji ve výši mzdy. Díky poklesu těžby uhlí a celkové restrukturalizaci průmyslového odvětví a poklesu zemědělství je v kraji dlouhodobě vysoká nezaměstnanost, která je vyšší jak 11%, tedy o více jak 3 p.b., než činí celostátní průměr.

Z dalších ekonomických charakteristik je možné konstatovat, že dopravní infrastruktura je poměrně dobře rozvinuta, nachází se zde silniční spojení dálnice D8 mezi Prahou a Drážďany v Sasku, mezinárodní železniční trať, rovněž spojující Prahu a saskou metropoli. Řeka Labe umožňuje říční dopravu do přístavu v Hamburku a dále do Severního moře.

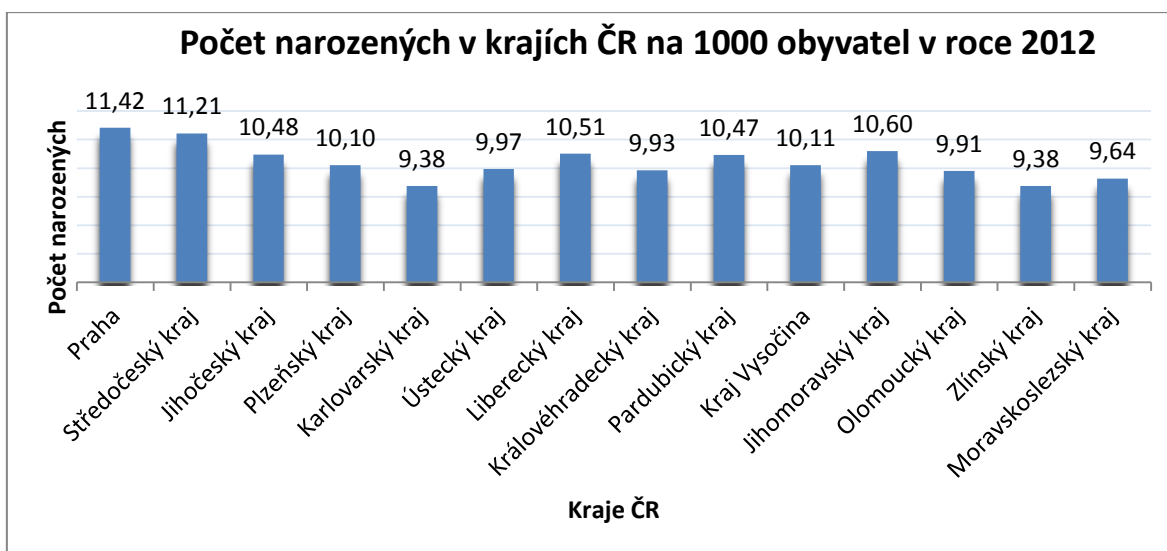
Vzdělání zde poskytuje více jak 276 základních škol, 96 středních odborných škol a gymnázií. Univerzitní diplom lze získat na Univerzitě Jana Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem, či na soukromé vysoké škole v Terezíně.

Lékařskou péči zajišťuje více jak 20 nemocnic s 4 900 lůžky a další ambulantní a lékárenská zařízení.

## 3.2 Analýza počtu obyvatelstva

V roce 2012 byl počet narozených v celé České republice 106 130 lidí, z toho v Ústeckém kraji byl počet narozených na hodnotě 8 971, což řadilo tento kraj na 5. místo v pořadí počtu narozených s poměrem 8,5% k celkovému počtu v celé republice. Ústecký kraj je dlouhodobě na pátém místě v komparaci s ostatními kraji České republiky v absolutním počtu narozených dětí. V případě počtu narozených dětí na 1000 obyvatel se nejvíce dětí rodí v Praze a Středočeském kraji, naopak nejméně dětí potom v Karlovarském či Zlínském kraji. Ústecký kraj je v počtu narozených na 1000 obyvatel poté až na 9. místě. Je možné konstatovat, že v bohatších krajích se rodí relativně více dětí, než v krajích chudších.

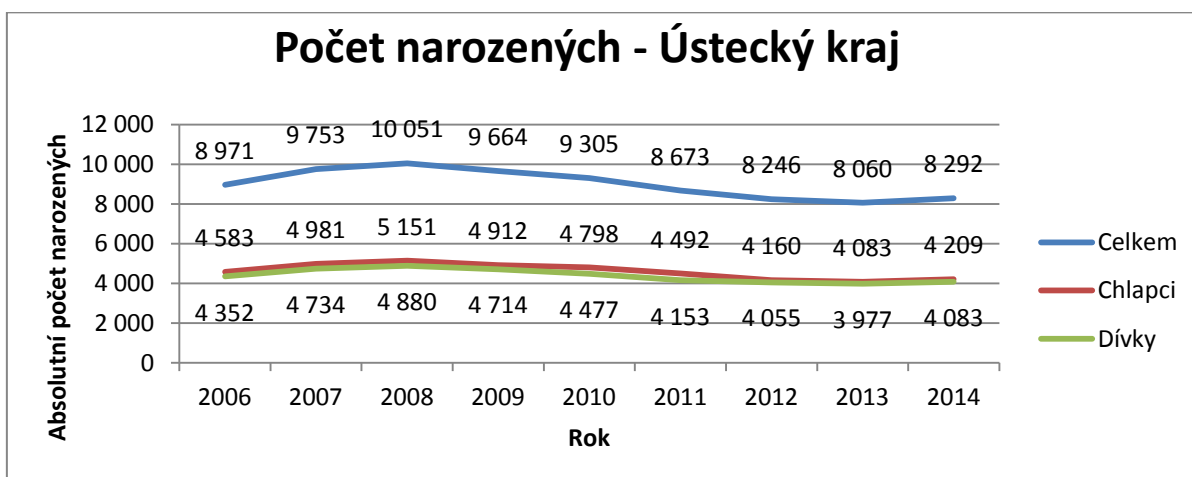
Graf č. 2: Počet narozených na 1000 obyvatel v krajích v roce 2012



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

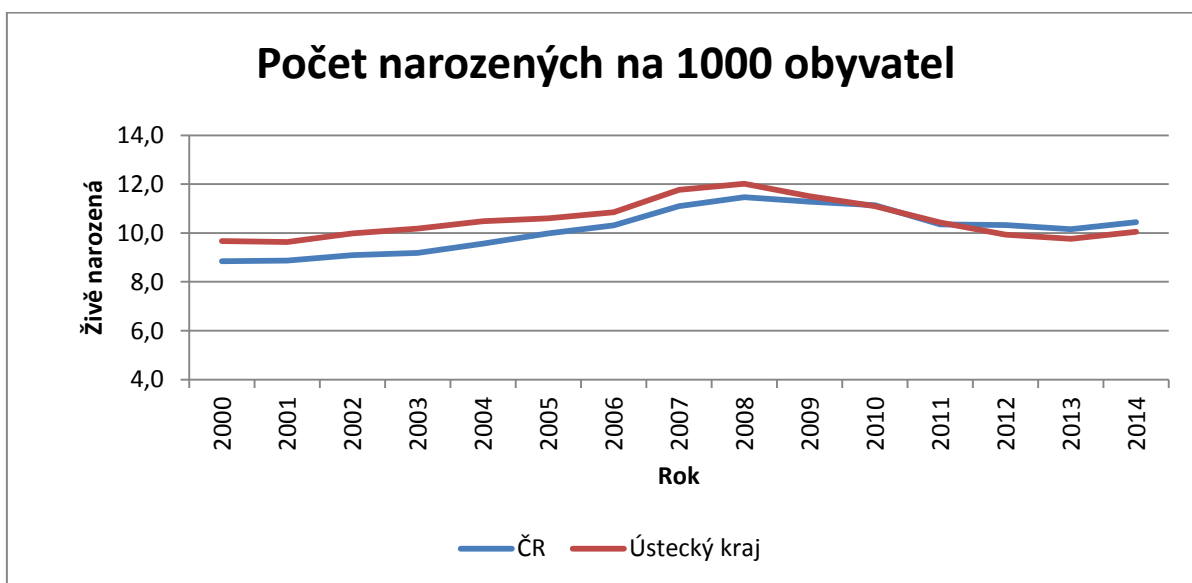
Jak můžeme vidět na grafu č.3, počet narozených v Ústeckém kraji od roku 2006 do roku 2008 mírně stoupal, poté již do roku 2012 má klesající tendenci. Tyto výsledky komparují s výsledky na území celé České republiky, kdy také mezi lety 2006 až 2008 byl počet narozených rostoucí, od roku 2008 do roku 2011 klesající, následující rok již počet narozených stagnuje. V roce 2014 je poté počet narozených dětí opět roste. Ve znázorněném grafu je průběh křivek narození dívek nižší, než průběh křivek narození chlapců, což potvrzuje jev, že chlapců se obecně rodí více než dívek.

**Graf č. 3: Počet narozených v Ústeckém kraji mezi lety 2006 až 2014**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

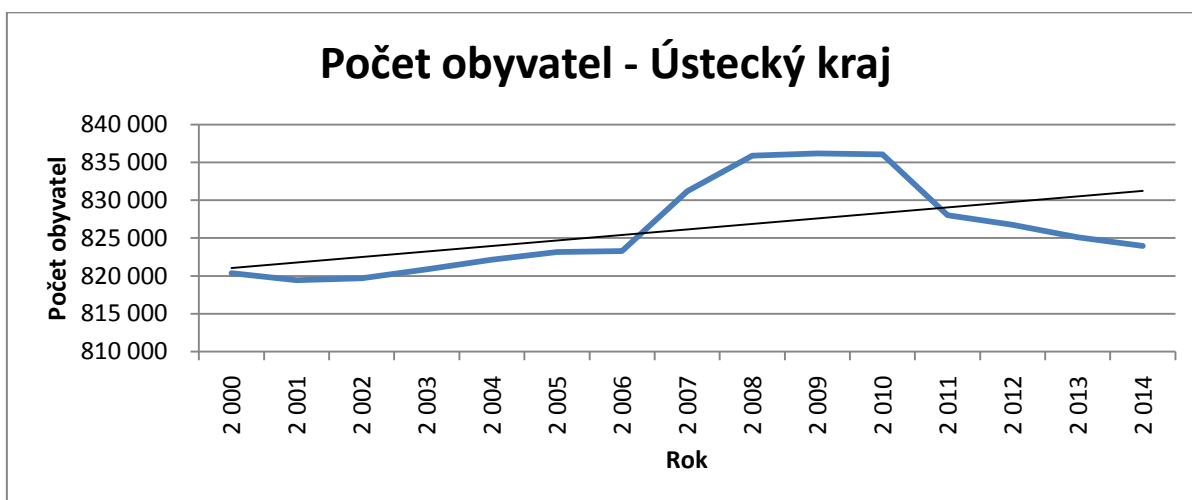
**Graf č. 4: Počet narozených na 1000 obyvatel v ČR a Ústeckém kraji mezi lety 2000 až 2014**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Relativní počet narozených dětí měl od roku 2000 rostoucí trend jak v Ústeckém kraji, tak za celou Českou republiku, jak je možné vidět na grafu č. 4. Počet narozených v Ústeckém kraji byl dokonce vyšší, než celorepublikový průměr. Od roku 2009 se poté trend obrátil a docházelo k méně živě narozených obyvatel jak v Ústeckém kraji, tak v celé republice. V roce 2010 došlo ke sjednocení přírůstku v obou sledovaných řadách a počet narozených na 1000 obyvatel se rovnal 11,1. Od roku 2012 je počet narozených v Ústeckém kraji nižší, než je celorepublikový průměr, ovšem trend je opět rostoucí.

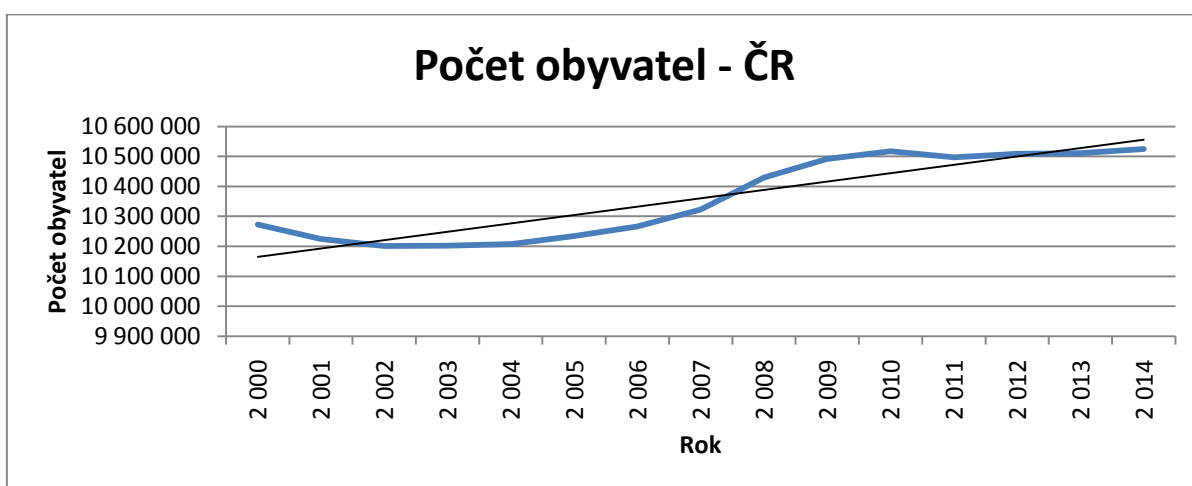
**Graf č. 5: Absolutní počet obyvatel v Ústeckém kraji mezi lety 2000 až 2014**



*Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba*

Na grafu č. 5 vidíme počet obyvatel Ústeckého kraje za období let 2000 až 2014. Ačkoliv je trend počtu obyvatel kolísavý, je zjevné, že za celkové období dochází k pomalému růstu obyvatel. Zatímco v roce 2000 byl počet obyvatel na úrovni 820 380, v roce 2012 tento počet vzrostl na 823 972. Nejvyšších hodnot v počtu obyvatel dosáhl Ústecký kraj v letech 2009 a 2010, kdy byl sledován počet 836 045, resp. 836 045 obyvatel. Ústecký kraj se tak dostává na 5. místo v počtu obyvatel v komparaci s ostatními kraji ČR.

**Graf č. 6: Absolutní počet obyvatel v České republice mezi lety 2000 až 2014**

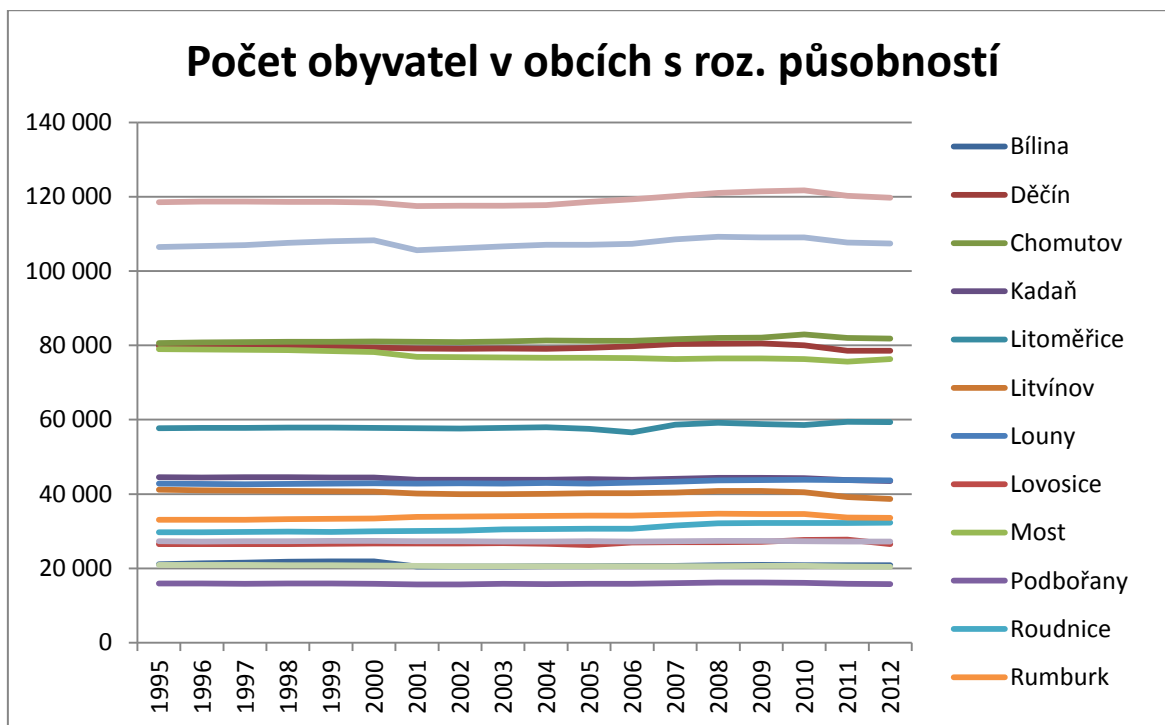


*Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba*

Na grafu č. 6 můžeme pozorovat, že ačkoliv byl trend počtu obyvatel od nového milénia. mírně klesající, v roce 2003 se tento trend podařilo zastavit a naopak nastal růst v počtu

obyvatel do roku 2010, kdy se pohyboval na hodnotě 10 532 770. Do dnešního dne je počet obyvatel v České republice víceméně konstantní, kdy počet obyvatel dosahuje mírně nad hranicí 10,5 milionů obyvatel.

**Graf č. 7: Počet obyvatel v obcích s rozšířenou působností mezi lety 1995 až 2014**

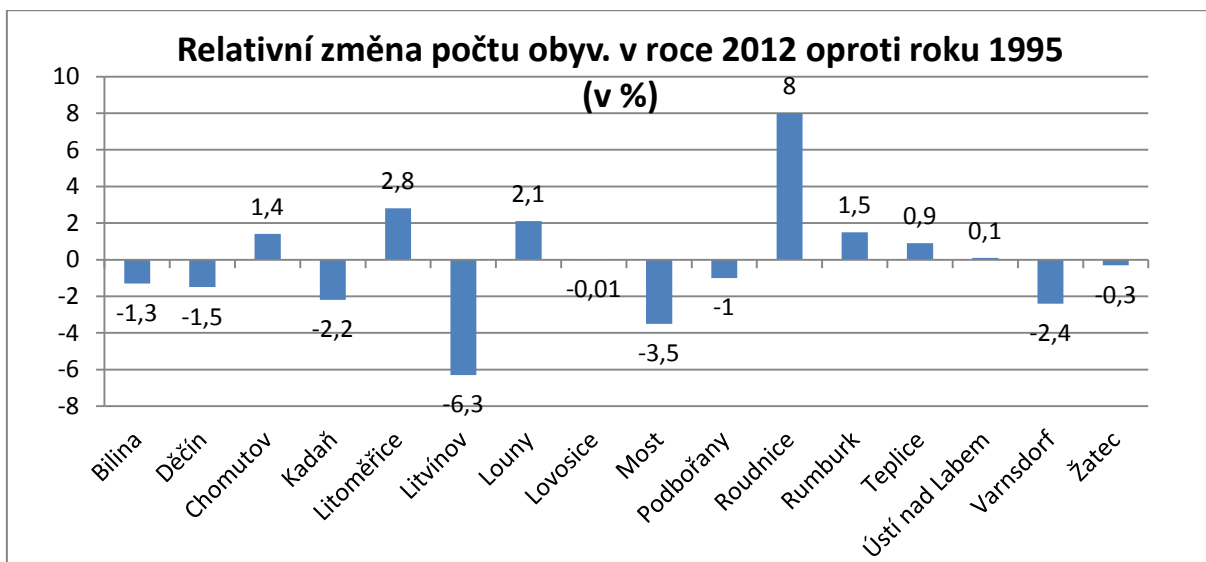


Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Na grafu č. 7, že počet obyvatel v obcích s rozšířenou působností (ORP) Ústeckého kraje významně nekolísá. Z celkového počtu 16 obcí s rozšířenou působností došlo k poklesu obyvatel celkem u 9 těchto obcí. Nejvýznamnější relativní pokles zaznamenaly obce Litvínov, Most nebo Varnsdorf, kde došlo k poklesu o 6,3%, 3,5% resp. 2,4. Na druhou stranu v několika obcích s rozšířenou působností došlo k relativnímu růstu, za zmínku jistě stojí Roudnice nad Labem, kde došlo k růstu o významných 8%, dále následují obce jako Litoměřice či Louny, kde došlo k nárůstu o 2,8% resp. o 2,1%. Jako další extrém můžeme uvést Lovosice, kde v absolutní hodnotě došlo k úbytku 4 obyvatel. Z analyzovaných dat je možné konstatovat, že k významnému relativnímu nárůstu dochází zejména v oblastech nacházejících se více ve středozemí, tedy v oblastech sousedících se Středočeským krajem, který je z historického hlediska brána jako nejbohatší kraj v Čechách. Na druhou stranu dochází k relativnímu úbytku obyvatel ve městech s rozšířenou působností, které jsou dnes již z dlouhodobého hlediska vnímány jako regiony se špatnou ekonomickou a sociální

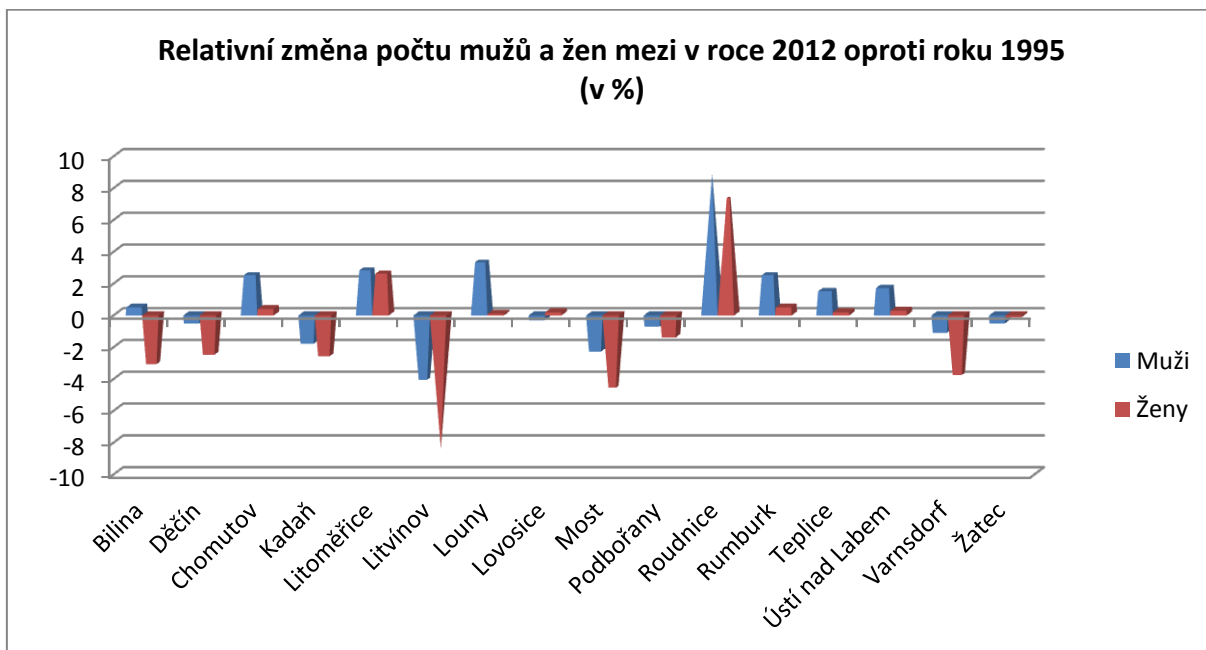
situací. Relativní změnu počtu obyvatel v roce 2012 oproti roku 1995 je možné vidět na grafu č. 8.

**Graf č. 8: Relativní změna počtu obyvatel v obcích s rozšířenou působností v roce 2012 oproti roku 1995**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

**Graf č. 9: Relativní změna počtu obyvatel v obcích s rozšířenou působností mezi lety v roce 2012 oproti roku 1995**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

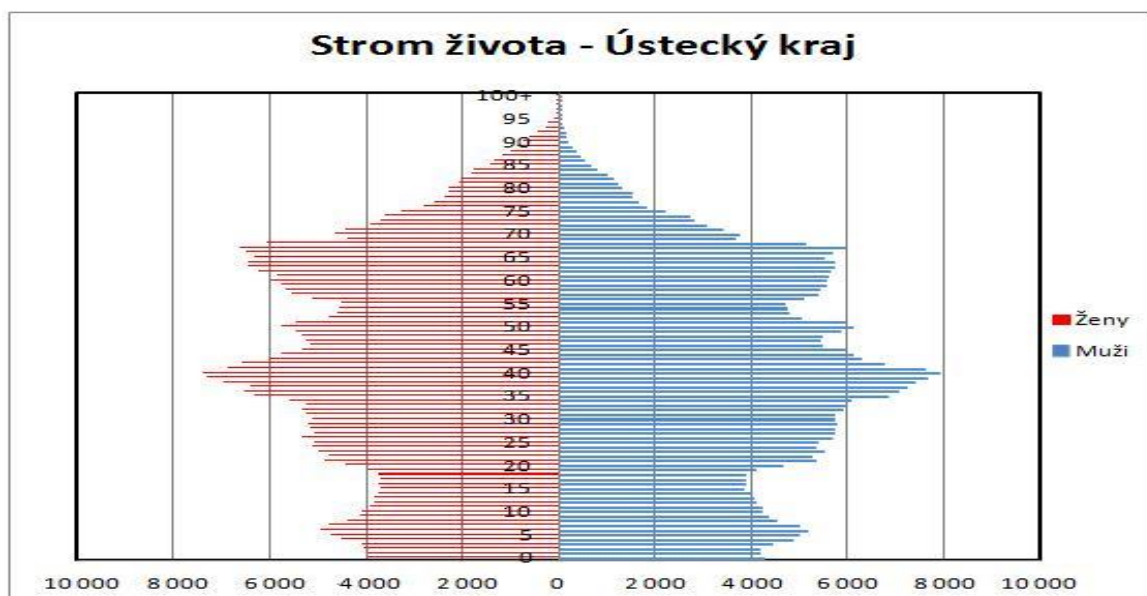


Na grafu č. 9 vidíme relativní změnu počtu mužů a žen mezi lety 1995 až 2012, která vesměs koresponduje s celkovou změnou všech obyvatel. Ovšem z daných dat můžeme pozorovat, že pokud docházelo k úbytku obyvatel u jednotlivých obcí s rozšířenou působností, vždy na tom hlavní zásluhu měla ženská část obyvatel. Pokud docházelo k růstu obyvatel, vždy došlo spíše k relativnímu růstu počtu mužů než žen, pouze u obcí jako Roudnice či Litoměřice došlo k přibližně podobnému počtu růstu obou pohlaví. U obcí jako jsou Rumburk, Teplice či Ústí nad Labem došlo k přibližně 1,5% růstu počtu mužů, přičemž ženská část populace se držela takřka na konstantní úrovni. V Bílině, jako v jediném z pozorovaných měst došlo k pozoruhodnému jevu, kdy došlo k růstu počtu mužů, avšak také došlo k výraznému poklesu počtu žen.

### 3.3 Analýza věkové struktury

Na grafu č. 10 je znázorněna věková skladba obyvatelstva Ústeckého kraje, tzv. strom života za rok 2014. Jak predikují nejrůznější analýzy, lidí v produktivním věku by mělo ubývat, naopak by mělo přibývat lidí v důchodovém věku. Z dlouhodobého hlediska je ideální udržet progresivní model věkové skladby.

**Graf č. 10: Strom života Ústeckého kraje v roce 2014**

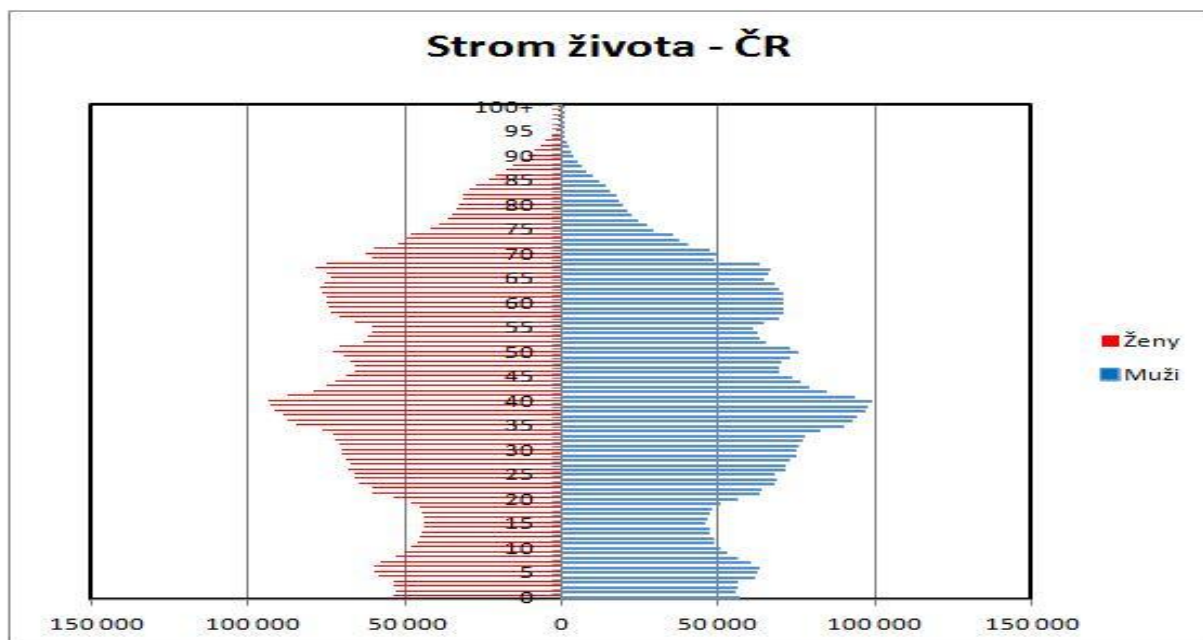


*Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba*

V našem případě jsou nejpočetnější skupinou lidé v produktivním věku, tedy hlavně ve věku kolem čtyřiceti let, ovšem ideálnější by byl případ, pokud nejpočetnější skupinou by byl lid pracující kolem třiceti let. Nicméně alarmující je stále rostoucí počet lidí v důchodovém věku, kdy počet dětí není v takovém počtu, jak by bylo žádoucí. Nejhorším scénářem by byla situace, pokud by projekcí byla tzv. „obrácená pyramida“, neboli regresivní model věkové skladby.

Jak můžeme vidět na grafu č. 11, strom života Ústeckého kraje za rok 2014 koresponduje se stromem života celé České republiky za rok 2014. Věková skladba obyvatel v Ústeckém kraji se tedy významně neliší od věkové skladby obyvatel v ostatních krajích.

**Graf č. 11: Strom života v České republice v roce 2014**

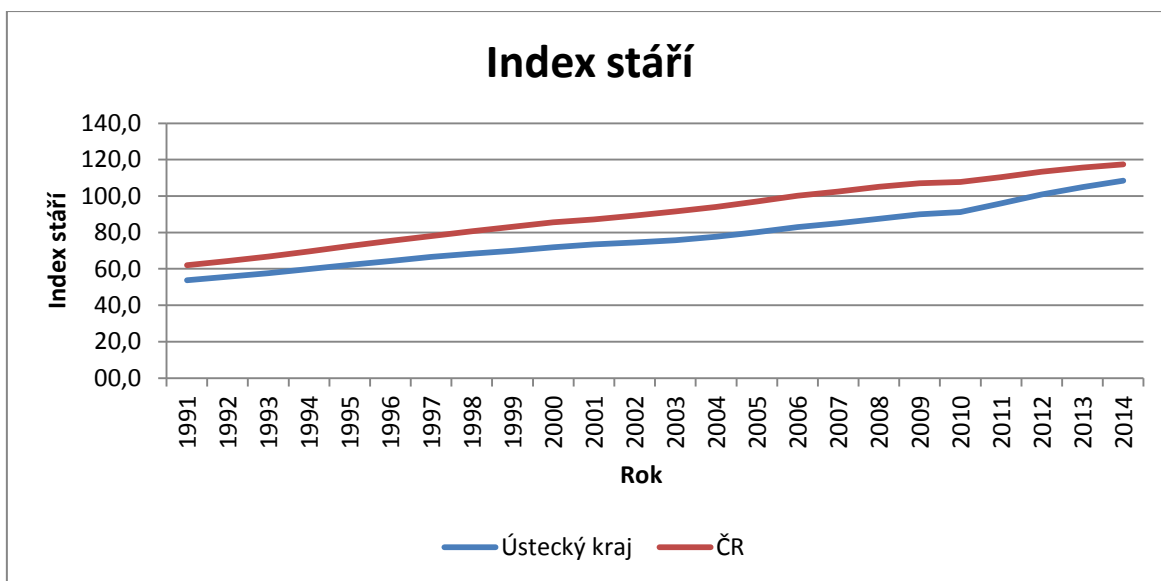


*Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba*

V následujícím grafu č. 12 pozorujeme Index stáří, který je každým rokem rostoucí. Čím větší je hodnota indexu, tím je větší podíl starší populace ve společnosti. V porovnání Ústeckého kraje s Českou republikou vidíme, že leží index pod průměrem. Je to dáno tím, že v Ústeckém kraji tento index dosahuje vůbec nejnižších hodnot. Na druhou stranu nejvyšších hodnot index stáří dosahuje v Praze, jižní Moravě a Královéhradeckém kraji. Jistě se může jevit, že pokud je index stáří na relativně nízké úrovni, je to nejspíše v pořádku. Ovšem je třeba si uvědomit, že výskyt nejmladší populace může také znamenat,

že v Ústeckém kraji nejsou nejlepší podmínky k tzv. dožití. Pokud na tento jev pohlédneme z jiné perspektivy, je možné konstatovat, že v Praze, Královéhradeckém či Zlínském kraji je nejspíše nejlépe dostupná zdravotní péče. Jak již bylo zmíněno v teoretické části, v oblastech, které se transformují z orientace na těžký průmysl k terciárnímu sektoru, dochází ke zlepšení životního prostředí. Tím pádem dochází ke snížení úmrtnosti. Prakticky tedy vidíme, že v Ústeckém kraji, který byl po desetiletí orientován na těžký průmysl, je nejnižší podíl postproduktivní populace k předproduktivní.

**Graf č. 12: Index stáří České republiky a Ústeckého kraje mezi lety 1991 až 2014**



*Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba*

Na grafu č. 12 je uveden vývoj indexu stáří mezi lety 1991 až 2014. Index je počítán jako podíl 3. ekonomické generace ku 1. ekonomické generaci. Jak je vidět, dochází nepochybně ke stále lineárně rostoucímu stárnutí obyvatelstva jak v Ústeckém kraji, tak i v celé České republice.

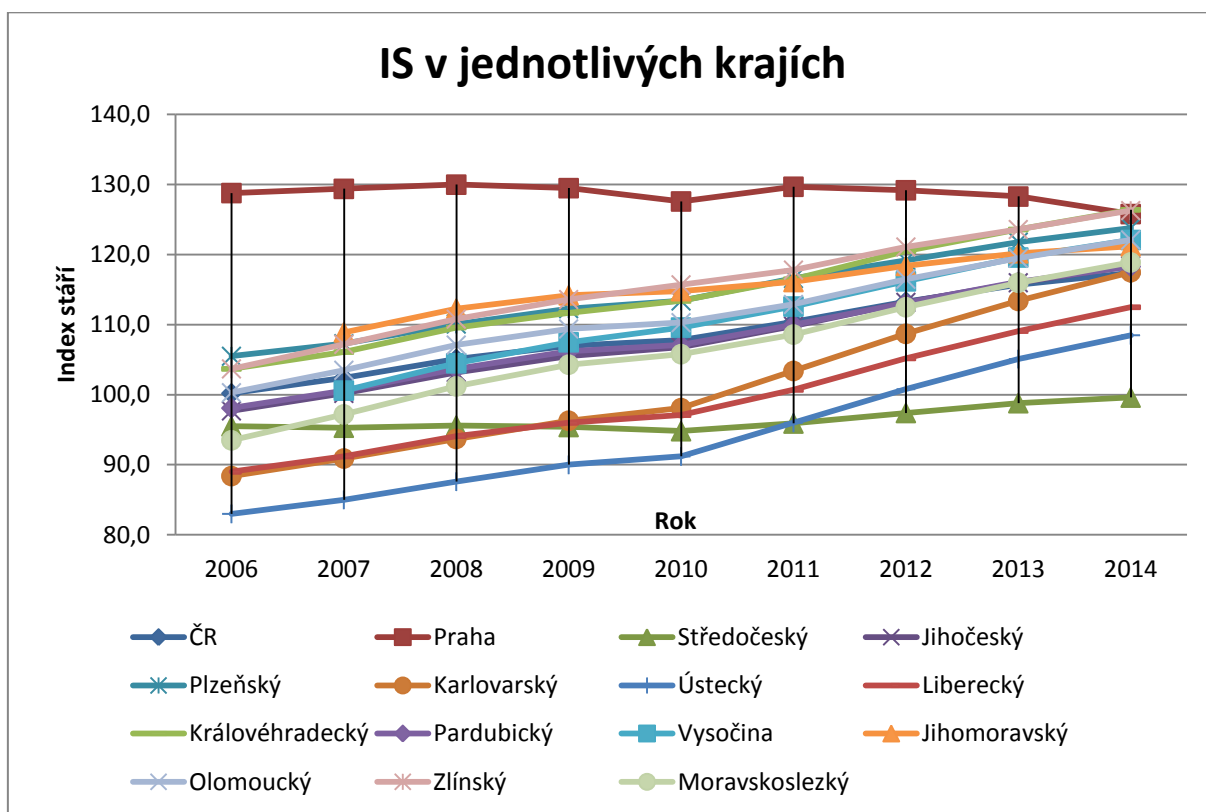
**Tabulka č. 3: Relativní počet obyvatel v 1. až 3. generaci v Ústeckém kraji mezi lety 1991 až 2014**

Rok	0 - 14 let	15 - 64 let	65 a více let	IS	Rok	0 - 14 let	15 - 64 let	65 a více let	IS
1 991	21,1%	67,5%	11,4%	<b>53,8</b>	2 003	16,1%	71,6%	12,2%	<b>75,7</b>
1 992	20,6%	67,9%	11,5%	<b>55,7</b>	2 004	15,9%	71,7%	12,4%	<b>77,6</b>
1 993	20,1%	68,4%	11,6%	<b>57,7</b>	2 005	15,7%	71,7%	12,6%	<b>80,2</b>
1 994	19,5%	68,9%	11,7%	<b>59,9</b>	2 006	15,5%	71,7%	12,8%	<b>83,0</b>
1 995	19,0%	69,2%	11,8%	<b>62,2</b>	2 007	15,3%	71,7%	13,0%	<b>85,0</b>
1 996	18,5%	69,6%	11,9%	<b>64,3</b>	2 008	15,2%	71,5%	13,3%	<b>87,6</b>
1 997	18,1%	69,9%	12,0%	<b>66,6</b>	2 009	15,2%	71,1%	13,7%	<b>90,0</b>
1 998	17,7%	70,3%	12,1%	<b>68,3</b>	2 010	15,3%	70,7%	14,0%	<b>91,2</b>
1 999	17,3%	70,6%	12,1%	<b>70,0</b>	2 011	15,5%	69,7%	14,8%	<b>96,0</b>
2 000	17,0%	70,9%	12,2%	<b>71,8</b>	2 012	15,5%	68,8%	15,7%	<b>100,8</b>
2 001	16,7%	71,1%	12,2%	<b>73,4</b>	2 013	15,6%	68,0%	16,4%	<b>105,0</b>
2 002	16,4%	71,4%	12,2%	<b>74,5</b>	2014	15,7%	67,2%	17,1%	<b>108,5</b>

*Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba*

Ve výše uvedené tabulce č. 3 je uvedena pro ilustraci změna indexu stáří v časové řadě od roku 1991 do roku 2014 společně se změnami počtů obyvatel v jednotlivých generacích v Ústeckém kraji. První generace má v průběhu času klesající trend až do roku 2009. Od tohoto roku dále osciluje počet příslušníků první generace přibližně na stejné úrovni. V druhé generaci vidíme od roku 1991 postupný růst až do roku 2007, kdy dosáhl svého maxima v počtu zhruba 598 tisíc příslušníků, od tohoto roku došlo k poměrně dramatickému úbytku, kdy v roce 2012 počet příslušníků druhé generace je přibližně stejný, jako tomu bylo v roce 1991. Nakonec počet příslušníků třetí generace, tedy lidí v důchodovém věku, vykazuje dlouhodobě rostoucí tendenci. Pouze mezi lety 2000 až 2003 byl počet přibližně stejný. Nicméně v roce 2012 sledujeme nárůst o 38% (!) oproti roku 1991, zatímco celkový počet obyvatel Ústeckého kraje vzrostl o pouhých 0,2%.

**Graf č. 13: Index stáří v krajích ČR mezi lety 2006 až 2014**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Na grafu č. 13 je znázorněn index stáří všech krajů v rozmezí let 2006 až 2014. Jak již bylo uvedeno, jeví index v čase stoupající tendenci. Za zmínku jistě stojí fakt, že v Praze se dlouhodobě pohybuje na nejvyšších hodnotách, o možných příčinách je pojednáváno výše. Ačkoliv index nejnižších hodnot dosahoval právě v analyzovaném Ústeckém kraji, v roce 2012 nejnižší hodnotu indexu vykázal Středočeský kraj, který, oproti jiným krajům, nedosahoval výraznějšího nárůstu. Příčinou může být vnitřní migrace mladší generace za prací. Dalším faktem v tomto kraji je kladný přirozený přírůstek, který je díky ekonomickému prostředí důležitým faktorem pro demografickou reprodukci.

Následuje analýza dynamiky stárnutí obyvatelstva, resp. odhad růstu 1. generace a 3. generace populace v Ústeckém kraji. Pro analýzu je zvolena lineární trendová funkce, která nejvíce odpovídala průběhu časových řad. V tabulce č. 4 jsou uvedeny pomocné výpočty pro analýzu jednotlivých funkcí.

**Tabulka č. 4: Pomocné výpočty trendové funkce počtu obyvatel Ústeckého kraje**

Rok	0-14 let						65 a více let					
	t	Yt	tyt	t̂	Yt'	et	t	Yt	tyt	t̂	Yt'	et
2006	1	127 404	127404	1	126778,4667	626	1	105 692	105692	1	102728,8	2 963
2007	2	127 148	254296	4	127070,2667	78	2	108 094	216188	4	107173,3	921
2008	3	126 837	380511	9	127362,0667	-525	3	111 074	333222	9	111617,7	-544
2009	4	127 116	508464	16	127653,8667	-538	4	114 377	457508	16	116062,1	-1 685
2010	5	128 212	641060	25	127945,6667	266	5	116 990	584950	25	120506,6	-3 517
2011	6	127 990	767940	36	128237,4667	-247	6	122 843	737058	36	124951	-2 108
2012	7	128 524	899668	49	128529,2667	-5	7	129 612	907284	49	129395,4	217
2013	8	128800	1030400	64	128821,0667	-21	8	135334	1082672	64	133839,9	1 494
2014	9	129480	1165320	81	129112,8667	367	9	140543	1264887	81	138284,3	2 259
<b>Suma</b>	45	1 151 511	5775063	285	1151511	0	45	1 084 559	5689461	285	1084559	0

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

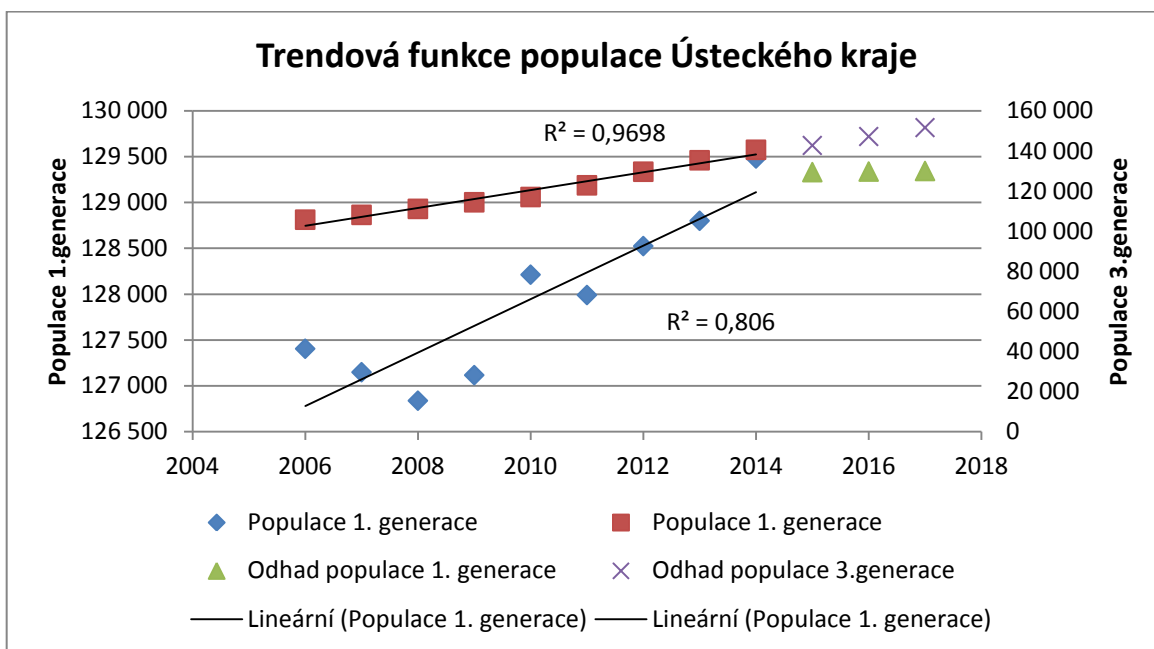
V případě analýzy 1. generace populace má lineární funkce tvar  $y'_t = 126 486,7 + 291 \cdot t$ , index determinace je ve výši 0,806, což je poměrně vysoká závislost. Funkce je vhodná pro modelování analyzované časové řady, neboť index determinace vysvětluje více jak 80% kolísání dané řady. Co se týče 3. generace, tam má tvar funkce  $y'_t = 98284 + 4444,4 \cdot t$ . Zde nabývá index determinace hodnoty 0,9698, lineární trend je tak velmi vhodný. Hodnoty testového kritéria v obou případech nabývají vysokých hodnot, spadají tak do vymezeného kritického oboru. Znamená to, že koeficienty  $a$  i  $b$  jsou statisticky významné. Příslušný lineární trend je možné považovat za adekvátní.

**Tabulka č. 5: Odhad růstu populace Ústeckého kraje do roku 2017**

Rok	Odhad růstu populace		
	1. generace	3. generace	IS
2015	129 405	142 729	110,3
2016	129 696	147 173	113,5
2017	129 988	151 618	116,6

Z uvedeného trendu můžeme odhadovat, že v Ústeckém kraji bude počet osob 1. generace v roce 2017 bezmála 130 000, což bylo naposledy v roce 2004. Na druhou stranu počet osob 3. generace je stále rostoucí v roce 2017 je odhad více jak 151 000 osob, což je o 50% více, než bylo v roce 2000. Index stáří tak bude dosahovat hodnoty 116,6. To je hodnota, kterou Česká republika v celorepublikovém průměru dosáhla v roce 2014.

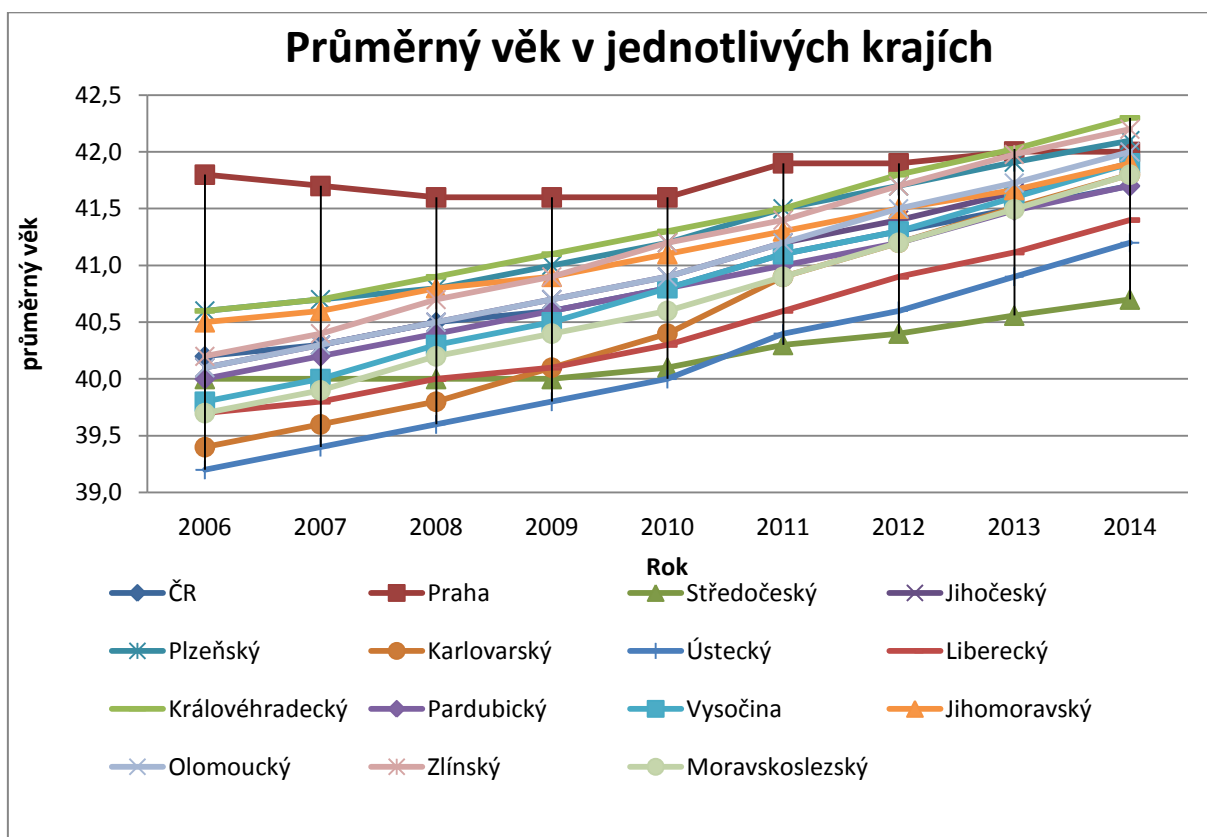
**Graf č. 14: Trendová funkce populace Ústeckého kraje od roku 2004 s odhadem do roku 2018**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Pro ilustraci je analýza doplněna o graf, kde je znázorněná trendová funkce vývoje populace 1. a 3. generace v Ústeckém kraji. Levá osa udává počet členů 1. generace. Vedlejší, pravá osa udává počet příslušníků 3. generace. Je zde graficky znázorněna predikce vývoje počtu příslušníků jednotlivých generací mezi lety 2015 až 2017.

Graf č. 15: Výše průměrného věku v krajích ČR mezi lety 2006 až 2014



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Pro úplnost je na grafu č. 15 znázorněn průměrný věk v jednotlivých krajích za období let 2006 až 2014. Průběh křivek je velmi shodný s průběhem křivek indexu stáří. Průměrný věk je nejvyšší v Praze, nejnižší byl do roku 2011 v Ústeckém kraji. V roce 2014 je nejnižší průměrný věk, shodně jako index stáří, ve Středočeském kraji.

Tabulka č. 6: Relativní a absolutní změna průměrného věku v ČR a Ústeckého kraje mezi lety 2007 až 2014

Rok	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
ČR (relativní změna)	0,25%	0,50%	0,25%	0,50%	0,74%	0,49%	0,49%	0,48%
ČR (absolutní změna)	0,1	0,2	0,1	0,2	0,3	0,2	0,2	0,2
Ústecký kraj (relativní změna)	0,51%	0,50%	0,50%	0,50%	1,00%	0,50%	0,74%	0,73%
Ústecký kraj (absolutní změna)	0,2	0,2	0,2	0,2	0,4	0,2	0,3	0,3

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Průměrný věk obyvatel v České republice se zvýšil ze 40,2 let v roce 2006 na 41,7 let v roce 2014. Tedy o více než 1 rok za 6 let. Průměrný věk obyvatel v Ústeckém kraji se



pohyboval na úrovni 39,2 let v roce 2006 resp. 41,2 let v roce 2012. Pro úplnost je v tabulce č. 6 uvedena meziroční relativní i absolutní změna v růstu průměrného věku v Ústeckém kraji i celé České republiky. Je jasně vidět, že dynamika ve stárnutí obyvatel je vyšší v Ústeckém kraji, než je celorepublikový průměr.

V případě odhadu růstu průměrného věku obyvatel Ústeckého kraje a České republiky jsou sestrojeny lineární trendové funkce. V tabulce č. 7 jsou uvedeny pomocné výpočty pro zjištění parametrů lineární trendové funkce.

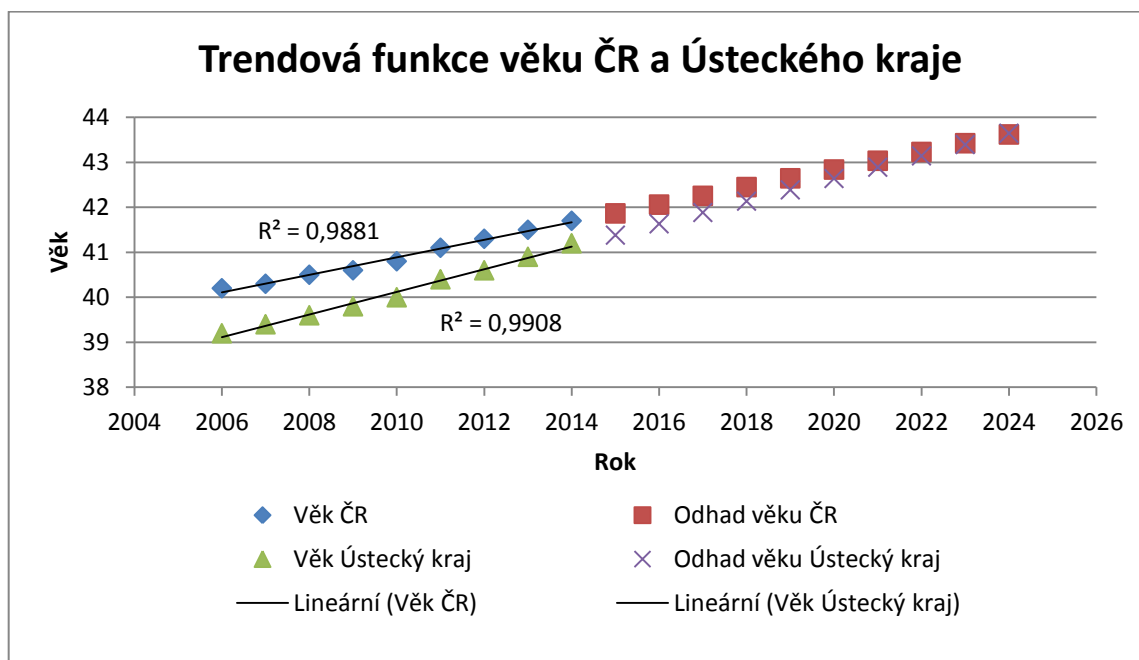
**Tabulka č. 7: Pomocné výpočty trendové funkce věku obyvatel Ústeckého kraje**

Rok	Česká republika						Ústecký kraj					
	y	Y <sub>t</sub>	ty <sub>t</sub>	t <sup>2</sup>	Y <sub>t</sub> <sup>2</sup>	e <sub>t</sub>	y	Y <sub>t</sub>	ty <sub>t</sub>	t <sup>2</sup>	Y <sub>t</sub> <sup>2</sup>	e <sub>t</sub>
2006	1	40,2	40,2	1	40,109	0,091	1	39,2	39,2	1	39,116	0,084
2007	2	40,3	80,6	4	40,304	-0,004	2	39,4	78,8	4	39,367	0,033
2008	3	40,5	121,5	9	40,499	0,001	3	39,6	118,8	9	39,619	-0,019
2009	4	40,6	162,4	16	40,694	-0,094	4	39,8	159,2	16	39,871	-0,071
2010	5	40,8	204,0	25	40,889	-0,089	5	40,0	200,0	25	40,122	-0,122
2011	6	41,1	246,6	36	41,084	0,016	6	40,4	242,4	36	40,374	0,026
2012	7	41,3	289,1	49	41,279	0,021	7	40,6	284,2	49	40,626	-0,026
2013	8	41,5	332,0	64	41,474	0,026	8	40,9	327,2	64	40,877	0,023
2014	9	41,7	375,3	81	41,669	0,031	9	41,2	370,8	81	41,129	0,071
<b>Suma</b>	<b>45</b>	<b>368,0</b>	<b>1851,7</b>	<b>285</b>	<b>368,000</b>	<b>0,000</b>	<b>45</b>	<b>361,1</b>	<b>1820,6</b>	<b>285</b>	<b>361,100</b>	<b>0,000</b>

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V případě České republiky má lineární trendový model tvar  $y'_t = 39,9139 + 0,195 \cdot t$ . Index determinace dosahuje hodnoty 0,9881, z čehož je možné konstatovat, že funkce je velmi vhodná pro analyzování časové řady. V případě Ústeckého kraje je tvar lineárního trendového modelu  $y'_t = 38,8639 + 0,2517 \cdot t$ . I zde dosahuje index determinace velmi vysoké hodnoty, a to 0,9908. I v této analýze hodnoty testového kritéria v obou případech nabývají vysokých hodnot. Koeficienty  $a$  i  $b$  jsou tedy statisticky významné a příslušný lineární trend je možné považovat za adekvátní. Na grafu č. 16 je možné vývoj průměrného věku obyvatel Ústeckého kraje a České republiky. Koeficient korelace reziduálních složek funkcí dosahuje hodnoty 0,8904, což značí poměrně vysokou závislost mezi časovými řadama.

**Graf č. 16: Trendová funkce věku ČR a Ústeckého kraje od roku 2004 s odhadem do roku 2026**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Ačkoliv je Ústecký kraj považován za kraj s nejmladším počtem obyvatel a nejnižším indexem stáří, díky sestrojeným funkcím je možné odhadnout vývoj v růstu průměrného věku obyvatel. V tabulce 8 je zobrazen průměrný věk obyvatel České republiky a Ústeckého kraje za rok 2015 až 2024. Právě v roce 2024 by měl Ústecký kraj dohnat průměr České republiky ve výši průměrného věku obyvatel. Hodnota v kraji by měla dosahovat 43,65 let, což je nárůst o 5,5% mezi lety 2015 až 2024. Zatímco nárůst České republiky bude pouze o 4,2%.

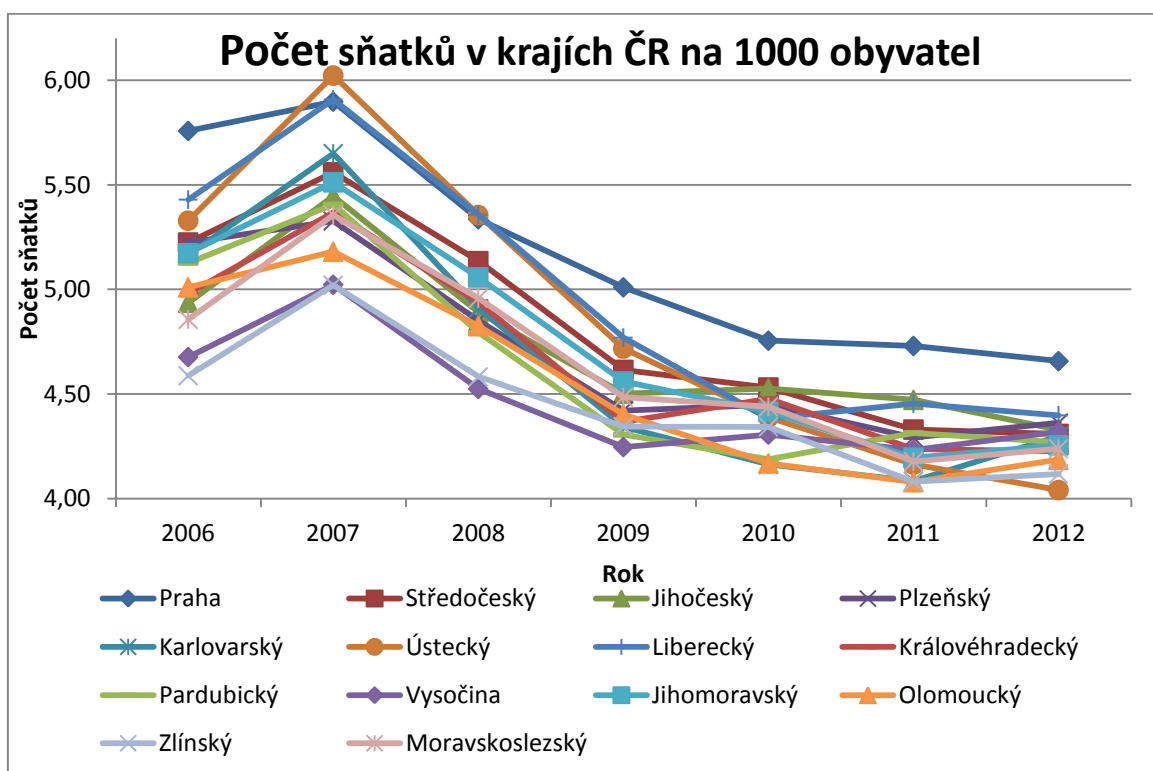
**Tabulka č. 8: Odhad růstu věku populace ČR a Ústeckého kraje do roku 2024**

Rok	Odhad průměrného věku	
	Česká republika	Ústecký kraj
2015	41,86	41,38
2016	42,06	41,63
2017	42,25	41,88
2018	42,45	42,14
2019	42,64	42,39
2020	42,84	42,64
2021	43,03	42,89
2022	43,23	43,14
2023	43,42	43,39
2024	43,62	43,65

### 3.4 Analýza sňatečnosti a rozvodovosti

Na grafu č. 17 je znázorněn počet sňatků v jednotlivých krajích za období let 2006 až 2012. Ačkoliv mezi lety 2006 až 2007 počet sňatků narostl, od roku 2007 dále vykazuje klesající trend. V celé České republice byl počet sňatků v roce 2007 zhruba 57 000, v roce 2012 tento počet klesl na 45 000, tedy pokles o více jak pětinu. V roce 2007 došlo v Ústeckém kraji k nejvyššímu relativnímu počtu uzavřených sňatků, v roce 2012 byl již tento počet nejnižší. Dlouhodobě je nejvíce uzavřených sňatků na 1000 obyvatel v hlavním městě Praze.

Graf č. 17: Počet sňatků v krajích ČR na 1000 obyvatel mezi lety 2006 až 2012



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V Ústeckém kraji byl v roce 2007 počet uzavřených sňatků na úrovni 4 400, v roce 2012 tento stav odpovídal počtu 3 340, tedy pokles skoro o čtvrtinu. V porovnání s ostatními krají je tak Ústecký kraj na 4. místě v počtu uzavřených sňatků. Tato čísla potvrzují známý fakt, že současní mladí lidé preferují nemanželské soužití před právoplatným uzavřením sňatku.<sup>104</sup>

<sup>104</sup> Krebs a kol. (2007)

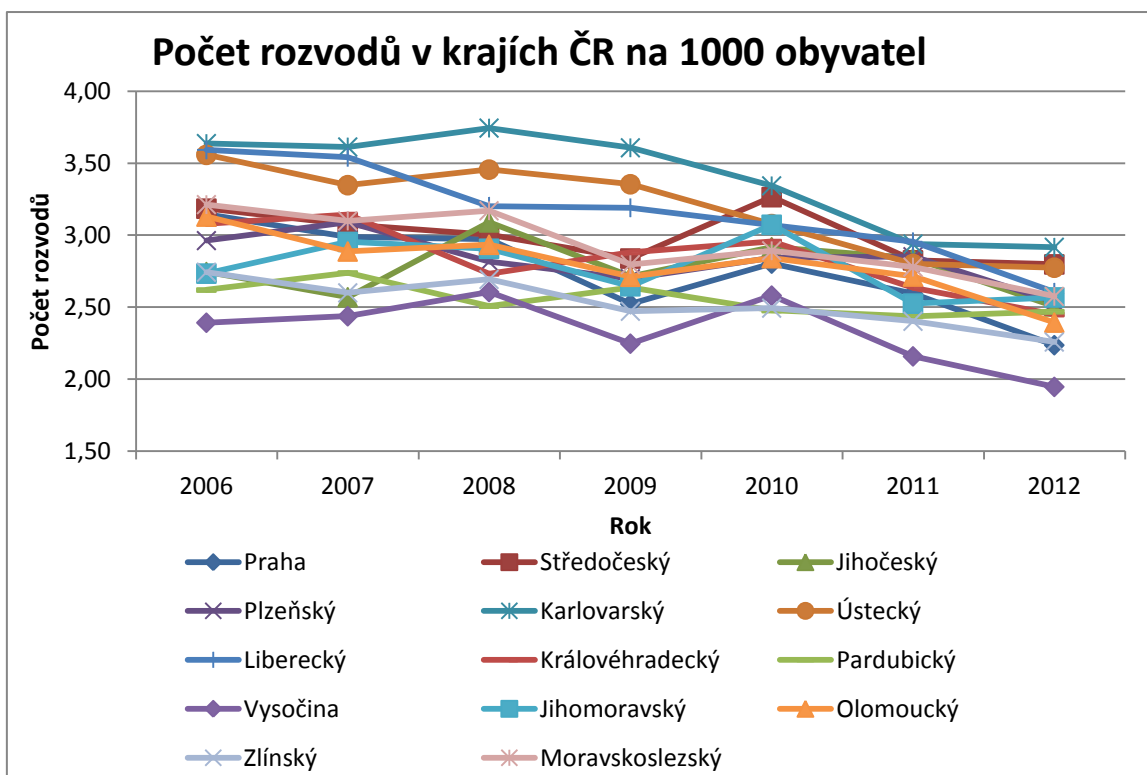
**Tabulka č. 9: Hrubá míra sňatečnosti ČR a Ústeckého kraje mezi lety 2006 až 2012**

Rok		2 006	2 007	2 008	2 009	2 010	2 011	2 012
Ústecký kraj	Sňatečnost	4 387	5 006	4 477	3 945	3 669	3 447	3 341
	Střední stav	823 193	825 523	834 283	836 128	835 796	828 595	827 317
	hrubá míra sňatečnosti	0,0053	0,0061	0,0054	0,0047	0,0044	0,0042	0,0040
Česká republika	Sňatečnost	52 860	57 157	52 457	47 862	46 746	45 137	45 206
	Střední stav	10 266 646	10 322 689	10 429 692	10 491 492	10 517 247	10 496 672	10 509 286
	hrubá míra sňatečnosti	0,0051	0,0055	0,0050	0,0046	0,0044	0,0043	0,0043

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V tabulce č. 9 je uvedena hrubá míra sňatečnosti v Ústeckém kraji, která je komparována s hrubou mírou sňatečnosti celé České republiky. Ačkoliv je v prvních letech sledovaného období míra sňatečnosti v Ústeckém kraji vyšší, než ve zbytku republiky, v roce 2010 se sňatečnost dostala na zhruba stejnou úroveň, od roku 2011 se pak nachází hrubá míra sňatečnosti pod průměrem České republiky.

**Graf č. 18: Počet rozvodů v krajích ČR mezi lety 2006 až 2012**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Jako protipól k uvedeným datům ohledně sňatečnosti je na místě uvést i vývoj rozvodovosti párů v jednotlivých krajích. Mezi lety 2006 až 2012 došlo v celorepublikovém součtu rozvodů k poklesu o zhruba 16%. K poklesu počtu rozvodů jistě dochází i proto, že dochází k poklesu počtu sňatků. Ačkoliv je trend velmi slabě klesající, je na místě uvést, že k nejvýznamnějším poklesům došlo v kraji Moravskoslezském, Olomouckém a Ústeckém. Zatímco v roce 2006 byl počet rozvodů v Ústeckém kraji na hodnotě 2 930, v roce 2012 to bylo již necelých 2300. Pokles tedy o zhruba 22%. Je jistě zajímavé, že v roce 2010 došlo v několika krajích k nečekané odchylce od klesajícího trendu rozvodovosti. Například v Jihomoravském či Středočeském kraji došlo k meziročnímu nárůstu rozvodů o více jak 10%, o rok později byly hodnoty zhruba stejné jako v roce 2010. K největšímu počtu rozvodů na 1000 obyvatel dochází v Karlovarském kraji.

V tabulce č. 9 je uvedena hrubá míra rozvodovosti v Ústeckém kraji a celorepublikového průměru za roky 2006 až 2012. Ačkoliv došlo v Ústeckém kraji k poměrně výraznému poklesu počtu rozvodů, stále se hrubá míra rozvodovosti drží nad celorepublikovým průměrem.

**Tabulka č. 9: Hrubá míra rozvodovosti ČR a Ústeckého kraje mezi lety 2006 až 2012**

Rok		2 006	2 007	2 008	2 009	2 010	2 011	2 012
Ústecký kraj	Rozvodovost	2 930	2 783	2 889	2 805	2 573	2 319	2 294
	Střední stav	823 193	825 523	834 283	836 128	835 796	828 595	827 317
	hrubá míra rozvodovosti	0,0036	0,0034	0,0035	0,0034	0,0031	0,0028	0,0028
Česká republika	Rozvodovost	31 415	31 129	31 300	29 133	30 783	28 113	26 402
	Střední stav	10 266 646	10 322 689	10 429 692	10 491 492	10 517 247	10 496 672	10 509 286
	hrubá míra rozvodovosti	0,0031	0,0030	0,0030	0,0028	0,0029	0,0027	0,0025

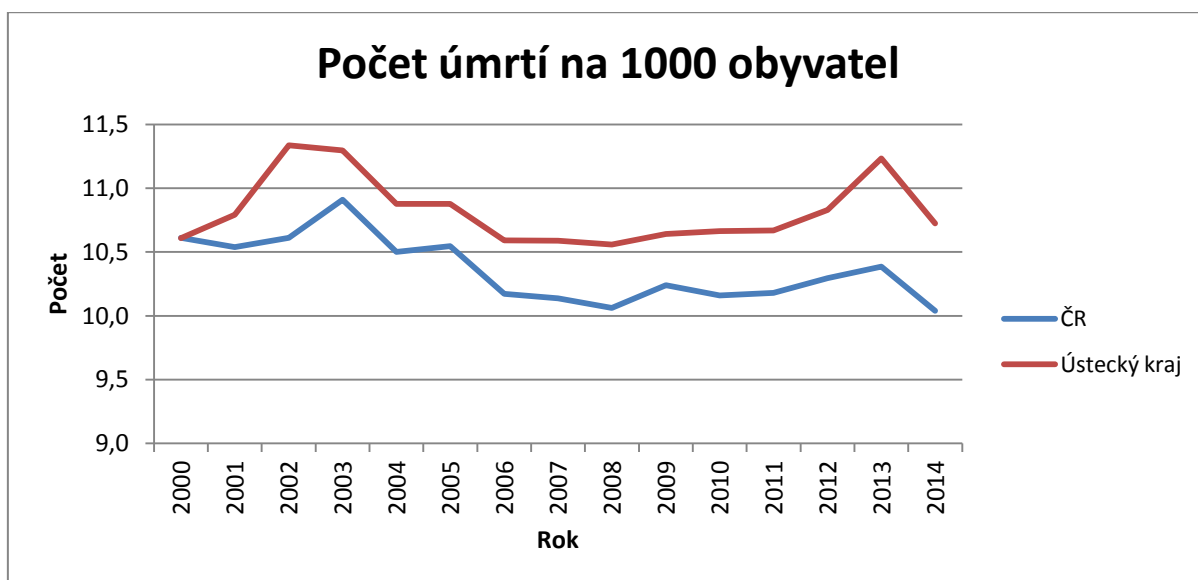
Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

### 3.5 Analýza pohybu obyvatel

Počet úmrtí přirozenou cestou se v Ústeckém kraji od roku 1991 do roku 2014 významně nezměnil. V průměru ročně docházelo ke zhruba 9000 úmrtím. Jedná se o 8,3% z celkového počtu úmrtí v celé České republice. Z grafu č. 19 je patrné, že dlouhodobě je počet úmrtí v Ústeckém kraji v průměru vyšší, než v celé České republice. Za data z roku

2006 až 2014 je zjištěno, že počet úmrtí dětí do jednoho roku je ročně 43, počet úmrtí dětí do 28. dne života je potom v průměru 28.

**Graf č. 19: Počet úmrtí na 1000 obyvatel v ČR a Ústeckém kraji mezi lety 2000 až 2014**



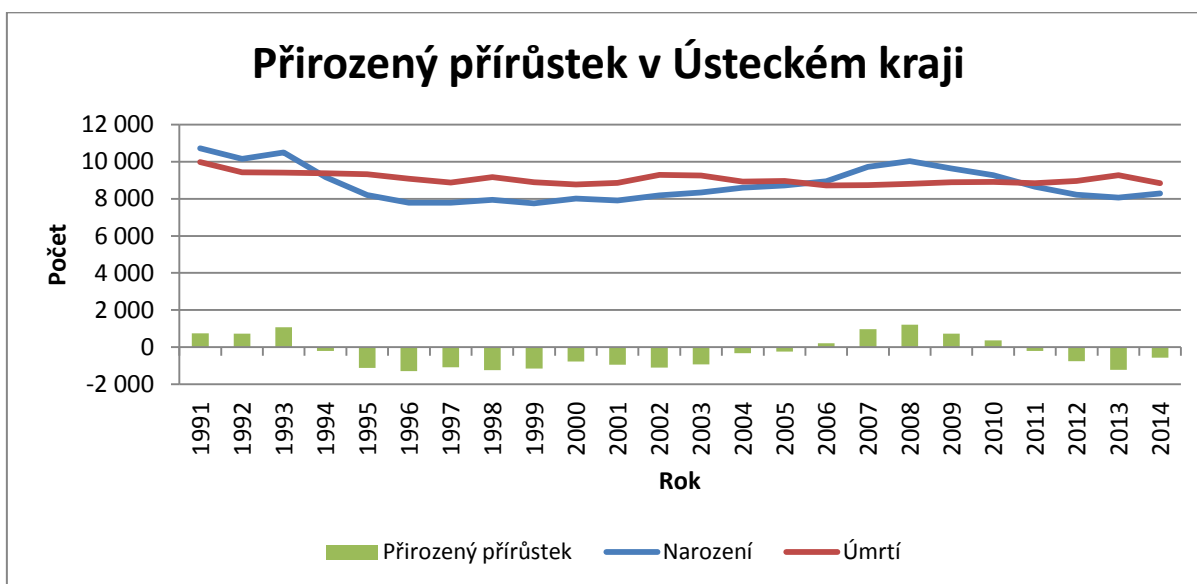
Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Co se týče počtu potratů, je tento trend v celé České republice od počátku 90. let dlouhodobě klesající. V Čechách je počet potratů tradičně vyšší než na Moravě. Vůbec k nejvyššímu počtu potratů dochází na severu a severozápadě Čech, tedy zejména v Ústeckém kraji.<sup>105</sup> Zatímco počet potratů v roce 1992 byl ve výši 10 860, což bylo 10% ze všech potratů v České republice, v roce 2012 byl počet v Ústeckém kraji 3819, což rovněž odpovídá 10% ze všech potratů. Nejvíce potratů je sledováno u žen věkové kategorie 30-34 let, bezdětných.<sup>106</sup>

<sup>105</sup> Potraty (2012)

<sup>106</sup> Potraty (2012)

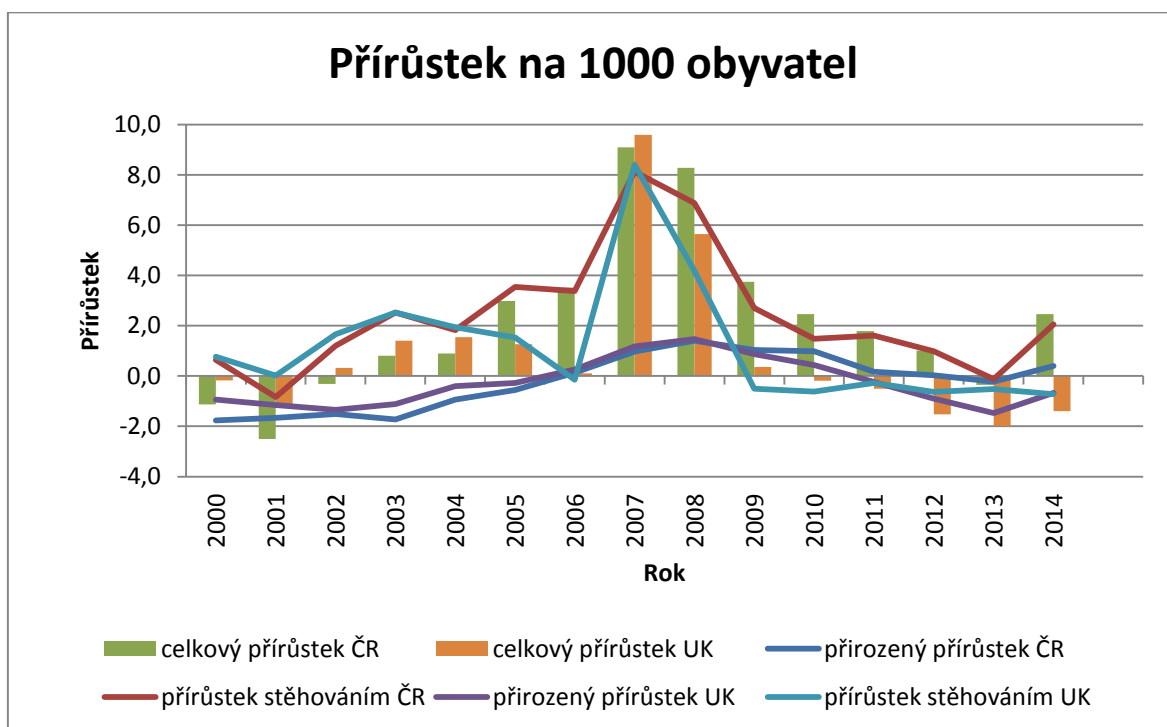
Graf č. 20: Přirozený přírůstek v Ústeckém kraji mezi lety 1991 až 2014



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Rozdíl mezi živě narozenými a zemřelými ve sledovaném období, zpravidla za jeden rok, nazýváme jako přirozený přírůstek. V grafu č. 20 je vidět časová řada jedenadvaceti let, kdy byl v Ústeckém kraji přirozený přírůstek kladný pouze osmkrát. Zpočátku po revoluci byl přírůstek kladný, kdy v roce 1993 dosahoval hodnoty 1 090. O rok později se lehce dostal do záporných hodnot, další rok byla hodnota přirozeného přírůstku již -1 119. V následujících letech se držel v minusových hodnotách až do roku 2006, kdy došlo k pozvolnému nárůstu až do roku 2008, kdy dosáhl svého maxima na hodnotě 1 222. Od roku 2011 je přirozený přírůstek opět v záporných číslech.

**Graf č. 21: Přírůstek na 1000 obyvatel ČR a Ústeckého kraje mezi lety 2000 až 2014**

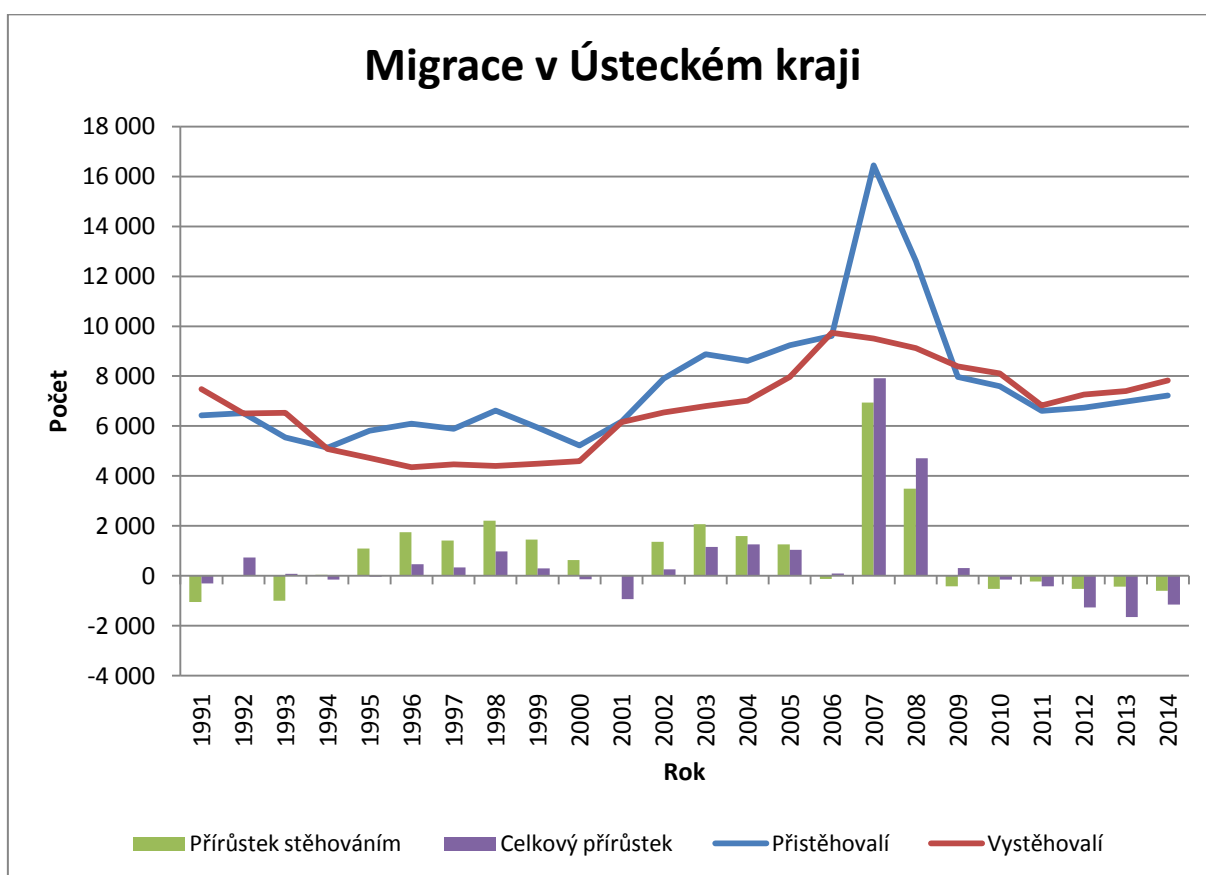


Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Na uvedeném grafu č. 21 je pro úplnost znázorněna komparace přirozených přírůstku Ústeckého kraje a České republiky. Trend přirozeného přírůstku Ústeckého kraje je podobný celorepublikovému. V roce 2001 byl přirozený přírůstek v České republice na zcela nejnižší úrovni za sledované období, stejně tak jako v Ústeckém kraji. Naopak nejvyšších hodnot Česká republika dosáhla v roce 2007, stejně tak kopíruje křivku maxima i přirozený přírůstek v Ústeckém kraji. Pouze v posledních letech sledovaného období, tedy od roku 2010 se celkový přírůstek Ústeckého kraje dostal do záporných čísel, zatímco celorepublikově se drží v kladných číslech. Na celkovém přírůstku má nejvyšší podíl přírůstek stěhováním mezi kraji. V tom je celorepublikový průměr vyšší, než v Ústeckém kraji, který má tento přírůstek od roku 2009 záporný. V následujícím grafu je znázorněn absolutní počet osob v rámci migrace Ústeckého kraje.



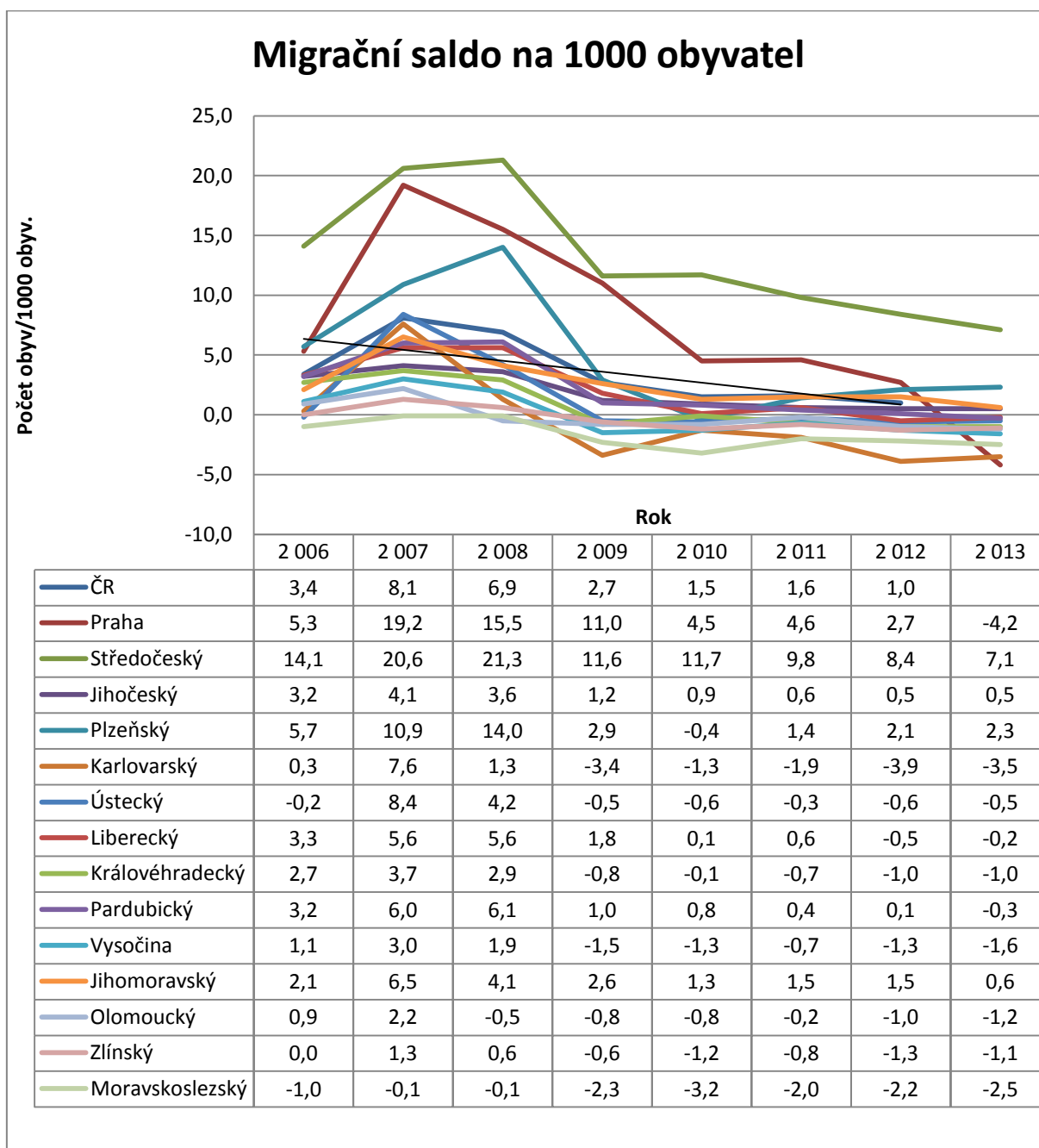
Graf č. 22: Migrace v Ústeckém kraji mezi lety 1991 až 2014



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V dlouhém období je z provedené analýzy vidět, že v Ústeckém kraji převažuje počet přistěhovalých nad vystěhovalými. Zatímco v prvních letech po revoluci byl přírůstek stěhováním lehce v záporných číslech, od roku 1994 se tento trend otočil a došlo k růstu přírůstku stěhováním, a to v kladných číslech, kdy ročně tento přírůstek činil zhruba 1 700 osob ročně. V roce 2007 došlo k nejvyššímu přírůstku, který se zcela lišil od dosavadního trendu, kdy se do Ústeckého kraje přistěhovalo 16 443 osob, zatímco došlo k vystěhování 9 502 osob. V následujícím roce byl přírůstek stěhováním v počtu 3 500 osob. Od roku 2009 se počet vystěhovalých osob nachází nad počtem osob přistěhovalých. Dále je možné konstatovat, že zatímco do roku 2002 byl hlavní složkou celkového přírůstku přirozený přírůstek, od roku 2003 byl hlavní složkou celkového přírůstku přírůstek stěhováním.

Graf č. 23: Migrační saldo v krajích ČR mezi lety 2006 až 2013



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Na grafu č. 23 s tabulkovými daty je znázorněna výše migračního salda v jednotlivých krajích za roky 2006 až 2013. Zatímco trend byl od roku 2006 do roku 2008 rostoucí, od roku 2009 je trend klesající. Největší počet migrujících, resp. přistěhovalých je tradičně v Praze a Středočeském kraji, kde jsou největší pracovní příležitosti. Dalším krajem, kde docházelo k většímu přílivu osob, byl kraj Plzeňský. Naopak krajem s nejnižší poptávkou po žití byl kraj Moravskoslezský, kdy bylo migrační saldo v záporných hodnotách. V roce 2013 bylo překvapivě nejnižší migrační saldo zaznamenáno v hlavním městě.

### 3.6 Analýza příjmové nerovnosti

Pro znázornění změny příjmové nerovnosti vycházíme z dat ČSÚ. Sledované období a dostupná data jsou za období let 2009 až 2014. Protože je statistický soubor Ústeckého a dalších krajů příliš malý na decilové rozdělení peněžního příjmů domácností, je sledovaná příjmová nerovnost sledována podle jednoduchého indexu kvintilového rozdělení. Při šetření sledujeme životní podmínky obyvatel Ústeckého kraje. Zajímá nás ukazatel „domácnosti podle kvintilového rozdělení příjmů.“

$$IKR = \frac{\text{Počet domácností 5.kvintilu}}{\text{Počet domácností 1.kvintilu}} \quad (3.1),$$

kde tedy index kvintilového rozdělení značí podíl 20% absolutního počtu domácností s nejvyššími příjmy ku 20% absolutního počtu domácností s příjmy nejnižšími.

**Tabulka č. 10: Index kvintilového rozdělení v krajích ČR mezi lety 2009 až 2014**

2009	2010	2011	2012	2013	2014	
0,99936	0,99944	0,99887	0,99946	0,99934	0,99904	<b>Česká republika</b>
4,89463	5,82220	4,36347	3,40873	3,90207	4,00443	<b>Hl. m. Praha</b>
1,40754	1,48404	1,94712	1,54913	1,61256	1,47280	<b>Středočeský</b>
0,94045	0,87800	0,81257	0,70337	0,75417	0,65042	<b>Jihočeský</b>
1,10938	1,21978	1,04095	1,21471	1,08628	1,17003	<b>Plzeňský</b>
0,71685	0,67263	0,99959	1,01589	0,84452	0,64440	<b>Karlovarský</b>
0,62160	0,50829	0,45508	0,50123	0,53233	0,67409	<b>Ústecký</b>
0,64358	0,59758	0,62080	0,89039	0,74270	0,94220	<b>Liberecký</b>
0,71864	0,91954	1,03741	0,97733	0,96576	0,91440	<b>Královéhradecký</b>
0,53964	0,64210	0,82635	0,56114	0,45348	0,66342	<b>Pardubický</b>
0,78869	0,85394	1,26760	1,25739	1,02132	0,76377	<b>Vysočina</b>
0,76403	0,81340	0,82888	0,88184	0,96436	1,02759	<b>Jihomoravský</b>
0,55693	0,53942	0,45664	0,56700	0,62611	0,58458	<b>Olomoucký</b>
0,80545	0,61398	0,50124	0,63493	0,54541	0,52554	<b>Zlínský</b>
0,54455	0,49541	0,50326	0,50096	0,54880	0,50348	<b>Moravskoslezský</b>

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

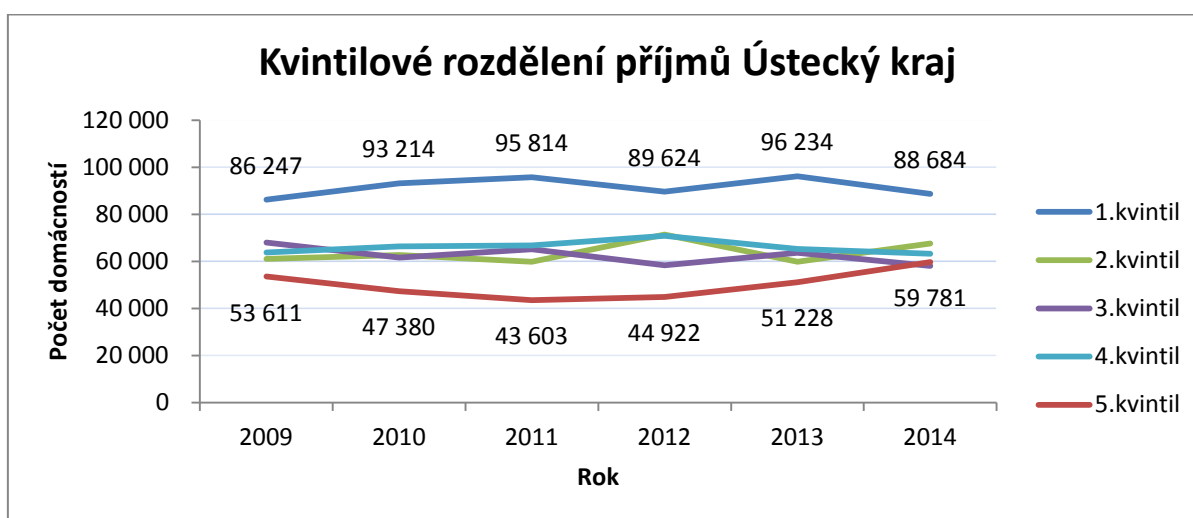
V tabulce č. 10 je znázorněn index kvintilového rozdělení u krajů za sledovaná období let 2009 až 2014. Zeleně jsou podmíněně formátovány vždy 3 kraje s nejvyšším relativním počtem domácností v pátém kvintilu za sledované období. Naopak červeně jsou označeny 3 kraje, které v daném roce dosáhly nejhoršího výsledku v podobě nejvyššího počtu domácností v prvním kvintilu příjmového rozdělení. Z uvedených výsledků je patrné a

nepřekvapivé, že dlouhodobě je nejbohatším krajem Praha a Středočeský. V roce 2013 byl v Praze počet domácností, které dosahovaly na 20% nejvyšších příjmů téměř čtyřnásobně vyšší, než počet domácností, které dosahovaly pouze na 20% nejnižších příjmů daného regionu. Ve Středočeském kraji je počet domácností v 5. kvintilu oproti domácnostem v 1. kvintilu zhruba 1,6-ti násobný. Dále je možné pozorovat z dat, že za uvedená období si dobře stojí kraje Plzeňský a Vysočina, kde je počet domácností z 5.kvintilu zhruba stejný jako počet domácností z 1. kvintilu.

Naopak nejhoršího postavení si z dlouhodobého hlediska udržuje analyzovaný Ústecký kraj, kdy se z šesti sledovaných období umístil celkem čtyřikrát mezi trojici krajů s nejnižším indexem kvintilového rozdělení. Ovšem stejného výsledku dosahuje i kraj Moravskoslezský či Olomoucký. Obecně můžeme říci, že v těchto sledovaných regionech je počet domácností na spodní pětině rozdělení zhruba dvakrát větší, než počet domácností dosahujících horní pětiny příjmů. Po všech těchto výrocích je ale nutné uvést fakt, že, co se týče celorepublikového průměru, je společnost velmi rovnostářská, neboť počet domácností horního kvintilu je víceméně roven počtu domácností spodního kvintilu.

Pro úplnost je nutné dodat, že horní hranice čistého peněžitého příjmu za úhrn domácností v ČR v 1. kvintilu se pohybuje kolem 106 000 Kč za rok. V 5. kvintilu je spodní hranice dána na úrovni 201 000 Kč za rok.

**Graf č. 24: Kvintilové rozdělení příjmů v Ústeckém kraji mezi lety 2009 až 2014**



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Pro absolutní ilustraci je na grafu č. 24 uveden absolutní počet domácností v jednotlivých kvintilech za období let 2009 až 2014. Celkový počet domácností se v Ústeckém kraji

zvýšil z 332 813 na 337 461. A zatímco se počet domácností prvního kvintilu zvýšil o 11,5%, počet domácností 5. kvintilu mezi lety 2009 až 2013 klesl o 4,5% (mezi lety 2010 až 2012, tedy za pouhé dva roky, počet domácností klesl o 18%!). Ovšem v roce 2014 došlo k poměrně dramatickému nárůstu, kdy počet domácností vzrostl o téměř 17% (!) Průběh křivek druhého až čtvrtého kvintilu je velmi podobný, počet domácností se v těchto souborech pohybuje kolem 60 000.

Odhad indexu kvintilového rozdělení za rok 2015 je pomocí adaptivního prognostického modelu. Zde je tvořen tzv. Brownovým modelem exponencionálního vyrovnávání. Odhad trendu je získán ve formě lineární kombinace všech dosavadních pozorování časové řady, kdy váhy dřívějších pozorování exponenciálně klesají.

**Tabulka č. 11: Pomocné výpočty odhadu IKR v Ústeckém kraji pro rok 2015**

T	Y <sub>t</sub>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,1)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,2)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,5)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>
2009	0,62160									
2010	0,50829	<b>0,62160</b>	-0,11331	0,01284	<b>0,62160</b>	-0,11331	0,01284	<b>0,62160</b>	-0,11331	0,01284
2011	0,45508	<b>0,61027</b>	-0,15519	0,02408	<b>0,59894</b>	-0,14386	0,02070	<b>0,56496</b>	-0,10988	0,01207
2012	0,50123	<b>0,59475</b>	-0,09352	0,00875	<b>0,57017</b>	-0,06894	0,00475	<b>0,51002</b>	-0,00879	0,00008
2013	0,53233	<b>0,58540</b>	-0,05307	0,00282	<b>0,55638</b>	-0,02405	0,00058	<b>0,50563</b>	0,02670	0,00071
2014	0,67409	<b>0,58009</b>	0,09400	0,00884	<b>0,55157</b>	0,12252	0,01501	<b>0,51898</b>	0,15511	0,02406
2015		<b>0,58949</b>			<b>0,57607</b>			<b>0,59653</b>		
MSE		<b>0,00573</b>			<b>0,01078</b>			<b>0,02488</b>		

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V tabulce výše sestaven adaptivní prognostický model, který odhaduje index kvintilového rozdělení za rok 2015. Ten udává hodnotu 0,58949 při vyrovnávací konstantě  $\alpha = 0,1$ . Tato vyrovnávací konstanta nejvíce minimalizuje střední kvadratickou chybu odhadu MSE podle vztahu:

$$MSE = \sum_t \frac{(y_t - y'_t)^2}{n-k} = \sum_t \frac{e_t^2}{n-k}$$

Protože je hodnota MSE při  $\alpha = 0,1$  nejnižší, můžeme tento výsledek brát jako nejpřesnější odhad z uvedených.

Jako další je provedena prognóza ve vývoji absolutního počtu domácností Ústeckého kraje v 1. a 5. kvintilu příjmového rozdělení na celkovém rozdělení kvintilového počtu domácností České republiky. Opět je využit Brownův model.

**Tabulka č. 12: Pomocné výpočty odhadu 1.kvintilu v Ústeckém kraji pro rok 2015**

T	Y <sub>t</sub>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,1)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,5)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,8)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>
2009	86 247									
2010	93 214	86 247	6 967	48539089	86 247	6 967	48539089	86 247	6 967	48539089
2011	95 814	86 944	8 870	78676900	89 731	6 083	37002889	91 821	3 993	15944049
2012	89 624	87 831	1 793	3214849	92 772	-3 148	9909904	95 015	-5 391	29062881
2013	96 234	88010	8 224	67634176	91198	5 036	25361296	90702	5 532	30603024
2014	88 684	88 833	-149	22201	93 716	-5 032	25321024	95 128	-6 444	41525136
2015		88 819			91 200			89 973		
MSE		19 808 722			73 067 101			132 539 343		

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Opět bylo nejvhodnější zvolit výsledek při vyrovnávací konstantě  $\alpha = 0,1$ , kdy MSE poté vykazuje nejnižší. Odhad počtu domácností 1. kvintilu je za rok 2015 ve výši 88 819. Což je v absolutním počtu o 135 domácností více, než rok předtím, ale stále je méně, než mezi lety 2010 až 2013. Tedy ačkoliv roste celkový počet domácností jak v Ústeckém kraji, tak v celé České republice, počet domácností v „nejchudším“ kvintilu se výrazně nezvyšuje v porovnání s předchozími lety.

V případě vývoje počtu domácností v 5 kvintilu můžeme sledovat rostoucí trend, kdy minimum je možné sledovat v roce 2011. Pro rok 2015 je odhadnutý počet domácností Ústeckého kraje v 1. kvintilu na celkovém počtu domácností v 1. kvintilu České republiky ve výši 52 171, kdy MSE opět dosahuje nejnižší hodnoty při vyrovnávací konstantě  $\alpha = 0,1$ .

**Tabulka č. 13: Pomocné výpočty odhadu 5.kvintilu v Ústeckém kraji pro rok 2015**

T	Y <sub>t</sub>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,1)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,3)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y' <sub>t</sub> (α = 0,7)	Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y' <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>
2009	53 611									
2010	47 380	53 611	-6 231	38825361	53 611	-6 231	38825361	53 611	-6 231	38825361
2011	43 603	52 988	-9 385	88078225	51 742	-8 139	66243321	49 249	-5 646	31877316
2012	44 922	52 049	-7 127	50794129	49 300	-4 378	19166884	45 297	-375	140625
2013	51 228	51337	-109	11881	47 987	3 241	10504081	45 034	6 194	38365636
2014	59 781	51 326	8 455	71487025	48 959	10 822	117115684	49 370	10 411	108388921
2015		52 171			52 205			56 657		
MSE		24 919 662			75 556 599			152 318 501		

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Výše uvedené prognózy je ovšem třeba brát s velmi vysokou rezervou, neboť odhad budoucího vývoje na základě šesti pozorování může být velmi zavádějící.

Modifikovaný koeficient příjmové nerovnosti S80/S20 je sledován v následující analýze. Je sledován podíl příjmů domácností v pátém kvintilu ku prvnímu kvintilu, dle následujícího vzorce:

$$K_{S80/S20} = \frac{\text{příjem domácností 5.kvintilu} \cdot n_{k5}}{\text{příjem domácností 1.kvintilu} \cdot n_{k1}} \quad (3.2)$$

- kde  $n_{k5}$  a  $n_{k1}$  je počet domácností v 5. respektive 1. kvintilu

**Tabulka č. 14: Koeficient příjmové nerovnosti S80/S20 v ČR a Ústeckého kraje**

Ústecký kraj				
Rok	$\Sigma$ příjmů domácností 1.kvintilu $\cdot n_{k1}$	$\Sigma$ příjmů domácností 5.kvintilu $\cdot n_{k5}$	S80/S20	koeficient růstu
2009	8464517759	28845103743	3,407766935	
2010	9404640102	26396061320	2,806706161	0,82362034
2011	9733265190	24739688155	2,541766578	0,90560480
2012	9379151600	26263901859	2,800242813	1,10169157
2013	10208887656	30512575044	2,988824647	1,06734481
2014	9571309384	36068029416	3,768348506	1,26081284
Česká republika				
Rok	$\Sigma$ příjmů domácností 1.kvintilu $\cdot n_{k1}$	$\Sigma$ příjmů domácností 5.kvintilu $\cdot n_{k5}$	S80/S20	koeficient růstu
2009	80847936452	4,42947E+11	5,478763825	
2010	83779932912	4,6236E+11	5,518744582	1,00729740
2011	84971890685	4,74057E+11	5,578985854	1,01091576
2012	89091475200	4,97463E+11	5,583733379	1,00085097
2013	90839410948	5,09696E+11	5,610957163	1,00487555
2014	92953533946	5,19139E+11	5,584926459	0,99536074

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Jak již bylo uvedeno v teoretické části práce, koeficient příjmové nerovnosti obvykle v zemích Evropské Unie nabývá hodnot mezi 3 až 15. V případě Ústeckého kraje nabýval tento koeficient v roce 2009 hodnoty 3,4. Poté ve dvou letech k poměrně vysokému poklesu. Tedy výše bohatství drženého horním kvintilem se více blížil k výši bohatství, který je v rukou spodního kvintilu. V roce 2012 až 2014 dochází opět k růstu koeficientu, kdy v roce 2014 je tato hodnota 3,77. Tedy o více jak 10% oproti roku 2009. Co se týče celorepublikového sledování, tam je trend koeficientu pomalu rostoucí, zatímco v roce 2009 byla hodnota koeficientu ve výši 5,48, tak v roce 2013 nabývá koeficientu hodnoty 5,61. Což je růst zhruba o 2,4%. V roce 2014

Koeficient příjmové nerovnosti S80/20 v našich případech můžeme interpretovat tak, že příjmová nerovnost v Ústeckém kraji není tak vysoká, jako v průměru celé České republiky. Bohatství, které v České republice drží pětina nejbohatších je asi 5,6 krát vyšší, než to, které drží pětina nejchudších České republiky. Zatímco pětina nejbohatších v Ústeckém kraji drží „pouze“ více jak trojnásobně vyšší, než pětina nejchudších v daném regionu.

V dalším kroku je odhadnut koeficientu příjmové nerovnosti S80/S20 pro rok 2015. K odhadu je opět využit Brownův model, tedy jeden z modelů s měnlivými parametry.

**Tabulka č. 15: Pomocné výpočty odhadu koeficientu S80/S20 v Ústeckém kraji pro rok 2015**

T	Y <sub>t</sub>	Y <sub>t</sub> (α = 0,1)	Y <sub>t</sub> -Y <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y <sub>t</sub> (α = 0,4)	Y <sub>t</sub> -Y <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>	Y <sub>t</sub> (α = 0,8)	Y <sub>t</sub> -Y <sub>t</sub>	(Y <sub>t</sub> -Y <sub>t</sub> ) <sup>2</sup>
2009	3,40777									
2010	2,80671	<b>3,40777</b>	-0,60106	0,3612777	<b>3,40777</b>	-0,60106	0,3612777	<b>3,40777</b>	-0,60106	0,36127774
2011	2,54177	<b>3,34766</b>	-0,80589	0,6494642	<b>3,16735</b>	-0,62558	0,3913546	<b>2,92692</b>	-0,38515	0,14834316
2012	2,80024	<b>3,26707</b>	-0,46683	0,2179276	<b>2,91712</b>	-0,11688	0,0136603	<b>2,61880</b>	0,18144	0,03292149
2013	2,98882	<b>3,22038</b>	-0,23156	0,0536179	<b>2,87034</b>	0,11848	0,0140386	<b>2,76395</b>	0,22487	0,05056861
2014	3,76835	<b>3,27518</b>	0,49317	0,2432152	<b>2,91775</b>	0,85060	0,7235178	<b>2,94385</b>	0,82450	0,67979779
2015		<b>3,3245</b>			<b>3,25799</b>			<b>3,60345</b>		
MSE		<b>0,15255</b>			<b>0,60154</b>			<b>1,01833</b>		

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Koeficient příjmové nerovnosti pro rok 2015 nabývá hodnoty 3,32. Tedy je možné očekávat, že dojde k růstu tohoto koeficientu, kdy od roku 2011 sledujeme kladný přírůstek koeficientu. Opět, jako v předchozích odhadech volíme vyrovnávací konstantu  $\alpha = 1$ , při níž je střední kvadratická chyba odhadu minimální. Je tak jasné, že ke změně trendu dochází velmi pomalu.



**Tabulka č. 16: Podíl domácností krajů ČR na celkovém relativním počtu domácností v 1. a 5. kvintilu ČR**

Rok	2009		2010		2011		2012		2013		2014	
	1.kvintil	5.kvintil	1.kvintil	5.kvintil	1.kvintil	5.kvintil	1.kvintil	5.kvintil	1.kvintil	5.kvintil	1.kvintil	5.kvintil
Česká republika	20%	20%	20%	20%	20%	20%	20%	20%	20%	20%	20%	20%
Hl. m. Praha	8,4%	40,9%	7,1%	41,0%	8,9%	38,9%	11,1%	37,9%	9,6%	37,3%	9,3%	37,4%
Středočeský	17,2%	24,3%	16,6%	24,6%	13,4%	26,2%	16,1%	24,9%	15,7%	25,3%	16,8%	24,8%
Jihočeský	18,4%	17,3%	19,5%	17,1%	21,6%	17,6%	21,1%	14,8%	21,5%	16,2%	21,7%	14,1%
Plzeňský	16,6%	18,4%	15,2%	18,5%	18,6%	19,4%	14,9%	18,1%	17,6%	19,2%	16,7%	19,6%
Karlovarský	23,0%	16,5%	22,1%	14,8%	17,8%	17,8%	20,1%	20,4%	20,8%	17,5%	18,6%	12,0%
Ústecký	25,9%	16,1%	28,1%	14,3%	28,9%	13,2%	26,7%	13,4%	28,6%	15,2%	26,3%	17,7%
Liberecký	20,7%	13,3%	22,3%	13,3%	22,5%	14,0%	19,0%	17,0%	19,3%	14,3%	17,6%	16,6%
Královéhradecký	20,9%	15,0%	18,0%	16,5%	17,9%	18,6%	18,9%	18,5%	19,3%	18,6%	19,7%	18,0%
Pardubický	23,5%	12,7%	23,8%	15,3%	24,9%	20,6%	25,3%	14,2%	26,9%	12,2%	22,3%	14,8%
Vysočina	20,4%	16,1%	20,0%	17,0%	15,4%	19,6%	15,3%	19,3%	19,3%	19,7%	21,9%	16,7%
Jihomoravský	21,3%	16,2%	22,8%	18,5%	21,8%	18,0%	20,5%	18,1%	18,5%	17,9%	18,4%	18,9%
Olomoucký	26,2%	14,6%	25,8%	13,9%	26,0%	11,9%	24,3%	13,8%	24,6%	15,4%	24,8%	14,5%
Zlínský	21,3%	17,2%	24,0%	14,7%	26,0%	13,0%	24,6%	15,6%	23,2%	12,6%	26,0%	13,6%
Moravskoslezský	26,4%	14,4%	26,0%	12,9%	26,0%	13,1%	27,2%	13,6%	26,3%	14,4%	28,1%	14,1%

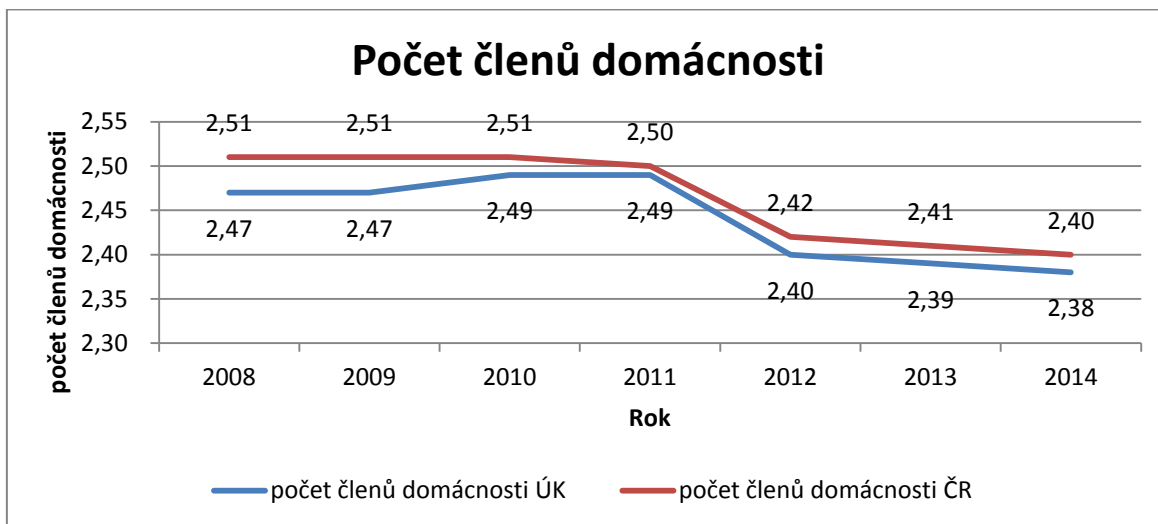
Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V tabulce č. 16 je uveden podíl domácností jednotlivých krajů, kde je část domácností součástí prvního kvintilu celé ČR, a další část domácností, které jsou součástí celkového počtu 5. kvintilu ČR. Relativní počet těchto domácností v jednotlivých krajích rozdělených ve kvintilech udává hodnotu 100%. Absolutní počet domácností všech krajů v jednotlivých kvintilech podle ročního průměrného peněžního příjmu na osobu je poté vždy pětina z celkového počtu domácností v České republice.

Z tabulky je vždy vybraná trojice nejmenšího počtu domácností jednotlivých krajů v 1. kvintilu na celkovém počtu České republiky. Ta je značena zelenou barvou. Červenou barvou je poté označena trojice krajů, které mají nejvyšší podíl svých domácností v 1. kvintilu na celkovém počtu domácností prvního kvintilu v České republice. Naopak ve sloupci 5. kvintilu je poté červeně uveden počet domácností jednotlivých krajů dosahujících nejnižších hodnot. Zeleně je poté uvedena trojice krajů dosahujících nejvyššího podílu domácností v 5. kvintilu na celkovém počtu pátého kvintilu za celou Českou republiku. Z uvedených čísel je patrné, že nejlepších výsledků dlouhodobě dosahuje hlavní město Praha spolu se Středočeským a Plzeňským kraje. Naopak nejhorších výsledků dosahuje Moravskoslezský a Ústecký kraj.

Počet členů v domácnostech Ústeckého kraje klesl mezi lety 2008 až 2013 z 822 591 na 804 851. Počet členů v domácnostech 1. kvintilu narostl o 21%, počet členů domácnosti 5 kvintilu klesl o 16%.

**Graf č. 25: Průměrný počet členů domácnosti v ČR a Ústeckém kraji mezi lety 2008 až 2014**

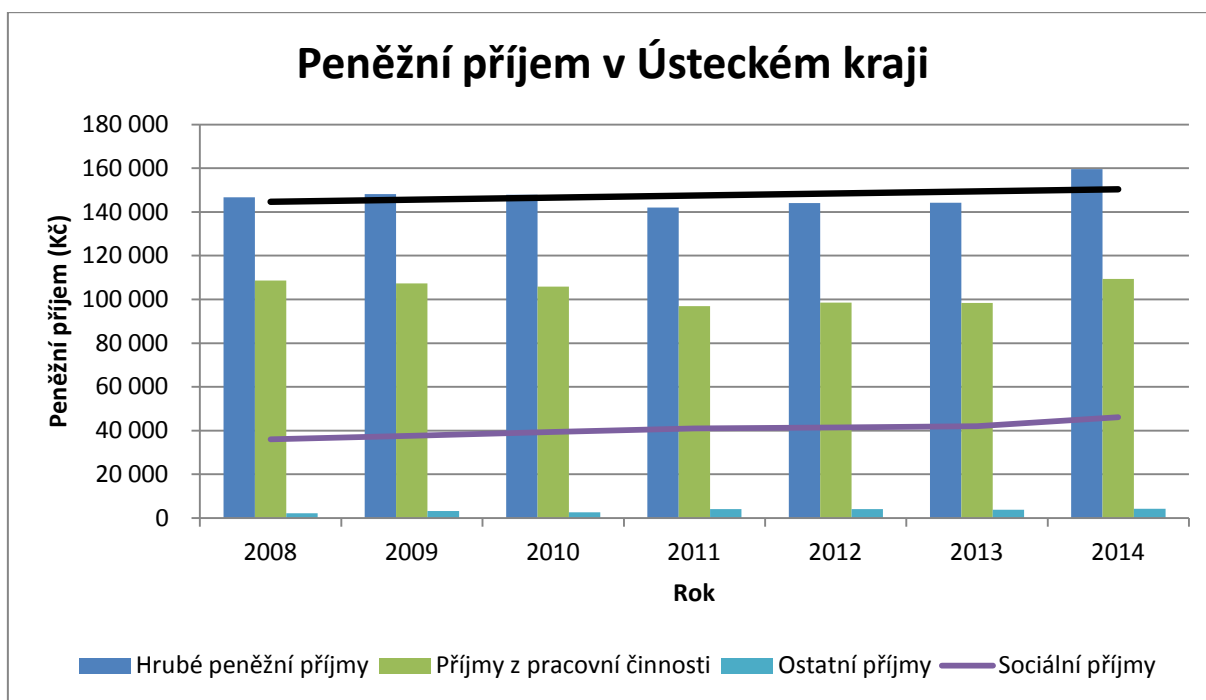


Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Co se týče počtu osob v jednotlivých domácnostech, je možné konstatovat, že průměrný počet za jednotlivá období postupně klesá. Počet členů domácnosti je v Ústeckém kraji v průměru nižší, než je celorepublikový průměr. Jak je uvedeno v grafu, v roce 2008 byl průměrný počet osob v domácnosti v Ústeckém kraji 2,47. V roce 2014 byl tento počet ve výši 2,38. Z těchto výsledků je možné usoudit, že roste počet jednočlenných domácností.

### 3.7 Analýza životních podmínek domácností

Graf č. 26: Peněžní příjem v Ústeckém kraji mezi lety 2008 až 2014



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Co se týče peněžních příjmů na 1 člena domácnosti, je tento počet lineárně stoupající. Zatímco v roce 2008 byl nominální peněžní příjem 146 723 Kč na osobu, v roce 2013 příjem činil pouhých 144 261 Kč na osobu. Nominálně tedy pokles činil 2,6%, pochopitelně díky inflaci je reálná hodnota poklesu vyšší. Nicméně v roce 2014 došlo k výraznému nárůstu hrubého peněžního příjmu, a to na 159 636 Kč, tedy nárůst o více jak 10%. Také příjmy ze závislé pracovní činnosti se snížili, o 8,3% ze 108 608 Kč na 98 402 Kč od roku 2008 do roku 2013. Ovšem v roce 2014 je již příjem z pracovní činnosti ve výši 109 325, tedy nad hodnotou z roku 2008. Státem vyplácené sociální příjmy se na druhou stranu pochopitelně zvyšují, díky poklesu příjmů z ostatních závislých činností, a to o 28%, ze 35 956 Kč na 46 101 Kč na osobu.

**Tabulka č. 17: Relativní počet domácností Ústeckého kraje pobírající n-násobek životního minima mezi lety 2008 až 2014**

Počet domácností k ŽM (v %)	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
pod ŽM	6,0	5,2	6,6	6,2	7,7	7,1	7,8
1,0 až 1,5 ŽM	6,8	3,8	4,4	8,5	5,2	6,2	5,7
1,5 až 2,0 ŽM	12,1	9,7	10,4	8,9	9,7	12,0	9,9
2,0 až 2,5 ŽM	16,9	13,9	12,2	12,1	14,2	16,4	11,9
2,5 až 3,0 ŽM	17,3	17,3	17,3	15,1	14,4	15,9	14,5
3,0 až 3,5 ŽM	10,6	14,2	13,1	13,2	12,7	14,5	16,5
3,5 až 4,0 ŽM	8,8	10,5	10,3	10,3	10,5	9,0	10,1
4,0 až 5,0 ŽM	9,1	11,7	13,0	14,1	14,2	8,9	10,4
5,0 a více ŽM	12,3	13,8	12,9	11,8	11,4	10,0	13,1
Průměrné měsíční ŽM (Kč)	6 388	6 397	6 441	6 454	6 240	6 782	6 730,0

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V tabulce č. 17 je znázorněn procentuální počet domácností Ústeckého kraje, která vyjadřuje vztah příjmu domácností k životnímu minimu. Za sledovaná období let 2008 až 2014 je vidět rostoucí počet domácností, která je nachází pod životním minimem a dále domácností, nacházejících se na 1 až 2,5 násobku životního minima. Naopak počet domácností nacházejících se v příjmech na 2,5 až 5 a více násobku životního minima postupem času ztrácely. Výjimkou jsou domácnosti s příjmem 3 až 3,5 násobkem životního minima, kdy sice od roku 2008 počet těchto domácností klesal, nicméně v roce 2012 je počet těchto domácností vyšší, než v počátečním roce 2008. Rok 2014 je rokem ekonomického růstu, proto se také obrací trend počtu domácností, kdy počet domácností do 2,5 násobku ŽM postupně klesá, naopak roste počet domácností dosahujících na několikanásobek ŽM. Průměrné měsíční životní minimum od roku 2008 do roku 2014 vzrostlo nominálně z 6 388 Kč na 6 730 Kč, tedy o 6% na domácnost.

**Tabulka č. 18: Relativní počet domácností Ústeckého kraje pobírající podíl z mediánového příjmu ČR mezi lety 2008 až 2014**

Počet domácností k mediánu (v %)	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
z toho do 40 % M	5,6	5,5	6,1	6,9	5,2	6,2	6,6
z toho 40–50 % M	2,9	2,7	3,2	3,9	6,9	3,6	3,9
z toho 50–60 % M	5,4	4,6	6,6	5,4	6,2	5,4	3,6
z toho 60–70 % M	7,4	7,1	8,7	8,4	4,4	9,2	8,0
z toho 70–80 % M	9,3	9,8	8,2	7,9	9,9	9,4	9,5
z toho 80 % a více M	69,3	70,4	67,2	67,5	67,4	66,2	68,4

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

V tabulce č. 18 je znázorněn ukazatel domácnosti podle vztahu k mediánu průměrného příjmu na osobu v České republice. Výsledek šetření je zaměřen na Ústecký kraj. Počet domácností ve vztahu k mediánu se tedy od roku 2008 do roku 2014 v rozmezí příjmu do 40% mediánu až příjmu 70% mediánu zvyšuje zhruba o 1 p.b. V rozmezí 70 až 80% mediánového příjmu se počet domácností zvýšil o 0,2 p.b. a počet domácností, které pobíraly více jak 80% mediánového příjmu za průměr celé České republiky, se snížil o 0,9 p.b., což v absolutních hodnotě činí pokles zhruba o 6 000 domácností.

**Tabulka č. 19: Relativní počet domácností Ústeckého kraje se subjektivním názorem výšky svého příjmu mezi lety 2008 až 2014**

Názor domácností, jak vychází s příjmem (v%)	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
s velkými obtížemi	12,2	10,2	13,5	11,6	14,3	11,6	13,1
s obtížemi	18,1	18,3	16,5	20,1	18,8	24,2	23,4
s menšími obtížemi	35,9	35,0	34,1	32,9	31,4	35,0	34,0
docela snadno	23,7	24,3	25,3	23,1	22,1	19,8	19,8
snadno a velmi snadno	9,9	12,3	10,6	12,4	13,4	9,4	9,7

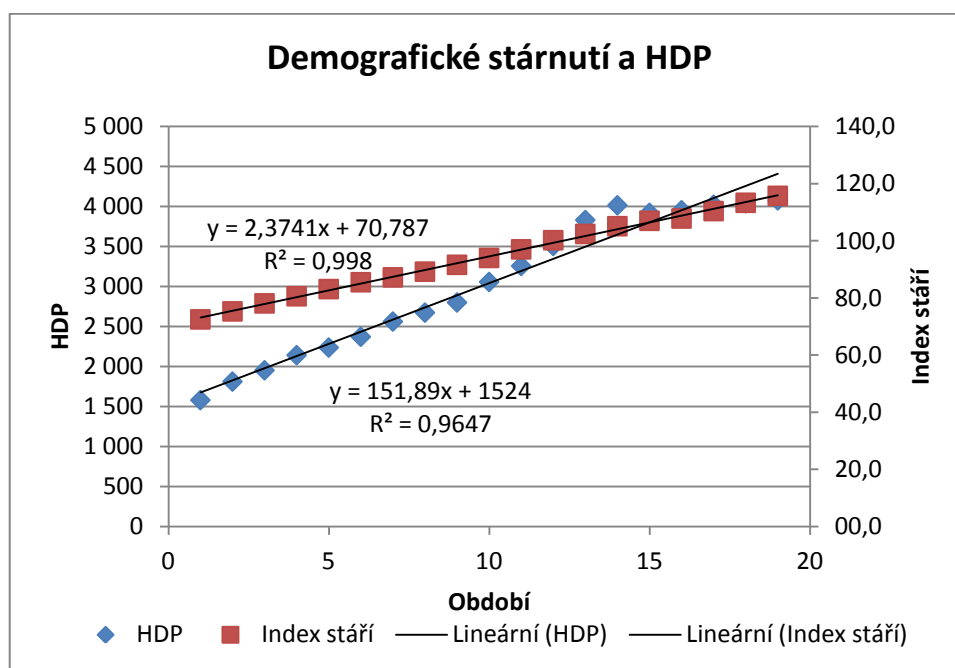
*Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba*

Jako poslední tabulka z analýzy životních podmínek domácností v Ústeckém kraji je uveden subjektivní názor domácností, jak dochází vyjít s ekonomickým příjmem, který měsíčně obdrží v podobě platu či sociálních přídatků. S velkými obtížemi se rok od roku potýkala stále více domácností, nejvíce však v roce 2012, kdy počet domácností dosáhl 14,3%. Počet domácností s odpovědí „s obtížemi“ vzrostl o 5,3 p.b v roce 2014 oproti roku 2008. S menšími obtížemi je relativní počet domácností víceméně stejný, obsahuje také největší soubor domácností. Klesající trend, což není pozitivní zpráva, udávají pouze domácnosti, které se ke své hospodářské situaci staví kladně.

### 3.8 Analýza demografického stárnutí, HDP a příjmové nerovnosti

V poslední části je zaměřena pozornost na analýzu mezi věkovou strukturou obyvatelstva a výši hrubého domácího produktu, který poté implikuje dopad na příjmovou nerovnost, jak popisuje Faik (2012). Zde se zabýváme pouze daty za celou Českou republiku, neboť dostupnost dat za Ústecký kraj pro požadovanou analýzu není dostupná. Můžeme tedy předpokládat závislost mezi růstem HDP a stárnutím obyvatelstva v ČR. Tím, že dochází k ekonomickému růstu, dochází k růstu zdravotní péče, případně dalších výdajů na sociální služby, sociální pracovníky, valorizaci důchodů apod. Z toho důvodů dochází k růstu počtu obyvatel tzv. 3. generace.

Graf č. 27: Vztah mezi demografickým stárnutím a HDP v ČR mezi lety 1995 až 2014



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Na grafu č. 27 je znázorněn průběh funkcí, které zaznamenávají růst indexu stáří a růst hrubého domácího produktu mezi lety 1995 až 2014. Z pozorovaných dat uvedených v tabulce č. 20 byla sestavena rovnice regrese jak pro obě sledované veličiny. V případě indexu stáří je rovnice ve tvaru

$y'_t = 70,787 + 2,3741 \cdot t$ . Index determinace je ve výši 0,998. Model je tedy extrémně predikovatelný. Rovnice regrese pro produkt je ve tvaru  $y'_t = 1524 + 151,89 \cdot t$ . I zde je index determinace velmi spolehlivý, hodnota je 0,9647. V tabulce č. 20 jsou dále znázorněny vyrovnané hodnoty a reziduální složky.

**Tabulka č. 20: Vyrovnané hodnoty a reziduální složky HDP a Indexu stáří ČR mezi lety 1995 až 2014**

Rok	HDP				Index stáří			
	t	Yt	Yt'	Et	t	Yt	Yt'	et
1995	1	1 580	1675,89	-96	1	72,5	73,1611	-0,661
1996	2	1 812	1827,78	-16	2	75,3	75,5352	-0,235
1997	3	1 953	1979,67	-27	3	78,1	77,9093	0,191
1998	4	2 142	2131,56	10	4	80,6	80,2834	0,317
1999	5	2 237	2283,45	-46	5	83,1	82,6575	0,442
2000	6	2 372	2435,34	-63	6	85,5	85,0316	0,468
2001	7	2 562	2587,23	-25	7	87,2	87,4057	-0,206
2002	8	2 674	2739,12	-65	8	89,2	89,7798	-0,580
2003	9	2 801	2891,01	-90	9	91,6	92,1539	-0,554
2004	10	3 057	3042,9	14	10	94,0	94,528	-0,528
2005	11	3 257	3194,79	62	11	97,0	96,9021	0,098
2006	12	3 507	3346,68	160	12	100,2	99,2762	0,924
2007	13	3 831	3498,57	332	13	102,4	101,6503	0,750
2008	14	4 015	3650,46	365	14	105,1	104,0244	1,076
2009	15	3 921	3802,35	119	15	107,0	106,3985	0,601
2010	16	3 953	3954,24	-1	16	107,8	108,7726	-0,973
2011	17	4 022	4106,13	-84	17	110,4	111,1467	-0,747
2012	18	4 041	4258,02	-217	18	113,3	113,5208	-0,221
2013	19	4 077	4409,91	-333	19	115,7	115,8949	-0,168
2014	20	4 260	4561,8	-302	20	117,4	118,269	-0,820

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

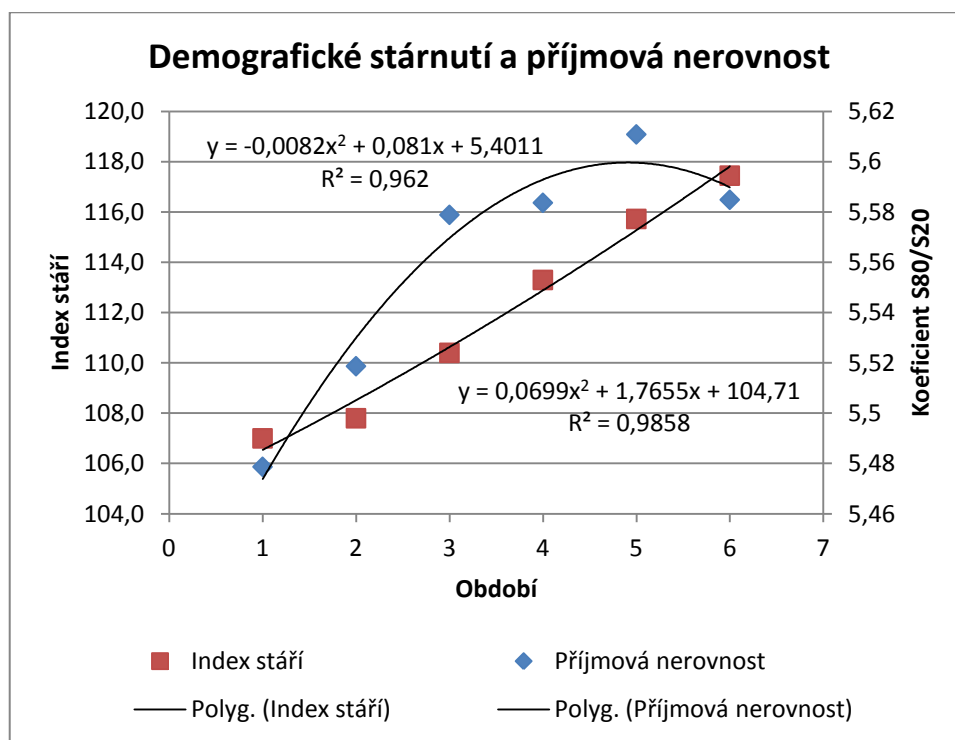
Korelační koeficient reziduálních složek sledovaných časových řad vykazuje hodnotu 0,6788, což značí středně silnou závislost. Hodnota spadá nad kritickou hodnotu korelačního koeficientu pro  $\alpha = 0,05$ . S 95-ti% pravděpodobností je tedy možné konstatovat, že růst hrubého domácího produktu může mít částečný vliv na růst indexu stáří v populaci.

Na grafu č. 28 je sledován průběh funkcí indexu stáří a příjmové nerovnosti, kterou zastupuje koeficient S80/S20. Z důvodu nedostatku dat, je možné sledovat vztah bohužel pouze za 6-ti leté období od roku 2009 až 2014. Jako funkce, která odhaduje trend časové řady, byla zvolena funkce polynomická, jejíž index determinace v obou případech

dosahoval nejvyšších hodnot. Regresní rovnice koeficientu nerovnosti má tvar  $y'_t = -0,0083 \cdot t^2 + 0,081 \cdot t + 5,4011$  s indexem determinace o hodnotě 0,962.

Rovnice indexu stáří má tvar  $y'_t = 0,0699 \cdot t^2 + 1,765 \cdot t + 104,71$ . Index determinace vykazuje hodnotu 0,9858. Sledované a vyrovnané hodnoty, jakož i reziduální složky jsou uvedeny v tabulce č. 21. Jak již průběh křivek napovídá, závislost mezi těmito veličinami nebude vysoká. Korelační koeficient reziduálních složek odpovídá hodnotě  $-0,22454$ , což značí negativní závislost, navíc velmi slabou. To by znamenalo, že s rostoucím počtem starších osob v populaci dochází k poklesu příjmové nerovnosti. Ovšem díky nízké hodnotě koeficientu a nízkému počtu dat toto tvrzení nemůžeme s vysokou pravděpodobností potvrdit.

**Graf č. 28: Vztah mezi stárnutím a příjmovou nerovností v ČR mezi lety 2009 až 2014**

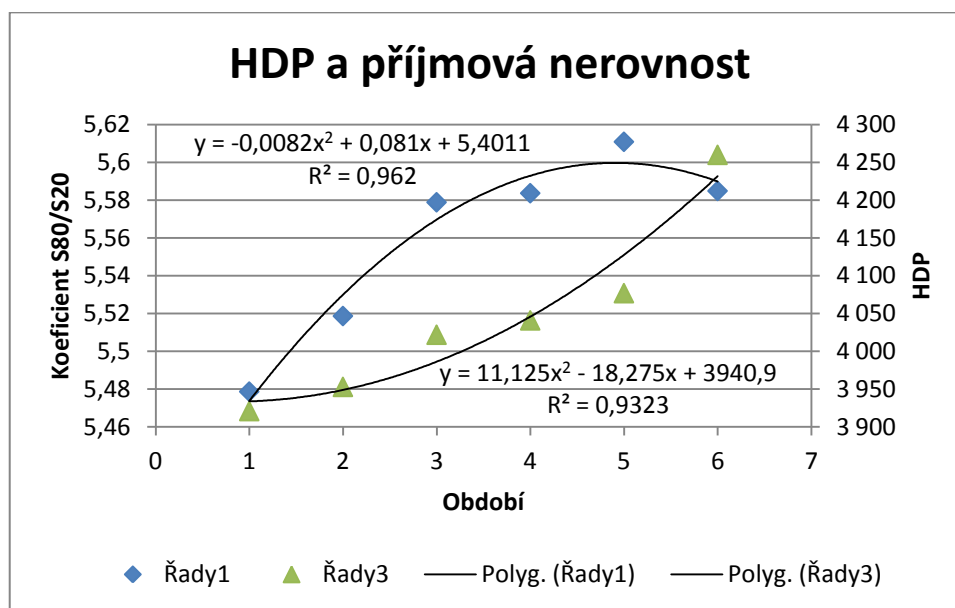


Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Na grafu č. 29 je konečně sledována závislost mezi hrubým domácím produktem a příjmovou nerovností. Opět je z nedostatku dat sledováno pouze 6 období za roky 2009 až 2014. Regresní funkce je zde opět polynomiická, neboť index determinace zde byl nejsilnější.



Graf č. 29: Vztah mezi HDP a příjmovou nerovností v ČR mezi lety 2009 až 2014



Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Regresní funkce pro Hrubý domácí produkt je zde, jako pro příjmovou nerovnost, také polynomičká, neboť index determinace zde byl nejsilnější.

Rovnice má tvar  $y'_t = 11,125 \cdot t^2 - 18,275 \cdot t + 3940,9$ . Index determinace poté vykazuje hodnotu 0,9323. Korelační koeficient reziduálních složek produktu a koeficientu nerovnosti má hodnotu 0,36343, takže ani zde nespadá nad kritický obor korelačního koeficientu, tudíž nemůžeme tvrdit, že existuje nějaká závislost mezi změnou produktu a příjmovou nerovností.

**Tabulka č. 21: Vyrovnané hodnoty a reziduální složky Koeficientu S80/S20, IS a HDP v ČR mezi lety 2009 až 2014**

Česká republika										
Příjmová nerovnost										
Rok	t	Yt	t̂		x <sup>2</sup>		x		Yt'	et
2009	1	5,4787	1	0,0083	0,0083	0,081	0,081	5,4011	5,4738	<b>0,0049</b>
2010	2	5,5187	4	0,0083	0,0332	0,081	0,162	5,4011	5,5299	<b>-0,0112</b>
2011	3	5,5789	9	0,0083	0,0747	0,081	0,243	5,4011	5,5694	<b>0,0095</b>
2012	4	5,5837	16	0,0083	0,1328	0,081	0,324	5,4011	5,5923	<b>-0,0086</b>
2013	5	5,6109	25	0,0083	0,2075	0,081	0,405	5,4011	5,5986	<b>0,0123</b>
2014	6	5,5849	36	0,0083	0,2988	0,081	0,486	5,4011	5,5073	<b>0,0776</b>
Index stáří										
Rok	t	Yt	t̂		x <sup>2</sup>		x		Yt'	et
2009	1	107,0	1	0,0699	0,0699	1,7655	1,7655	104,71	106,5454	<b>0,4546</b>
2010	2	107,8	4	0,0699	0,2796	1,7655	3,531	104,71	108,5206	<b>-0,7206</b>
2011	3	110,4	9	0,0699	0,6291	1,7655	5,2965	104,71	110,6356	<b>-0,2356</b>
2012	4	113,3	16	0,0699	1,1184	1,7655	7,062	104,71	112,8904	<b>0,4096</b>
2013	5	115,7	25	0,0699	1,7475	1,7655	8,8275	104,71	115,285	<b>0,4422</b>
2014	6	117,4	36	0,0699	2,5164	1,7655	10,593	104,71	117,8194	<b>-0,3707</b>
HDP										
Rok	t	Yt	t̂		x <sup>2</sup>		x		Yt'	et
2009	1	3 921	1	11,125	11,1250	18,275	18,275	3940,9	3933,75	<b>-12,75</b>
2010	2	3 953	4	11,125	44,5000	18,275	36,550	3940,9	3948,85	<b>4,15</b>
2011	3	4 022	9	11,125	100,1250	18,275	54,825	3940,9	3986,20	<b>35,80</b>
2012	4	4 041	16	11,125	178,0000	18,275	73,100	3940,9	4045,80	<b>-4,80</b>
2013	5	4 077	25	11,125	278,1250	18,275	91,375	3940,9	4127,65	<b>-50,65</b>
2014	6	4 260	36	11,125	400,5000	18,275	109,650	3940,9	4231,75	<b>28,25</b>

Zdroj: ČSÚ, vlastní tvorba

Z uvedených analýz je možné konstatovat, že existuje závislost mezi růstem hrubého domácího produktu a demografickým stárnutím. Není ovšem možné konstatovat, že růst domácího produktu koreluje s poklesem koeficientu nerovnosti. I když pochopitelně má ekonomický růst dopad na růst bohatství ve společnosti, není možné jednoznačně určit, zda dochází k většímu růstu bohatství u skupin vysokopříjmových, než u skupin nízkopříjmových. V případě vztahu mezi stárnutím populace a růstem příjmové nerovnosti také není možné určit přímý vztah mezi těmito veličinami. Ovšem vzhledem ke krátké řadě pozorovaných proměnných není možné do budoucna vyloučit, že se závislost mezi těmito veličinami ověří.

## Závěr

Cílem předložené diplomové práce bylo analyzovat vybrané demografické ukazatele a ukazatele příjmové nerovnosti v Ústeckém kraji. Ty byly poté komparovány s výsledky ostatních krajů České republiky a zejména České republiky samotné. Vzhledem k nedostupnosti dat za stejná období u obou sledovaných statistických kapitol, jsou časové řady u analýzy demografického vývoje diferenciovány. Nejnovější data byla získána k roku 2014, nejstarší data pak byla dostupná za rok 1991 resp. 2000. U sňatečnosti a rozvodovosti byla sledována řada mezi lety 2006 až 2012. V případě analýzy příjmové nerovnosti pak byla dat dostupná za období let 2009 až 2014.

V teoretické části práce jsou představeny základní pojmy užívané v samotné analýze, jak demografické, tak také ty zabývající se příjmovou nerovností. Jsou dále nabídnuty základní teorie, které se zabývají propojením změnou v demografické struktuře společnosti se změnou v příjmové nerovnosti. V tomto směru je představen kauzální vztah mezi stárnutím obyvatelstva a nerovností v příjmech.

V analýze obyvatelstva je Ústecký kraj celorepublikově na 5. místě v absolutním počtu narozených dětí se zhruba 8,5% podílem. V případě narozených dětí na 1000 obyvatel zaujímá Ústecký kraj až 9. místo. Nejvyšší porodnosti jak Ústecký kraj, tak Česká republika dosáhl v roce 2008 s počtem 12 živě narozených na 1000 obyvatel, což bylo více, než celorepublikový průměr. Více dětí se narodilo pouze v kraji Středočeském. Rok 2008 byl vůbec s demografického hlediska výjimečným rokem, neboť v tomto roce došlo u různých demografických ukazatelů k absolutním nejvyšším hodnotám. Je možné jistě spekulovat, že je to díky dlouhodobému hospodářskému růstu, který právě po tomto roce skončil. V obcích s rozšířenou působností v Ústeckém kraji je počet obyvatel víceméně konstantní. Úbytek obyvatel můžeme spíše pozorovat v oblastech se zvýšeným těžkým a těžebním průmyslem, naopak přírůstek je sledován spíše v obcích blíže k bohatému Středočeskému kraji. V případě věkové pyramidy je na tom Ústecký kraj stejně jako zbytek České republiky a Západní Evropy. Má tedy regresivní tvar. To je samozřejmě způsobeno stárnutím obyvatelstva ve společnosti, kde sledovaný ukazatel index stáří má rostoucí trend ve všech krajích ČR kromě Prahy, kde tento index klesá. To značí, že počet populace 1. generace roste rychleji než počet populace 3. generace. Z odhadu na rok 2016 bude mít Ústecký kraj vyšší indexu stáří 116,6. Na této hodnotě byla ČR v roce 2014. Co se týče průměrného věku populace, tam Ústecký kraj dosahoval vůbec nejnižších hodnot. To je samozřejmě dáno tím, že je zde vysoký podíl dětské populace zejména ze sociálně

slabších rodin. Z uvedené analýzy se dá očekávat, že Ústecký kraj bude mít stejně starou populaci jako průměr za ČR v roce 2024.

V případě analýzy rozvodovosti a sňatečnosti můžeme konstatovat, že počet uzavřených sňatků má dlouhodobě spíše klesající trend, ovšem to pouze za sledované období 2006 až 2012. Nejvyššího počtu uzavřených sňatků je možné sledovat v roce 2007, kdy dosahoval jak nejvyšších absolutních hodnot, tak i hodnot přepočítaných na 1000 obyvatel, u všech krajů. Je možné spekulovat, že za tím stojí dlouhé období hospodářského růstu a s tím i ctění dobrých rodinných hodnot. Ačkoliv již v roce 2009 během hospodářské deprese došlo k nárůstu rozvodů v některých krajích, jako Středočeský či Jihomoravský, Ústecký kraj má hrubou míru rozvodovosti klesající, stejně jako průměr ČR. Klesající trend míry rozvodovosti je možné částečně připsat klesajícímu počtu uzavřených sňatků.

Co se týče přírůstku obyvatel v Ústeckém kraji a ČR, jsou opět nejsilnějšími roky 2007 a 2008. Ovšem majoritní podíl na kladném přírůstku má přírůstek stěhováním obyvatelstva. Přirozený přírůstek obyvatel dosahuje v dlouhém období spíše záporných hodnot. Nejvyšší hodnoty dosáhnul v roce 2008 v počtu 1 222. Příčina může být díky vysokému HDP a jeho předchozího dlouholetého růstu. Přírůstek stěhováním v Ústeckém kraji dosahuje kladných hodnot z roku 1994 až v roce 2008, kdy došlo ke kladnému přírůstku migrujících osob v počtu zhruba 7000 lidí. Po roce 2008 dosahuje migrační saldo záporných hodnot. Jednou z příčin může být odliv ekonomicky aktivních osob za prací do krajů s nižší nezaměstnaností, než má Ústecký kraj.

Pro analýzu příjmové nerovnosti bylo sledováno období ekonomické deprese. V období mezi lety 2009 až 2014 byl Ústecký kraj celkem 4krát mezi třemi nejhoršími kraji, kde byl podíl domácností prvního kvintilu příjmového rozdělení násobně vyšší než podíl domácností pátého kvintilu. Společně s Olomouckým a Moravskoslezským krajem jsou tak nejméně bohatými kraji v porovnání s ostatními kraji v ČR. V porovnání s ekonomicky silným Středočeským krajem měl Ústecký kraj zhruba 2krát více domácností v 1. kvintilu než v 5. kvintilu, zatímco Středočeský kraj měl 2krát více domácností v 5. než v 1. kvintilu. I koeficient příjmové nerovnosti v Ústeckém kraji byl nejnižší v roce 2011, nicméně dnes je již rostoucí, stejně jako koeficient příjmové nerovnosti pro ČR, který je také rostoucí. V roce 2014 horní pětina domácností ČR držela více jak pětinasobek bohatství, co spodní pětina domácností. V Ústeckém kraji to byl „pouze“ necelý čtyřnásobek, což lze pokládat za poměrně nízkou příjmovou nerovnost v populaci. Dále bylo odhadnuto, že počet domácností 1. kvintilu by měl stagnovat a počet

domácností 5. kvintilu by měl mírně růst. Díky ekonomické depresi obecně dochází k růstu nezaměstnanosti, která má negativní dopad na hospodaření domácností. V důsledku toho se mnoho domácností v Ústeckém kraji dostalo do špatné ekonomické situace.

Pokud se jedná o ukazatele životních podmínek domácností, ty byly sledovány mezi lety 2008 až 2014. Od roku 2008 do roku 2013 byly reálné příjmy domácností spíše stagnující až klesající. Rostl relativní počet domácností, které žily pod životním minimem či pobíraly několikanásobek životního minima. Od roku 2014, kdy dochází ke konstantnímu růstu HDP, se počet domácností, pobírajících více jak 3násobek životního minima, zvětšuje. Zároveň je nutné dodat, že zhruba třetina domácností v Ústeckém kraji nedosáhne na 80% mediánového příjmu České republiky. Rovněž dochází k nárůstu domácností, které pociťují, že je potíží vystačit se svým ekonomickým příjmem. Těchto domácností je v Ústeckém kraji více jak 70%.

Na závěr byl sledován vztah mezi stárnutím obyvatelstva a příjmové nerovnosti prostřednictvím ekonomického agregátu HDP. V našem případě byla sledována pozitivní závislost mezi růstem HDP a stárnutím obyvatelstva, kdy díky ekonomickému růstu může docházet ke zlepšení zdravotní péče, změně životního stylu, či zvýšení sociálních dávek, důchodů a tím pádem vyššího věku dožití postproduktivní populace. V případě vztahu mezi změnou HDP a příjmovou nerovností byla sledována závislost, ale pravděpodobně z důvodu omezeného počtu dat je závislost velmi slabá. Z empirických výsledků víme, že ve Velké Británii byla sledována negativní závislost mezi růstem HDP a příjmovou nerovností. Naopak v Latinské americe byla sledována pozitivní závislost mezi HDP a nerovností v příjmech. Z tohoto důvodu je dopad ekonomického růstu na příjmovou nerovnost dost nejednoznačný a zřejmě záleží, jestli se jedná o rozvinutou či rozvíjející se ekonomiku. I v případě přímého vztahu mezi stárnutím populace a změnou příjmové nerovnosti není, z důvodů absence dostatečného množství dat, možné sestavit vhodný model závislosti. V našem případě je závislost mezi těmito veličinami negativní, ovšem velmi slabá. Například ve Velké Británii za období 20ti let byl sledován pokles mortality a fertility, a tedy stárnutí populace a bylo verifikováno, že díky tomu došlo ke zvýšení příjmů starších osob nad mladšími. Zvýšila se tak mezigenerační a intragenerační nerovnosti v příjmech.

Z výše uvedených závěrů je možné konstatovat, že Ústecký kraj má z demografického pohledu jednu z nejmladších populací a tím jistý ekonomický potenciál, přesto se ale jedná o jeden z krajů s nejtěživější sociální situací a s ní spojenou příjmovou

nerovností. Ta opět implikuje další negativní jevy ve společnosti, jako je například vyšší kriminalita apod. Tato situace je zejména důsledkem strukturálních změn v ekonomice kraje za posledních 25 let a s ní spojenou vyšší dlouhodobou nezaměstnaností. Dalším důvodem je dnes již spíše historická migrace po 2. světové válce, kdy došlo ke zvýšení počtu sociálně slabších rodin v kraji. Z těchto důvodů dochází k migraci z Ústeckého kraje do bohatších oblastí ČR, jako je kraj Středočeský. Ročně se jedná o zhruba 500 obyvatel Ústeckého kraje.

Co se týče doporučení hospodářské politiky v kraji, jak už z pohledu vládní či krajské samosprávy, tak jednoznačným cílem je snížení nezaměstnanosti. Ten povede ke snížení příjmové nerovnosti, respektive zvýšení relativního blahobytu populace v Ústeckém kraji. Tím se společnost stane spokojenější, a dojde k poklesu sociálního napětí v kraji. Nástroj, kterým je možné dosáhnout cíle, je zejména zvýšení investic na podporu zaměstnanosti pomocí operačních programů ministerstev. Dále by to měla být intenzivnější dotační politika pro podporu dlouhodobě nezaměstnaných. Jednodušší daňová správa, nižší státní zásahy do fungování firem a podpora tržního prostředí a zároveň snížení administrativních nákladů. To může implikovat vstup zahraničních firem, zejména německých, do Ústeckého kraje, neboť i geografická poloha vůči Německu, jakožto největšímu exportnímu trhu, je význačná. Jisté zlepšení může dojít i díky členství v Evropské unii, kdy jsou odstraněny bariery zaměstnávání českých pracovníků v německých firmách za hraniční linií. Díky tomu dochází k „win-win“ situaci, kdy firma minimalizuje mzdové náklady, a český zaměstnanec pobírá v komparaci s ČR nadprůměrnou mzdu.

## **Seznam použité literatury:**

BALAC, Z.: Monetary Inflation's Effect on Wealth Inequality: An Austrian Analysis. Quarterly Journal of Austrian Economics, (2008), 11, p. 1-17.

BERG, A. G., OSTRY J. D.: Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin? IMF Staff Discussion Note, April 8, 2011, Washington (D. C.)

BELDÍKOVÁ, M.: Redistribuce příjmů a měření příjmové nerovnosti v ČR, Praha, 2010, 76 s. diplomová práce, FFÚ VŠE v Praze, vedoucí práce: Stanislav Klazar

BLOOM D., CANNING D., MANSFIELD, R., MOORE, M.: "Demographic Change, Social Security Systems, and Savings," 2006, PGDA Working Papers 1906, Program on the Global Demography of Aging.

BULLARD, B., CARRIGA C., WALLER CH.: Federal Reserve Bank of St. Louis Review, November/December 2012, 94(6), pp. 419-3

FAIK, J.: Impact of an Ageing Society on Macroeconomics and Income Inequality – The Case of Germany since the 1980s, October 2012, ECINEQ WP 2012 – 272, Society for the Study of Economic Inequality

HOLMAN, R.: Mikroekonomie, Středně pokročilý kurz, 2. vydání. Praha: C.H. Beck, 2007

CHECCHI, D.: Education, Inequality and Income Inequality, May 2001, Discussion Paper No. DARP 52, Distributional Analysis Research Programme, ISSN 1352-2469

CHECCHI, D., PERAGINE V., SERLENGA L.: Fair and unfair income inequalities in Europe, July 2010, ECINEQ WP 2010 – 174, Society for the Study of Economic Inequality

KALIBOVÁ, K.; PAVLÍK, Z.; VODÁKOVÁ, A.: Demografie (nejen) pro demografy, 3. přepracované vydání, Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2009, ISBN 978-80-7419-012-4

KI TANG, K., PETRIE, D.: "Non-Hierarchical Bivariate Decomposition of Theil Indexes," Economics Bulletin, AccessEcon, 2009, vol. 29(2), pages 918-927

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

KOSHIN, F.: Kapitoly z ekonomické demografie. 1. vyd. Praha: VŠE, 2005, 52 s. Učebnicové texty vysokých škol; Praha - fakulta informatiky a statistiky. ISBN80-245-0959-8

KREBS, V. a kol.: Sociální politika, 4. vydání, Praha: ASPI, a.s., 2007, s. 504

KŘIVÝ, I.: Analýza časových řad, 1. vydání, Ostrava, Ostravská univerzita v Ostravě, 2012, s. 122

LAPÁČEK M. Příjmová nerovnost a ekvivalenční stupnice. In *Mezinárodní Baťova doktorandská konference*. Zlín: Univerzita Tomáše Bati, 2007, s. 296. ISBN 978-80-7318-529-9

MIYAZAWA, K.: 2006. "Growth and inequality: a demographic explanation," STICERD - Distributional Analysis Research Programme Papers 87, Suntory and Toyota International Centres for Economics and Related Disciplines, LSE.

PAVLÍK, Z. a kol.: Populační vývoj České republiky 1990 - 2002. Praha: DemoArt, 2002, 98 s., ISBN 80-902686-8-4



PEICHL, A., PESTEL, N., SCHNEIDER, H.: 2010. "Does Size Matter? The Impact of Changes in Household Structure on Income Distribution in Germany," 2010, CESifo Working Paper Series 3219, CESifo Group Munich.

PELÁNKOVÁ, Z.: Teoretické souvislosti Kuznětsovy environmentální křivky. Brno, 2010. 52 s. bakalářská práce. ESF MU. Vedoucí práce Petr Musil. s. 13-20

PLOTNICK D.R.: Changes in poverty, income inequality, and the standard of living i the united states durin the reagan years, International Journal of Health Services, Volume 23, Number 2, Pages 347-358, 1993

ROŽENSKÝ V. Snižují sociální transfery skutečně nerovnost? In: *Teoretické a praktické aspekty veřejných financí*. Praha: Nakladatelství Oeconomica, 2009, s. 80. ISBN 978-80-245-1513-7.

SCHNEIDER, E. B.: "Real wages and the family: Adjusting real wages to changing demography in pre-modern England," Explorations in Economic History, Elsevier, 2013, vol. 50(1), pages 99-115.

STIGLITZ, J. E. : *Ekonomie veřejného sektoru*. Praha: Grada, 1997. ISBN 80-7169-454-1

SVATOŠOVÁ, L., KÁBA, B.: *Statistické metody II*. Praha: ČZU, 2008, ISBN 978-80-213-1736-9.

ŠIROKÝ, J. a kol. *Daňové teorie: s praktickou aplikací*. 2.vydání. Praha: C. H. Beck, 2008. ISBN 978-80-7400-005-8

TRIPATHI, S.: "Does higher economic growth reduce poverty and increase inequality? Evidence from Urban India," MPRA Paper 42022, 2012, University Library of Munich, Germany.

WILLIAMSON, J. G.: "Growth, Distribution and Demography: Some Lessons from History," NBER Working Papers 6244, 1997, National Bureau of Economic Research, Inc.

## INTERNETOVÉ ZDROJE:

ČSÚ [1]: [http://notes3.czso.cz/csu/2004edicniplan.nsf/t/E50045267F/\\$File/40280418.pdf](http://notes3.czso.cz/csu/2004edicniplan.nsf/t/E50045267F/$File/40280418.pdf)  
[online] [cit. 15-05-2014]

ČSÚ [2]: Česká republika v datech (1989 až 2009), Praha 2011, ISBN: 978-80-250-2085-2, [online] [cit. 18-05-2014]

ČSÚ [3]: Statistická ročenka České republiky 2009, [online] [cit. 18-10-2015], dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticka-rocenka-ceske-republiky-2009-x5xdy85af>

ČSÚ [4]: Statistická ročenka České republiky 2010, [online] [cit. 18-10-2015], dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticka-rocenka-ceske-republiky-2010-zqa20bl53r>

ČSÚ [5]: Statistická ročenka České republiky 2011, [online] [cit. 18-10-2015], dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticka-rocenka-ceske-republiky-2011-idioienvk3>

ČSÚ [6]: Statistická ročenka České republiky 2012, [online] [cit. 18-10-2015], dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticka-rocenka-ceske-republiky-2012-m3e85gpidf>

ČSÚ [7]: Statistická ročenka České republiky 2013, [online] [cit. 18-10-2015], dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticka-rocenka-ceske-republiky-2013-pxygncc90n>

ČSÚ [8]: Statistická ročenka České republiky 2014, [online] [cit. 18-10-2015], dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/statisticka-rocenka-ceske-republiky-2014-n-zi0tqklk5k>

MISES L. Inequality of Wealth and Incomes, 2011, [online]. [cit. 2014-05-16 ], dostupné z: <http://mises.org/daily/5550/Inequality-of-Wealth-and-Incomes>

ZDRAVOTNICKÁ STATISTIKA: POTRATY 2012, Ústav zdravotnických informací a statistiky, 2012, [online]. [cit. 2015-10-18 ], dostupné z: <http://www.uzis.cz/category/tematicke-rady/zdravotnicka-statistika/potratty>