

MENDELOVA ZEMĚDĚLSKÁ A LESNICKÁ UNIVERZITA V BRNĚ  
Provozně ekonomická fakulta  
Ústav statistiky a operačního výzkumu

---

## **Demografická charakteristika krajů České republiky**

Diplomová práce

**Vedoucí práce:**  
Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Bc. Lenka Stará

Brno 2010

## **Prohlášení**

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci zpracovala samostatně s použitím literatury uvedené v seznamu.

V Novém Městě na Moravě 30. 12. 2009

Lenka Stará

## **Poděkování**

Touto cestou bych ráda poděkovala svému vedoucímu diplomové práce panu Ing. Václavu Adamcovi, Ph.D., za vstřícný přístup, odbornou pomoc, cenné připomínky, poskytnuté rady a čas, který mi při zpracování diplomové práce věnoval.

## Abstrakt

Diplomová práce se zabývá hodnocením demografických ukazatelů ve vybraných krajích České republiky. Analyzuje časové řady v letech 1993–2008 na základě počtu živě narozených, zemřelých, množství uzavřených sňatků, uskutečněných rozvodů a z hlediska počtu přistěhovalých a vystěhovalých. Těmto ukazatelům jsou přiřazeny vhodné trendové funkce a na základě změn v jejich vývoji jsou identifikována ohrožení, která je třeba zohlednit při realizaci hospodářské politiky země. Časové řady jsou hodnoceny z hlediska koeficientů determinace, významnosti parametrů funkce a testů autokorelace. U ukazatelů úmrtnosti a rozvodovosti jsou pomocí Chow testu analyzovány přítomnosti strukturálních zlomů. Dále je zkoumána obousměrná kauzalita mezi prvosňatečností a porodností při jednoročním a dvouletém zpoždění veličin. Pozornost je také věnována vývoji mezikrajové migrace a jejímu vzájemnému srovnání v letech 1993 a 2008.

**Klíčová slova:** porodnost, sňatečnost, migrace, trend.

## Abstract

This diploma thesis deals with assessing demographics indicators in certain regions in the Czech Republic. Thesis analyses timelines from 1993 to 2008 based on the number of new born, died people, number of weddings, divorces and within country and outside country migrations. These indicators are assigned to appropriate trend functions and based on the transition of their development are identified the threats, which must be reflected during the evolution of economic policy of the country. Timelines are assessed from the coefficient of determination, p-values and autocorrelation tests. Chow test is used to analyse structural breaks by mortality and divorce rate indicators. Moreover bidirectional causality between first marriage and natality is explored using one and two year quantity delay. Attention is also given to the development of migration between the regions and to their mutual comparison from 1993 to 2008.

**Key words:** natality, marriage rate, migration, trend.

## Obsah:

1. Úvod.....	6
2. Cíl práce.....	8
3. Literární přehled.....	9
3.1 Vymezení pojmu a předmětu demografie.....	9
3.2 Údaje o stavu .....	11
3.2.1 Demografická struktura .....	11
3.2.2 Struktura podle rodinného stavu .....	16
3.2.3 Struktura podle typu domácnosti .....	16
3.2.4 Ekonomická struktura .....	16
3.3 Údaje o pohybu .....	18
3.3.1 Porodnost .....	18
3.3.2 Plodnost .....	19
3.3.3 Úmrtnost .....	20
3.3.4 Sňatečnost .....	21
3.3.5 Rozvodovost .....	22
3.3.6 Migrace .....	22
4. Materiál a metodika.....	24
4.1 Popis demografických ukazatelů a charakteristik.....	24
4.1.1 Střední délka života .....	24
4.1.2 Střední stav obyvatelstva .....	25
4.1.3 Porodnost (obecná míra porodnosti).....	25
4.1.4 Plodnost (obecná míra plodnosti) .....	25
4.1.5 Úmrtnost (obecná míra úmrtnosti).....	25
4.1.6 Sňatečnost (obecná míra sňatečnosti) .....	26
4.1.7 Rozvodovost (obecná míra rozvodovosti) .....	26
4.1.8 Migrace (obecná míra migrace).....	27
4.2 Analýza časových řad .....	28
4.3 Regresní analýza .....	29
4.4 Použité statistické metody .....	30
4.4.1 F-test .....	30
4.4.2 Durbin-Watsonův test.....	31
4.4.3 Chow test .....	32
4.4.4 Grangerova kauzalita .....	32
5. Výsledky a diskuse.....	34
5.1 Porodnost .....	34
5.2 Úmrtnost .....	40
5.3 Sňatečnost .....	46
5.4 Rozvodovost .....	53
5.5 Migrace .....	56
6. Závěr.....	67
7. Seznam použité literatury.....	72
8. Seznam tabulkových a grafických příloh.....	75
Přílohy.....	77

## 1 Úvod

Sledováním demografických ukazatelů se zabývají nositelé hospodářských politik většiny států bez ohledu na to, jak vyspělá jejich země je. Cílem makroekonomické hospodářské politiky je dosažení rovnováhy a ekonomického růstu. Na dosažení těchto cílů má vliv nejen věková struktura obyvatelstva, na kterou má podstatný vliv vývoj porodnosti a úmrtnosti, ale také úroveň vzdělání, mobilita pracovních sil a mnoho dalších faktorů, jež lze pomocí studia demografických procesů identifikovat a pomocí statistických metod predikovat i pro následující roky a tím upozornit na možné problémy, které by mohly naplnění stanovených hospodářských cílů ohrozit.

Ekonomický růst je dosažen prostřednictvím zvýšení reálného potenciálního produktu v čase a zároveň je předpokladem pro růst životní úrovně. Za hlavní determinanty růstu produktu se považují lidské zdroje, přírodní a kapitálové zdroje, technologie, právní a politické prostředí.

Kolísání hospodářského cyklu řeší stabilizační hospodářská politika, která prostřednictvím fiskální a monetární politiky stimuluje agregátní poptávku a mění aktivitu ekonomických subjektů. Na kolísání ekonomiky působí mnoho faktorů, které více či méně souvisejí s demografickým vývojem. Za významné exogenní faktory lze považovat úroveň počtu. Demografické změny se projevují jednak na straně agregátní nabídky zvýšením či snížením výrobního faktoru práce a rovněž na straně agregátní poptávky změnou spotřebitelských výdajů. Podpora inovací spolu s transferem technologií se projeví zvýšením produktivity výrobních faktorů, ale také růstem pracovních míst, mezd a následně i zvýšením spotřeby.

Výčet faktorů působících na hospodářskou úroveň státu rozhodně není konečný. Je pouze malou ukázkou toho, jak důležité je a zejména v následujících letech bude zapracovat tyto změny do hospodářské politiky státu a přijmout vhodná opatření, aby i nadále docházelo k hospodářskému růstu, resp. k růstu životní úrovně.

Česká republika oslavila 20 let od přechodu z centrálně plánovaného na tržní hospodářství. Devadesátá léta minulého století byla ve znamení revolučních demografických změn, jež přiblížily Českou republiku demografickou strukturou vyspělým západním zemím, ve kterých se tyto změny projevily již v předcházejících letech. Konkrétně se jedná o výrazné snížení sňatečnosti, vysokou míru rozvodovosti, nízkou plodnost a sníženou porodnost, pokles úmrtnosti a prodloužení střední délky života a v neposlední řadě také větší svobodu jednotlivce.

Otevření hranic na počátku devadesátých let a vstup do Evropské unie v roce 2004 vede k potřebě posuzovat tyto změny ze širšího hlediska, které nezahrnuje pouze území českého státu.

Být členským státem Evropské unie dává možnost zapojit se do společné regionální a strukturální politiky a na základě realizovaných projektů čerpat dotace, které mají za cíl snížit regionální nerovnosti a přispět k ekonomickému rozvoji celého společenství.

Na druhé straně je Česká republika stejně jako ostatní členské státy povinna dodržovat fiskální disciplínu a připravovat se na přijetí společné měny. Právě deficity veřejných financí jsou problémem mnoha členských zemí, a to nejen z důvodu celosvětové hospodářské krize, ale také z důvodu demografických změn, konkrétně stárnutí populace.

Věková struktura každé populace se vytváří dlouhodobým vývojem plodnosti, porodnosti, úmrtnosti a migrace. Důsledkem procesu stárnutí jsou změny ve vývoji počtu a věkové struktury obyvatelstva. Současné obyvatelstvo České republiky lze charakterizovat jako populaci regresivního typu s převahou žen ve vyšším věku. Stárnutí obyvatelstva spolu s populistickými kroky politických stran vyvolává tlak na zvyšování veřejných výdajů v oblasti důchodové a sociální politiky. Z opačného hlediska počet ekonomicky aktivních obyvatel přechodem silných ročníků do důchodového věku a nízkým počtem předproduktivních obyvatel klesá, čímž nedochází k tvorbě dostatečných příjmů do státního rozpočtu. Nejedná se pouze o výplatu důchodů a sociálních dávek, ale také o problém zajištění optimálního množství veřejných statků, které je třeba pružně přizpůsobovat měnícím se podmínkám tak, aby docházelo k efektivnímu využití veřejných zdrojů.

## 2 Cíl práce

Změny, které nastaly ve vývoji demografických ukazatelů od počátku devadesátých let, jsou označovány jako druhá demografická revoluce. Impulsem pro její vznik byl přechod z centrálně plánované na tržní ekonomiku, který způsobil uvolnění společenských poměrů. Tento proces není typický pouze pro Českou republiku. V dřívějších dobách ho prodělaly i jiné vyspělé evropské země. Nese s sebou nejen pozitivita v podobě možnosti svobodně cestovat a vzdělávat se, ale také negativa, na které je třeba v zájmu zachování hospodářského růstu reagovat.

Diplomová práce na základě statistických údajů popisuje vývoj základních demografických charakteristik pomocí ukazatele porodnosti, úmrtnosti, sňatečnosti, rozvodovosti a migrace. Tento vývoj je sledován ročně v období 1993–2008 u demograficky významných krajů. Cílem práce je kvantitativní analýza prostřednictvím demografických charakteristik ve vybraných krajích, jejich následné srovnání, posouzení vlivu na hospodářskou politiku státu a navržení možných opatření, která by mohla přispět k eliminaci negativních dopadů demografických změn.

Prvním dílčím cílem je hlubší statistická analýza demografických ukazatelů prostřednictvím analýzy časových řad a regresních metod. Detekce strukturálních zlomů u úmrtnosti a rozvodovosti je úkolem druhého dílčího cíle. Třetí dílčí cíl je založen na zkoumání obousměrné kauzality mezi prvosňatečností a porodností ve sledovaných krajích. Předmětem čtvrtého dílčího cíle je podrobný popis vývoje mezikrajové migrace v rámci celé České republiky v letech 1993 a 2008, tedy na začátku a na konci sledovaného období, a jejich vzájemné srovnání.



## 3 Literární přehled

### 3.1 Vymezení pojmu a předmětu demografie

Podle definice Roubíčka (1997) je demografie společenská věda, jejímž předmětem jsou demografické jevy a procesy. Demografické jevy a procesy jsou ty, jež souvisejí s reprodukcí lidských populací, ke které může docházet jednak přirozeným způsobem, prostřednictvím biosociálních procesů porodnosti a úmrtnosti, jednak celkovou obnovou obyvatelstva zahrnující i obnovu obyvatelstva stěhováním. V souvislosti s označením obnovy populací se lze také setkat s termínem přirozená měna či přirozený pohyb obyvatelstva. Pokud je zohledněna i prostorová mobilita, nejedná se již o demografickou reprodukci, ale o populační vývoj nazývaný též jako mechanická měna neboli migrace.

Vzhledem k tomu, že demografické procesy neprobíhají izolovaně od ostatních procesů, uvádí Kalibová (2001) ještě další vymezení. Demografii považuje za obor:

1. poznávající zákonitosti a obecné pravidelnosti demografické reprodukce a jejich specifické projevy a podmíněnosti u konkrétních populací, kterými jsou:

- biologická podstata demografické reprodukce,
- ekonomické, sociální a přírodně-geografické prostředí;

2. zahrnující do předmětu svého studia nejen proces demografické reprodukce a jeho podmíněnosti, ale i jeho důsledky, které je možno najít v široké oblasti života lidí.

Proces demografické reprodukce je vyjádřen pomocí demografických událostí, které jsou sledovány jako hromadné jevy. Patří mezi ně narození, úmrtí, potrat, sňatek, rozvod, ovdovění, nemoc apod. Tyto údaje jsou upraveny do podoby procesů, tedy porodnosti, úmrtnosti, potratovosti, sňatečnosti a rozvodovosti, které slouží k sestavování analýz, jež pomáhají definovat jejich pravidelnosti, krátkodobá kolísání i dlouhodobé trendy.

Roubíček (1996) dále uvádí oddíl demografie stojící na pomezí ekonomického a demografického výzkumu, kterým je ekonomická demografie. Zaměřuje se jak na zkoumání ekonomických podmínek a činitelů reprodukce obyvatelstva, tak i na zkoumání ekonomických důsledků reprodukce obyvatelstva. Zjišťuje vztahy mezi vývojem ekonomiky a populačním vývojem a snaží se předejít možným rozporům mezi populačním a hospodářským vývojem. K tomu Koschin (2005<sup>b</sup>) podotýká, že ekonomická demografie se zabývá reprodukcí lidského kapitálu, jenž je vkládaný do procesu reprodukce. Současně ale dodává, že přesné vymezení ekonomické demografie naráží na problémy, které jsou spojeny s nepřesným vymezením pojmu lidského kapitálu. Podle definice OECD lidský kapitál zahrnuje znalosti, dovednosti,

schopnosti a vlastnosti jedince, které usnadňují vytváření osobního, sociálního a ekonomického blaha. Při měření této veličiny se upouští od vlivu vrozených schopností a rodinného a sociálního prostředí, které měřit neumíme, a vychází se z toho, že lidský kapitál je především výsledkem vzdělávání. Pokud pod pojmem lidský kapitál budeme rozumět produktivní schopnosti člověka, jedná se o základní lidský kapitál. V případě, že je člověk schopen tento potenciál rozvíjet a uplatňovat své schopnosti, jde o tzv. širší lidský kapitál. Ekonomická demografie tedy pomáhá při definování populační a hospodářské politiky státu, ale také při tvorbě hospodářských strategií organizací a správních orgánů regionálního i ústředního charakteru. Ty jsou nutným podkladem pro stanovení výrobních a obchodních plánů podnikatelských subjektů i k rozhodování o podobě výrobního či obchodního sortimentu.

Roubíček (1997) představuje další obor, populační politiku, který je souhrnem praktických opatření převážně dlouhodobého charakteru, pomocí nichž se má usměrnit populační vývoj prostřednictvím cílů určité vlády.

Populační politiku rozlišuje podle:

1. cílů, které si klade, na:

- kvantitativní – zaměřenou na usměrnění početního vývoje obyvatelstva,
- strukturální – zaměřenou na usměrnění strukturálního vývoje obyvatelstva;

2. prostředků, které používá, na:

- stimulační – používá především ekonomické, ale i psychologické podněty pro podporu oficiální populační politiky,
- represivní – používá postihy a znevýhodnění pro skupiny obyvatelstva, které jednají proti cílům populační politiky,
- selektivní – zaměřenou na vyloučení určitých skupin osob;

3. předmětu působení na:

- natalitní – zaměřenou na podporu či omezování porodnosti,
- migrační – zaměřenou na vnitřní i vnější migraci.

Podle Vystoupila a Tarabové (2004) je pro populační politiku důležité stanovení cílů. O nich rozhodují představy o aktuálních potřebách společnosti a jsou závislé na vládní ideologii, ekonomické a kulturní úrovni a dané historické situaci. Jejich realizace se promítá do konkrétních opatření zahrnujících řadu oblastí. Tato opatření mohou mít charakter obecně závazného předpisu nebo jsou přijata za účelem působení na populační reprodukci. Nástroje k dosažení cílů dělí na:

- o přímé – placená mateřská dovolená, porodné, interrupční zákon,

- nepřímé – zkvalitňování lékařské péče, dotace školských zařízení, novomanželské půjčky, sociální dávky.

### 3.2 Údaje o stavu

Údaji o stavu pozorovaného obyvatelstva se zabývá demografická statika. Stav je daný jeho počtem, strukturou a rozmístěním. Údaje o stavu se zjišťují soupisem obyvatelstva nebo sčítáním lidu. Rozdíl mezi těmito dvěma šetřeními je v jejich kvalitě. Soupis obyvatelstva je jednodušší akce, při které se zjišťují základní údaje týkající se věku, pohlaví a povolání. Naproti tomu sčítání lidu je rozsáhlejší akce, jejímž cílem je provést podrobnější a přesnější šetření osobních charakteristik obyvatel. Tento proces je však časově, finančně i formálně náročnější, a proto se provádí v delších časových intervalech, zpravidla jednou za deset let. (Koschin, 2005<sup>a</sup>)

Jak konstatuje Roubíček (1997), stav obyvatelstva daný jeho počtem, strukturou a rozmístěním se neustále mění a tyto změny stavu se označují jako pohyb (měna) obyvatelstva. Jak již bylo uvedeno, rozlišuje se tento pohyb podle formy změn na přirozený (reprodukce obyvatelstva), mechanický (migrace obyvatelstva) a také sociální pohyb daný změnami sociálních znaků, mezi které se řadí sociální příslušnost, povolání, rodinný stav atd. Přirozený pohyb obyvatelstva určité oblasti mění především jeho počet a demografickou strukturu, mechanický pohyb uvnitř oblasti proměňuje pouze jeho geografickou strukturu a sociální pohyb mění jeho sociální strukturu.

Koschin (2005<sup>a</sup>) uvádí, že strukturu populace lze zkoumat z mnoha hledisek.

#### 3.2.1 Demografická struktura

Pod pojmem demografická struktura se rozumí struktura populace podle pohlaví a věku. Jejím grafickým znázorněním je strom života nebo věková pyramida, která podává informace o vývoji populace za posledních 100 let. S jejich pomocí lze graficky vyjádřit nejen třídění podle věku a pohlaví, ale také zobrazit strukturu podle rodinného stavu či porovnat věkové struktury ve více časových okamžicích.

Strukturu obyvatelstva podle pohlaví lze vyjádřit pomocí indexu maskulinity, případně indexem feminity. Tento ukazatel, jehož hodnoty závisejí na věku, má smysl zkoumat např. při charakteristice struktury narozených dětí nebo v souvislosti s věkovou strukturou. Z uskutečněných studií bylo zjištěno, že mezi narozenými dětmi převažují chlapci. Tento stav trvá zhruba do 40 let věku, kdy je v generaci počet mužů vyšší než počet žen. Vzhledem k tzv. mužské nadúmrtosti se poměr četnosti pohlaví s rostoucím věkem mění. Nejprve se vyrovnává a ve starších věkových skupinách je již výrazná převaha žen. Ve věku 85 let a více dokonce počet žen třikrát převyšuje počet mužů.

Ve vyspělých zemích je proto i v celkovém obyvatelstvu více žen než mužů, na rozdíl od rozvojových zemí. (Langhamrová, Kačerová, 2007)

Kalibová (2001) definuje tři typy procesů, které ovlivňují zastoupení mužů a žen v populaci. Jednak je to biologická zákonitost, jež způsobuje, že se rodí více chlapců než děvčat. Tento poměr je stálý a jeho hodnota se ve většině zemí pohybuje v rozmezí 104–107 mužů na 100 žen. Dalším aspektem je fakt, že v demograficky vyspělých státech je prakticky ve všech věkových skupinách vyšší intenzita úmrtnosti mužů než žen. V neposlední řadě je poměr mužů a žen v populaci ovlivněn migrací, a to především migrací pracovní.

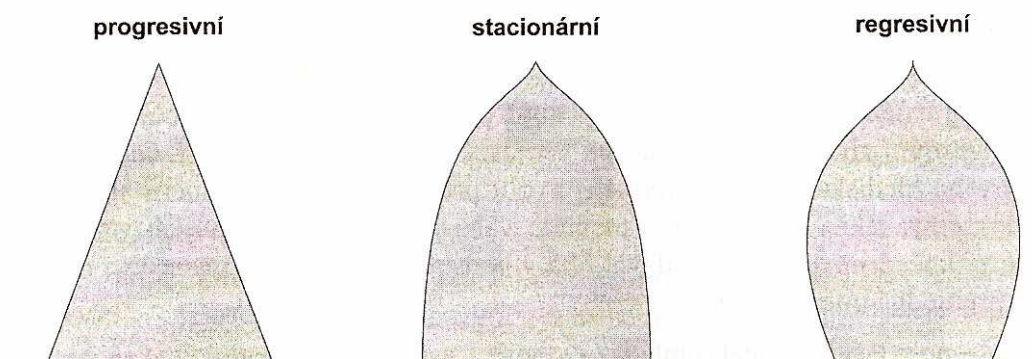
Na základě struktury obyvatelstva podle věku dochází k rozdělení obyvatel do věkových skupin.

Podle věkové struktury rozdělujeme obyvatelstvo na:

- předproduktivní (0–14 let),
- produktivní (15–59 let),
- poproduktivní (60 let a více)<sup>1</sup>.

Z pohledu zastoupení předproduktivní a poproduktivní složky se rozlišují tři základní typy věkové struktury, což je graficky znázorněno na obrázku č. 1. (Kalibová, 2001).

Obrázek č. 1: Typy věkové struktury



Zdroj: Koschin (2005<sup>a</sup>)

**Progresivní typ:** V populaci výrazně převažuje dětská složka nad postreprodukční. Tento typ věkové struktury je charakterizován vysokou úrovní plodnosti, která je obvykle kompenzována značnou intenzitou úmrtnosti. Graficky ho lze vyjádřit konkávním tvarem stran pyramid se špičatým vrcholem a širokou základnou.

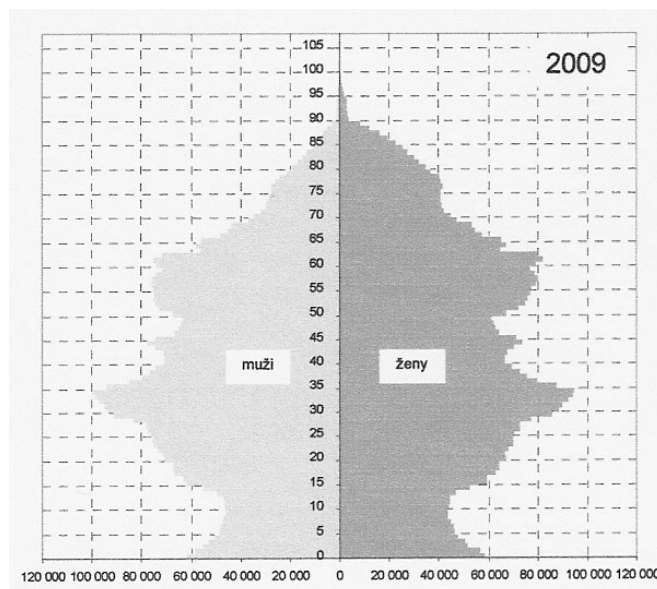
<sup>1</sup> V odborné literatuře se lze setkat i s označením postreprodukční.

Stacionární typ: Tento populační typ se vyznačuje rovnováhou mezi dětskou a postreprodukční složkou. Vzniká při déletrvajícím poklesu hladiny plodnosti, početní stav populace zůstává v dlouhodobém horizontu konstantní.

Regresivní typ: U tohoto typu dětská složka nedosahuje zastoupení složky postreprodukční, početně ji nenahrazuje a v dlouhodobém horizontu dochází k poklesu počtu populace. Věková pyramida má vlivem nízké porodnosti úzkou základnu a naopak vysoké zastoupení starých osob v populaci. V současné době je typická pro státy severní a západní Evropy a od sedmdesátých let i pro Českou republiku.

Langhamrová a Kačerová (2007) uvádějí, že věková struktura obyvatelstva České republiky je značně nepravidelná a rozkolísaná, což s sebou přináší nepravidelné nároky na zdravotnictví, školství, bytovou výstavbu, zaměstnanost, sociální a důchodovou politiku. Současná věková struktura je navíc poznamenána změnami úrovně porodnosti a posunem již dříve vzniklých nepravidelností. Na vrcholu pyramidy je výrazně vyšší zastoupení žen, které vzniklo vlivem odlišné úrovně úmrtnosti mužů a žen. I když se rodí více chlapců než děvčat, v důsledku mužské nadúmrtnosti se s rostoucím věkem podíl žen v populaci zvyšuje. Oproti vyspělým zemím je pro Českou republiku charakteristická vyšší úmrtnost mužů ve středním věku, která se začala od devadesátých let postupně snižovat.

Obrázek č. 2: Struktura obyvatelstva podle pohlaví a věku v roce 2009



Zdroj: ČSÚ

Langhamrová a Kačerová (2007) dále doplňují, že se předpokládalo, že při nezměněných vnějších podmínkách by měly početně silné ročníky narozených v sedmdesátých letech zajistit dostatečný počet narozených v devadesátých letech, což by udrželo zvýšenou úroveň porodnosti v devadesátých letech. Vlivem významných změn v demografickém chování mladých lidí po roce 1989 došlo naopak ke snížení počtu narozených. Z předešlého obrázku je patrné, že Česká republika je charakteristická regresivním typem populace, ve které dětská složka populace početně nenahrazuje nejstarší věkové skupiny.

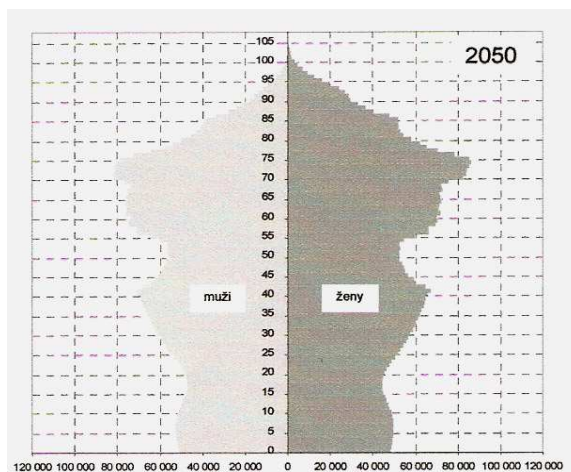
Z hlediska hospodářské a sociální politiky je neméně důležité sledovat i proces demografického stárnutí. Kalibová (2001) podotýká, že k demografickému stárnutí dochází v důsledku změn charakteru demografické reprodukce a mění se při něm zastoupení dětské a postreprodukční složky v populaci. Pokles úrovně porodnosti, zlepšování úmrtnostních poměrů a prodlužování naděje na dožití způsobuje růst podílů starých osob v populaci.

Kalibová (2001) uvádí dva typy demografického stárnutí:

- zespuďu věkové pyramidy, k němuž dochází v důsledku snižování úrovně plodnosti a tím zpomalení růstu dětské složky v populaci,
- na vrcholu věkové pyramidy, které je podmíněno zlepšováním úrovně úmrtnosti.

Dále také dodává, že ve většině populací oba typy demografického stárnutí probíhají současně. Důsledkem tohoto jevu je snižování počtu osob, jež produkují prostředky k živobytí, čímž dochází ke zvyšování ekonomického a sociálního zatížení, které je příčinou zvyšujících se výdajů na zdravotní a důchodovou politiku. I nadále se předpokládá, že věková struktura České republiky bude stále více regresivní a bude docházet k přirozenému úbytku obyvatelstva.

Obrázek č. 3: Struktura obyvatelstva podle pohlaví a věku v roce 2050 (střední varianta projekce)



Zdroj: ČSÚ

Podíl starých lidí se bude zvyšovat nejen na úkor dětské složky, ale i vzhledem ke středním věkovým skupinám. Budou růst nároky na ekonomicky aktivní obyvatelstvo v oblasti daňového zatížení, větší pozornost bude muset být věnována konkrétní péči o staré občany, a to nejen z hlediska zdravotnictví a bydlení, ale také s ohledem na změny životního stylu a s tím souvisejících potřeb. Jaká je předpokládaná struktura obyvatelstva v roce 2050 podle projekce Českého statistického úřadu, znázorňuje obrázek č. 3. (Langhamrová, Kačerová, 2007)

Někteří odborníci jsou přesvědčeni, že snižující se počet obyvatel, klesající porodnost a stárnutí obyvatelstva lze řešit díky zahraniční migraci. Důvodem pro tento krok je fakt, že věková struktura cizinců žijících na našem území se od domácího obyvatelstva liší. Hlavní příčina je, že část cizinců k nám přichází za studiem a za prací. Jedná se tedy o osoby v produktivním věku od 18 do 64 let, nejvíc pak mezi 20 a 39 lety. Je třeba vzít v úvahu, že za prací přicházejí zejména méně kvalifikované pracovní síly, které zpravidla nezakládají rodiny a neusazují se zde. Jedná se především o obyvatele Ukrajiny, Slovenska, Vietnamu, Polska a Ruska. Pro pohlavní věkovou strukturu je typická převaha mužů tvořící zhruba 60 %. (Bartoňová, 2007)

Nejen z těchto důvodů považují jiní odborníci za lepší řešení podpořit reprodukční funkci rodiny, a to nejen poskytováním finančních podpor, ale zejména zvýšením spolupráce vládních i nevládních organizací v oblasti zaměstnanosti, bydlení, právní ochrany rodin s dětmi, zdravotní péče o matky a děti i rovnosti pracovních příležitostí mužů a žen.

Dalším měřítkem, které přispívá ke stárnutí populace, je střední délka života. Jejím prostřednictvím lze hodnotit vyspělost dané populace, protože právě vyspělé země vynakládají více finančních prostředků v oblasti zdravotnictví, prevence a životního prostředí, čímž dochází ke zlepšení životních podmínek obyvatelstva. Palát (2008) ve své analýze uvádí, že i v České republice se změny ekonomického a společenského prostředí projevily zvýšením střední délky života obou pohlaví. Pomocí shlukové analýzy rozdělil kraje do čtyř shluků s odlišnými demografickými charakteristikami. První shluk zahrnuje kraj Středočeský, Plzeňský, Olomoucký, Zlínský, Jihočeský, Pardubický, Jihomoravský, Královéhradecký a kraj Vysočina, druhý tvoří hlavní město Praha, třetí je zastoupen Karlovarským, Moravskoslezským a Libereckým krajem a do čtvrtého shluku patří Ústecký kraj. Koschin (2005<sup>a</sup>) k této problematice dodává, že střední délka života by se měla pravidelně prodlužovat podle jednotlivých variant projekce o 5,5–8 let u mužů a o 5–7,5 roku u žen.

### 3.2.2 Struktura podle rodinného stavu

Podle Kalibové (2001) je rodinný stav pro demografy zajímavý, protože úzce souvisí s pozitivní stránkou reprodukce, především s plodností, resp. porodností a také úmrtností. Rozeznávají se následující kategorie rodinného stavu: svobodní/svobodné, ženatí/vdané, rozvedení/rozvedené, ovdovělí/ovdovělé. Zastoupení těchto kategorií ve společnosti se odvíjí od vývoje sňatečnosti, rozvodovosti a úmrtnosti. V dnešní době je třeba brát v úvahu kromě právního manželství i tzv. manželství faktická (konsenzuální), vytvořená na základě neformálního soužití, které se obvykle označují jako vztah druha a družky.

Hašková a Rabušic (2008) ve své studii řeší otázku, zda má manželství jako faktor demografické reprodukce vliv na naplnění partnerského života. V této souvislosti sledují hypotézu, zda je nízká sňatečnost výsledkem snižující se ochoty mladých lidí mít více dětí. V České republice byla na začátku 20. století vzhledem k poměrně silné vazbě mezi uzavřením sňatku a rodičovstvím prosazována kauzalita, že nízká plodnost je způsobena nízkou sňatečností. Od padesátých let však tato kauzalita oslabovala vlivem rozšíření antikoncepčních metod. Prostřednictvím dotazování mužů a žen narozených v sedmdesátých letech zjistili příčiny, které stojí za poklesem sňatečnosti. Za příčiny poklesu sňatečnosti v české společnosti byla označena hodnotová orientace, resp. touha po nezávislosti. Druhou významnější příčinou je podle respondentů ekonomická situace, zejména nedostatečný příjem a problém vlastního bydlení. V neposlední řadě se projevuje zvyšující se tolerance nesezdaných soužití ve společnosti, která ulehčuje odkládání vstupu do manželství do pozdějšího věku, nebo jeho úplné zamítnutí.

### 3.2.3 Struktura podle typu domácnosti

Kalibová (2001) rozeznává několik typů domácností. Pro sčítání lidu, domů a bytů je vymezen pojem bytová domácnost, která představuje všechny osoby, jež bydlí v jednom bytě. Domácnost společně hospodařící je skupina osob, které sdružují prostředky, aby uspokojily své potřeby. Její členové jsou zpravidla svázáni příbuzenským vztahem. Příslušnost ke společně hospodařící domácnosti je dána prohlášením sčítaného. Pokud je soužití osob v jedné domácnosti vynuceno jinou příčinou, například bytovou situací, používá se pojem cenzová domácnost. Cenzové domácnosti se konstruují jen v rámci společně hospodařící domácnosti a rozlišují se na úplné rodinné domácnosti, neúplné rodinné domácnosti, vícečlenné nerodinné domácnosti a domácnosti jednotlivců.

### 3.2.4 Ekonomická struktura

Rozlišení podle ekonomické struktury se děje na základě ekonomické aktivity. Za ekonomicky aktivní jsou považováni ti, kteří svou činností přispívají



k hospodářskému výsledku společnosti, a ti, kdo museli tuto činnost z nějakého důvodu přerušit (zdržení od povolání). Pro účely ekonomické demografie se místo pojmu ekonomicky aktivní používá termín produktivní.

Jak dodává Koschin (2005<sup>b</sup>), vymezení ekonomicky aktivních osob není vždy jednoznačné. Za osoby produkující prostředky k živobytí se obvykle považují ti, kteří mají nějaké zaměstnání nebo zaměstnávají sami sebe, a jsou tedy, jak již bylo uvedeno, ekonomicky aktivní. Problém spočívá v tom, že mezi ekonomicky aktivní jsou řazeni i ti, kdo jsou zdrženi od zaměstnání nebo nemohou zaměstnání najít. To je důvodem, proč je tato nevyužitá pracovní síla mezi ostatními ekonomicky aktivními obyvateli pravidelně monitorována pomocí míry nezaměstnanosti. Další překážkou je věkové vymezení produktivní populace, které se v průběhu času, společenským pokrokem a změnami v životním stylu mění. V současné době je dolní hranice dána dosažením 20 let, omezení představuje horní hranice 65 let.

Koschin (2005<sup>b</sup>) rozděluje potřeby poproduktivní populace na dvě části. První část, která je krytá ze starobních důchodů a je odhadnutá jako určitý podíl potřeby produktivní osoby. Druhou část představují potřeby financované z ostatních sociálních výdajů, které tvoří výdaje na zdravotní a sociální péči o staré osoby. Co se týče zajištění potřeb předproduktivní populace, dochází podle Koschina (2005<sup>b</sup>) také k rozdělení na dvě části. Na část, která je financována rodiči, a na část, z hlediska veřejných výdajů významnější, představující náklady na výchovu a vzdělání mládeže.

Pokud do ekonomického zatížení zahrneme i sociální potřeby, jedná se o sociální zatížení. Při porovnání indexu sociálního zatížení v čase, tzv. skeletové prognózy, zjistíme vývoj indexu sociálního zatížení i šedého sociálního zatížení. Prognóza zní, že v průběhu necelých 50 let vzrostou oba indexy o téměř 50 %, přičemž index sociálního zatížení by měl v příštích deseti letech stagnovat nebo poklesnout. Pokud se tedy budeme chtít v budoucnu vyhnout snížení životní úrovně, je třeba zajistit růst ekonomické aktivity. Ta se nedá podle Koschina (2005<sup>b</sup>) předpokládat vzhledem k prodlužující se délce vzdělání u skupiny 15–24letých ani vzhledem k nepřekonatelným zdravotním problémům u skupiny 25–54letých. Lze tedy podpořit ekonomickou aktivitu 55–64letých a straších posunutím hranice odchodu do důchodu. Skeletová prognóza však ukazuje, že zvýšení ekonomické aktivity je jen částečným řešením problému. Nutné je současně s tím přikročit ke zvýšení odvodů např. prostřednictvím zvýšení daní nebo důchodovým spořením. Poslední cesta, jak snížit sociální zatížení, je migrace. Z toho vyplývá, že otázku stárnutí populace je třeba řešit kombinací několika opatření – zvýšením ekonomické aktivity, zvýšením odvodů i zvýšením migrace.

Důvod, který vede ke sledování vývoje počtu a struktury obyvatelstva a vytváření demografických prognóz, spatřuje Koschin (2005<sup>b</sup>) v nutnosti stanovit předpokládanou velikost populace a tomu následně přizpůsobit produkci. Roubíček (1996) dále dodává, že je třeba věnovat pozornost řešením, která jsou výsledkem činností veřejných, centrálních či regionálních institucí v otázce řízení tzv. nevýrobní sféry, jež zahrnuje zejména zdravotnictví, sociální zabezpečení a školství. Demografické prognózy ukazují, jaké by mohlo být budoucí věkové a pohlavní složení obyvatelstva určitého území. Tyto prognózy se poté stávají základem pro odhady lidského kapitálu, které spadají do oboru ekonomické demografie. Prognózy se sestavují na základě tzv. komponentní metody, jež rozeznává tři složky reprodukce populace, a to úmrtnost, porodnost a migraci, která se obvykle dělí na emigraci a imigraci v závislosti na tom, zda se jedná o změnu způsobenou stěhováním z populace, resp. do populace.

Hampl a Bartoš (2009) se ve své studii snaží najít ekonomické příčiny nepříznivého ekonomického vývoje. Konstatují, že při rozhodování o celkovém počtu dětí v rodině hraje ekonomické hledisko významnou roli. Nízkou úroveň porodnosti se snaží vysvětlit jako důsledek tržní deformace, která v důsledku státních zásahů znevýhodňuje investice do lidského kapitálu. Podle nich jsou z hlediska veřejných transferů investice do hmotného a nehmotného kapitálu firem v plné výši reprodukčních nákladů díky odpočtům z daňového základu osvobozeny od daní a sociálních odvodů, ovšem investice rodin do nákladů na reprodukci lidského kapitálu, tedy především náklady na výchovu a výživu dětí, stát daňově nezohledňuje. Dochází tím k znevýhodnění domácností rodin s dětmi a bezdětní dosahují vyšších individuálních úspor, kterými převážně zvyšují svoji individuální spotřebu.

### **3.3 Údaje o pohybu**

V České republice v současné době probíhají změny v demografickém chování označované odbornou společností jako druhá demografická revoluce. Tyto změny se projevují poklesem porodnosti, snížením sňatečnosti či příznivým vývojem úmrtnosti. Jejich důsledkem je regresivnější věková struktura a urychlující se proces stárnutí, ke kterému dochází vlivem přesunu silných poválečných ročníků do důchodového věku.

#### **3.3.1 Porodnost**

Úroveň porodnosti závisí na plodnosti, na schopnosti muže a ženy mít děti. Hudečková (2005) označuje porodností proces, který souvisí s populačním růstem a podílí se na celkové změně počtu obyvatelstva.

Porodnost v České republice je na velice nízké úrovni. Langhamrová a Kačerová (2007) dokládají, že obecná míra porodnosti, tedy počet živě narozených dětí na 1000 obyvatel, se v průběhu let 1991–2007 snížil z 12,5 na 11,0. Dalším trendem je odkládání narození dítěte do vyššího věku. Průměrný věk žen při narození prvního dítěte vzrostl během let 1991–2007 z 22,4 na 27,1 roku. Také přibývá dětí narozených mimo manželství.

Loužek (2004) upozorňuje na zajímavý vztah mezi porodností a hospodářskými cykly. V zemích, pro které jsou dostupná statistická data, byl pozorován po dlouhou dobu úzký pozitivní vztah mezi fluktuacemi v ekonomickém blahobytu a pohybem porodnosti. Tento vliv je silnější u porodnosti a sňatečnosti než u plodnosti. Ekonomické vlivy nemění nic na dlouhodobém demografickém trendu, ovlivňují však jeho sezonní složku.

Současný demografický trend vyvolává stále častěji diskuse o možnostech podpory pronatalitní politiky. Vzhledem k současné hospodářské krizi a nutnosti snižování státního dluhu je varianta poskytování přímých finančních podpor omezená. Je proto třeba, aby tyto aktivity probíhaly i v dalších oblastech, mezi které patří problematika bydlení, právní ochrana rodin s dětmi, zdravotní péče o matky a děti, rovnost pracovních příležitostí atd.

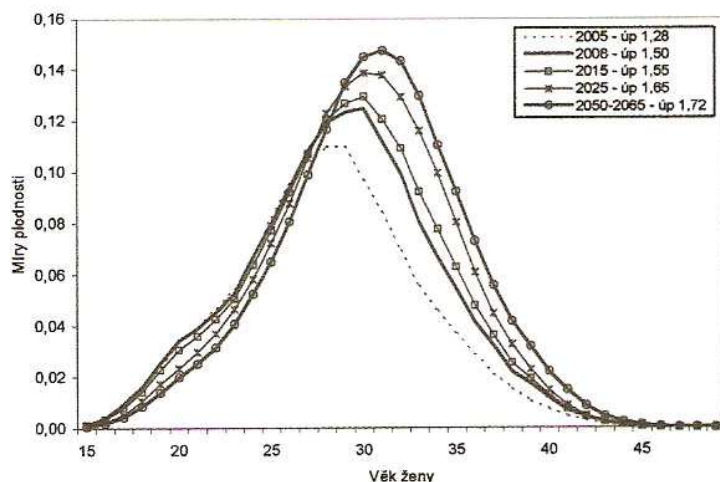
Porodnost a úmrtnost jsou Kalibovou, Pavlíkem a Vodákovou (1998) uváděny jako nejdůležitější složka demografické reprodukce. Porodnost ovlivňuje populační vývoj určitého územního celku a je v širším smyslu i indikátorem sociálního vývoje. Typem demografického chování může být plánované rodičovství, kdy pár určitým způsobem reguluje počet narozených dětí a intervaly mezi porody. Dufek a Minařík (2007) uvádějí, že v roce 2005 měla celostátní míra porodnosti hodnotu 10 ‰, v jednotlivých krajích kolísala mezi 9,6 a 10,6 ‰. Nejnižší úroveň míry porodnosti měl Zlínský kraj, nejvyšší Ústecký kraj. Aby nedocházelo ke snižování porodnosti, je třeba správné nastavení hospodářské politiky, která bude podporovat mladé rodiny s dětmi.

### 3.3.2 Plodnost

Plodnost neboli fertilita udává, kolik se narodí dětí na 1000 žen v plodném věku, tj. ve věku od 15 do dokončených 49 let. Rozlišuje se hrubá plodnost, která zahrnuje všechny narozené včetně mrtvě narozených, a čistá plodnost, která uvažuje pouze živě narozené.

Hraniční hodnota potřebná pro zachování populace je vypočtena na hodnotu 2,1 potomka na jednu ženu. V České republice tento ukazatel dosahoval na počátku osmdesátých let 20. století hodnoty 2,096. Se změnou společenských poměrů se jeho hodnota stále snižovala. Langhamrová a Kačerová (2007) dokládají, že v České republice je plodnost trvale pod záchovnou hranicí prosté reprodukce, což má za následek další prohlubování stárnutí populace. V letech 2000–2003 docházelo

k mírnému růstu na hodnotu 1,179 (v roce 2003). Od té doby dochází k opětovnému snižování až na hodnotu 1,4 (v roce 2007), která řadí Českou republiku mezi státy, jež dosahují nejnižších hodnot této charakteristiky. V grafu č. 1 je zachyceno, jak se bude pravděpodobně vyvíjet plodnost v závislosti na věku ženy (zdroj: ČSÚ).



Graf č.1: Rozložení plodnosti podle věku

Patta (2007) dodává, že pokud při současné nízké dětské úmrtnosti dosáhne ukazatel úhrnné plodnosti hodnoty 2,1, bude zajištěna prostá reprodukce obyvatelstva bez významnějšího úbytku nebo přírůstku. Současná nízká hodnota se projeví v budoucnu poklesem ekonomicky aktivních jedinců, což povede k dvojnásobnému ekonomickému zatížení v budoucí generaci. Příčiny je podle Patty třeba hledat v oblasti starobních důchodů a daňové oblasti. První problém spočívá ve znevýhodnění rodičů, kteří musejí do výchovy svých dětí investovat nemalé prostředky. Naopak bezdětní neinvestují odpovídající finanční prostředky do dětí ani do spoření a tím v konečné fázi nepřispějí ani do průběžně financovaného prvního důchodového pilíře. V daňové oblasti poukazuje na nedostatečné daňové zvýhodnění rodin s dětmi, které tímto přicházejí o finanční prostředky, jež by na výchovu dětí bylo možné použít. Za důsledek této státní politiky považuje stárnutí populace spojené s úbytkem dětí a mládeže a zvyšující se průměrný věk obyvatelstva, který mění poměr plátců a příjemců důchodu. Úspěch ve změně demografické situace podmiňuje komplexním řešením, to znamená podpořit nejen přímou ekonomickou motivaci, ale také motivaci nepřímou prostřednictvím důchodové reformy.

### 3.3.3 Úmrtnost

Úmrtnost je proces vymírání obyvatelstva. Při sledování úmrtnosti se vychází z absolutního počtu zemřelých, který se dále člení podle pohlaví, věku, příčin smrti atd. Pro možnost lepšího srovnání v prostoru a čase se používají další ukazatele, mezi které

lze zařadit obecnou míru úmrtnosti, specifické míry úmrtnosti a kojeneckou úmrtnost, což je zároveň významný ukazatel týkající se zdravotního stavu populace, zdravotnictví a životní úrovně státu i v mezinárodním srovnání. Hudečková (2005) dodává, že v rozvinutých zemích lze pozorovat vyšší míry úmrtnosti u mužů všech věkových skupin. Naopak v rozvojových zemích s vyšší intenzitou úmrtnosti dochází i k nadúmrtnosti žen, zejména v mladším věku a v reprodukčním období.

Co se týče kojenecké úmrtnosti, zaznamenala Česká republika v letech 1991–2007 výrazné zlepšení, kdy došlo ke snížení této úmrtnosti z 10,4 na 3,1 ‰. Podle Loužka (2004) je významnou subdeterminantou populačního růstu tzv. dětská úmrtnost. Země s vysokou dětskou úmrtností vykazují také vysoké míry porodnosti. Důvodem pro takové chování je to, že rodiče, kteří zakusili ztrátu jednoho nebo více dětí, ji chtějí vyrovnat a zároveň se pojistit proti budoucím ztrátám dětí.

Celkově lze vývoj úmrtnosti posuzovat příznivě, neboť vykazuje v důsledku prodlužování střední délky života jen mírný pokles. Podle Frýborta (2006) je to ovlivněno ani ne tak věkovou strukturou, ale především lepším zdravotním stavem. V rámci celé ČR byla v roce 2005 se obecná míra úmrtnosti 10,5 ‰, u souboru krajů se pohybovala v rozmezí 9,8–11,2 ‰. Nejmenší úmrtnost měl Karlovarský kraj, nejvyšší Středočeský kraj. (Dufek, Minařík, 2007)

### 3.3.4 Sňatečnost

Na rozdíl od úmrtnosti a plodnosti ovlivňuje sňatečnost proces reprodukce jen nepřímo. Uzavírat sňatky lze pouze na základě zákonem daných podmínek, které jsou blíže popsány v metodice této diplomové práce.

Na úroveň sňatečnosti mají vliv i ekonomické a sociální aspekty. V období komunismu došlo k poklesu sňatkového věku až na hranici 18 let. Omezené možnosti seberealizace a malé preference v oblasti vzdělání vedly většinu mladých lidí k založení rodiny. Stimulem ze strany státu bylo poskytování výhodných novomanželských půjček a příznivá situace týkající se bytové výstavby. Tato situace trvala až do roku 1990, kdy se změnou společenského režimu došlo i ke změně ve vývoji sňatečnosti. Otevření hranic, preference dosažení vyššího vzdělání, konec vyplácení výhodných půjček a mnoho dalších podnětů měly za následek, že se obecně úroveň sňatečnosti snížila a zároveň se zvýšil průměrný věk při vstupu do prvního manželství. V současné době dochází k tzv. pluralizaci, kdy mnoho obyvatel dává přednost nesezdanému soužití před sňatkem. (Pavlík, 2007)

V roce 2005 činila sňatečnost v rámci celé České republiky 5,1 ‰ (v jednotlivých krajích se pohybovala od 4,7 do 5,8 ‰). Nejmenší sňatečnost je ve Zlínském

a Moravskoslezském kraji, největší v hlavním městě Praze, kde je od druhého kraje výrazný rozdíl 0,5 ‰. (Dufek, Minařík, 2007)

### 3.3.5 Rozvodovost

Sledování rozvodovosti má v demografii podpůrný význam pro studium porodnosti. Rozvodovost působí na vývoj populace rozporuplně. Rozvedené osoby ve fertilmím věku přestávají plodit děti a ovlivňují tak negativně porodnost. Na druhou stranu bývá rozvod často stimulem pro založení nového manželství a rození dětí.

V minulosti mělo podstatný vliv na úroveň rozvodovosti náboženství a také změny legislativy. Přísné podmínky ukončení manželství udržovaly hodnoty rozvodovosti na nízké úrovni. Od poloviny šedesátých let docházelo k postupnému zjednodušení ukončení manželství. Nejprve byl zrušen princip výlučné viny, poté v roce 1973 došlo ke zrušení smírčího řízení, což vedlo ke zvyšování rozvodovosti. K zatím poslední významné úpravě rozvodu se přistoupilo v roce 1998, kdy byl zaveden tzv. smluvní rozvod. Ten je možný za podmínky, že manželé uzavřeli manželství před více než rokem, po dobu šesti měsíců spolu nežijí a obě dvě strany souhlasí s podmínkami rozvodu. (Pavlík, 2007)

U rozvodovosti je celostátní úroveň 3,1 ‰ a v jednotlivých krajích se pohybuje v rozmezí mezi 2,4–3,9 ‰. Nejmenší rozvodovost je v kraji Vysočina a ve Zlínském kraji, největší v Karlovarském kraji. (Dufek, Minařík, 2007)

### 3.3.6 Migrace

Migrace je forma geografické mobility nebo stěhování obyvatelstva mezi dvěma územními jednotkami více nebo méně vzdálenými. Je zákonitým jevem ekonomického rozvoje společnosti a velmi úzce souvisí s demografickou strukturou obyvatelstva, s hospodářskou funkcí obcí, se strukturou osídlení a koncentrací obyvatelstva. Stěhování lze rozlišit na pravé migrace, které vedou ke změně trvalého bydliště, a ostatní druhy migrace vedoucí pouze k dočasné změně bydliště. (Nováková–Hřibová, 1971)

Veselá (2004) tento mechanický pohyb dále dělí na několik typů:

1. v rámci trvalé změny pohybu: – vnější migraci,  
– vnitřní migraci;
2. v rámci dočasné změny: – kyvadlovou migraci,  
– sezonní migraci a vnitrostátní,  
– zahraniční cestovní ruch.

V rámci vnitřní migrace existuje několik motivů ke stěhování. Je jimi změna pracoviště, přiblížení pracovišti, studium, zdravotní důvody, sňatek, rozvod, bytové a jiné důvody. (Hudečková, 2005)

Dufek, Minařík (2007) rozděluje z hlediska migrace obyvatelstvo České republiky do pěti shluků krajů. Hlavní město Praha, kde je nejvyšší imigrace (34,4 ‰) i emigrace (24,4 ‰), a Středočeský kraj se výrazně odlišují od všech ostatních, které jsou členěny do tří skupin bez výraznějších rozdílů.

Huber (2009) se pokusil na základě hrubé míry migrace srovnat vnitřní migraci ve vybraných evropských zemích na konci a na začátku devadesátých let. Tato analýza ukázala významný rozdíl ve vnitřní migraci mezi západní Evropou a zeměmi bývalého východního bloku, ke kterým patří i Česká republika. Předpokládalo se, že v těchto zemích bude docházet stejně jako v zemích západní Evropy v průběhu devadesátých let ke zvyšování míry migrace. To se ovšem nepotvrdilo. Příčinou podle Hubera (2009) jsou dopady ekonomické transformace, se kterými se státy nebyly schopné vyrovnat. S hodnotou 0,5 % patřila Česká republika v roce 1999 k zemím s velmi nízkou úrovní migrace. Naopak výše čisté míry migrace, která v České republice v roce 1999 dosáhla hodnoty 0,063 %, předstihla ostatní postkomunistické země, a dokonce i Rakousko. Podíl čisté a hrubé míry migrace, který v roce 1999 představoval 13 %, vypovídá o výrazných rozdílech mezi regiony. Migrace do té doby je charakteristická přesunem obyvatel pouze do ekonomicky výkonnějších regionů.

Rees a Kupiszewski (1999) rozdělili na základě intenzity vnitřní migrace evropské země do čtyř skupin. Česká republika spolu se zbývajícími postkomunistickými zeměmi a vybranými zeměmi jižní Evropy patřila do skupiny s nízkou mírou vnitřní migrace. Jako důvod nízké mobility byl označen nedostatek bytů a nedostatek finančních prostředků na jejich pořízení.

## 4 Materiál a metodika

Diplomová práce je rozdělena do dvou základních částí, kterými je literární přehled a výsledky a diskuse. Pro zpracování literárního přehledu jsou využity poznatky získané z odborné demografické literatury, vypracovaných analýz a průzkumů i odborných článků. Literární přehled definuje demografii jako vědu a také předmět demografie, kterým se zabývá. Následuje charakteristika jednotlivých oblastí demografie, jež se zabývají řešením problémů, ke kterým dochází vlivem změn demografických ukazatelů. Poté pokračuje popisem demografických událostí, jež jsou rozděleny na údaje o stavu a údaje o pohybu. Dále je pozornost věnována podrobnějšímu popisu demografických charakteristik, a to konkrétně porodnosti, sňatečnosti, rozvodovosti, úmrtnosti a migraci, přičemž jsou nastíněny i problémy, které způsobují změny těchto ukazatelů při realizaci hospodářské politiky.

V praktické části je rozebrána demografická struktura jednotlivých krajů prostřednictvím výše zmíněných demografických charakteristik a dále jsou identifikovány faktory, které rozdíl mezi sledovanými ukazateli způsobují. Tyto získané výsledky statistické analýzy jsou následně porovnané s odbornou demografickou literaturou. Z důvodu statisticky významnějších změn je pozornost věnována zejména Jihomoravskému kraji, Moravskoslezskému kraji, Středočeskému kraji, hlavnímu městu Praze a Ústeckému kraji.

Data jsou zpracována pomocí statistických metod, konkrétně prostřednictvím regresní metody a analýzy časových řad. Kromě těchto statistických metod byly využity i základní vědecké metody analýzy, deskripce a komparace. Data, grafy a vlastní výpočty jsou zpracovány pomocí programu Excel a statistického programu Gretl.

Empirické údaje zkoumaných jevů za jednotlivé kraje České republiky byly použity z dat, která na svých internetových stránkách poskytuje Český statistický úřad. Pro výpočty jsou použity údaje popisující charakteristiky pohybu obyvatelstva v krajích České republiky v letech 1993–2008.

Česká republika je administrativně členěna na 14 krajů. Kraje jsou na úrovni NUTS 3 správními územními jednotkami státu a svou velikostí se stávají významným zdrojem statistické evidence.

### 4.1 Popis demografických ukazatelů a charakteristik

#### 4.1.1 Střední délka života

Střední délka života, označovaná také jako naděje na dožití, je statistický údaj, který vychází z úmrtnostních tabulek. Udává předpokládaný věk, kterého se dožije právě



xletá osoba za předpokladu, že se po dobu jejího dalšího života nezmění řád vymírání. Hodnoty ukazatele jsou ovlivněny faktory, jako je stav zdravotnictví, úroveň kriminality, životní prostředí a další faktory, vzhledem k odlišné úmrtnosti obou pohlaví se udává zvláště pro muže a pro ženy. Střední délka života je k dispozici ve *Statistické ročence České republiky* nebo v každoročně vydávané publikaci Českého statistického úřadu *Úmrtnostní tabulky*. (Koshin, 2005<sup>a</sup>)

#### 4.1.2 Střední stav obyvatelstva

Střední stav udává počet obyvatel daného území v okamžiku, který byl zvolen za střed sledovaného období. V České republice je za střední stav obyvatelstva považován počet obyvatel daného území o půlnoci mezi 30. 6. a 1. 7. sledovaného roku. Jeho hodnota je používána pro výpočet demografických ukazatelů.

#### 4.1.3 Porodnost (obecná míra porodnosti)

Porodnost je demografický ukazatel udávající podíl narozených z určité skupiny za určité časové období, hodnota je uvedena v promilích. Základním údajem je obecná míra celkové porodnosti neboli počet živě narozených na 1000 osob středního stavu za kalendářní rok. (Vystoupil, Tarabová, 2004)

$$n_t = \frac{N_t^{\text{živě}}}{S_t} \cdot 1000$$

$N_t^{\text{živě}}$  ...počet živě narozených dětí v daném roce,

$\bar{S}_t$  ...střední stav obyvatelstva v daném roce.

#### 4.1.4 Plodnost (obecná míra plodnosti)

Plodnost je demografický ukazatel, který udává, kolik dětí se narodí na 1000 žen v plodném věku, tj. od 15 do 49 dokončených let. (Vystoupil, Tarabová, 2004)

$$f_t = \frac{N_t^{\text{živě}}}{P_{15-49}^{\text{ž}}} \cdot 1000$$

$N_t^{\text{živě}}$  ...počet živě narozených dětí v daném roce,

$P_{15-49}^{\text{ž}}$  ...počet žen v plodném věku.

#### 4.1.5 Úmrtnost (obecná míra úmrtnosti)

Úmrtnost udává počet zemřelých osob v kalendářním roce připadající na 1000 obyvatel středního stavu. Je to ukazatel závislý na věkové struktuře obyvatelstva. (Vystoupil, Tarabová, 2004)

$$m_t = \frac{M_t}{\bar{S}_t}$$

$M_t$ ...počet zemřelých v daném roce,

$\bar{S}_t$ ...střední stav obyvatelstva v daném roce.

#### 4.1.6 Sňatečnost (obecná míra sňatečnosti)

Sňatečnost je demografický proces, který studuje uzavírání manželství na základě zákonem daných podmínek. Sňatek je demografická událost opakovatelného charakteru, která nemusí nastat u každého. Neobnovitelnou událostí je pouze první sňatek.

Podmínky uzavření sňatku (Vystoupil, Tarabová, 2004):

4. dosažení minimálního sňatkového věku (v České republice je 18 let, ve výjimečných případech 16 let),
5. dodržení určitého stupně příbuzenských vztahů, manželství nemůže být uzavřeno mezi předky, potomky a sourozenci, což platí i u příbuzenství založeném na osvojení,
6. rodinný stav, sňatek mohou uzavřít jen osoby svobodné, rozvedené nebo ovdovělé.

Obecná míra sňatečnosti udává počet sňatků na 1000 obyvatel středního stavu.

$$s\check{n}_t = \frac{S\check{n}_t}{\bar{S}_t}$$

$S\check{n}_t$ ...počet sňatků v daném roce,

$\bar{S}_t$ ...střední stav obyvatelstva v daném roce.

Sňatky můžeme dělit podle pořadí. V demografických analýzách jsou často sledovány sňatky svobodných ženichů a svobodných nevěst, které se označují jako prvosňatečnost. Ukazatel prvosňatečnosti je dělen z hlediska prvních sňatků nevěst, který je konstruován jako podíl počtu prvních sňatků nevěst na celkovém počtu sňatků v daném roce, a prvních sňatků ženichů, který je vyjádřen obdobně jako podíl počtu prvních sňatků ženichů na celkovém počtu sňatků uzavřených v daném roce. Je zpravidla vyjadřován v procentech.

#### 4.1.7 Rozvodovost (obecná míra rozvodovosti)

V České republice platí od roku 1950 jediná forma rozvázání manželství, kterým je rozvod. Při studiu rozvodovosti je nutné zohlednit fakt, že statisticky je počet rozvedených manželství nižší než počet rozpadlých manželství z toho důvodu,

že skutečný rozpad manželství není právně dořešen. S problémy se lze setkat i v případě mezinárodního srovnání, jejich příčinou je odlišná legislativní úprava. (Vystoupil, Tarabová, 2004)

$$ro_t = \frac{R_t}{S_t}$$

$R_t$ ...počet rozvodů v daném roce,

$\bar{S}_t$ ...střední stav obyvatelstva v daném roce.

#### 4.1.8 Migrace (obecná míra migrace)

Migrace je chápána jako změna trvalého pobytu, tedy stěhování osob z jedné populace do druhé. U populací dále rozlišujeme emigraci, což je počet jedinců, kteří se z populace odstěhovali za určitou jednotku času, zpravidla jeden rok, a imigraci, což je počet jedinců, kteří se do této populace v průběhu kalendářního roku přistěhovali. S ohledem na to, zda při migraci dochází k pohybu přes hranice administrativní jednotky, zpravidla státu, hovoříme o migraci vnitřní a mezinárodní. (Koshin, 2005<sup>a</sup>)

$$i_t = \frac{I_t}{S_t}$$

$$e_t = \frac{E_t}{S_t}$$

$I_t$ ...počet přistěhovalých (imigrantů),

$E_t$ ...počet vystěhovalých (emigrantů),

$\bar{S}_t$ ...střední stav obyvatelstva

$\bar{S}_t$ ...střední stav obyvatelstva

v daném roce.

v daném roce.

Obecná míra migrace  $mi_t = \frac{I_t - E_t}{S_t}$

Langhamrová a Kačerová (2007) označují pohyb obyvatel mezi dvěma územními celky jako tzv. migrační toky, které mají vždy svoji výchozí oblast  $i$ , kterou opouštějí, a cílovou oblast  $j$ , do níž směřují. Rozsah migračního toku z  $i$  do  $j$  je dán počtem migrantů  ${}_iM_j$ . Tok mezi dvěma oblastmi je migrační proud  ${}_iM_j$ , tok orientovaný opačným směrem je migrační protiproud  ${}_jM_i$ . Úhrn migračních proudů vycházejících ze zdrojové oblasti  $i$  je obecně označen symbolem  ${}_iM$ , naopak úhrn migračních proudů směřujících do cílové oblasti  $j$  je označen jako  $M_j$ . Součet velikosti proudu a protiproudu se nazývá migračním tokem mezi zvolenými oblastmi a rozdíl mezi nimi je čistou výměnou. Protiproudem je tok ve směru, jehož čistý migrační tok je záporný. V praktické části je výše zmíněný migrační obrat i migrační saldo pro všechny kraje České republiky v daný rok zobrazen v jedné tabulce.

V praktické části diplomové práce jsou uvedeny nejprve výpočty ukazatelů migrace vypočtené pro vybrané kraje. Těmito výpočty jsou intenzita migrace, intenzita emigrace, migrační saldo a obrat a index efektivnosti migrace. Zbývající vzorce hodnotí změny v migraci mezi dvěma konkrétními kraji.

Intenzita imigrace	$i_i = \frac{M_i}{S_i}$
Intenzita emigrace	$e_i = \frac{iM}{S_i}$
Migrační saldo	$ms_i = M_i - iM$
Migrační obrat	$mo_i = M_i + iM$
Index efektivnosti migrace	$iem_i = \frac{M_i - iM}{M_i + iM}$
Migrační saldo	${}_i ms_j = {}_j M_i - {}_i M_j$
Migrační obrat	${}_i mo_j = {}_j M_i + {}_i M_j$
Index efektivty migračního proudu	${}_i iemp_j = \frac{{}_j M_i - {}_i M_j}{{}_j M_i + {}_i M_j}$
Index preference migračního směru	${}_i imp_s_j = \frac{{}_i M_j \cdot M}{iM \cdot M_j}$

## 4.2 Analýza časových řad

Kvasnička a Vašíček (2001) definují časovou řadu jako chronologicky uspořádanou posloupnost hodnot určitého statistického ukazatele, který má shodné věcné, časové a prostorové vymezení.

Z časového hlediska jsou časové řady děleny na intervalové a okamžikové. Ukazatel intervalové časové řady udává, kolik jevů vzniklo nebo zaniklo v určitém časovém intervalu, ukazatel okamžikové časové řady informuje, kolik jevů existuje v daný časový okamžik. Dále se časové řady dělí podle periodicity sledování na dlouhodobé a krátkodobé, u kterých jsou údaje zaznamenávány v periodách kratších než jeden rok.

Klasická analýza ekonomických řad vychází z předpokladu, že časovou řadu je možné rozložit na trendovou, cyklickou, sezonní a nesystematickou složku. Trendová složka vyjadřuje dlouhodobou tendenci ve vývoji zkoumaného jevu. Cyklická složka vyjadřuje nepravidelné kolísání okolo trendu v důsledku dlouhodobého vývoje. Sezonní složka

představuje pravidelné kolísání v rámci kalendářního roku a nesystematická složka zachycuje nahodilé a nesystematické výkyvy, chyby měření atd.

Trend ve sledovaných časových řadách je popsán pomocí trendových funkcí. Za předpokladu aditivní dekompozice lze časovou řadu zapsat ve tvaru:

$$y_t = f(t) + \varepsilon_t \quad \text{pro } t = 1, \dots, n,$$

kde:  $f(t)$ ...systematická složka představující trend,

$\varepsilon_t$ ...nesystematická složka.

Cílem analýzy časových řad je porozumět principům, na jejichž základě se hodnoty řad generují, a následně model identifikovat a testovat pomocí statistických metod. V této diplomové práci jsou k popisu demografických charakteristik použity dlouhodobé intervalové časové řady, které jsou zobrazeny pomocí spojnicových grafů. Základní rysy vývoje časových řad jsou charakterizovány prostřednictvím měř dynamiky časových řad. (Artl, Artlová, Rublíková, 2002)

Jedná se o:

- absolutní přírůstek (první diference)  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1} \quad \text{pro } t = 2, \dots, T$
- druhá diference  $\Delta^2 y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1} \quad \text{pro } t = 3, \dots, T$
- průměrný absolutní přírůstek  $\bar{\Delta} = \frac{\sum_{t=2}^T \Delta y_t}{T-1} = \frac{y_T - y_1}{T-1}$
- koeficient růstu  $k_{y_t} = \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad \text{pro } t = 2, \dots, T$
- průměrný koeficient růstu  $\bar{k} = \sqrt[T-1]{\prod_{t=2}^T k_t} = \sqrt[T-1]{\frac{y_T}{y_1}}$

### 4.3 Regresní analýza

K odhadu trendové funkce je použita jednorozměrná regresní analýza. Hlavním úkolem regresní analýzy je vysvětlit pohyby ve vývoji závisle proměnné pomocí pohybů nezávisle proměnné. Závisle proměnná je označena symbolem  $y$  a její hodnoty jsou odhadovány pomocí nezávisle proměnné, která je označena symbolem  $t$ .

Hindls a Hronová (2004) rozlišuje se mezi teoretickou (hypotetickou) regresní funkcí a empirickou (výběrovou) regresní funkcí, která je vypočítaná na základě empirických údajů. Empirická regresní funkce je pak považována za odhad modelu na základě získaných pozorování.

Model regresní funkce popisující vývoj časových řad lze zapsat ve tvaru pro:

– lineární trend  $y_i = b_0 + b_1 t_i + \varepsilon_i$  pro  $i = 1, \dots, n$ ,

– polynom 2. stupně  $y_i = b_0 + b_1 t_i + b_2 t_i^2 + \varepsilon_i$  pro  $i = 1, \dots, n$ ,

– polynom 3. stupně  $y_i = b_0 + b_1 t_i + b_2 t_i^2 + b_3 t_i^3 + \varepsilon_i$  pro  $i = 1, \dots, n$ .

Odhad vhodné regresní funkce lze zapsat jako:

– lineární trend  $\hat{y}_i = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 t_i$  pro  $i = 1, \dots, n$ ,

– polynom 2. stupně  $\hat{y}_i = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x_i + \hat{b}_2 x_i^2$  pro  $i = 1, \dots, n$ ,

– polynom 3. stupně  $\hat{y}_i = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 x_i + \hat{b}_2 x_i^2 + \hat{b}_3 x_i^3$  pro  $i = 1, \dots, n$ .

Odhady parametrů regresní funkce lze řešit pomocí metody vycházející z kritéria metody nejmenších čtverců, který předpokládá, že  $y_i - \hat{y}_i = e_i$

$$Q = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \rightarrow \min,$$

kde  $\sum_{i=1}^n e_i^2$  je funkcí neznámých parametrů, přičemž požadujeme, aby  $\sum_{i=1}^n e_i^2 \rightarrow \min$ .

## 4.4 Použité statistické metody

### 4.4.1 F-test<sup>2</sup>

Posouzení celkové vhodnosti, resp. průkaznosti, regresní funkce je možné provést pomocí tzv. *F*-testu. Pro regresní funkci se formulují následující hypotézy:

$$H_0 : b_0 = b_1 = \dots = b_n = 0,$$

$H_1$  : alespoň jeden regresní parametr  $b_n$  není roven nule.

Testová statistika *F*-testu má tvar:

$$F = \frac{\frac{ESS}{p-1}}{\frac{RSS}{n-p}},$$

kde: *ESS* ... odhadnutý součet čtverců,

*RSS* ... reziduální součet čtverců.

Kritická tabelovaná hodnota je dána Fisher-Snedecorovým rozdělením a platí

<sup>2</sup> Čerpáno z opor pro předmět Ekonometrie.

$$F_c = F_{1-\alpha}(p-1, n-p).$$

Hypotéza  $H_0$  je zamítnuta, jestliže vypočtená hodnota testovací statistiky je větší než kritická tabelovaná hodnota. V tomto případě lze považovat zvolený regresní model za významný.

Možností, jak posoudit kvalitu regresní funkce a zjistit intenzitu závislosti, je výpočet indexu, resp. koeficientu determinace. Regresní funkce je tím lepší, čím více jsou empirické hodnoty vysvětlované proměnné soustředěné kolem odhadnuté regresní funkce. (Hindls, Hronová, 2004)

Index determinace vychází z rozkladu čtverců. Pro metodu nejmenších čtverců má celková suma čtverců, ( $TSS$ ) vyjadřující celkovou variabilitu vysvětlované proměnné  $y$ , dvě komponenty:

- sumu čtverců vysvětlenou regresí ( $ESS$ ) - představuje část variability vysvětlenou regresním modelem,
- reziduální sumu čtverců ( $RSS$ ) –představuje nevysvětlenou část celkové variability.

Rozklad má tvar: 
$$TSS = ESS + RSS \Rightarrow \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y})^2 = \sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2 + \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2.$$

Index determinace má pak tvar: 
$$R^2 = \frac{ESS}{TSS} = 1 - \frac{RSS}{TSS}.$$

V případě lineární regresní funkce používáme označení  $R^2$  a tento index nazýváme koeficientem determinace, resp. koeficientem vícenásobné determinace, pokud se jedná o jiný než lineární vztah regresní funkce, je označován jako index determinace  $I^2$ .

#### 4.4.2 Durbin-Watsonův test

Artl, Artlová a Rublíková (2002) uvádějí, že pomocí Durbin-Watsonova testu lze určit, zda je v časové řadě přítomna autokorelace prvního řádu. Testuje pomocí prvního koeficientu autokorelace nekorelovanost v nesystematické složce. Jsou formulovány následující hypotézy:

$H_0: \rho_1 = 0$  autokorelace není přítomna,

$H_1: \rho_1 \neq 0$  autokorelace je přítomna.

Testovací statistika má tvar: 
$$DW = \frac{\sum_{i=2}^n (\hat{\epsilon}_i - \hat{\epsilon}_{i-1})}{\sum_{i=1}^n \hat{\epsilon}_i^2}$$

a může nabýt hodnot z intervalu  $\langle 0,4 \rangle$ .

Rozhodnutí o zamítnutí nebo nezamítnutí testované hypotézy na 5% hladině významnosti vyžaduje určení kritických hodnot, které jsou:

$4 - d_L < DW < 4$	autokorelace je přítomna,
$4 - d_U < DW < 4 - d_L$	není možné rozhodnout, je třeba zvýšit $n$ ,
$2 < DW < 4 - d_U$	autokorelace není přítomna,
$d_U < DW < 2$	autokorelace není přítomna,
$d_L < DW < d_U$	není možné rozhodnout, je třeba zvýšit $n$ ,
$0 < DW < d_L$	autokorelace je přítomna.

ACF je graf autokorelační reziduální funkce, který zachycuje na vodorovné ose časová zpoždění a na svislé ose koeficienty autokorelace reziduí. Pokud žádný autokorelační koeficient nepřekročí mez 95% intervalu spolehlivosti, lze předpokládat, že nesystematická složka není autokorelována.

#### 4.4.3 Chow test<sup>3</sup>

Chow test je v analýze časových řad vhodný pro identifikaci náhlých změn v úrovni, trendu nebo variabilitě, přičemž se předpokládá znalost okamžiku strukturální změny. Pro časovou řadu před strukturální změnou a pro časovou řadu po strukturální změně se testuje shodný rozptyl reziduí pomocí F-testu.

Jsou formulovány následující hypotézy:

$H_0$ : není strukturální zlom,

$H_1$ : je strukturální zlom.

Testovací statistika má tvar: 
$$F = \frac{(RSS - (RSS_1 + RSS_2)) / k}{(RSS_1 + RSS_2) / (n - 2k)}$$
,

kde:  $RSS_1$ ...reziduální suma čtverců pro časovou řadu před strukturální změnou,

$RSS_2$ ...reziduální suma čtverců pro časovou řadu po strukturální změně.

#### 4.4.4 Grangerova kauzalita<sup>4</sup>

Pomocí Grangerovy kauzality se zkoumají kauzální vztahy mezi ekonomickými časovými řadami. Působí-li řada  $Y$  na řadu  $X$ , pak by řada  $Y$  měla pomoci zlepšit předpovědi řady  $X$ . O kauzalitě v Grangerově smyslu se hovoří tehdy, jestliže běžné a různě zpožděné hodnoty např. proměnné  $X$  vysvětlují v regresi významnou měrou

<sup>3</sup> Čerpáno z opor pro předmět Ekonometrie.

<sup>4</sup> Čerpáno z opor pro předmět Monetární politika a centrální bankovníctví.



závislost časové řady  $Y$  na zpožděných hodnotách časové řady  $Y$  a  $X$ . Podstatou je ověření, zda změny určité proměnné předcházejí změně jiné proměnné. (Artl, 1999)

Pro účely diplomové práce je vzájemně posuzován vliv prvosňatečnosti a porodnosti ve vybraných krajích při jednoletém a dvouletém zpoždění.

Jsou formulovány následující hypotézy:

$$H_0: X(Y) \text{ nepodmiňuje } Y(X),$$

$$H_1: X(Y) \text{ podmiňuje } X(Y).$$

Testovací statistika má tvar: 
$$FW = \frac{(RSS_r - RSS_u)/k}{RSS_u/(n - 2k - 1)},$$

kde:  $RSS_U$ ...suma druhých mocnin rovnice bez omezení,

$RSS_r$ ...suma druhých mocnin reziduí rovnice s předpokladem množiny nadbytečných proměnných.

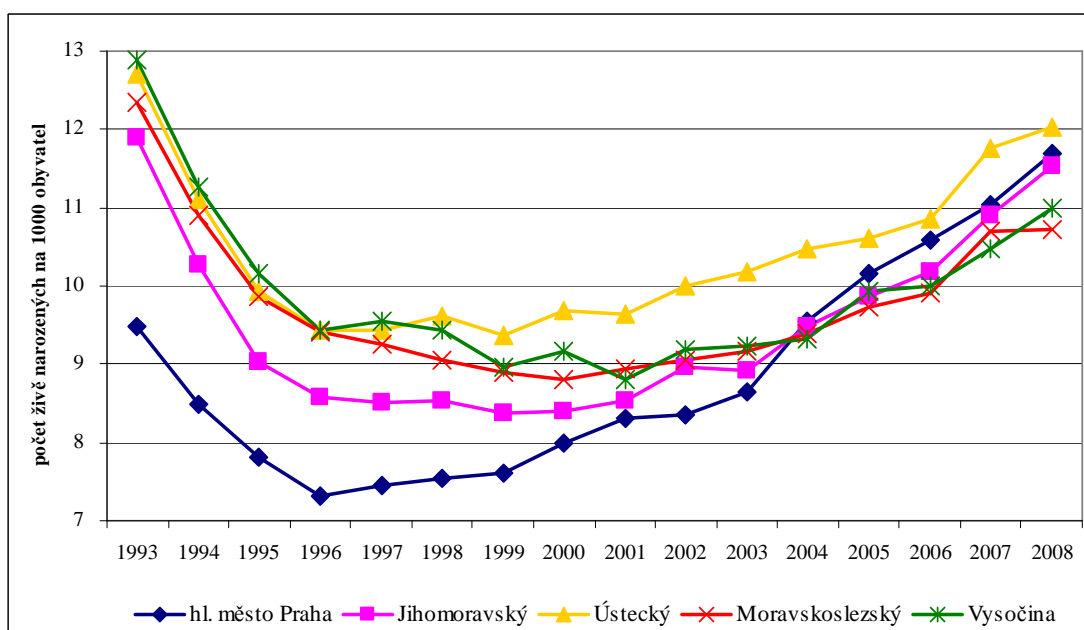
Kritická tabelovaná hodnota je dána Fisher-Snedecorovým rozdělením a platí  $F(k, n - 2k - 1)$ .

## 5 Výsledky a diskuse

Česká republika je administrativně členěna na 14 krajů. Předmětem praktické části diplomové práce je prostřednictvím analýzy časových řad popsat vývoj porodnosti, sňatečnosti, rozvodovosti, úmrtnosti a migrace v těchto krajích. V zájmu přehlednosti této analýzy jsou zkoumány pouze demograficky významné kraje, mezi které patří hlavní město Praha, Jihomoravský kraj, Ústecký kraj, Moravskoslezský kraj a kraj Vysočina.

### 5.1 Porodnost

Z důvodu značné provázanosti plodnosti a porodnosti a omezenému rozsahu diplomové práce jsou tyto dvě demografické charakteristiky posuzovány současně. Vývoj porodnosti je v grafu č. 2 znázorněn v letech 1993–2008 prostřednictvím obecné míry porodnosti. Vzhledem k tomu, že kraje České republiky jsou z hlediska počtu obyvatel rozdílné, jsou pro jednotlivé kraje využívány relativní veličiny udávající počet živě narozených na 1000 obyvatel středního stavu.



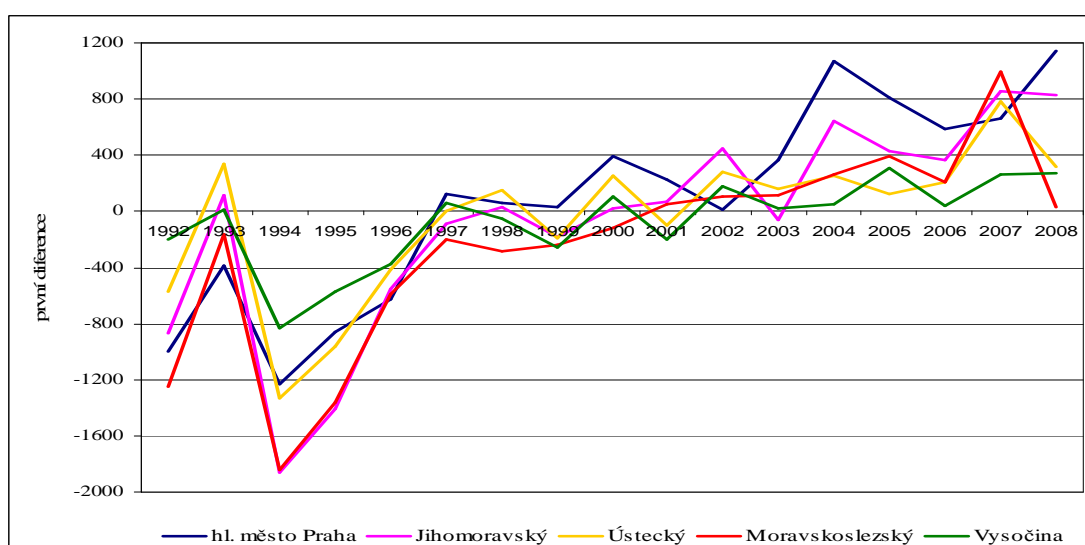
Graf č. 2: Vývoj porodnosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (‰)

Porodnost ve vybraných krajích se v průběhu let 1993–2008 pohybovala v rozmezí 7,3–12,9 ‰. Ve všech sledovaných krajích došlo shodně k největšímu úbytku porodnosti v roce 1994, kdy se tyto hodnoty nacházely v rozmezí 10,63–13,62 ‰. Rok 1994 byl zároveň i rokem, ve kterém byl poprvé v historii České republiky zaznamenán úbytek obyvatelstva. Dufek a Minařík (2007) uvádí, že tento prudký pokles počtu živě narozených na počátku devadesátých let byl dán přechodem na nový životní styl především u mladé generace. V polovině devadesátých let došlo ke stagnaci tohoto ukazatele a následně po roce 2000 k postupnému růstu, který byl způsobený přechodem

žen narozených ve druhé polovině sedmdesátých let do reprodukčního období. Kocourková (2008) dodává, že od roku 2005 se vzestup ročních počtů živě narozených dětí zřetelně zrychlil. Úhrnná plodnost se díky tomu v roce 2007 zvýšila na 1,44 dítěte na jednu ženu. Od roku 2008 se již dá očekávat zpomalení růstu počtu živě narozených dětí a v dalších dvou letech jeho zastavení v důsledku postupného úbytku žen v reprodukčním věku.

V roce 1993 byla obecná míra porodnosti nejvyšší u kraje Vysočina a naopak nejnižší u hlavního města Prahy. Porovnáním obecné míry porodnosti u těchto dvou krajů v letech 1993 a 2008 lze pozorovat změny v jejich pořadí. U kraje Vysočina v roce 2008 byla porodnost ve srovnání s rokem 1993 o 1,9 % nižší a průměrný koeficient růstu ve sledovaném období dosáhl hodnoty 0,9894. Naproti tomu u hlavního města Prahy se v roce 2008 ukazatel porodnosti oproti roku 1993 zvýšil o 2,2 % s průměrným koeficientem růstu 1,014. Velká města obecně výrazně reagují na demografické změny, které jsou intenzivní, ale krátkodobé. Tento předpoklad potvrzují výsledky studie provedené Dufkem a Minaříkem (2007). Ti zkoumali vývoj porodnosti, úmrtnosti a přirozeného přírůstku podle velikostních skupin obcí. Z jejich analýzy vyplynulo, že v průběhu devadesátých let byla porodnost v obcích nad 10 000 obyvatel výrazně nižší než ve zbývajících obcích s nižším počtem obyvatel. Po roce 2000 však docházelo ve velikostně odlišných obcích k postupnému vyrovnání porodnosti.

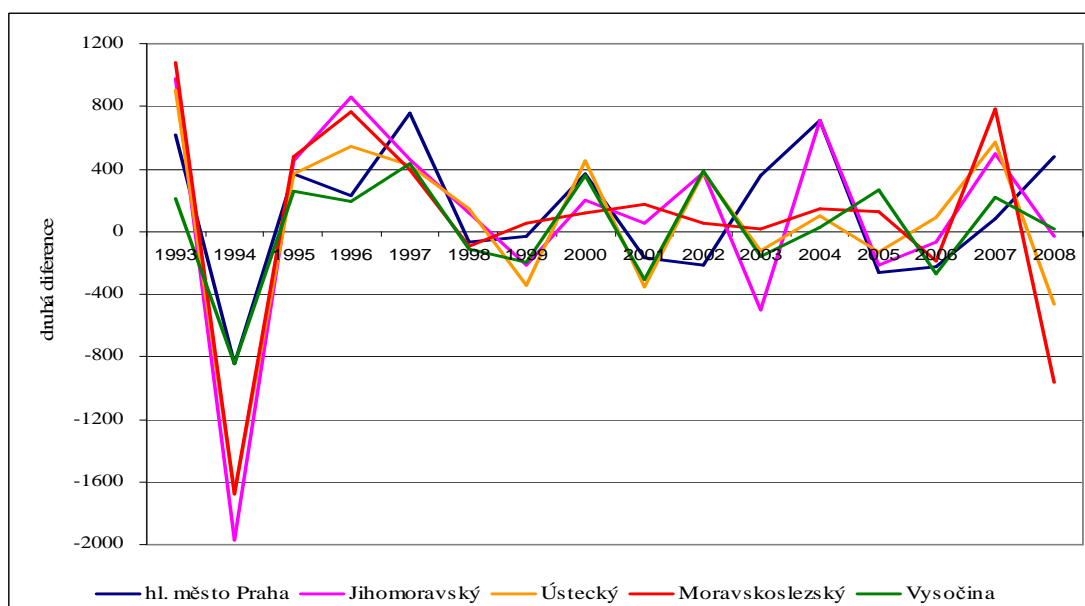
První diference, jejichž vývoj lze sledovat na grafu č. 3, charakterizují přírůstek hodnoty porodnosti v jednotlivých letech oproti roku bezprostředně předcházejícímu. V roce 1994 došlo k téměř shodnému meziročnímu poklesu porodnosti u Jihomoravského a Moravskoslezského kraje. Konkrétně o 1860 u Jihomoravského a o 1845 živě narozených dětí u Moravskoslezského kraje.



Graf č. 3: Vývoj prvních diferencí počtu živě narozených dětí mezi roky 1993–2008

U Moravskoslezského kraje je možné dále pozorovat v roce 2007 nárůst počtu narozených oproti roku 2006, konkrétně o 992 obyvatel, který byl posléze v roce 2008 vystřídán zvýšením pouze o 29 obyvatel. Nejvyšší absolutní růst zaznamenala Praha, kde se meziročně počet živě narozených v roce 2004 zvýšil o 1074 a poté ještě v roce 2008 o 1144. Kraj Vysočina spolu s Ústeckým a Moravskoslezským krajem se naproti tomu, s výjimkou prvních dvou let sledovaného období, vyznačují poměrně stabilním vývojem prvních diferencí počtu živě narozených dětí. V obdobích, kdy obecně dochází k propadu porodnosti nebo výraznému růstu porodnosti, nedochází v těchto krajích k tak výrazným změnám. Toto zjištění potvrzuje, že kraje s vyšším počtem menších obcí nejsou tak citlivé, na rozdíl od velkých měst, na výkyvy ve vývoji porodnosti. Z grafu prvních diferencí je možné zejména od druhé poloviny devadesátých let pozorovat vývojovou tendenci, která vykazuje přibližně lineární trend. Přičemž na začátku a na konci sledovaného období dochází k výraznějším výkyvům absolutních diferencí živě narozených.

Vzhledem k tomu, že se v řadě prvních diferencí objevila určitá vývojová tendence, lze graficky znázornit i vývoj druhých diferencí počtu živě narozených dětí porovnáním jejich prvních diferencí. Graf č. 4 ukazuje, že řada druhých diferencí živě narozených v letech 1993–2008 má přibližně konstantní trend, a to opět až od druhé poloviny devadesátých let.

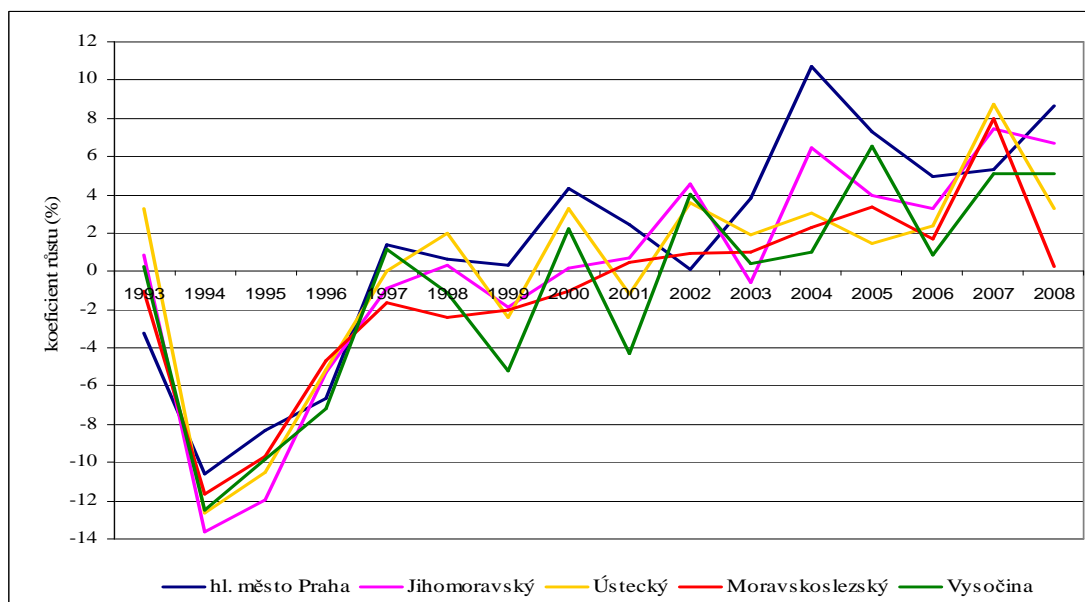


Graf č. 4: Vývoj druhých diferencí počtu živě narozených dětí v letech 1993–2008

Značný výkyv je patrný v roce 1994 u Jihomoravského a Moravskoslezského kraje, který byl způsoben již zmíněným markantním snížením meziročního absolutního počtu živě narozených. Ve zmiňovaném roce je nízká hodnota druhé diference typická i pro Ústecký kraj. Důvodem je absolutní přírůstek ve výši 335 obyvatel v roce 1993

a jeho následný pokles o 1328 živě narozených v roce 1994. Grafická analýza prvních a druhých diferencí počtu živě narozených vede k obecnému závěru, že trend ve vývoji porodnosti analyzovaných krajů bude možné popsat pomocí paraboly.

V grafu č. 5 je zaznamenán vývoj koeficientu růstu živě narozených dětí v krajích v letech 1993–2008. K nejvyššímu meziročnímu úbytku v roce 1994 došlo v Jihomoravském kraji. Oproti roku 1993 zde byl zaznamenán pokles živě narozených o 13,62 %. Výrazné snížení je v roce 1994 patrné i v hlavním městě Praze, jeho hodnota se meziročně snížila o 10,63 %. Naopak k nejvyššímu růstu došlo v tomto kraji o deset let později v roce 2004, kdy se tempo růstu živě narozených oproti roku 2003 zvýšilo o 10,68 %. V průběhu sledovaných let jsou meziroční tempa růstu porodnosti značně rozkolísaná. Nejstabilnější tendenci vývoje porodnosti zaznamenal především v letech 1997–2005 Moravskoslezský kraj.



Graf č. 5: Koeficienty růstu živě narozených v jednotlivých letech (%)

Předpoklad demografických analýz provedených na počátku devadesátých let, který předpovídal, že početně silné ročníky osob narozených v první polovině sedmdesátých let ovlivní přechodem do reprodukčního věku v devadesátých letech pozitivně vývoj porodnosti, se však nepotvrdil. Nejvýrazněji se při srovnání pozorovaných krajů tento trend projevil u hlavního města Prahy. Spolu s úrovní porodnosti rostla v Praze také úroveň sňatečnosti, která, jak bude patrné z následujícího rozboru, dosáhla mezi sledovanými kraji nejvyšších hodnot. K jejímu růstu přispěl i růst prvosňatečnosti lidí ve vyšším věku, kteří sňatek v devadesátých letech odložili.

Šídlo (2008) vidí za změnami porodnosti nejen přeměny hodnot a hodnotových preferencí mladé generace, ale také ekonomické a sociální faktory, které se projevují jako následek hrozící nezaměstnanosti, sníženou úrovní sociálního zabezpečení a sníženou

životní úrovní obyvatelstva. Uvádí, že pokud mají vliv na porodnost především aspekty způsobené sociální a ekonomickou krizí, pak je pravděpodobné, že by se mohla po určitém ekonomickém a sociálním zotavení plodnost opět zvyšovat. Pokud by byly změny v reprodukčním chování spojeny se změnou hodnotové orientace, byl by jejich vliv dlouhotrvající a nevratný.

Šídlo (2008) se snaží ve svém příspěvku objasnit, zda je různá regionální úroveň plodnosti výsledkem působení odlišných faktorů. Konstatuje, že za posledních 20 let se oblasti s nejvyšší intenzitou plodnosti přesouvaly. Na konci osmdesátých let byla oblast s nejvyšší intenzitou plodnosti na pomezí Čech a Moravy, na počátku 21. století to již byla oblast severozápadních Čech a oblasti v dosahu hlavního města Prahy. Rozdíly v úrovni krajů byly posuzovány na základě dvou skupin faktorů. Prvním je faktor kvalitativní, který zahrnuje ukazatele věkové struktury, vzdělanostní struktury či ukazatele kvality zdravotní péče. Do druhé skupiny, nazvané faktor sociokulturní, spadají ukazatele rozvodovosti, umělého přerušování těhotenství, nadějí dožití žen při narození, podíl narozených mimo manželství, podíl věřících osob a podíl osob romské národnosti.

Podle očekávání se potvrdilo specifické postavení hlavního města Prahy, jejíž úroveň kvalitativního faktoru se výrazně odlišuje od ostatních krajů. Důvodem je starší věková struktura, vyšší vzdělanostní struktura, lepší dostupnost a úroveň zdravotní péče. Úroveň sociokulturního faktoru pro Prahu dosahuje průměrných hodnot. Specifické hodnoty obou sledovaných faktorů jsou typické pro Ústecký a Karlovarský kraj. Tyto kraje jsou silně postižené restrukturalizací průmyslu a řadí se mezi problematické kraje. Důvodem je nižší vzdělanostní struktura, vyšší zastoupení minoritních národností, vysoký podíl mimomanželsky narozených dětí, vyšší úroveň potratovosti a rozvodovosti, nižší naděje na dožití atd. Mezi oblastmi, ve kterých dopady restrukturalizace průmyslu nebyly tak hluboké, se řadí Moravskoslezský kraj spolu s krajem Libereckým. Vysoká intenzita sociokulturního faktoru, která odráží zachování tradičních kulturních norem a vzorců chování projevující se v postoji k rozvodovosti, potratovosti, rození dětí mimo manželství a podílu věřících osob, je typická pro Vysočinu. Do stejného shluku, kde je kraj Vysočina, nelze kvůli specifickému postavení Brna a jeho okolí zařadit Jihomoravský kraj. Ten se hodnotou obou faktorů přibližuje celorepublikovému průměru a je označen jako kraj průměrný. (Šídlo, 2008)

Výběr vhodných trendových funkcí pro obecnou míru porodnosti zkoumaných krajů je ověřován pomocí koeficientu determinace, průkazností parametrů funkcí a F-testu vhodnosti modelu. Tyto hodnoty jsou přehledně zaznamenány v tabulce č. 1, p-hodnoty významnosti parametrů odhadnutého modelu jsou uvedeny v závorkách pod příslušnými parametry. Jednotlivé časové řady obsahují 16 hodnot.

Koeficient determinace zkoumá vhodnost zvoleného modelu jako celku a ukazuje, kolik procent vývoje obecné míry porodnosti funkce popisuje. Z hlediska tohoto ukazatele lze považovat zvolené modely ve všech krajích za vhodné, protože jejich hodnota se pohybuje v rozmezí 0,82–0,95, což vypovídá o tom, že model v případě Ústeckého kraje vysvětluje 82 % proměnlivosti vysvětlované veličiny, u Jihomoravského, Moravskoslezského kraje a kraje Vysočina téměř 90 % a u hlavního města Prahy dokonce 95 % vývoje porodnosti.

Tabulka č. 1: Trendové funkce, p-hodnoty parametrů, koeficienty determinace, testovací statistika – porodnost

Kraje	Trendová funkce	R <sup>2</sup>	F
Hl. město Praha	$y_i = 9,37 - 0,55 t_i + 0,05 t_i^2$ (0,000) (0,000) (0,000)	0,95	124,52
Jihomoravský	$y_i = 11,79 - 0,87 t_i + 0,05 t_i^2$ (0,000) (0,000) (0,000)	0,89	53,76
Ústecký	$y_i = 12,39 - 0,74 t_i + 0,05 t_i^2$ (0,000) (0,000) (0,000)	0,82	29,64
Moravskoslezský	$y_i = 12,40 - 0,82 t_i + 0,05 t_i^2$ (0,000) (0,000) (0,000)	0,90	58,29
Vysočina	$y_i = 12,91 - 0,89 t_i + 0,05 t_i^2$ (0,000) (0,000) (0,000)	0,89	53,35

Pro testování statistické významnosti modelu je použit F-test s testovací statistikou, která má Fisher-Snedecorovo rozložení. Tabelovaná hodnota této statistiky s  $v_1 = 2$  a  $v_2 = 13$  stupni volnosti je 3,806. Vypočtené hodnoty testovacích statistik ve všech sledovaných krajích jsou větší než kritická hodnota, parametry modelů jsou statisticky průkazné. Na 5% hladině významnosti lze tedy zamítnout nulovou hypotézu a považovat zvolené kvadratické modely za statisticky významné.

Dalším problémem, kterým je třeba se v časových řadách zabývat, je sériová korelace, jež nastává v případě, že chybové členy jsou korelovány mezi sebou navzájem. Zda se jedná o sériovou korelaci prvního řádu, zjistíme pomocí Durbin-Watsonova testu. Hodnoty  $d$  statistiky tohoto testu pro zkoumané kraje spolu s p-hodnotami udává následující tabulka č. 2. Je pravděpodobné, že autokorelace nastane, protože po odstranění trendu z periodické nestacionární časové řady zůstane složka, která není popsána.

Tabulka č. 2: Testy autokorelace chybového členu

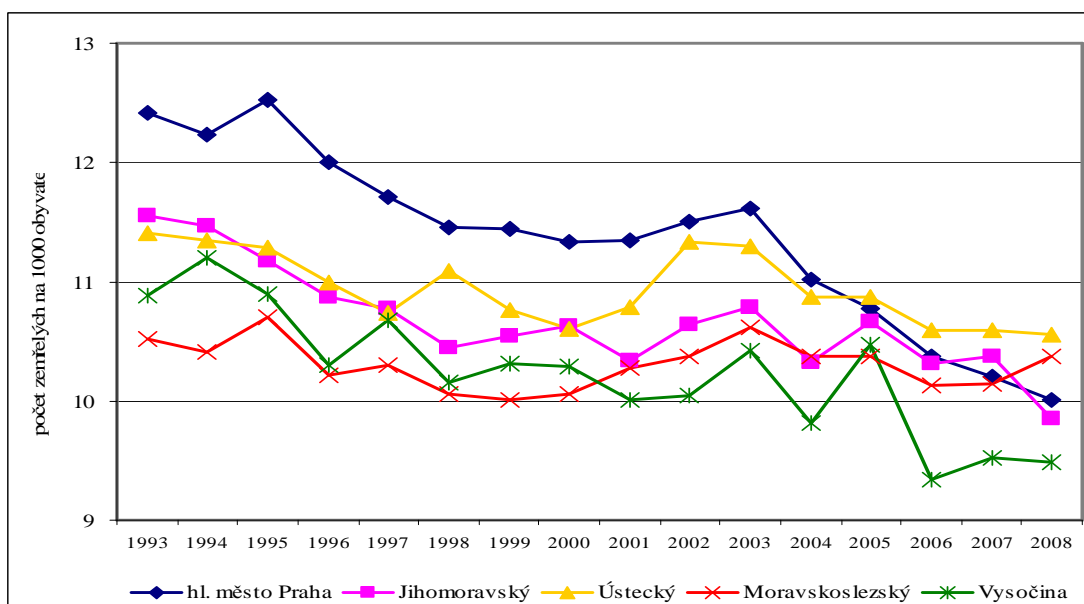
Kraje	Durbin-Watsonův test	
	Testová statistika	p-hodnota
Hl. město Praha	DW = 0,79	0,00013
Jihomoravský	DW = 0,83	0,00021
Ústecký	DW = 0,84	0,00024
Moravskoslezský	DW = 0,99	0,00141
Vysočina	DW = 1,12	0,00405

Z výsledků testů autokorelace chybového členu je patrné, že byla prokázána sériová korelace první řádu, a to na 5% hladině významnosti u všech zkoumaných krajů. Jelikož se testová statistika pohybuje okolo hodnoty jedna, lze usoudit, že se jedná o pozitivní sériovou korelaci. Sériová korelace vyššího řádu na základě ACF grafu prokázána nebyla.

## 5.2 Úmrtnost

Z celoevropských studií vyplývá, že od počátku devadesátých let se vývoj úmrtnosti oproti předcházejícím letům zlepšil, což je patrné z jejího mírně klesajícího trendu. Jak se obecná míra úmrtnosti ve sledovaných krajích vyvíjela v průběhu let 1993–2008, znázorňuje graf č. 6. Stejně jako v případě porodnosti i zde je využito relativního ukazatele, který udává celkový počet zemřelých osob na 1000 obyvatel středního stavu.

Ve sledovaném období se úmrtnost v krajích pohybovala v rozmezí 9,3–12,5 ‰. Nejnižší hodnoty úmrtnosti dosáhl v roce 2006 kraj Vysočina a naopak nejvyšší hodnota je zaznamenána v roce 1995 u hlavního města Prahy. Celkově však v průběhu let dochází ke snižování hodnoty tohoto ukazatele.



Graf č. 6: Vývoj úmrtnosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (‰)



Důvodem této pozitivní změny je podle Dufka a Minaříka (2007) výrazné snížení kojenecké a novorozenecké úmrtnosti a prodloužení průměrného věku obyvatel vlivem zdravějšího způsobu života. Další příčinou je také měnící se věková struktura, kdy se projevují změny v důsledku populačních vln předchozích generací.

Celkově nejvyšší úroveň úmrtnosti zaznamenalo od počátku sledovaného období až do roku 2005 hlavní město Praha. V průběhu let 1993–2008 se úmrtnost v Praze snížila o 2,4 ‰ s průměrným koeficientem růstu 0,9857, přičemž k výraznému snižování docházelo především od roku 2005. Nejnižší hodnotu ukazatele úmrtnosti lze do roku 2000 sledovat u Moravskoslezského kraje a poté v následujících letech u kraje Vysočina. Zatímco v kraji Vysočina se obecná míra úmrtnosti v roce 2008 ve srovnání s počátkem období snížila o 1,4 ‰, v Moravskoslezském kraji k výraznému poklesu nedošlo. Číselně se jednalo o pokles o 0,1 ‰. Jihomoravský kraj je charakterický poklesem obecné míry úmrtnosti o 1,7 ‰ průměrným tempem úbytku 1,06 %.

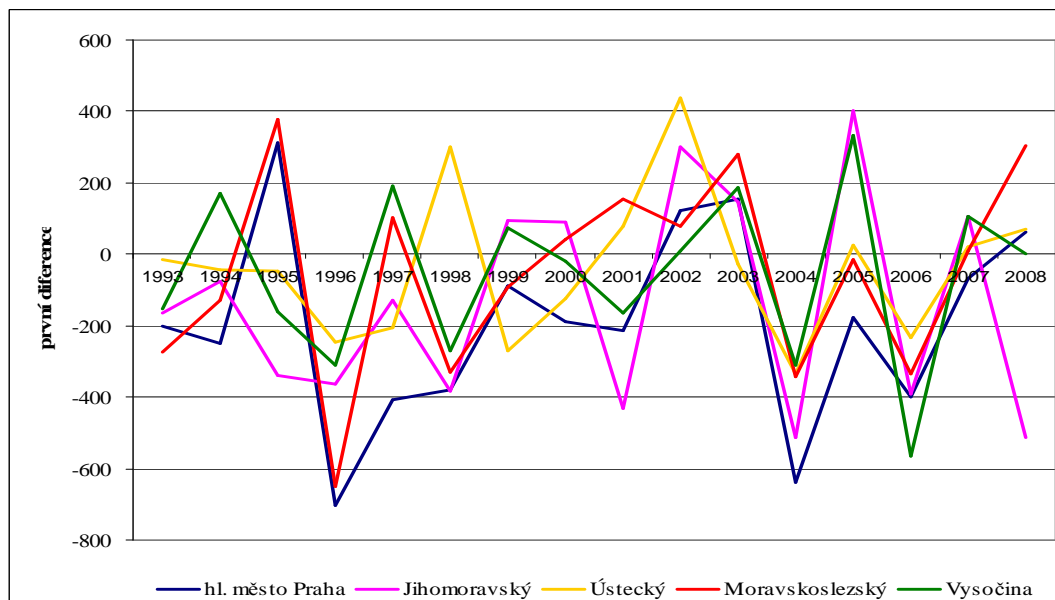
Burcin (2008) dodává, že pozitivní vývoj úmrtnosti po roce 1990 je výsledkem působení mnoha faktorů. Mezi nejprůkaznější řadí růst výdajů na zdravotnictví, vzestup výkonů zdravotních služeb, realizaci různých preventivních programů se zaměřením na rizikové populační skupiny, dostupnost vysoce účinných léčiv a moderní zdravotnické techniky, pozitivní změny v životním stylu, zlepšení kvality životního prostředí, změnu struktury ekonomické aktivity obyvatelstva (pokles podílu zaměstnaných v průmyslu, větší podíl zaměstnaných ve službách, nízká míra chudoby, nezaměstnanost pod 10 % ekonomicky aktivního obyvatelstva). Nejvýznamnější podíl přisuzuje především změnám v oblasti lékařské péče, které měly podstatný vliv na snížení nemocí srdce a cév, což přispělo k prodloužení průměrné délky života obyvatel.

Právě včasné poskytnutí zdravotní péče, vyšší vzdělání obyvatel spolu s vyznáváním zdravějšího životního stylu lze hledat za snižující se úmrtností v hlavním městě Praze, a to i navzdory nepříliš kvalitnímu ovzduší. Naopak těžší dostupnost rychlé lékařské pomoci, prašné prostředí, vysoký podíl chemických látek v ovzduší, horší životní styl a nestabilní sociodemografické prostředí lze považovat za příčinu neměnicího se vývoje úmrtnosti v Moravskoslezském kraji.

Dufek a Minařík (2007) uvádí, že od osamostatnění České republiky v roce 1993 dochází ke snižování počtu zemřelých, které je více méně plynulé. Zabýval se také vývojem úmrtnosti a porodnosti podle velikostních skupin obcí. Výsledkem těchto analýz je zjištění, že ve vývoji úmrtnosti se nejvíce liší skupina venkovských obcí, kde je obecná míra úmrtnosti nejvyšší. U měst a přechodné skupiny obcí je vývoj prakticky konstantní s mírně nižší úrovní u měst. U venkovských obcí byla v roce 1993 úmrtnost výrazně vyšší, postupně se však snižuje a přibližuje ostatním skupinám.

V grafu č. 7 jsou zachyceny první diference počtu zemřelých osob v jednotlivých krajích během let 1993–2008. Největší změny počtu zemřelých obyvatel jsou patrné v roce 1996

u Moravskoslezského kraje a hlavního města Prahy. Ve srovnání s rokem 1995 došlo v roce 1996 ke snížení počtu zemřelých osob, a to o 703 osob u Prahy a o 649 osob v Moravskoslezském kraji. Naopak nárůst počtu zemřelých se projevil v důsledku chřipkové epidemie v roce 2005 u kraje Vysočina, která přispěla k meziročnímu zvýšení na 332 zemřelých osob.



Graf č. 7: Graf vývoje prvních diferencí zemřelých osob v jednotlivých krajích v letech 1993–2008

Jaká je vhodná trendová funkce pro popis úmrtnosti v daném kraji, ukazuje následující přehled (tabulka č. 3). Hodnocení je opět založeno na posuzování úrovně ukazatele determinace, p-hodnot parametrů a hodnoty F-testu.

Tabulka č. 3: Trendové funkce, p-hodnoty parametrů, koeficienty determinace, testovací statistika – úmrtnost

Kraje	Trendová funkce	R <sup>2</sup>	F
Hl. město Praha	$y_i = 12,64 - 0,15 t_i$ (0,000) (0,000)	0,89	110,24
Jihomoravský	$y_i = 11,33 - 0,08 t_i$ (0,000) (0,000)	0,70	32,43
Ústecký	$y_i = 11,84 - 0,37 t_i + 0,05 t_i^2 - 0,002 t_i^3$ (0,000) (0,022) (0,032) (0,033)	0,59	5,79
Moravskoslezský	$y_i = 10,83 - 0,24 t_i + 0,03 t_i^2 - 0,001 t_i^3$ (0,000) (0,071) (0,109) (0,148)	0,29	1,62
Vysočina	$y_i = 11,04 - 0,09 t_i$ (0,000) (0,000)	0,71	35,04

Z tabulky vyplývá, že pro hlavní město Prahu, Jihomoravský kraj a kraj Vysočina lze použít lineární funkci, která má klesající trend. Nejvyšší index determinace má hlavní město Praha, u kterého trendová přímka popisuje 89 % variability vývoje počtu zemřelých. U Jihomoravského kraje a kraje Vysočina je prostřednictvím lineární funkce po řadě popsáno 70 a 71 % variability. Pro Moravskoslezský a zejména Ústecký kraj je nejvhodnější popis pomocí polynomů vyššího stupně. Vzhledem ke špatné interpretaci a vypovídací schopnosti těchto funkcí byl u zmíněných krajů použit polynom třetího stupně.

Obdobně jako u porodnosti i v případě úmrtnosti byla pro testování statistické významnosti koeficientu determinace použita F statistika. Pro Jihomoravský kraj, kraj Vysočinu a hlavní město Prahu má testovací statistika na 5% hladině významnosti tabulkovou hodnotu  $F(1,14) = 4,6$ . Vypočtené hodnoty testovací statistiky u těchto krajů jsou vyšší než kritická hodnota, nulová hypotéza je zamítnuta a modely lze považovat za statisticky významné. Statistickou významnost potvrzují i nízké p-hodnoty parametrů trendových funkcí, které nepřekročily 5% hladinu významnosti.

V případě Ústeckého kraje je pro popis vývoje úmrtnosti použit polynom třetího stupně. Trendová přímka vystihuje pouze 59 % celkové variability. Testovací statistika na 5% hladině významnosti s  $v_1 = 3$  a  $v_2 = 12$  stupni volnosti má hodnotu 3,49, která je nižší než vypočtená hodnota, což vede k zamítnutí nulové hypotézy. Rovněž žádná z p-hodnot parametrů modelu nepřesáhla 5% hladinu významnosti. U Moravskoslezského kraje došlo vzhledem k nízké hodnotě testovací statistiky a neprůkaznosti parametrů trendové funkce k zamítnutí nulové hypotézy.

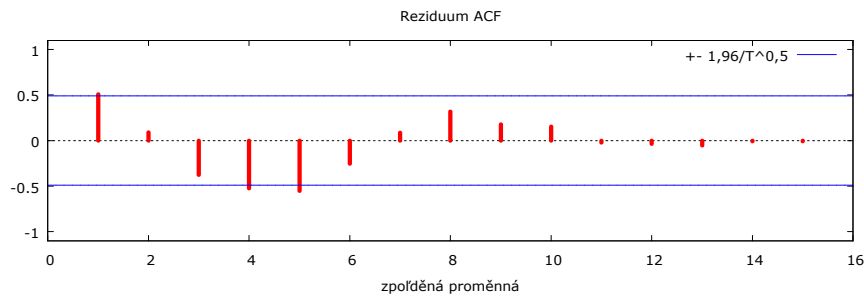
U úmrtnosti je možné sledovat sezonnost zejména v zimních měsících. Po odstranění trendu a za předpokladu přítomnosti sezonnosti, lze očekávat u časových řad autokorelaci. Pomocí Durbin–Watsonova testu (tabulka č. 4) je prokázána pozitivní sériová korelace prvního řádu u hlavního města Prahy, Jihomoravského a Ústeckého kraje. P-hodnota Durbin–Watsonovy statistiky u kraje Vysočina je vyšší než 5% hladina významnosti, lze tedy přijmout nulovou hypotézu o nepřítomnosti sériové korelace.

Tabulka č. 4: Testy autokorelace chybového členu

Kraje	Durbin-Watsonův test	
	Testová statistika	p-hodnota
Hl. město Praha	DW = 0,89	0,00219
Jihomoravský	DW = 1,21	0,02185
Ústecký	DW = 1,66	0,04064
Vysočina	DW = 2,64	0,85644

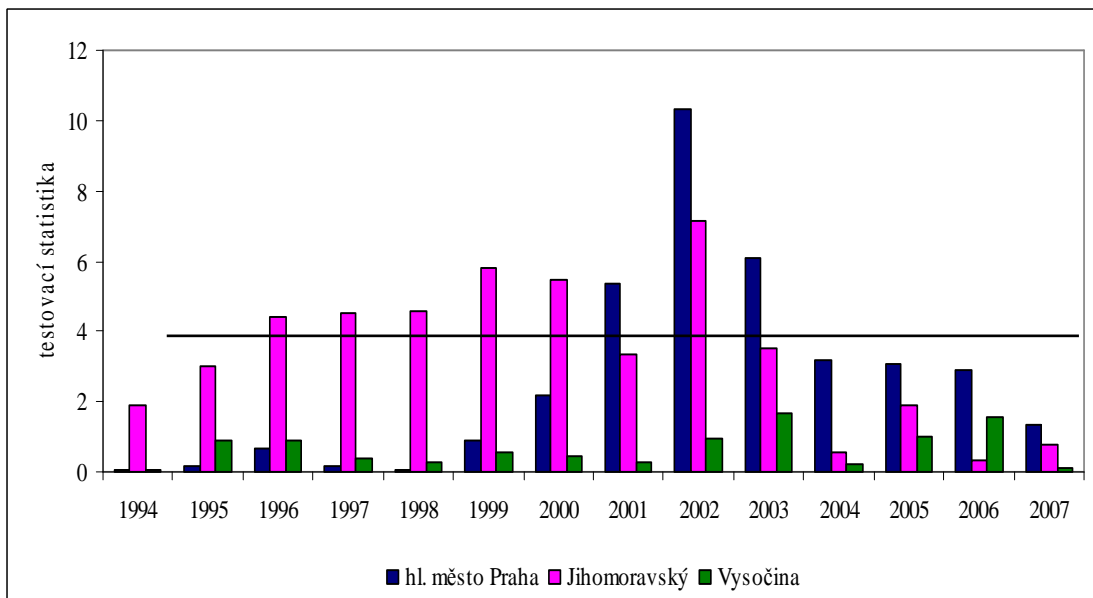
Korelace vyšších řádů jsou dále zkoumány pomocí ACF grafu u hlavního města Prahy a Jihomoravského kraje. U Jihomoravského kraje korelace vyššího řádu prokázány

nebyly. U Prahy je zaznamenána negativní korelace čtvrtého a pátého řádu, o čemž se lze přesvědčit z následujícího ACF grafu.



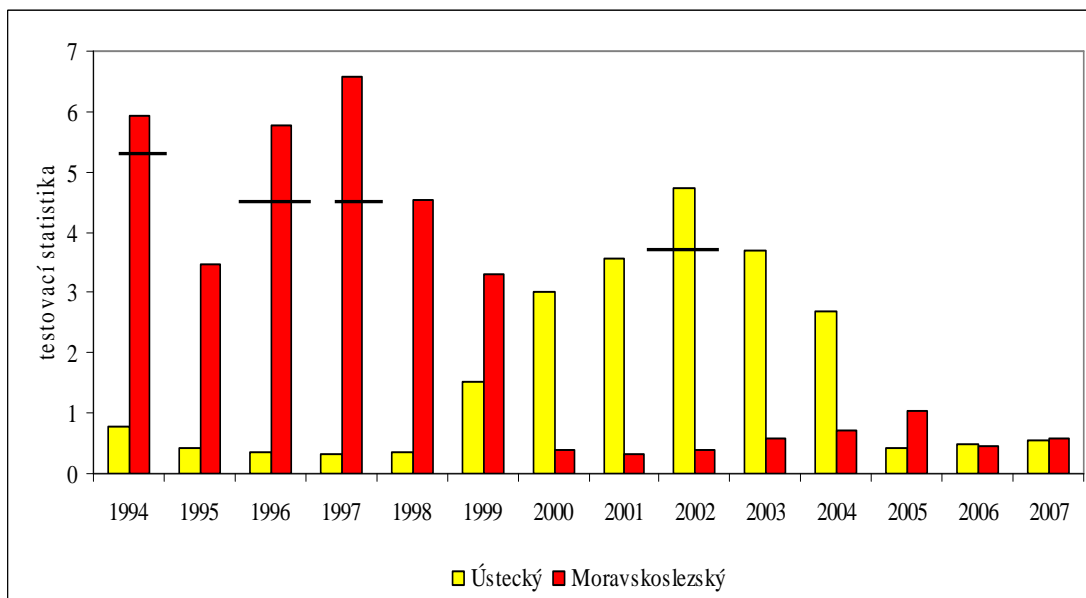
Graf č. 8: Graf korelace reziduí pro hlavní město Prahu

Pro testování strukturálních změn byl proveden Chow test, jehož výsledky jsou zachyceny na následujících dvou grafech (graf č. 9 a 10). Testováním se prokázaly zlomy u hlavního města Prahy, Jihomoravského, Moravskoslezského a Ústeckého kraje. Graf č. 9 zachycuje hodnoty testovací statistiky pro Prahu, Jihomoravský kraj a kraj Vysočina. U těchto krajů lze vývoj úmrtnosti popsat pomocí přímky. Kritická hodnota pro roky 1995–2007 je 3,89 a má Fisher-Snedecorovo rozdělení s  $v_1 = 2$  a  $v_2 = 12$  stupni volnosti. V grafu je tato hodnota vyznačena černou čarou. V letech, kde vypočtené hodnoty testovacích statistik vybraných krajů tuto hranici překročily, jsou identifikovány strukturální zlomy. Testovací statistika pro rok 1994 je  $F(1,13) = 4,67$ . Z grafu je zřejmé, že této hodnoty žádný z krajů nedosahuje.



Graf č. 9: Chow test – úmrtnost

V Praze jsou zlomy patrné během let 2001–2003. Od roku 2001 se obecná míra úmrtnosti postupně zvyšovala, a to až do roku 2003. Poté v roce 2004 došlo k jeho poklesu, který pokračoval až do roku 2008. V roce 2002 vzrostla v Jihomoravském kraji hodnota míry úmrtnosti o 2,55 % oproti roku 2001. Pouze v roce 2002 se projevila strukturální změna jak u Jihomoravského, tak i u hlavního města Prahy. U kraje Vysočina nebyl během sledovaného období zaznamenán ani jeden zlom.



Graf č. 10: Chow test – úmrtnost

V grafu č. 10 jsou zachyceny hodnoty testovací statistiky Ústeckého a Moravskoslezského kraje. Vzhledem k tomu, že je pro každý z krajů použit polynom jiného stupně, je třeba vypočtené hodnoty jednotlivých testovacích statistik porovnávat vůči odlišným kritickým hodnotám. V grafu jsou vyznačeny pouze ty případy, kdy je odpovídající kritická hranice překročena.

Pro Ústecký kraj je strukturální zlom zaznamenán pouze v roce 2002, kdy byla překročena hodnota 3,84 odpovídající F statistice s  $v_1 = 4$  a  $v_2 = 8$  stupni volnosti. U Moravskoslezského kraje Chow test odhalil zlomy na počátku sledovaného období v roce 1994 a v roce 1996. K opětovnému překročení testovací statistiky s hodnotou 4,53 došlo v tomto kraji v roce 1997. V roce 1998 došlo totiž k výraznější změně počtu zemřelých

Rychtaříková (2006) upozorňuje, že se budou měnit nejen počty seniorů, ale také životní podmínky a sociální kontakty starých lidí. Život seniorů v budoucnu bude poznamenán rostoucí rozvodovostí a snižující se sňatečností předchozích let. Na druhé straně zlepšování zdravotního stavu umožní kvalitnější a delší život. Je tedy třeba brát v úvahu nejen rodinný stav, ale i zdravotní stav. Posuzování seniorů z hlediska rodinného stavu souvisí se zajištěním péče pro ty, kteří už nebudou schopni se postarat sami o sebe.

V České republice přetrvává tzv. dualismus rodinné a ústavní péče. Svobodová (2006) vychází ze studie provedené Ministerstvem práce a sociálních věcí ČR, ze které plyne, že tři čtvrtiny seniorů se v případě potřeby spoléhají na pomoc rodiny. Tento výsledek potvrzuje i fakt, že péče o seniory je u nás značně omezená a nerovnoměrná, ale také finančně podhodnocená.

Situaci lze řešit dvěma způsoby. První varianta počítá se změnami demografických charakteristik projevujícími se poklesem porodnosti a sňatečnosti, což povede ke zvyšujícímu se počtu osamělých osob, které se ve stáří nebudou moci spolehnout na pomoc ze strany svých dětí nebo partnerů. Stát by měl v tomto případě zajistit vybudování odpovídající sítě pečovatelských služeb, a to i prostřednictvím soukromého a nestátního sektoru. Vzhledem k tomu, že náklady na péči o staré osoby jsou finančně nákladné, je třeba v průběhu života nashromáždit potřebné množství peněžních prostředků. Lidé, kteří nepřispívají na penze prostřednictvím investic do vlastních potomků, se budou muset vzdát části svých peněžních zdrojů na zaplacení těchto soukromých služeb. To by také částečně pomohlo vyvážit nerovnoměrné příspěvky bezdětných a rodin s dětmi při tvorbě starobních důchodů.

Druhá varianta, realizovatelná zejména v tzv. tradičních regionech, odpovídá závěrům Rychtaříkové (2007) a také počítá s podporou státu v oblasti vytvoření odpovídajících podmínek, a to jak pro možnost rodinné péče o seniory, tak i pro kombinaci péče institucionální a rodinné takovým způsobem, aby bylo možné skloubit zaměstnání s péčí o nesoběstačného seniora. Ze sledovaných regionů je největší podíl postreprodukční složky obyvatelstva v případě hlavního města Prahy.

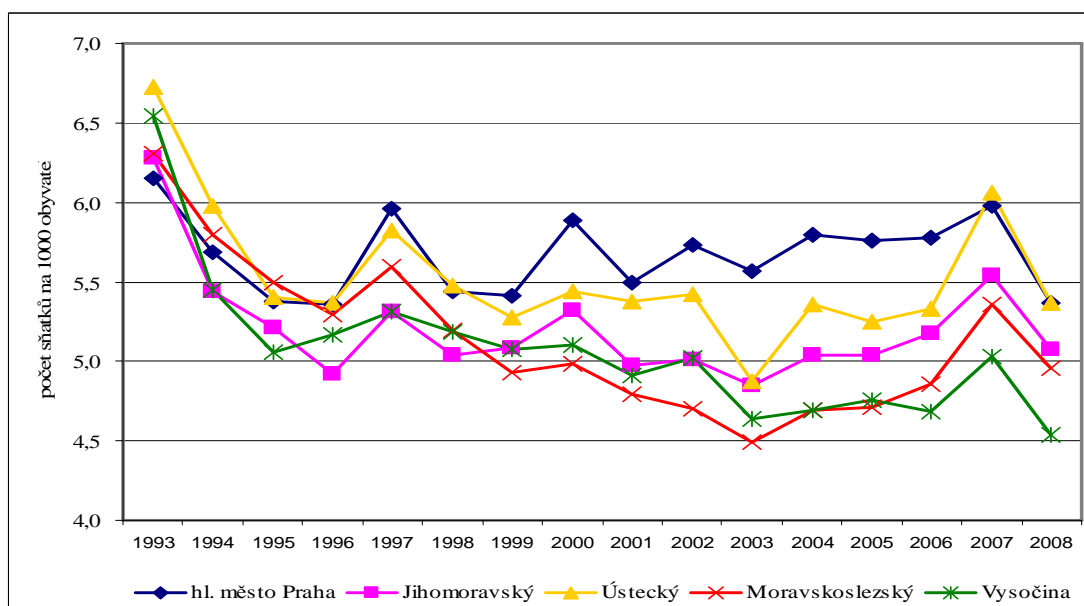
### 5.3 Sňatečnost

Stejně jako u ostatních dynamických charakteristik i v případě sňatečnosti se na jejím vývoji projeví společenské změny, k nimž došlo na počátku devadesátých let. Jedná se o podobný vývoj, který byl typický pro vyspělé evropské země před více než deseti lety. Konkrétně jde o pokles ukazatele obecné míry sňatečnosti, zvýšení průměrného věku při sňatku, uzavírání sňatků až po narození dítěte nebo život v nesezdaném soužití či zvýšení počtu ekonomicky aktivních žen a jejich samostatnosti (Dufek, Minařík, 2007). Tyto a ještě mnoho dalších ukazatelů specifických pro jednotlivé kraje jsou důsledkem vývoje sňatečnosti, který je znázorněn v následujícím grafu č. 11. Stejně jako u ostatních charakteristik se pro účely srovnatelnosti krajů vychází z přepočtu na 1000 obyvatel středního stavu.

Z grafu č. 11 je patrné, že do poloviny devadesátých let dochází ve všech sledovaných krajích shodně k prudkému poklesu sňatečnosti, který posléze přechází v mírné snižování až stagnaci, jež je narušena až v roce 2006 jejím nárůstem. Obecně se vývoj sňatečnosti ve sledovaných letech pohyboval v rozmezí od 6,7 ‰, kterého dosáhl Ústecký kraj v roce

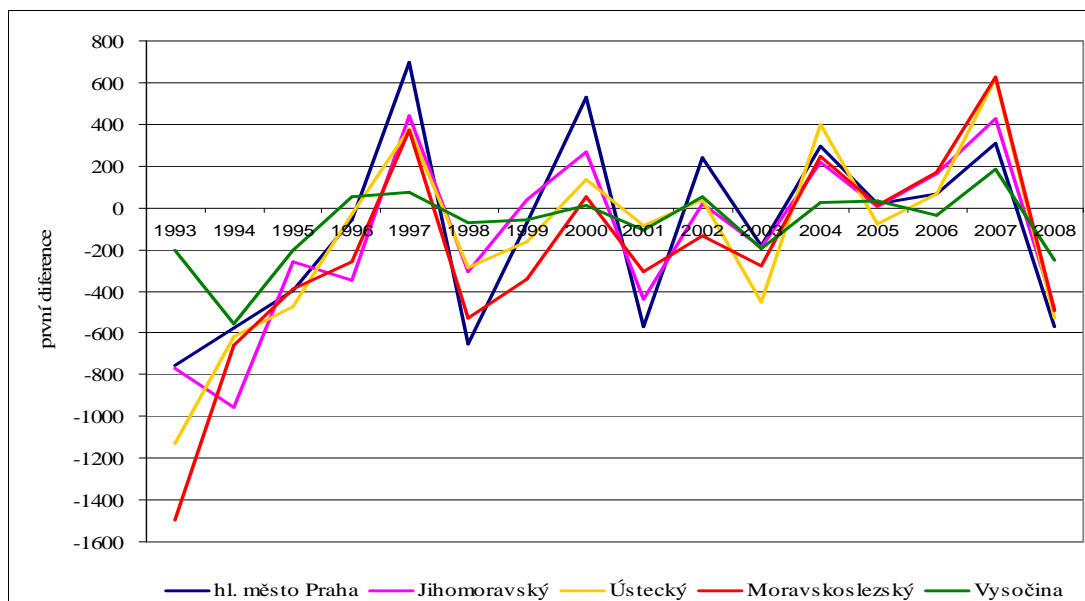
1993, až po hodnotu 4,5 ‰, jež byla zjištěna v roce 2003 u Moravskoslezského kraje a v roce 2008 u kraje Vysočina.

Před rokem 1993 byla sňatečnost nejvyšší v Ústeckém kraji a kraji Vysočina. V následujících letech se sňatečnost zejména u kraje Vysočina snížila. Rozdíl mezi lety 1993 a 2008 u tohoto kraje činil 2 ‰ s průměrným koeficientem růstu 0,9758. Naopak nárůst od roku 1995 je charakteristický pro Prahu. Zde došlo mezi prvním a posledním rokem sledovaného období k poklesu sňatečnosti pouze o 0,8 ‰ s průměrným tempem úbytku 1,01 ‰. Tuto skutečnost je možné vysvětlit pomocí stabilní ekonomické situace a také přílivu vzdělanějšího obyvatelstva z venkova.



Graf č. 11: Vývoj sňatečnosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (‰)

Vývoj prvních diferencí počtů uzavřených sňatků je zachycen v grafu č. 12. U Jihomoravského kraje a Prahy byl v roce 1993 v porovnání s rokem 1992 zaznamenán úbytek počtu uzavřených sňatků, který po řadě činil 772 a 775 sňatků. Zatímco v následujícím roce se u Jihomoravského kraje tento pokles ještě více prohloubil, v hlavním městě Praze nebyl pokles tak výrazný, ale i nadále se snižoval. Obrat nastal v roce 1997, ve kterém došlo k meziročnímu růstu o 696 uzavřených sňatků. Všeobecně lze tento růst v hlavním městě hodnotit průměrným absolutním úbytkem o 61 manželství. Pro Jihomoravský kraj činila hodnota průměrného ročního úbytku 94 manželství. Nejstabilnější vývoj prvních diferencí je typický pro kraj Vysočinu, u kterého byl za celé období vypočten průměrný roční úbytek o 70 sňatků. Po vyloučení změn v letech 1993–1994 a 2007–2008 klesla v tomto kraji hodnota průměrného úbytků na 20 uzavřených sňatků.



Graf č. 12: Vývoj prvních diferencí uzavřených sňatků ve sledovaných krajích v letech 1993–2008

Hodnoty časových řad vývoje porodnosti jsou zejména u Prahy rozkolísané. K jejich popisu jsou proto použity polynomy druhého a třetího stupně zapsané v tabulce č. 5. Polynom druhého stupně nejlépe vystihuje vývoj sňatečnosti v Jihomoravském, Ústeckém a Moravskoslezském kraji a kraji Vysočina. Prostřednictvím tohoto polynomu je popsáno u Moravskoslezského kraje 87 % a u Vysočiny 69 % variability. Nejnižší hodnota je zaznamenána u hlavního města Prahy, kde postihuje pouhých 33 % variability.

Tabulka č. 5: Trendové funkce, p-hodnoty parametrů, koeficienty determinace, testovací statistika – sňatečnost

Kraje	Trendová funkce	R <sup>2</sup>	F
<b>Hl. město Praha</b>	$y_i = 6,3 - 0,35 t_i + 0,05 t_i^2 - 0,002 t_i^3$ (0,000) (0,033) (0,036) (0,045)	0,33	1,95
<b>Jihomoravský</b>	$y_i = 6 - 0,21 t_i + 0,01 t_i^2$ (0,000) (0,003) (0,006)	0,54	7,65
<b>Ústecký</b>	$y_i = 6,55 - 0,26 t_i + 0,01 t_i^2$ (0,000) (0,003) (0,006)	0,56	8,17
<b>Moravskoslezský</b>	$y_i = 6,51 - 0,33 t_i + 0,01 t_i^2$ (0,000) (0,000) (0,000)	0,87	42,64
<b>Vysočina</b>	$y_i = 6,12 - 0,21 t_i + 0,01 t_i^2$ (0,000) (0,006) (0,050)	0,69	14,34



U hlavního města p-hodnoty parametrů modelu nepřesahují 5 % hladinu významnosti, přesto funkci nelze na základě výsledku F-testu považovat za statisticky významnou. Tabelovaná hodnota pro  $F(3,12)$  na 5% hladině významnosti má hodnotu 3,49. U zbylých krajů vypočtená hodnota testovací statistiky přesáhla kritickou hodnotu, která má pro polynom druhého stupně hodnotu  $F(2,13) = 3,81$ . P-hodnoty parametrů modelů uvedené v závorkách u trendových funkcí vedou k potvrzení statistické významnosti parabolické funkce u Jihomoravského, Ústeckého a Moravskoslezského kraje a kraje Vysočina.

Na základě Durbin–Watsonova testu (tabulka č. 6) nebyla prokázána sériová korelace u Jihomoravského, Ústeckého a Moravskoslezského kraje a ani u kraje Vysočina.

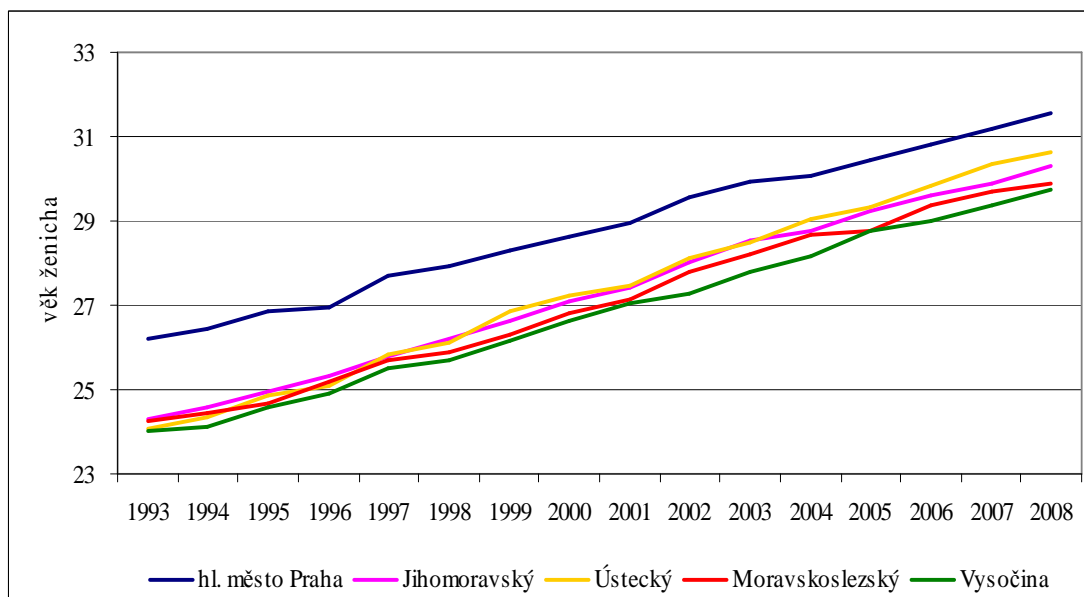
Tabulka č. 6: Testy autokorelace chybového členu

Kraje	Durbin-Watsonův test	
	Testová statistika	p-hodnota
Jihomoravský	DW = 1,76	0,12687
Ústecký	DW = 2,10	0,33528
Moravskoslezský	DW = 2,03	0,28774
Vysočina	DW = 1,57	0,05981

Hrubá míra sňatečnosti je ovlivněna věkovou strukturou populace. Při výpočtu jsou ve středním stavu obyvatel zahrnuty i osoby (děti, ženatí muži, vdané ženy), které sňatek uzavřít nemohou. Z tohoto důvodu je vhodnější pro srovnání krajů použít hrubou míru sňatečnosti svobodných, tzv. prvosňatečnost. Základním ukazatelem prvosňatečnosti je podíl prvních sňatků na celkovém počtu uzavřených sňatků, a to buď z hlediska nevěst, nebo ženichů.

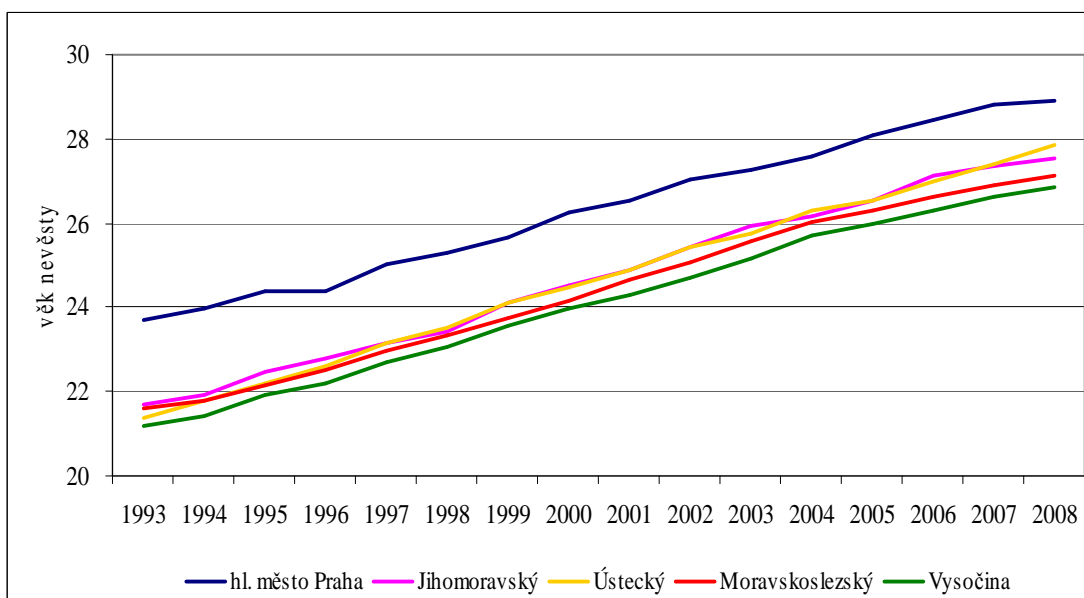
Nejvyšších hodnot sňatečnosti dosahuje ze sledovaných krajů v posledních letech zejména hlavní město Praha. Za příčinu je považována především nadprůměrná intenzita sňatečnosti svobodných. Je to způsobeno tím, že mladí lidé žijící v Praze posouvají svůj vstup do manželství do pozdějšího věku, než je obvyklé v ostatních krajích. Realizace těchto odložených sňatků vedla k výraznému zvýšení sňatečnosti ve srovnání s ostatními kraji. (Český statistický úřad, 2009<sup>a</sup>)

Toto prvenství potvrzuje hlavní město Praha i nejvyšším průměrným věkem při prvním sňatku, který dokládají následující grafy č. 13 a 14. V hlavním městě Praze se průměrný věk při prvním sňatku ženichů zvýšil z 26,2 roku na počátku sledovaného období, tedy v roce 1993, na 31,6 let na konci období v roce 2008. U zbývajících čtyř krajů se hodnoty věku příliš neliší. U ženichů se pohybují v roce 1993 v intervalu od 24 do 24,3 roku a od 29,8 do 30,6 roku v roce 2008, přičemž nejnižších hodnot dosáhl na konci i na začátku sledovaného období kraj Vysočina.



Graf č. 13: Průměrný věk mužů při prvním sňatku

Pořadí krajů z hlediska průměrného věku nevěst při prvním sňatku v zásadě zůstává, mění se pouze hodnoty. U Prahy je průměrný věk nevěst v letech 1993–2008 v rozmezí mezi 23,7–28,9 roku. U zbylých krajů se průměrný věk nevěst pohybuje mezi 21,2 roku (1993) a 27,8 roku (2008). Nejnižší hodnoty jsou charakteristické pro Vysočinu. Nejvyšší hodnota stejně jako u průměrného věku ženichů připadá na Jihomoravský kraj v roce 1993 a na Ústecký kraj v roce 2008.



Graf č. 14: Průměrný věk žen při prvním sňatku

Dufek a Minařík (2007) dodávají, že ve vývoji sňatečnosti se projevují rozdíly mezi městy a venkovskými obcemi. Podle něj ve venkovských obcích dochází ke stálému

mírnému poklesu sňatečnosti. Nižší úroveň sňatečnosti v obcích s nižším počtem obyvatel je dána především věkovou strukturou s malým podílem mladých lidí. Ve velkých městech se naopak po prudkém počátečním poklesu vývoj sňatečnosti ustálil.

V dřívějších dobách bylo zvykem, že většina párů před tím, než přistoupila k reprodukci, uzavřela manželství. Přestože v průběhu devadesátých let dospěla do reprodukčního věku početná skupina osob narozených v sedmdesátých letech, ukazatele sňatečnosti se v té době výrazně snížily.

Úroveň sňatečnosti je výslednicí působení několika faktorů, mezi které Fialová (2006) řadí celkovou hospodářskou situaci daného území (návrat k tržní ekonomice a k nezaměstnanosti a k přehodnocení odpovědnosti jednotlivce za vlastní ekonomickou situaci), postoje obyvatelstva k instituci manželství, populační klima a v neposlední řadě i úroveň sňatečnosti a také rozvodovosti. Podle ní existuje úzká vazba mezi demografickým chováním a vnějším prostředím. V Evropě, a tím i v České republice, je populační klima ovlivněno liberalismem a individualismem.

Chaloupková (2007) zpochybňuje představu, že příčinou rození vyšších počtů dětí mimo manželství je materiální zvýhodnění matek vyššími sociálními dávkami. Důležitou roli při odmítnutí manželství ze strany žen naopak hraje nejistota ohledně budoucího vztahu partnerů, odmítnutí sňatku partnerem a označení institutu manželství za pouhou formalitu. Tyto závěry potvrzuje i Hamplová (2007) a rozšiřuje pohled na svobodné mateřství z hlediska vzdělání rodičů. Nejvyšší pravděpodobnost stát se osamělou matkou vidí v případě, že matka a otec mají základní vzdělání. Tato pravděpodobnost se snižuje s výší dosaženého vzdělání.

Rychtaříková (2007) popisuje svobodnou matku jako ženu se základním vzděláním, která porodí své první dítě ve věku kolem 20 let. Z hlediska krajových odlišností je možné největší počet takových matek nalézt v Ústeckém kraji a Praze. Nutno dodat, že tyto dva kraje sice dosahují ze sledovaných krajů nejvyšších počtů svobodných matek, avšak v průběhu uplynulých 20 let se riziko svobodného mateřství v Praze výrazně snížilo a v Ústeckém kraji naopak zvýšilo. V kraji Vysočina je větší počet prvorozených dětí, které se narodí vdaným matkám než počet dětí, které se narodí svobodným matkám.

Následující tabulka č. 7 zachycuje výsledky získané provedením Grangerovy kauzality právě mezi prvosňatečností a porodností. Testováno bylo postupně všech pět krajů se zpožděním jeden a dva roky. Testování proběhlo v obou směrech, tzn. že jako nezávisle proměnná byla uvažována jak prvosňatečnost (v tabulce označeno jako PS), tak i porodnost (v tabulce označeno jako P). Test Grangerovy kauzality tak přispěje k praktickému ověření, zda změny ve vývoji prvosňatečnosti ovlivňují též změny v úrovni porodnosti.

Tabulka č. 7: Test kauzality mezi prvosňatečností a porodností

Kraj	Zpoždění (roky)	Nulová hypotéza	p-hodnota	
Praha	1	PS neovlivňuje P	0,00000	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,00003	zamítám
	2	PS neovlivňuje P	0,00002	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,00020	zamítám
Jihomoravský kraj	1	PS neovlivňuje P	0,00000	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,07312	nezamítám
	2	PS neovlivňuje P	0,00939	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,64544	nezamítám
Ústecký kraj	1	PS neovlivňuje P	0,00005	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,03019	zamítám
	2	PS neovlivňuje P	0,06434	nezamítám
		P neovlivňuje PS	0,24726	nezamítám
Moravskoslezský kraj	1	PS neovlivňuje P	0,00000	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,00043	zamítám
	2	PS neovlivňuje P	0,01334	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,10259	nezamítám
Vysočina	1	PS neovlivňuje P	0,00004	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,00241	zamítám
	2	PS neovlivňuje P	0,00383	zamítám
		P neovlivňuje PS	0,00791	zamítám

Pro jednorocní zpoždění se u všech krajů potvrdilo, že uzavření sňatku má vliv na porodnost. V případě dvouročního zpoždění byl směr této kauzality až na výjimku Ústeckého kraje také potvrzen. U Ústeckého kraje je zamítnutí hypotézy možné spojit s nejvyšším počtem svobodných matek, který vyplynul z analýzy Rychtaříkové (2007).

Opačný směr, tedy že porodnost je příčinou sňatečnosti, nebyl pro jednorocní zpoždění potvrzen pouze u Jihomoravského kraje. U zpoždění v délce dvou let se podmíněnost znovu nepotvrdila u Jihomoravského kraje a dále také u Ústeckého a Moravskoslezského kraje. Důvod zamítnutí této hypotézy pro Prahu můžeme přičíst realizaci odložených mateřství vysokého počtu žen narozených v polovině sedmdesátých let, jež se v posledních pěti letech podepsala i na zvýšené úrovni porodnosti a sňatečnosti v tomto kraji. Kraj Vysočina nejvyšších hodnot ukazatele sňatečnosti a porodnosti nedosahuje, ale vzhledem k tomu, že patří mezi tzv. tradiční regiony, je zde narození dítěte ve většině případů spojeno se zákonným založením rodiny.

Výše dosažené výsledky umožňují přijmout předpoklad, zda existují kauzální vztahy mezi sňatečností a porodností a zda je možné uvažovat sňatečnost jako jednu z determinantů porodnosti. S cílem povzbuzení populační politiky bude potom efektivnější hledání nových stimulů, které budou reprodukci mladých manželských párů podporovat.

Souvislost mezi sňatečností a porodností sice oslabuje, přesto mají reprodukční plány mladých lidí vliv na vstup do manželství. Ukazatel sňatečnosti tak z hlediska demografické reprodukce přestává mít v české společnosti takový význam, jako měl do poloviny devadesátých let. Výsledky provedeného testu Grangerovy kauzality ukázaly, že mladí lidé v dnešní době manželství neodmítají. Instrukce manželství je důležitá především pro mladé svobodné bezdětné páry, které plánují početnější rodinu. Jsou ovšem i jiné formy, které mladí svobodní lidé preferují. Jedná se o partnerskou kohabitaci s dětmi i bez dětí nebo oddělené žití.

Největší bariéru partnerského soužití pro mladé lidi, kteří mají stálého partnera, ale doposud s ním nežijí, představují bytové problémy. Dříve většina lidí zakládala domácnost až v době, kdy vstupovala do manželství a čekala rodinu. Dnes žijí dvě třetiny mladých lidí ve věku 25–35 let mimo rodičovský dům, ale více než polovina z nich v nesezdaném soužití. (Hašková, Rabušic, 2008)

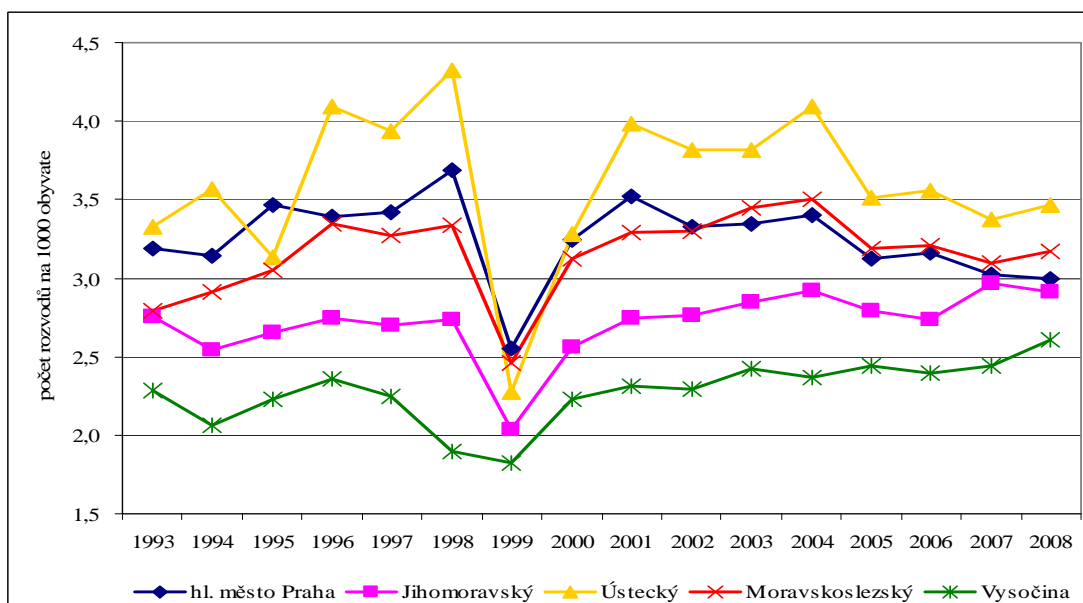
Mladí lidé jako nejčastější překážku pro početí uvádějí nedostupnost vlastního bydlení a nedostatek peněžních prostředků. Ovšem mnohé výzkumy potvrzují, že finanční a bytová situace nemá zejména na početí prvního dítěte výrazný vliv (Rabušic, 2001). Jednou z dalších příčin, které zřejmě žádné ekonomické stimuly neovlivní, je přibývající počet párů celoživotně bezdětných. Těmi se lidé mohou stát v důsledku jiných životních preferencí, odkládání porodu prvního dítěte nebo v případě neplodnosti páru.

## 5.4 Rozvodovost

Na rozdíl od ostatních dynamických demografických ukazatelů nedošlo v případě rozvodovosti po roce 1989 k výrazným změnám, přesto při celoevropském srovnání patří Česká republika mezi státy s nadprůměrnou intenzitou rozvodovosti. (Dufek, Minařík, 2007)

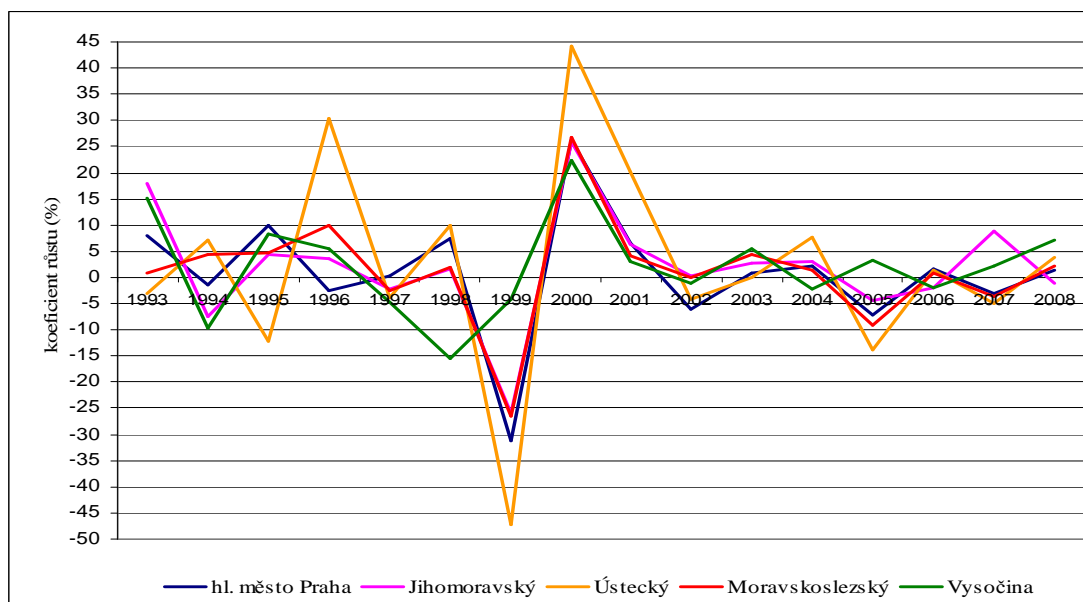
Průzkumy prováděné Českým statistickým úřadem říkají, že rozvodovost souvisí se sociálním prostředím manželství a je ovlivňována mnoha faktory. Jedním z nich je velikost místa bydliště. Tradičně je rozvodovost vyšší v sociálně nestabilních oblastech a větších městech, což je způsobeno anonymitou městského prostředí, nižší společenskou kontrolou či lepšími možnostmi k navázání nových kontaktů. Pro analyzované kraje je nejvyšší rozvodovost typická u Ústeckého kraje a Prahy. Odborná literatura uvádí, že v případě Ústeckého kraje je to způsobeno vlivem mladého obyvatelstva, k jehož intenzivní obnově dochází prostřednictvím migrace. Hlavní město Praha ve sledovaném období také vykazuje vysoké hodnoty ukazatele rozvodovosti, přesto je jediným krajem, ve kterém se v průběhu let 1993–2008 jeho hodnota snížila. Průměrný roční absolutní úbytek v tomto kraji činí 14 rozvodů. Naopak nejméně párů v přepočtu na 1000 obyvatel středního stavu je dlouhodobě rozváděno v kraji Vysočina, průměrný koeficient růstu

počtu rozvodů má hodnotu 1,009. Jak se rozvodovost u sledovaných krajů v průběhu let vyvíjela, ukazuje graf č. 15.



Graf č. 15: Vývoj rozvodovosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (%)

Výrazný úbytek rozvodů v roce 1999, který je z grafu patrný, je zapříčiněn změnou legislativy. Od 1. 8. 1998 platí zákon č. 91/1998 Sb., který změnil a doplnil zákon o rodině z roku 1963. Tento zákon nepřispěl ke snížení rozvodovosti, pouze k odsunutí rozvodů na pozdější dobu. Graf č. 16 zachycuje koeficienty růstu počtu rozvodů



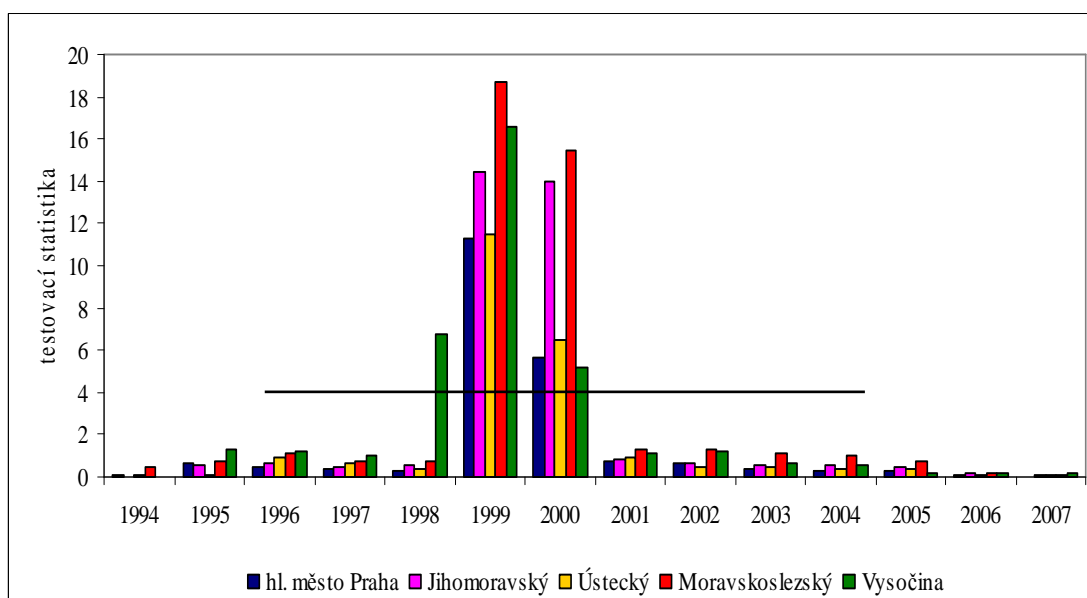
Graf č. 16: Vývoj koeficientu růstu počtu rozvodů ve sledovaných krajích v letech 1993–2008

Velké meziroční poklesy zaznamenaly v roce 1999 kromě Vysočiny všechny ostatní kraje. Největší pokles oproti roku 1998, o 47,27 %, byl zaznamenán u Ústeckého kraje.

U Moravskoslezského a Jihomoravského kraje byl patrný meziroční pokles o více než 25 %, u Prahy dokonce 31,17 %. V kraji Vysočina se pokles projevil o rok dříve. V roce 1998 se hodnota rozvodovosti oproti roku 1997 snížila o 15,53 % a neobvyklý nárůst o 22,39 % zaznamenala Vysočina až o dva roky později v roce 2000. K dalším nárůstům ve srovnání s předcházejícím rokem o téměř 18 % došlo v roce 1993 u Jihomoravského kraje, o více než 20 % v roce 2001 u Ústeckého kraje a v roce 2000 o 25,86 a 22,39 % u Moravskoslezského kraje a kraje Vysočina.

Vzhledem k výraznému poklesu ukazatele rozvodovosti v roce 1999 je problematické na základě statistických analýz zvolit vhodnou trendovou funkci, aniž by musel být použit polynom vysokého stupně. Při rozdělení časové řady na část zahrnující hodnoty pro jednotlivé kraje v letech 1993–1998 a část tvořenou časovou řadou s hodnotami od roku 2000 do roku 2008 lze obě části a pro všechny kraje úspěšně popsat pomocí polynomu třetího stupně.

V grafu č. 17 jsou zobrazeny výsledky Chow testu, který byl proveden pro časové řady popisující rozvodovost ve vybraných krajích. Tento statistický test ověřuje, zda došlo v průběhu časové řady ke strukturálnímu zlomu, který má vliv na změnu trendu této časové řady. Hodnoty jsou srovnávány s testovací statistikou Fisher-Snedecorova rozdělení s  $v_1 = 4$  a  $v_2 = 8$  stupni volnosti. Hodnota této statistiky je 3,84 a v grafu je znázorněna černou přímkou. Tam, kde vypočtené hodnoty testovací statistiky tuto přímku překračují, je identifikován strukturální zlom.



Graf č. 17: Chow test – rozvodovost

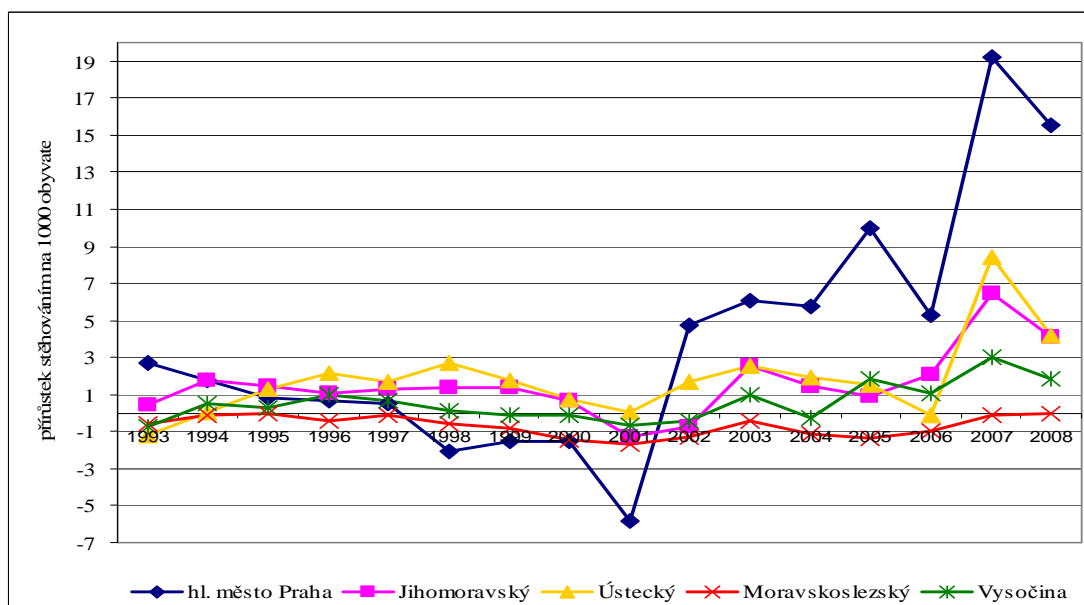
Výrazné strukturální zlomy se u všech krajů potvrdily v letech 1999 a 2000. Jejich příčinou, která způsobila prudký pokles počtu rozvodů, byla již zmíněná změna legislativy. Na Vysočině je zaznamenána strukturální změna ještě v roce 1998, protože

v tomto kraji klesl oproti roku 1997 počet rozvodů o 180. V roce 2000 se oproti roku 1999 množství rozvodů meziročně zvýšilo o 210 rozvodů na celkovou hodnotu 1148 rozvodů.

## 5.5 Migrace

Migrace je spolu s přirozeným pohybem obyvatelstva další významnou demografickou charakteristikou. Vzhledem k tomu, že se tato diplomová práce zabývá demografickou charakteristikou krajů České republiky, je analyzována mezikrajová migrace, která je dána prostorovou pohyblivostí osob mezi dvěma územními jednotkami a má vliv i na změny v reprodukci obyvatel a na sídelní strukturu.

Trendem migračních procesů současnosti, a to nejen v České republice, je proces suburbanizace, který se projevuje stěhováním obyvatelstva z měst na jejich okraj. Této migrace se účastní především střední a vyšší vrstvy společnosti, a to jak z centrálních zón urbánních celků, tak i z území nacházejících se mimo aglomeraci. Kromě obytné funkce dochází v těchto oblastech i k decentralizaci komerčních aktivit či ke stavbám průmyslových a logistických center. (Čermák, 2005)



Graf č. 18: Vývoj migrace ve sledovaných krajích v letech 1993–2008

V České republice přírůstek stěhováním v průběhu devadesátých let vykazoval nízkou, ale kladnou úroveň. Výjimku tvořil pouze rok 2001, kdy byl zaznamenán v rámci republiky úbytek na hodnotu  $-0,8\%$ . Od roku 2002 je charakterizován rostoucím trendem. Velmi podobnou tendenci ve vývoji migračního přírůstku, jako je ta celorepubliková, lze pozorovat v průběhu devadesátých let zejména u Jihomoravského kraje a kraje Vysočina. Z hlediska provedené analýzy jsou řazeny do stejného shluku



krajů, pro který je typická nízká až střední imigrace a střední emigrace. (Dufek, Minařík, 2007)

V transformačním období nedošlo u Prahy k naplnění očekávané migrační bilance. Počet vystěhovalých rostl jen pozvolna a naopak docházelo k výraznému poklesu počtu přistěhovalých. Od roku 1994 bylo poprvé v poválečné historii v Praze zaznamenáno záporné saldo vnitrostátní migrace způsobené migrací s okresy středních Čech. Nejen u hlavního města, ale také v dalších oblastech dochází kromě suburbanizačních procesů i k nahrazování migrace jinými formami mobility, jako je např. pohyb za prací, dočasná migrace a také zahraniční migrace. (Čermák, 2005)

Jediným krajem, kde ve sledovaném období počet vystěhovalých převyšoval počet přistěhovalých, je Moravskoslezský kraj. Nejnižšího migračního úbytku, konkrétně  $-1,7\%$ , bylo dosaženo v roce 2001.

Koeficient determinace dosahuje nejvyšší hodnoty u Prahy, kde vysvětluje  $80\%$  variability časové řady. U Jihomoravského kraje a kraje Vysočina je popsáno  $50\%$  a  $60\%$  a u Moravskoslezského kraje  $62\%$  variability. Velmi nízká hodnota  $29\%$  je zjištěna u Ústeckého kraje.

V tabulce č. 8 jsou dále uvedeny i hodnoty F-testu a p-hodnoty parametrů modelu. Kritická hodnota testovací statistiky pro Prahu a Jihomoravský kraj má hodnotu  $3,81$  s  $v_1 = 2$  a  $v_2 = 13$  stupni volnosti. Porovnáním této hodnoty s vypočtenými hodnotami testovacích statistik a při zohlednění p-hodnot parametrů modelu lze na  $5\%$  hladině významnosti potvrdit statistickou významnost polynomu druhého stupně pro Prahu a Jihomoravský kraj. Pro Ústecký kraj má tabelovaná hodnota testovací statistiky hodnotu  $4,6$  a pro Moravskoslezský a Ústecký kraj  $3,49$ . Tyto hodnoty jsou nižší než vypočtené hodnoty testovacích statistik. Zvolené funkce ovšem nelze považovat za statisticky významné vzhledem k tomu, že u většiny parametrů je překročena  $5\%$  hranice významnosti.

Tabulka č. 8: Trendové funkce, koeficienty determinace, testovací statistika – migrace

Kraje	Trendová funkce	$R^2$	F
Hl. město Praha	$y_i = 5,63 - 2,33 t_i + 0,19 t_i^2$ (0,049) (0,007) (0,001)	0,80	26,42
Jihomoravský	$y_i = 2,56 - 0,66 t_i + 0,05 t_i^2$ (0,045) (0,048) (0,017)	0,50	6,59
Ústecký	$y_i = -0,26 + 0,25 t_i$ (0,795) (0,031)	0,29	5,74
Moravskoslezský	$y_i = -0,56 + 0,28 t_i - 0,07 t_i^2 + 0,003 t_i^3$ (0,275) (0,279) (0,063) (0,024)	0,62	6,42
Vysočina	$y_i = -0,54 + 0,48 t_i - 0,08 t_i^2 + 0,004 t_i^3$ (0,581) (0,326) (0,211) (0,114)	0,60	6,01

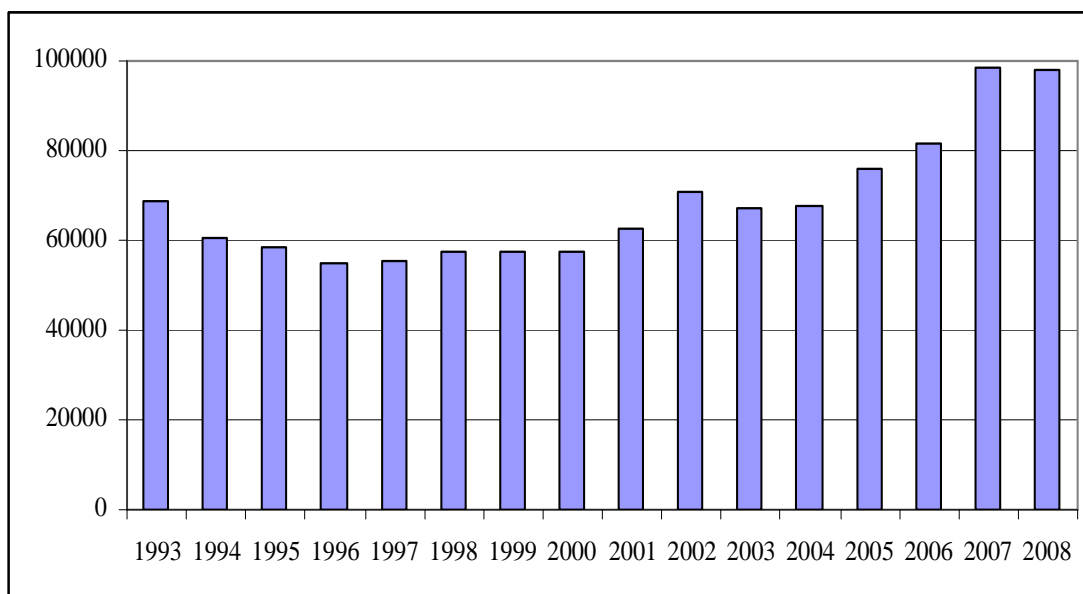
Následující tabulka č. 9 zachycuje výsledky testu autokorelace prvního řádu. Jeho výsledky nepotvrdily na 5% hladině významnosti u žádného z krajů sériovou korelaci. Testování bylo provedeno pouze u krajů, kde byla trendová funkce statisticky významná.

Tabulka č.9: Testy autokorelace chybového členu

Kraje	Durbin-Watsonův test	
	Testová statistika	p-hodnota
Hl. město Praha	DW = 2,79	0,97644
Jihomoravský	DW = 2,35	0,41334

Na prostorový pohyb obyvatelstva lze nahlížet jako na migrační toky ve vztahu ke zdrojovým a cílovým oblastem. Předmětem další analýzy bude zkoumání migračních proudů mezi pěti vybranými kraji a následně v rámci celé republiky. Tato forma prostorové mobility mezi kraji předpokládá změnu trvalého bydliště a bere v úvahu celkový počet vystěhovalých z daného kraje do ostatních krajů České republiky. Jaká byla intenzita migrace a emigrace, migrační saldo a obrat a index efektivnosti migrace vzájemně mezi všemi kraji České republiky v letech 1993 a 2008, tedy na začátku a konci sledovaného období, udává tabulka č. 10 a 11.

Předpokládalo se, že přechod na tržní ekonomiku a s tím spojená změna společenských a ekonomických poměrů ovlivní i intenzitu vnitřní migrace. Ve skutečnosti na začátku devadesátých let došlo k úbytku migračních pohybů mezi jednotlivými kraji. Z následujícího grafu je patrné, že ke změně ve vývoji migračních pohybů došlo až v roce 1997. Do roku 2000 je patrná stagnace počtu migrujících osob, jejichž součet za všechny kraje České republiky v uvedených letech překračoval hranici 57 000 osob. Tato stagnace přešla v růst zejména v roce 2002, který byl narušen mírným snížením v letech 2003 a 2004. Výrazný růst v roce 2007 o 20,95 % oproti roku 2006 byl vystřídán mírným poklesem v roce 2008. Lze tedy konstatovat, že růst mezikrajové migrace v České republice ve sledovaných letech není stabilní. (Český statistický úřad, 2009<sup>b</sup>)



Graf č. 19: Stěhování mezi kraji ve letech 1993–2008

Tabulka č. 14 ukazuje, že v roce 1993 byla nejvyšší intenzita migrace ve vyjádření na 1000 obyvatel u hlavního města Prahy. Dalšími kraji s nejvyšší hodnotou intenzity migrace byly Středočeský a Liberecký kraj s hodnotami 9,65 a 8,03 ‰. Vyšší hodnota 7,59 ‰ byla i u Karlovarského kraje. Další poměrně rozsáhlou kategorií, kde se intenzita migrace pohybovala mezi 6 a 7 ‰, tvořil Jihočeský, Plzeňský, Královéhradecký, Pardubický, Olomoucký kraj a kraj Vysočina. Nejnižší hodnota 3,15 ‰ byla pozorována u Moravskoslezského kraje.

I v případě srovnání ukazatele intenzity emigrace se na první dvě místa zařadila Praha a Středočeský kraj. V roce 1993 byly jejich hodnoty téměř srovnatelné, 9,26 ‰ u Prahy a 9,34 ‰ pro Středočeský kraj. Třetí nejvyšší podíl emigrantů v přepočtu na 1000 obyvatel středního stavu zaznamenal s hodnotou 8,35 ‰ Karlovarský kraj. Zbytek krajů lze z hlediska intenzity emigrace rozdělit do čtyř skupin s postupně se snižující hodnotou. První skupinu přesahující hodnotu 7 ‰ tvoří Ústecký, Liberecký kraj a Vysočina. Ve druhé skupině se nachází Královéhradecký a Pardubický kraj. Ve třetí skupině je zařazen Jihočeský, Plzeňský, Olomoucký a Zlínský kraj, u kterých intenzita migrace přesahuje 5 ‰. Poslední skupinu s nejmenším počtem migrantů na 1000 obyvatel představuje Jihomoravský a Moravskoslezský kraj.

Největší migrační obrat byl v roce 1993 zaznamenán u hlavního města Prahy a Středočeského kraje. Na rozdíl od Středočeského kraje, kde počet přistěhovalých převýšil počet vystěhovalých pouze o 347 obyvatel, byl u Prahy v tomto roce zaznamenán migrační přírůstek ve výši 1259 obyvatel. Mezi další kraje s kladným migračním saldem patří Středočeský, Jihočeský, Plzeňský, Liberecký, Zlínský a Olomoucký kraj. Naopak k největšímu úbytku obyvatel stěhování do jiných krajů

došlo v Ústeckém a Moravskoslezském kraji, kde počet vystěhovalých přesáhl o více než 1100 počet přistěhovalých osob.

Tabulka č. 10: Ukazatele migrace za všechny kraje v roce 1993

Kraj	Intenzita imigrace	Intenzita emigrace	Migrační saldo	Migrační obrat	Index efektivnosti migrace
	i	e	ms	mo	iem
Hl. město Praha	10,29	9,26	1 259	23 809	5,29
Středočeský	9,65	9,34	347	21 057	1,65
Jihočeský	6,80	5,90	569	8 061	7,06
Plzeňský	6,30	5,53	426	6 584	6,47
Karlovarský	7,59	8,35	-230	4 850	-4,74
Ústecký	5,79	7,13	-1 103	10 665	-10,34
Liberecký	8,03	7,46	242	6 634	3,65
Královéhradecký	6,54	6,61	-38	7 288	-0,52
Pardubický	6,81	6,85	-20	6 974	-0,29
Vysočina	6,51	7,40	-460	7 166	-6,42
Jihomoravský	4,50	4,63	-151	10 487	-1,44
Olomoucký	6,11	5,97	90	7 858	1,15
Zlínský	5,65	5,12	321	6 465	4,97
Moravskoslezský	3,15	4,12	-1 252	9 344	-13,40

Na konci sledovaného období, tedy v roce 2008 (tabulka č. 15), lze pozorovat mezi kraji výrazné změny v úrovni jednotlivých ukazatelů. Nejvyššího počtu migrací v přepočtu na 1000 obyvatel s hodnotou 23,47 % dosáhl Středočeský kraj, na druhém místě je hlavní město Praha s intenzitou migrace 16,97 % a na třetím místě Plzeňský kraj, kde došlo ke zvýšení z 6,3 na 9,79 %. Nejnižší intenzitu migrace dosahuje stejně jako v roce 1993 Moravskoslezský kraj. Její hodnota dokonce klesla z 3,15 na 2,68 %. K poklesu ve srovnání s rokem 1993 došlo i u Karlovarského a Zlínského kraje.

Tabulka č. 11: Ukazatele migrace za všechny kraje v roce 2008

Kraj	Intenzita imigrace	Intenzita emigrace	Migrační saldo	Migrační obrat	Index efektivnosti migrace
	i	e	ms	mo	iem
Hl. město Praha	16,97	22,53	6 811	48 393	-14,07
Středočeský	23,47	11,13	15 012	42 092	35,66
Jihočeský	6,47	6,19	177	8 035	2,20
Plzeňský	9,79	5,58	2 383	8 699	27,39
Karlovarský	6,01	12,71	-2 065	5 777	-35,75
Ústecký	7,11	9,09	-1 650	13 516	-12,21
Liberecký	8,20	9,03	-362	7 508	-4,82
Královéhradecký	7,45	8,86	-780	9 026	-8,64
Pardubický	8,06	7,68	199	8 087	2,46
Vysočina	6,27	8,39	-1 088	7 542	-14,43
Jihomoravský	5,86	6,08	-244	13 652	-1,79
Olomoucký	5,13	7,30	-1 392	7 974	-17,46
Zlínský	4,60	5,56	-568	6 008	-9,45
Moravskoslezský	2,68	4,93	-2 811	9 519	-29,53

Stejně jako v roce 1993 i v roce 2008 byla největší intenzita emigrace u Prahy a u Středočeského kraje s tím rozdílem, že hodnota Prahy byla oproti hodnotě Středočeského kraje více než dvojnásobná. Třetí nejvyšší hodnota byla opět naměřena u Karlovarského kraje.

Nejvyšší migrační obrat je stejně jako v roce 1993 možné sledovat u Prahy a Středočeského kraje. Ovšem při srovnání migračních sald těchto krajů je patrné, že v roce 2008 došlo v hlavním městě Praze vlivem mezikrajské migrace k úbytku o 6811 obyvatel. Naopak ve Středočeském kraji byl migrační přírůstek více než 15 000 obyvatel. Záporné migrační saldo dále zaznamenal Moravskoslezský, Karlovarský, Ústecký a Olomoucký kraj a kraj Vysočina.

Následující tabulka č. 12 znázorňuje, mezi kterými kraji v roce 1993 docházelo k největšímu počtu stěhování. Již z předešlé analýzy je jasné, že se v první řadě bude jednat o Prahu a Středočeský kraj, mezi nimiž se přestěhovalo více než deset a půl tisíce lidí. Další početně nejvyšší migrace se odehrály mezi Olomouckým a Moravskoslezským krajem, Středočeským a Ústeckým krajem, krajem Vysočinou a Jihomoravským krajem, Prahou a Jihočeským krajem, Prahou a Ústeckým krajem. Až na poslední dvě zmíněné dvojice přesahoval roční obrat migrace 2000 obyvatel. Naopak méně než 100 obyvatel se přestěhovalo mezi Plzeňským a Zlínským krajem, Libereckým a Zlínským krajem a Karlovarským a Olomouckým krajem. Jde o kraje umístěné na opačných koncích republiky.

Tabulka č. 12: Obrat a saldo stěhování v roce 1993

Obrat stěhování	Saldo stěhování													
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS
PR	x	10551	1996	1197	676	1927	1244	1271	991	1053	841	631	556	875
SČ	233	x	1214	1044	587	2163	1168	1139	885	626	550	380	221	529
JČ	26	16	x	790	293	736	201	243	235	1007	545	246	187	368
PL	-89	124	-22	x	1240	823	175	195	144	140	291	167	93	285
KV	-108	-21	-35	-124	x	904	166	146	138	150	167	91	119	173
U	-231	-101	-184	-179	-4	x	1640	474	320	307	443	298	225	405
L	52	90	-37	-41	-16	154	x	961	294	129	222	133	87	214
HK	-149	-21	-45	-3	0	76	-11	x	1669	241	330	229	109	281
PA	-129	-7	5	-18	-18	44	-4	-21	x	596	700	463	144	395
V	-123	-64	-189	-26	-4	-19	29	-39	-40	x	2118	274	181	344
JM	-167	-54	-61	-21	5	65	4	-20	-40	2	x	1207	1644	1429
O	-165	18	60	1	15	30	-37	19	-1	10	15	x	1296	2443
ZL	-126	-7	23	15	7	41	3	-11	-6	17	46	112	x	1 603
MS	-283	-87	-42	-17	-43	13	-24	-43	-41	-44	-197	-237	-207	x

Nejvíce lidí se v roce 1993 vystěhovalo z Moravskoslezského a Ústeckého kraje. Moravskoslezský kraj má téměř se všemi ostatními kraji záporné migrační saldo. Z tohoto kraje se lidé nejvíce stěhovali do Prahy, Olomouckého, Zlínského a Jihomoravského kraje. Z Ústeckého kraje lidé migrovali převážně do Prahy,

Jihočeského, Plzeňského a Libereckého kraje. Podobně jako Moravskoslezský kraj i kraj Vysočina měl na počátku devadesátých let s ostatními kraji záporné saldo. Výjimkou byl pouze Liberecký a Moravskoslezský kraj. Z Vysočiny odešlo více obyvatel, než přišlo do Jihočeského kraje a do Prahy. Z Prahy se o 233 obyvatel více přestěhovalo do Středočeského kraje, ale naopak se do Prahy přistěhovalo o 283 obyvatel více z Moravskoslezského kraje.

V roce 2008 (tabulka č. 13) se mezi Prahou a Středočeským krajem přestěhovalo 25 811 obyvatel. Druhý nejčastější, i když výrazně nižší mechanický pohyb, se uskutečnil mezi Prahou a Ústeckým krajem. Počet přistěhovalých do Prahy z Ústeckého kraje převýšil pouze o 577 osob počet vystěhovalých z Prahy do Ústeckého kraje. Migrační obrat, kde by došlo k přestěhování více než 2000 osob, se odehrál mezi Prahou a Jihočeským, Plzeňským a Jihomoravským krajem a také mezi Ústeckým a Středočeským krajem.

Nejčastější příčinou stěhování mezi kraji v letech 1993–1995 bylo stěhování z bytových důvodů. Jeho podíl se v průběhu devadesátých let zvýšil z 17,9 na 22,3 % v letech 1999–2001. Dalšími příčinami mezikrajského stěhování do poloviny devadesátých let bylo stěhování kvůli přiblížení se pracovišti, změna pracoviště, zdravotní důvody, sňatek a rozvod. Z výše jmenovaných připadal největší podíl na stěhování kvůli změně pracoviště a kvůli sňatku. Při srovnání s tříletým obdobím zahrnujícím roky 1999–2001 došlo k poklesu stěhování mezi kraji z důvodu stěhování z 8,7 % na 5,1 %. Vnitřní stěhování kvůli přiblížení se pracovišti se zvýšilo z 4,8 na 5 %. (Srb, 2005)

Tabulka č. 13: Obrat a saldo stěhování v roce 2008

Obrat stěhování	Saldo stěhování													
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS
PR	x	25811	2156	2291	1419	4157	1708	1897	1332	1416	2358	1146	810	1892
SČ	11921	x	1583	1664	841	2952	1649	1731	1207	1048	1258	687	463	1198
JČ	-90	-101	x	793	256	575	204	204	262	817	543	212	110	320
PL	563	260	131	x	1226	823	257	241	197	216	469	181	88	253
KV	-699	-285	-110	-468	x	903	165	136	111	101	314	89	64	152
U	-577	-472	-151	-321	211	x	1465	524	338	299	534	315	173	458
L	-294	-123	-20	-91	49	101	x	952	254	135	277	161	105	176
HK	-421	-331	-10	-81	12	110	94	x	1975	305	425	248	106	282
PA	-206	-253	-12	-31	63	86	-16	305	x	594	856	512	131	318
V	-358	-194	-91	-98	19	-9	-9	-83	-118	x	2027	228	135	221
JM	-1022	-340	17	-165	128	30	19	83	44	211	x	1437	1669	1485
O	-658	-385	-24	-53	3	-1	-69	-66	-42	-28	-305	x	1074	1684
ZL	-490	-173	-24	-22	4	25	7	6	-27	-3	-161	52	x	1 080
MS	-858	-694	-74	-99	14	-2	-42	-92	-120	-33	-285	-288	-238	x

Migrační úbytek o 260 obyvatel, a to pouze s jedním krajem, zaznamenal Středočeský kraj. Naopak migrační úbytek se všemi kraji, až na výjimku Karlovarského kraje, je

charakteristický stejně jako v roce 1993 pro Moravskoslezský kraj a v roce 2008 i pro kraj Karlovarský.

Tabulka č. 14 obsahuje hodnoty indexu efektivity migrace v roce 1993 poukazující na kraje, ve kterých se projevují tendence k jednosměrné migraci. V porovnání s rokem 2008 lze pozorovat nárůst hodnot u všech krajů. Hlavní město Praha má nejvyšší kladnou efektivnost s většinou krajů, což znamená, že se více osob stěhovalo do Prahy zejména z Moravskoslezského, Olomouckého, Zlínského a Jihomoravského kraje. V roce 1993 byla největší tendence k jednostranné migraci zaznamenána právě mezi Moravskoslezským krajem a Prahou s hodnotou 32,34 %. Naopak záporný index efektivnosti se všemi kraji, až na výjimku Ústeckého kraje, má Moravskoslezský kraj, ze kterého docházelo k emigraci zejména do již zmíněného hlavního města, ale také do Karlovarského kraje a v menší míře i do Středočeského kraje. Pro Olomoucký kraj je charakteristická vyšší jednosměrná migrace směrem do Prahy a do Libereckého kraje s hodnotami 26,15 a 27,82 %.

Nejnižší hodnoty indexu efektivity se projevíly mezi kraji nacházejícími se v bezprostřední blízkosti. Zanedbatelné preference ohledně migračního směru jsou patrné mezi Vysočinou a Jihomoravským krajem, Olomouckým a Pardubickým krajem.

Tabulka č. 14: Index efektivnosti migrace v roce 1993 (%)

Kraj vystěhováván	Kraj přistěhován														
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS	
PR	x	-2,21	-1,30	7,44	15,98	11,99	-4,18	11,72	13,02	11,68	19,86	26,15	22,66	32,34	
SČ	2,21	x	-1,32	-11,88	3,58	4,67	-7,71	1,84	0,79	10,22	9,82	-4,74	3,17	16,45	
JČ	1,30	1,32	x	2,78	11,95	25,00	18,41	18,52	-2,13	18,77	11,19	-24,39	-12,30	11,41	
PL	-7,44	11,88	-2,78	x	10,00	21,75	23,43	1,54	12,50	18,57	7,22	-0,60	-16,13	5,96	
KV	-15,98	-3,58	-11,95	-10,00	x	0,44	9,64	0,00	13,04	2,67	-2,99	-16,48	-5,88	24,86	
U	-11,99	-4,67	-25,00	-21,75	-0,44	x	-9,39	-16,03	-13,75	6,19	-14,67	-10,07	-18,22	-3,21	
L	4,18	7,71	-18,41	-23,43	-9,64	9,39	x	1,14	1,36	-22,48	-1,80	27,82	-3,45	11,21	
HK	-11,72	-1,84	-18,52	-1,54	0,00	16,03	-1,14	x	1,26	16,18	6,06	-8,30	10,09	15,30	
PA	-13,02	-0,79	2,13	-12,50	-13,04	13,75	-1,36	-1,26	x	6,71	5,71	0,22	4,17	10,38	
V	-11,68	-10,22	-18,77	-18,57	-2,67	-6,19	22,48	-16,18	-6,71	x	-0,09	-3,65	-9,39	12,79	
JM	-19,86	-9,82	-11,19	-7,22	2,99	14,67	1,80	-6,06	-5,71	0,09	x	-1,24	-2,80	13,79	
O	-26,15	4,74	24,39	0,60	16,48	10,07	-27,82	8,30	-0,22	3,65	1,24	x	-8,64	9,70	
ZL	-22,66	-3,17	12,30	16,13	5,88	18,22	3,45	-10,09	-4,17	9,39	2,80	8,64	x	12,91	
MS	-32,34	-16,45	-11,41	-5,96	-24,86	3,21	-11,21	-15,30	-10,38	-12,79	-13,79	-9,70	-12,91	x	

Mezi Královéhradeckým a Karlovarským krajem má index efektivnosti migrace nulovou hodnotu, protože počet vystěhovaných se vyrovnal počtu přistěhovaných, což je příčinou nulového migračního salda.

Tabulka č. 15 obsahuje údaje o indexu efektivnosti migrace v roce 2008. Oproti roku 1993 dosahuje vyšších hodnot indexu efektivnosti migrace Středočeský kraj, ve kterém

se počet obyvatel zvyšuje zejména díky migraci obyvatel z Moravskoslezského a Olomouckého kraje a z hlavního města Prahy. Záporné hodnoty sledovaného indexu s ostatními kraji vykazuje i v roce 2008 Moravskoslezský kraj a nově také Karlovarský kraj, a to ve srovnání se všemi ostatními kraji. Z Moravskoslezského kraje směřují jednostranné migrační proudy zejména do Středočeského kraje a Prahy, do Královéhradeckého a Pardubického kraje. Pro Karlovarský kraj je typický migrační proud směřující zejména do Pardubického kraje, dále do hlavního města a také do Jihočeského a Jihomoravského kraje.

Naopak nejslabší efektivitu vykazuje migrační proud směřující do Ústeckého kraje z Olomouckého a Moravskoslezského kraje. Jejich hodnoty dosahují postupně pouze 0,32 a 0,44 %.

Tabulka č. 15: Index efektivnosti migrace v roce 2008 (%)

Kraj vystěhováním	Kraj přistěhováním													
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS
PR	x	-46,19	4,17	-24,57	49,26	13,88	17,21	22,19	15,47	25,28	43,34	57,42	60,49	45,35
SČ	46,19	x	6,38	-15,63	33,89	15,99	7,46	19,12	20,96	18,51	27,03	56,04	37,37	57,93
JČ	-4,17	-6,38	x	-16,52	42,97	26,26	9,80	4,90	4,58	11,14	-3,13	11,32	21,82	23,13
PL	24,57	15,63	16,52	x	38,17	39,00	35,41	33,61	15,74	45,37	35,18	29,28	25,00	39,13
KV	-49,26	-33,89	-42,97	-38,17	x	-23,37	-29,70	-8,82	-56,76	-18,81	-40,76	-3,37	-6,25	-9,21
U	-13,88	-15,99	-26,26	-39,00	23,37	x	-6,89	-20,99	-25,44	3,01	-5,62	0,32	-14,45	0,44
L	-17,21	-7,46	-9,80	-35,41	29,70	6,89	x	-9,87	6,30	6,67	-6,86	42,86	-6,67	23,86
HK	-22,19	-19,12	-4,90	-33,61	8,82	20,99	9,87	x	-15,44	27,21	-19,53	26,61	-5,66	32,62
PA	-15,47	-20,96	-4,58	-15,74	56,76	25,44	-6,30	15,44	x	19,87	-5,14	8,20	20,61	37,74
V	-25,28	-18,51	-11,14	-45,37	18,81	-3,01	-6,67	-27,21	-19,87	x	-10,41	12,28	2,22	14,93
JM	-43,34	-27,03	3,13	-35,18	40,76	5,62	6,86	19,53	5,14	10,41	x	21,22	9,65	19,19
O	-57,42	-56,04	-11,32	-29,28	3,37	-0,32	-42,86	-26,61	-8,20	-12,28	-21,22	x	-4,84	17,10
ZL	-60,49	-37,37	-21,82	-25,00	6,25	14,45	6,67	5,66	-20,61	-2,22	-9,65	4,84	x	22,04
MS	-45,35	-57,93	-23,13	-39,13	9,21	-0,44	-23,86	-32,62	-37,74	-14,93	-19,19	-17,10	-22,04	x

V následujících dvou tabulkách č. 16 a 17 je vypočítán index preference migračního směru mezi jednotlivými kraji. Z první tabulky, která se vztahuje k roku 1993, vyplývá, že se lidé nejraději stěhovali mezi Karlovarským a Plzeňským krajem, a to v obou směrech, kde hodnota indexu překročila 500 %. Dále mezi Moravskoslezským a Olomouckým krajem a do třetice mezi Pardubickým a Královéhradeckým krajem, kde byl index efektivnosti migrace okolo 450 %.

Nejméně oblíbené bylo přemísťování ze Zlínského do Středočeského a Libereckého kraje, u kterých index překročil pouze 20 %. Podobně úrovně dosáhl migrační proud směřující ze Středočeského do Zlínského kraje, z Libereckého do Olomouckého kraje a z Vysočiny do Libereckého kraje.



Tabulka č. 16: Index preference migračního proudu v roce 1993 (%)

Kraj vystěhování	Kraj přistěhování													
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS
PR	x	306,64	142,60	96,20	74,83	107,95	114,71	94,19	75,44	84,40	39,69	35,68	38,57	44,53
SČ	272,76	x	94,45	110,42	81,19	142,90	121,24	102,19	83,67	55,54	31,80	33,18	20,90	36,20
JČ	143,96	102,53	x	200,69	102,30	105,75	43,69	50,03	63,22	223,45	85,78	70,53	56,69	73,80
PL	114,33	95,79	209,70	x	538,36	150,10	43,43	59,02	40,38	37,89	58,22	47,11	35,47	73,81
KV	84,49	76,74	102,68	525,68	x	254,28	58,94	54,40	46,62	58,82	44,96	36,03	50,16	261,75
U	100,40	123,36	124,33	166,70	229,21	x	304,28	88,47	61,05	50,09	57,32	48,13	45,71	60,24
L	102,10	108,14	59,21	66,16	84,58	333,67	x	281,34	89,54	50,59	46,95	25,93	28,48	50,41
HK	106,12	101,53	62,52	52,91	59,20	77,97	264,82	x	443,96	56,43	56,19	58,45	27,05	55,10
PA	87,67	81,78	52,30	45,35	66,26	56,64	85,04	457,41	x	162,69	125,30	114,06	39,90	85,84
V	84,43	58,02	249,41	42,62	59,99	61,36	26,17	69,50	164,59	x	369,13	64,31	52,51	66,72
JM	51,88	36,41	90,59	57,42	45,24	51,00	40,90	62,28	137,29	407,08	x	198,35	321,29	196,42
O	56,10	29,88	38,08	41,84	29,06	49,52	43,68	51,18	117,89	69,55	203,75	x	366,58	481,65
ZL	60,77	23,79	42,45	24,85	54,15	42,98	27,29	36,97	48,18	54,63	345,35	332,76	x	385,36
MS	59,83	37,28	61,53	55,80	60,56	53,10	44,83	57,88	81,21	74,94	203,76	436,74	345,47	x

Zatímco v roce 1993 byly zaznamenány vysoké migrační preference mezi Karlovarským a Plzeňským krajem v obou směrech, v roce 2008 (tabulka č. 21) byla zaznamenána nejvyšší preference, a to přes 600 % ve směru z Plzeňského do Karlovarského kraje. Migrační preference ve směru z Karlovarského do Plzeňského kraje poklesly na 381,72 %.

Obliba ve stěhování se i v roce 2008 udržela v obou směrech mezi Pardubickým a Královéhradeckým krajem, hodnota jejich indexů dokonce překročila 500 %. Dalšími kraji, kde index preference migračního proudu v obou směrech přesahoval 400 %, byly Moravskoslezský a Olomoucký, Zlínský a Olomoucký a Zlínský a Jihomoravský kraj, v jehož opačném směru došlo ke snížení preferencí na 390 %.

Tabulka č. 17: Index preference migračního proudu v roce 2008 (%)

Kraj vystěhování	Kraj přistěhování													
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS
PR	x	234,39	89,25	91,36	68,81	107,02	70,19	63,50	48,21	58,15	35,35	26,30	20,87	54,68
SČ	241,56	x	130,50	125,55	108,32	151,14	154,43	122,78	83,26	95,69	49,51	33,18	38,55	54,33
JČ	134,61	73,49	x	207,79	98,02	89,05	64,17	58,63	75,19	280,33	104,08	71,18	39,40	91,39
PL	128,85	76,23	249,94	x	633,13	131,17	72,02	60,16	62,11	56,69	70,30	60,30	37,62	71,18
KV	127,19	49,24	111,30	381,72	x	234,44	74,78	44,82	52,44	46,43	82,32	34,90	31,21	61,80
U	147,00	77,42	114,15	133,29	240,71	x	282,96	99,28	66,07	58,02	54,31	61,60	47,00	87,78
L	119,80	77,21	67,87	78,14	77,76	286,03	x	315,64	71,47	48,58	54,93	34,78	51,23	49,71
HK	111,32	72,11	52,04	58,03	66,71	69,68	239,78	x	549,51	68,69	75,66	55,22	41,12	56,56
PA	91,82	63,47	82,83	51,08	32,10	52,72	93,80	502,78	x	183,10	166,64	177,28	47,46	73,28
V	96,81	49,35	250,90	64,29	50,13	58,90	45,73	106,77	194,98	x	378,76	68,95	55,06	63,60
JM	114,55	39,44	90,27	80,62	70,61	59,86	50,88	58,45	138,10	396,53	x	242,37	390,65	252,10
O	90,71	39,25	60,09	44,15	48,44	55,68	67,30	79,62	139,79	82,93	271,65	x	432,77	435,12
ZL	93,10	33,17	48,59	29,56	48,13	37,14	40,84	36,11	56,78	63,67	406,44	462,39	x	373,79
MS	105,04	52,62	76,20	50,45	59,04	61,57	48,45	72,03	83,95	62,51	209,66	475,84	384,79	x

V roce 2008 poklesl index preference migračního proudu pod úroveň 30 % pouze při směřování z Prahy do Olomouckého a Zlínského kraje a těsně s hodnotou 29,56 % i migrační proud vedoucí ze Zlínského do Plzeňského kraje.

## 6 Závěr

Sledované demografické charakteristiky se po změně ekonomických a společenských poměrů na počátku devadesátých let nevyvíjely tak, jak se předpokládalo. Výrazně se od předpokládaných hodnot odchýlil vývoj porodnosti vlivem odkládání mateřství silných ročníků žen narozených v sedmdesátých letech do pozdějšího věku. Tento trend se projevil u všech sledovaných krajů. Dalším faktorem ovlivňujícím vývoj této charakteristiky je zastoupení velikostních skupin obcí. Města s vyšším počtem obyvatel reagují výrazněji v období demografického boomu či poklesu. Díky tomu lze v průběhu devadesátých let pozorovat výrazné snížení porodnosti především v hlavním městě Praze a vzhledem ke specifickému postavení Brna také v Jihomoravském kraji. Nejvyšší porodnost v rámci vybraných krajů byla zaznamenána u Vysočiny, Moravskoslezského a Ústeckého kraje. Zejména u kraje Vysočina a Moravskoslezského kraje byl průběh velmi podobný z toho důvodu, že v období demografického pádu nebyl pokles porodnosti tak velký jako u Prahy a naopak v období boomu nedošlo k výraznému nárůstu. Svou roli sehrává i vyšší důraz na sociokulturní faktory, které se projevují nižší úrovní rozvodovosti, nižším počtem umělých přerušení těhotenství a vyšším podílem věřících osob.

Podle údajů Českého statistického úřadu v roce 1993 dosáhla plodnost nejnižší úrovně v Praze (1,44 dítěte na jednu ženu), nejvyšší byla, stejně jako v případě porodnosti, v kraji Vysočina (1,79 dítěte na jednu ženu). Hodnota přesahující 1,7 dítěte na jednu ženu byla zaznamenána i v Jihomoravském a Ústeckém kraji. Po období stagnace v druhé polovině devadesátých let, kdy poklesl i ukazatel plodnosti a pohyboval se okolo hodnoty 1,2, začal po roce 2000 počet živě narozených dětí opět postupně narůstat. Díky růstu porodnosti se i ukazatel úhrnné plodnosti v roce 2008 opět zvýšil na úroveň naměřenou v roce 1993 s tím rozdílem, že průměrný věk matky se v průměru o osm let zvýšil.

Tento vývoj porodnosti lze ve sledovaných krajích popsat pomocí polynomů druhého stupně. Ze zpráv zveřejněných Českým statistickým úřadem je patrné, že tento trend vývoje porodnosti již nebude možné v následujících letech sledovat. Vzhledem k úbytku žen v reprodukčním věku dojde k postupnému zastavení nárůstu počtu živě narozených dětí a na dalším zvyšování počtu obyvatel se stále více budou podílet cizinci.

Změny počtu narozených dětí v průběhu let způsobují tlak na zajištění dostatečného počtu míst v předškolních i školních zařízeních. Zřizovatelem mateřských, základních a středních škol je kraj. Vzhledem k již zmiňovanému prudkému poklesu porodnosti v devadesátých letech a citlivější reakci měst s vyšším počtem obyvatel se zejména kraje, ve kterých jsou zastoupena velká města, potýkaly s nedostatečným počtem žáků

ve třídách a mnohé z nich musely být uzavřeny. Vzhledem k nárůstu počtu narozených dětí bude třeba v následujících letech řešit problém opačný. Vyšší počet narozených dětí vyvolá zvýšený zájem o tato zařízení, což se projeví jednak ve zvýšené potřebě financování tohoto sektoru, jednak v potřebě zajištění dostatečných kapacit požadovaných oborů u středních i vysokých škol.

Tím, že první dítě mají ženy ve vyšším věku se zvyšují i zdravotní rizika. Stále víc mladých žen má také problémy s početím a donošením dítěte. Příčinu lze spatřovat nejen ve vyšším věku prvorodiček, ale také v životním stylu a v úrovni životního prostředí. S masivním rozšířením antikoncepce jakožto prostředku proti nechtěnému otěhotnění se v posledních letech objevují stále častěji komplikace při početí či porodu u žen, které ji dlouhodobě užívají. Potřeba nákladnějších vyšetření u těhotných žen, komplikovanější porody, narůstající počet císařských řezů, komplikace žen po porodu a udržení při životě předčasně narozených dětí je pouze částečný výčet problémů, které přispívají ke zvyšování nákladů zdravotních pojišťoven a jejich prostřednictvím také vydávají veřejných financí. Nárůstem civilizačních chorob, vlivem životního stylu a životního prostředí dochází ke snižování plodnosti i u mužů. Mnoho párů proto podstupuje umělé oplodnění.

Snižující se počet obyvatel v produktivním věku a naopak zvyšující se počet starých občanů vyvolává nebezpečí, že ekonomicky aktivní jedinci nebudou schopni vytvořit dostatečné množství státních příjmů. Z důvodu vyšších sociálních dávek a prodloužení podpor v nezaměstnanosti nejsou některé skupiny obyvatel ochotny pracovat na hůře placených místech (jedná se zejména o osoby s nižším vzděláním). Vzhledem k prodlužující se délce života se již nyní zvyšuje hranice odchodu do důchodu, čímž roste počet aktivně pracujících obyvatel, kteří přispívají do státního důchodového a sociálního systému. K řešení této situace by přispělo i daňové zvýhodnění pracujících rodičů, kteří se starají o nezaopatřené děti. Výhoda tohoto opatření spočívá ve větší motivaci nezaměstnaných rodičů hledat si zaměstnání.

Ukazatel úmrtnosti se ve sledovaných krajích, a tedy i v celé České republice, stále snižuje. Pro Prahu, Jihomoravský kraj a Vysočinu lze pro popis úmrtnosti v letech 1993–2008 použít lineární trend, u Ústeckého kraje polynom třetího stupně. Nejvýraznější strukturální zlomy se v roce 2002 projeví u Prahy, Jihomoravského a Ústeckého kraje, v roce 1997 u Moravskoslezského kraje.

Ve sledovaných krajích byla nejvyšší míra úmrtnosti až do roku 2005 typická pro hlavní město Prahu. Současně zde došlo i k jejímu největšímu poklesu v průběhu analyzovaných let. Důvodem je rychlá dostupnost zdravotní péče a také větší zastoupení osob s vyšším vzděláním. Tato nová generace důchodců více dbá na dodržování zdravého životního stylu a věnuje se pohybovým aktivitám, které přispívají k jejich lepšímu zdravotnímu stavu. Naopak stabilní vývoj úmrtnosti je typický

pro Moravskoslezský kraj, jehož příčinu je možné připsat nestabilnímu demografickému prostředí, horší dostupností zdravotní péče a vyššímu podílu prašných částic a chemických látek v ovzduší.

Ze zveřejněných studií vyplývá, že většina seniorů spoléhá ve stáří na pomoc ze strany rodiny. Zajistit, v případě potřeby, celodenní péči pro seniora je pro mnohé rodiny z hlediska pracovní vytíženosti nemožné a budování domovů důchodců, kde by byla požadovaná péče zajištěna, je pro stát velmi nákladné. Proto je třeba přímo zvýhodnit členy rodiny, kteří o takové osoby pečují. Jedná se o efektivní řešení z hlediska státních nákladů a zároveň se starým lidem dává možnost dožít v rodinném prostředí. Z hlediska změny demografických charakteristik je třeba k řešení tohoto problému přistoupit i z pohledu zvyšujícího se počtu bezdětných a svobodných osob, které nebudou mít v blízkosti nikoho, kdo by jim potřebnou péči ve stáří zajistil. V průběhu svého života by tak měly prostřednictvím přísunu většího množství finančních zdrojů do penzijního systému vyrovnat nerovné příspěvky, které ve srovnání s nimi odvedou rodiny s dětmi.

Proměnlivý vývoj v průběhu analyzovaných let zaznamenal i ukazatel obecné míry sňatečnosti. Pro její popis lze u všech sledovaných krajů použít polynom druhého stupně, v případě hlavního města Prahy se statistickou průkaznost polynomu třetího stupně nepodařilo prokázat. Před rokem 1993 dosahoval nejvyšších hodnot sňatečnosti Ústecký kraj a kraj Vysočina. Po roce 1993 se začala vyšší míra sňatečnosti projevovat u hlavního města Prahy, kam se v průběhu devadesátých let přestěhovalo vzdělané obyvatelstvo z venkova. Důsledkem je nejvyšší průměrný věk ženichů a nevěst při prvním sňatku, který je průměrně o dva roky vyšší než u zbývajících krajů. Úroveň sňatečnosti je v jednotlivých regionech ovlivňována ekonomickou stabilitou. Nejnižší úroveň sňatečnosti byla zejména po roce 2000 zaznamenána u Moravskoslezského kraje a kraje Vysočina.

Provedeným Grangerovým testem bylo pro jednorocní zpoždění u sledovaných krajů potvrzeno, že uzavření prvního sňatku má vliv na porodnost. V opačném směru, kdy bylo testováno, zda je porodnost příčinnou sňatečnosti, došlo u jednorocního zpoždění k zamítnutí pouze u Jihomoravského kraje. Pro dvouleté zpoždění nedošlo opět k potvrzení kauzality u Jihomoravského kraje a také u Moravskoslezského a Ústeckého kraje, kde žije největší počet svobodných matek.

Svobodné matky sice přispívají ke zvyšování porodnosti a v důsledku i ke zvyšování počtu ekonomicky aktivních obyvatel, stát by se však měl více zaměřit na podporu úplných rodin, protože z celospolečenského hlediska není přínos svobodných matek pro stát tak výrazný. Matky samoživitelky, které většinou dosahují nižšího vzdělání, jsou považovány za hůř ekonomicky zabezpečené, což jim stát kompenzuje vyššími sociálními dávkami, a to i přesto, že žijí s ekonomicky aktivním partnerem. Zaměřením

se na podporu úplných rodin by se takto vynaložené prostředky státu vrátily snížením výdajů na sociální dávky pro neúplné rodiny.

Rozvodovost se v průběhu sledovaných let výrazně neměnila. Nejnižší počet rozvodů v přepočtu na 1000 obyvatel středního stavu si dlouhodobě udržuje kraj Vysočina, naopak nejvyšší rozvodovost je typická v sociálně nestabilních oblastech (Ústecký kraj) a ve velkých městech (Praha). V roce 1999 byl potvrzen významný strukturální zlom, který zabraňuje výběru vhodného trendu. Přestože se rozvodovost drží na víceméně stejné úrovni, hodnoty ukazatele sňatečnost se snižují.

U sledovaných krajů až na výjimku hlavního města Prahy, je patrná velmi podobná tendence ve vývoji migračního přírůstku. Výkyvy migračního přírůstku u Prahy na konci devadesátých let se projevily výrazným poklesem počtu přistěhovalých. Celkově se úroveň mezikrajové migrace během sledovaných let měnila. Nejvyšší počet stěhování byl zaznamenán v letech 2007 a 2008. Jak v roce 1993, tak i v roce 2008 došlo k nejvyššímu migračnímu obratu u Prahy a Středočeského kraje. Zatímco na začátku sledovaného období se více obyvatel stěhovalo do Prahy, na konci období, v roce 2008, byl ukazatel intenzity migrace vyšší u Středočeského kraje.

V roce 1993 se lidé nejčastěji stěhovali z Moravskoslezského kraje, který zaznamenal záporné migrační saldo podobně jako Ústecký kraj. Tento trend přetrval až do roku 2008, kdy se vyšší záporné saldo migrace projevilo i u Karlovarského a Olomouckého kraje a kraje Vysočina. Po Praze a Středočeském kraji se na začátku sledovaného období lidé nejčastěji stěhovali mezi Moravskoslezským a Olomouckým krajem, Středočeským a Ústeckým krajem, Jihomoravským krajem a krajem Vysočina. Ve všech uvedených případech počet přestěhovaných osob přesáhl 2000. Nejčastější příčinou stěhování mezi kraji v letech 1993–1995 byla označena migrace z bytových důvodů, kvůli změně zaměstnání a také z důvodu sňatku.

V roce 2008 se opět, po Praze a Středočeském kraji, nejvíce obyvatel stěhovalo mezi Prahou a Ústeckým krajem, Středočeským a Ústeckým krajem, Prahou a Jihomoravským krajem. Vysoké migrační preference byly v roce 1993 zaznamenány v obou směrech mezi Karlovarským a Plzeňským krajem, v roce 2008 byla silnější migrační preference z Plzeňského do Karlovarského kraje. Obousměrná obliba migrace je v roce 1993 i 2008 charakteristická pro Olomoucký a Moravskoslezský kraj, Pardubický a Královéhradecký kraj, Jihomoravský kraj a kraj Vysočina.

Od počátku devadesátých let prodělaly kraje České republiky podstatné demografické změny, které, zejména u porodnosti, nelze označit za pozitivní. Jejich důsledkem dochází ke stále vyššímu tlaku na výdajovou stránku státního rozpočtu. V zájmu udržení ekonomického růstu je třeba přistoupit k podstatným změnám, a to nejen v oblasti důchodové a zdravotní. Už několik let se vláda snaží prosadit potřebná úsporná opatření. Realita je ovšem taková, že vlivem kompromisů, které opatření pozměňují aby

byla průchozí napříč politickým spektrem, se jejich účinnost snižuje. Řešení demografických změn není jednoduchý úkol, pokud ale vláda neprovede záměrná opatření k omezení jejich dopadu, projeví se v následujících letech jejich vliv na kvalitě života každého z nás.

## 7 Seznam použité literatury

1. ARTL, J. *Moderní metody modelování ekonomických časových řad*. 1. vyd. Praha: Grada, 1999. 307 s. ISBN: 80-7169-539-4.
2. ARTL, J. – ARTLOVÁ, M. – RUBLÍKOVÁ, E. *Analýza ekonomických časových řad s příklady*. 1.vyd. Praha: Vysoká škola ekonomická Praha, 2002. 148 s. ISBN 80-245-0307-7.
3. DUFEK, J. – MINAŘÍK, B. *Analýza demografického vývoje České republiky a krajů regionu Jihovýchod*. Brno: ediční středisko MZLU, 2007. 166 s. ISBN 978-80-7375-063-3.
4. FRÝBORT, T. *Demografický vývoj v regionu ve srovnání s Českou republikou*. Brno: MZLU, diplomová práce, 2006, 76 s.
5. HAŠKOVÁ, H. – RABUŠIC, L. *K nízké sňatečnosti v České republice*. Partnerství, rodičovství, rodina, 2008, č. 2, s. 9–34, ISSN 1214-813X.
6. HINDLS, R. – HRONOVÁ, S. *Statistika pro ekonomy*. 5. vyd. Praha: Professional Publishing, 2004. 415 s. ISBN 80-86419-59-2.
7. HUDEČKOVÁ, J. *Sociálně demografická analýza Jihomoravského kraje: populační vývoj jako součást vnějšího podnikatelského prostředí*. Disertační práce. Brno: MZLU Brno, 2005, 167 s.
8. KALIBOVÁ, K. *Úvod do demografie*. 2. vyd. Praha: Karolinum, 2001, 52 s. ISBN: 80-246-0222-9.
9. KALIBOVÁ, K. – PAVLÍK, Z. – VODÁKOVÁ, A. *Demografie (nejen) pro demografy*. 2. upr. vyd. Praha : Sociologické nakladatelství, 1998. 128 s. ISBN: 80-85850-30-3.
10. KOSCHIN, F. *Demografie: poprvé*. 2. vyd.,přepr. Praha: Oeconomica, 2005<sup>a</sup>, 122 s. ISBN: 80-245-0859-1.
11. KOSCHIN, F. *Kapitoly z ekonomické demografie*. 1. vyd. Praha: Oeconomica, 2005<sup>b</sup>, 52 s. ISBN: 80-245-0959-8.
12. LANGHAMROVÁ, J. – KAČEROVÁ, E. *Demografie: materiály ke cvičení*. 2. vyd. Praha: Oeconomica, 2007, 91 s. ISBN: 978-80-245-1224-2.
13. LOUŽEK, M. *Populační ekonomie a její důsledky pro účinnost pronatalitních politik*. 1. vyd. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2004, 152 s. ISBN: 80-86547-35-3.
14. NOVÁKOVÁ–HŘIBOVÁ, B.: *Migrace obyvatelstva v moravských krajích*. Nakladatelství Československé akademie věd Academia, Praha, 1971.



15. PALÁT, M. *Analýza střední délky života mužů a žen ve vybraných regionech ČR*. In Firma a konkurenční prostředí 2008 – 1. část. Brno: MSD, spol. r.o., 2008. s. 329–334. ISBN 978-80-7392-020-3.
16. RABUŠIC, L. *Kde všechny ty děti jsou?: porodnost v sociologické perspektivě*. 1. vyd. Praha: Sociologické nakladatelství, 2001. 265 s. ISBN: 80-86429-01-6.
17. REES, P. KUPISZEWSKI, M. *Internal Migration and Regional Population Dynamics in Europe: A Synthesis*. Collection Demography, Council of Europe Publishing, Strasbourg, 1999.
18. ROUBÍČEK, V. *Úvod do demografie*. 1. vyd. Praha: CODEX Bohemia, 1997, 348 s. ISBN: 80-85963-43-4.
19. ROUBÍČEK, V. *Základní problémy obecné a ekonomické demografie*. 1. vyd. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1996, 271 s. ISBN: 80-7079-188-8.
20. VESELÁ, J. *Pohyb obyvatelstva – demografická dynamika*. 1. vyd. Pardubice: Univerzita Pardubice, 2004, 85 s. ISBN: 80-7194-701-6.
21. VYSTOUPIL, J. – TARABOVÁ, Z. *Základy demografie*. 1. vyd. Brno: Masarykova univerzita, 2004, 150 s. ISBN: 80-210-3617-6.

#### **Publikace Českého statistického úřadu**

22. BURCIN, B. *Vývoj odvratitelné úmrtnosti v České republice v období 1990-2006*. Demografie, 2008, č. 2, s. 15–31. ISSN 0011-8265.
23. ČERMÁK, Z. *Migrace a suburbanizační procesy v České republice*. Demografie, 2005, č. 3, s. 169–176. ISSN 0011-8265.
24. FIALOVÁ, L. *Trendy ve sňatkovém chování obyvatelstva České republiky ve 20. století*. Demografie, 2006, č. 2, s. 97–108. ISSN 0011-8265.
25. HAMPL, O. – BARTOŠ, F. *Analýza nerovného postavení rodin s dětmi a možnosti zmírnění této nerovnosti*. Demografie, 2009, č. 2, s. 115–126. ISSN 0011-8265.
26. KOCOURKOVÁ, J. *Současný „baby-boom“ v České republice a rodinná politika*. Demografie, 2008, č. 4, s. 240–249. ISSN 0011-8265.
27. ŠÍDLO, L. *Faktory ovlivňující regionální diferenciaci plodnosti v Česku na počátku 21. století*. Demografie, 2008, č. 3, s. 186–198. ISSN 0011-8265.
28. PATTA, I. *Komplexní řešení demografického problému*. Demografie, 2007, č. 2, s. 117–120. ISSN 0011-8265.
29. RYCHTAŘÍKOVÁ, J. *Perspektiva seniorů v České republice a ve vybraných zemích EU*. Demografie, 2006, č. 4. ISSN 0011-8265. 36.

30. RYCHTAŘÍKOVÁ, J. *Dvacet let svobodného mateřství v České republice (1986-2005)*. Demografie, 2007, č. 1. ISSN 0011-8265.
31. SRB, V. *Vnitrostátní stěhování v České republice podle důvodů a druhů stěhování*. Demografie, 2005, č. 1. ISSN 0011-8265.
32. SVOBODOVÁ, K. *Genderové aspekty stárnutí: rodina a péče o seniory*. Demografie, 2006, č. 4. ISSN 0011-8265. 36.

### Internetové zdroje

33. BARTOŇOVÁ, D.: *Migrace*. [online]. Přírodovědecká fakulta UK v Praze, 2007 [cit. 2009-06-15]. Dostupný z WWW: <<http://web.natur.cuni.cz/geografie/vzgr/index.php/publikace-a-vysledky/monografie-ke-stazeni/132-populani-vyvoj-eske-republiky-v-letech-2001-2006>>
34. HAMPLOVÁ, J. *Děti bez manželství nebo bez otců?* [online]. Sociologický ústav AV ČR, 2007 [cit. 2009-11-22]. Dostupný z WWW: <[http://archiv.soc.cas.cz/download/625/DaV0702\\_p141\\_154.pdf](http://archiv.soc.cas.cz/download/625/DaV0702_p141_154.pdf)>
35. HUBER, P. *Inter-regional Mobility in the Accession Countries: A Comparison to EU-Member States*. [online]. Ideas.repec, 2009 [cit. 2009-12-01]. Dostupný z WWW: <<http://ideas.repec.org/p/wfo/wpaper/y2005i249.html>>
36. CHALOUPKOVÁ, J. *Diferenciace motivů svobodného mateřství: proč neprovdané matky nevstoupily před narozením svého prvního dítěte do manželství?* [online]. Sociologický ústav AV ČR, 2007 [cit. 2009-11-20]. Dostupný z WWW: <[http://archiv.soc.cas.cz/download/624/DaV0702\\_p127\\_140.pdf](http://archiv.soc.cas.cz/download/624/DaV0702_p127_140.pdf)>
37. KVASNIČKA, M. – VAŠÍČEK, O. *Úvod do analýzy časových řad*. [online]. Econ.muni, 2001 [cit. 2009-09-10]. Dostupný z WWW: <[www.econ.muni.cz/~qasar/vyuka/emm2/skriptaemmii.pdf](http://www.econ.muni.cz/~qasar/vyuka/emm2/skriptaemmii.pdf)>
38. PAVLÍK, P. *Demografický vývoj v ČR – naděje nebo ohrožení*. [online]. Obchodní akademie, 2007 [cit. 2009-9-28]. Dostupný z WWW: [http://www.oaz.cz/web3/dokumenty/u3v/0809/demograficky\\_vyvoj\\_cr.ppt](http://www.oaz.cz/web3/dokumenty/u3v/0809/demograficky_vyvoj_cr.ppt)
39. *Sňatečnost*. [online]. ČSÚ, 2009<sup>a</sup> [cit. 2009-11-28]. Dostupný z WWW: [http://www.czso.cz/csu/2006edicniplan.nsf/t/B9002B3162/\\$File/4007rr11.pdf](http://www.czso.cz/csu/2006edicniplan.nsf/t/B9002B3162/$File/4007rr11.pdf)
40. *Vnitřní stěhování v ČR 1991–2004*. [online]. ČSÚ, 2009<sup>b</sup> [cit. 2009-11-1]. Dostupný z WWW: <[http://www.czso.cz/csu/2006edicniplan.nsf/t/B9002B3162/\\$File/4007rr11.pdf](http://www.czso.cz/csu/2006edicniplan.nsf/t/B9002B3162/$File/4007rr11.pdf)>

## 8 Seznam tabulkových a grafických příloh

Obrázek č. 1: Typy věkové struktury.....	12
Obrázek č. 2: Struktura obyvatelstva podle pohlaví a věku v roce 2009.....	13
Obrázek č. 3: Struktura obyvatelstva podle pohlaví a věku v roce 2050 (střední varianta projekce).....	14
Graf č.1: Rozložení plodnosti podle věku.....	20
Graf č. 2: Vývoj porodnosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (%).....	34
Graf č. 3: Vývoj prvních diferencí počtu živě narozených dětí mezi roky 1993–2008..	35
Graf č. 4: Vývoj druhých diferencí počtu živě narozených dětí v letech 1993–2008....	36
Graf č. 5: Koeficienty růstu živě narozených v jednotlivých letech (%).....	37
Graf č. 6: Vývoj úmrtnosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (%).....	40
Graf č. 7: Graf vývoje prvních diferencí zemřelých osob v jednotlivých krajích v letech 1993–2008.....	42
Graf č. 8: Graf korelace reziduí pro hlavní město Prahu.....	44
Graf č. 9: Chow test – úmrtnost.....	44
Graf č. 10: Chow test – úmrtnost.....	45
Graf č. 11: Vývoj sňatečnosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (%).....	47
Graf č. 12: Vývoj prvních diferencí uzavřených sňatků ve sledovaných krajích v letech 1993–2008.....	48
Graf č. 13: Průměrný věk mužů při prvním sňatku .....	50
Graf č. 14: Průměrný věk žen při prvním sňatku.....	50
Graf č. 15: Vývoj rozvodovosti ve sledovaných krajích v letech 1993–2008 (%).....	54
Graf č. 16: Vývoj koeficientu růstu počtu rozvodů ve sledovaných krajích v letech 1993–2008.....	54
Graf č. 17: Chow test – rozvodovost.....	55
Graf č. 18: Vývoj migrace ve sledovaných krajích v letech 1993–2008.....	56
Graf č. 19: Stěhování mezi kraji ve letech 1993–2008.....	59
Tabulka č. 1: Trendové funkce, p-hodnoty parametrů, koeficienty determinace, testovací statistika – porodnost.....	39
Tabulka č. 2: Testy autokorelace chybového členu.....	40

Tabulka č. 3: Trendové funkce, p-hodnoty parametrů, koeficienty determinace, testovací statistika – úmrtnost.....	42
Tabulka č. 4: Testy autokorelace chybového členu.....	43
Tabulka č. 5: Trendové funkce, p-hodnoty parametrů, koeficienty determinace, testovací statistika – sňatečnost.....	48
Tabulka č. 6: Testy autokorelace chybového členu.....	49
Tabulka č. 7: Test kauzality mezi prvosňatečností a porodností.....	52
Tabulka č. 8: Trendové funkce, koef. determinace, testovací statistika – migrace.....	57
Tabulka č.9: Testy autokorelace chybového členu.....	58
Tabulka č. 10: Ukazatele migrace za všechny kraje v roce 1993.....	60
Tabulka č. 11: Ukazatele migrace za všechny kraje v roce 2008.....	60
Tabulka č. 12: Obrat a saldo stěhování v roce 1993.....	61
Tabulka č. 13: Obrat a saldo stěhování v roce 2008.....	62
Tabulka č. 14: Index efektivnosti migrace v roce 1993 (%).....	63
Tabulka č. 15: Index efektivnosti migrace v roce 2008 (%).....	64
Tabulka č. 16: Index preference migračního proudu v roce 1993 (%).....	65
Tabulka č. 17: Index preference migračního proudu v roce 2008 (%).....	65

## Přílohy

Tabulka P 1: Obecná míra porodnosti (‰) a počet živě narozených pro krajů v letech 1993–2008

Kraj	Praha		Jihomoravský		Ústecký		Moravskoslezský		Vysočina	
	P	ŽN	P	ŽN	P	ŽN	P	ŽN	P	ŽN
1993	9,5	11 557	11,9	13 656	12,7	10 491	12,4	15 874	12,9	6 633
1994	8,5	10 329	10,3	11 796	11,1	9 163	10,9	14 029	11,3	5 806
1995	7,8	9 470	9,0	10 387	9,9	8 199	9,9	12 666	10,1	5 237
1996	7,3	8 842	8,6	9 838	9,4	7 781	9,4	12 072	9,4	4 862
1997	7,5	8 967	8,5	9 748	9,4	7 785	9,3	11 876	9,5	4 919
1998	7,5	9 026	8,5	9 779	9,6	7 939	9,0	11 589	9,4	4 863
1999	7,6	9 057	8,4	9 599	9,4	7 747	8,9	11 355	9,0	4 608
2000	8,0	9 453	8,4	9 617	9,7	8 003	8,8	11 239	9,2	4 711
2001	8,3	9 681	8,5	9 685	9,6	7 905	8,9	11 292	8,8	4 509
2002	8,4	9 690	9,0	10 131	10,0	8 186	9,0	11 398	9,2	4 691
2003	8,7	10 057	8,9	10 072	10,2	8 344	9,2	11 517	9,2	4 710
2004	9,5	11 131	9,5	10 720	10,5	8 601	9,4	11 783	9,3	4 759
2005	10,2	11 943	9,9	11 149	10,6	8 725	9,7	12 177	9,9	5 070
2006	10,6	12 530	10,2	11 512	10,9	8 935	9,9	12 381	10,0	5 113
2007	11,0	13 195	10,9	12 371	11,8	9 715	10,7	13 373	10,5	5 373
2008	11,7	14 339	11,5	13 196	12,0	10 031	10,7	13 402	11,0	5 649

Pozn.: P – obecná míra porodnosti, ŽN – počet živě narozených, (zdroj: ČSU).

Tabulka P 2: Obecná míra úmrtnosti (‰) a Počet zemřelých pro krajů v letech 1993–2008

Kraj	Praha		Jihomoravský		Ústecký		Moravskoslezský		Vysočina	
	U	PZ	U	PZ	U	PZ	U	PZ	U	PZ
1993	12,4	15 129	11,5	13 259	11,4	9 411	10,5	13 508	10,9	5 608
1994	12,2	14 881	11,5	13 183	11,3	9 366	10,4	13 380	11,2	5 779
1995	12,5	15 193	11,2	12 845	11,3	9 318	10,7	13 758	10,9	5 620
1996	12,0	14 490	10,9	12 484	11,0	9 073	10,2	13 109	10,3	5 310
1997	11,7	14 083	10,8	12 356	10,7	8 867	10,3	13 210	10,7	5 502
1998	11,4	13 705	10,5	11 974	11,1	9 167	10,1	12 880	10,2	5 231
1999	11,4	13 616	10,5	12 069	10,8	8 897	10,0	12 788	10,3	5 306
2000	11,3	13 425	10,6	12 159	10,6	8 773	10,1	12 830	10,3	5 286
2001	11,3	13 210	10,3	11 726	10,8	8 852	10,3	12 986	10,0	5 121
2002	11,5	13 333	10,6	12 025	11,3	9 289	10,4	13 066	10,0	5 130
2003	11,6	13 488	10,8	12 171	11,3	9 260	10,6	13 347	10,4	5 319
2004	11,0	12 849	10,3	11 659	10,9	8 926	10,4	13 005	9,8	5 007
2005	10,8	12 673	10,7	12 059	10,9	8 951	10,4	12 991	10,5	5 339
2006	10,4	12 274	10,3	11 667	10,6	8 719	10,1	12 657	9,3	4 773
2007	10,2	12 208	10,4	11 774	10,6	8 741	10,1	12 668	9,5	4 880
2008	10,0	12 269	9,8	11 262	10,6	8 809	10,4	12 974	9,5	4 881

Pozn.: U – obecná míra úmrtnosti, PZ – počet zemřelých, (zdroj: ČSU).

Tabulka P 3: Obecná míra sňatečnosti (%) a počet sňatků pro krajů v letech 1993–2008

Kraj	Praha		Jihomoravský		Ústecký		Moravskoslezský		Vysočina	
	S	PS	S	PS	S	PS	S	PS	S	PS
1993	6,2	7 492	6,3	7 204	6,7	5 551	6,3	8 104	6,5	3 370
1994	5,7	6 919	5,4	6 248	6,0	4 934	5,8	7 448	5,5	2 812
1995	5,4	6 524	5,2	5 990	5,4	4 459	5,5	7 060	5,1	2 609
1996	5,4	6 469	4,9	5 644	5,4	4 430	5,3	6 804	5,2	2 663
1997	6,0	7 165	5,3	6 085	5,8	4 811	5,6	7 176	5,3	2 740
1998	5,4	6 512	5,0	5 778	5,5	4 525	5,2	6 647	5,2	2 670
1999	5,4	6 441	5,1	5 819	5,3	4 361	4,9	6 305	5,1	2 612
2000	5,9	6 973	5,3	6 084	5,4	4 499	5,0	6 359	5,1	2 625
2001	5,5	6 405	5,0	5 646	5,4	4 411	4,8	6 055	4,9	2 516
2002	5,7	6 647	5,0	5 662	5,4	4 447	4,7	5 923	5,0	2 566
2003	5,6	6 467	4,8	5 471	4,9	3 996	4,5	5 642	4,6	2 368
2004	5,8	6 761	5,0	5 688	5,4	4 398	4,7	5 888	4,7	2 394
2005	5,8	6 777	5,0	5 693	5,2	4 320	4,7	5 900	4,8	2 428
2006	5,8	6 841	5,2	5 859	5,3	4 387	4,9	6 068	4,7	2 393
2007	6,0	7 149	5,5	6 287	6,1	5 006	5,4	6 694	5,0	2 580
2008	5,4	6 580	5,1	5 802	5,4	4 477	5,0	6 198	4,5	2 332

Pozn.: S – obecná míra sňatečnosti, PS – počet sňatků, (zdroj: ČSU).

Tabulka P 4: Obecná míra rozvodovosti (%) a počet rozvodů pro krajů v letech 1993–2008

Kraj	Praha		Jihomoravský		Ústecký		Moravskoslezský		Vysočina	
	R	PR	R	PR	R	PR	R	PR	R	PR
1993	3,2	3 879	2,8	3 159	3,3	2 750	2,8	3 589	2,3	1 178
1994	3,1	3 826	2,5	2 922	3,6	2 948	2,9	3 747	2,1	1 064
1995	3,5	4 205	2,7	3 051	3,1	2 591	3,0	3 918	2,2	1 152
1996	3,4	4 096	2,7	3 156	4,1	3 378	3,4	4 302	2,4	1 215
1997	3,4	4 112	2,7	3 090	3,9	3 247	3,3	4 199	2,2	1 159
1998	3,7	4 418	2,7	3 138	4,3	3 571	3,3	4 274	1,9	979
1999	2,6	3 041	2,0	2 326	2,3	1 883	2,5	3 143	1,8	938
2000	3,2	3 842	2,6	2 928	3,3	2 717	3,1	3 987	2,2	1 148
2001	3,5	4 099	2,7	3 113	4,0	3 267	3,3	4 157	2,3	1 182
2002	3,3	3 854	2,8	3 125	3,8	3 129	3,3	4 152	2,3	1 170
2003	3,3	3 884	2,8	3 210	3,8	3 126	3,4	4 330	2,4	1 235
2004	3,4	3 969	2,9	3 304	4,1	3 363	3,5	4 393	2,4	1 206
2005	3,1	3 680	2,8	3 154	3,5	2 894	3,2	3 987	2,4	1 247
2006	3,2	3 737	2,7	3 096	3,6	2 930	3,2	4 014	2,4	1 224
2007	3,0	3 621	3,0	3 369	3,4	2 783	3,1	3 874	2,4	1 252
2008	3,0	3 666	2,9	3 334	3,5	2 889	3,2	3 964	2,6	1 343

Pozn.: R – obecná míra rozvodovosti, PR – počet rozvodů, (zdroj: ČSU).

Tabulka P 5: Obecná míra migrace (%) a migrační přírůstek krajů v letech 1993–2008

Kraj Rok	Praha		Jihomoravský		Ústecký		Moravskoslezský		Vysočina	
	M	MP	M	MP	M	MP	M	MP	M	MP
1993	2,7	3 280	0,5	534	-1,2	-997	-0,6	-768	-0,7	-386
1994	1,7	2 113	1,7	2 010	0,1	49	-0,1	-154	0,5	256
1995	0,8	994	1,5	1 671	1,3	1 090	-0,0	-26	0,3	146
1996	0,6	771	1,1	1 213	2,1	1 752	-0,4	-562	1,0	520
1997	0,5	618	1,3	1 519	1,7	1 418	-0,1	-129	0,7	356
1998	-2,1	-2 506	1,4	1 615	2,7	2 210	-0,6	-719	0,1	48
1999	-1,6	-1 856	1,3	1 530	1,8	1 449	-0,8	-1 048	-0,1	-42
2000	-1,5	-1 757	0,7	775	0,8	632	-1,4	-1 801	-0,1	-70
2001	-5,9	-6 829	-1,3	-1 463	0,0	17	-1,7	-2 086	-0,7	-354
2002	4,7	5 463	-0,7	-827	1,7	1 365	-1,3	-1 584	-0,4	-226
2003	6,1	7 074	2,5	2 862	2,5	2 072	-0,4	-511	1,0	505
2004	5,8	6 708	1,4	1 596	1,9	1 590	-1,1	-1 431	-0,3	-136
2005	10,0	11 769	0,9	1 028	1,5	1 266	-1,3	-1 674	1,8	922
2006	5,3	6 260	2,1	2 360	-0,2	-124	-1,0	-1 203	1,1	538
2007	19,2	22 984	6,5	7 374	8,4	6 941	-0,1	-98	3,0	1 539
2008	15,5	19 044	4,1	4 678	4,2	3 489	-0,1	-70	1,9	966

Pozn.: M – obecná míra migrace, MP – migrační přírůstek, (zdroj: ČSU).

Tabulka P 6: Mezikrajová migrace v roce 1993

Kraj vystěhování	Kraj přistěhování													
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS
PR	x	5392	1011	554	284	848	648	561	431	465	337	233	215	296
SČ	5159	x	615	584	283	1031	629	559	439	281	248	199	107	221
JČ	985	599	x	384	129	276	82	99	120	409	242	153	105	163
PL	643	460	406	x	558	322	67	96	63	57	135	84	54	134
KV	392	304	164	682	x	450	75	73	60	73	86	53	63	65
U	1079	1132	460	501	454	x	897	275	182	144	254	164	133	209
L	596	539	119	108	91	743	x	475	145	79	113	48	45	95
HK	710	580	144	99	73	199	486	x	824	101	155	124	49	119
PA	560	446	115	81	78	138	149	845	x	278	330	231	69	177
V	588	345	598	83	77	163	50	140	318	x	1060	142	99	150
JM	504	302	303	156	81	189	109	175	370	1058	x	611	845	616
O	398	181	93	83	38	134	85	105	232	132	596	x	704	1103
ZL	341	114	82	39	56	92	42	60	75	82	799	592	x	698
MS	579	308	205	151	108	196	119	162	218	194	813	1340	905	x

Zdroj: ČSÚ

Tabulka P 7: Mezikrajová migrace v roce 2008

Kraj vystěhování	Kraj přistěhování													
	PR	SČ	JČ	PL	KV	U	L	HK	PA	V	JM	O	ZL	MS
<b>PR</b>	x	18866	1033	1427	360	1790	707	738	563	529	668	244	160	517
<b>SČ</b>	6945	x	741	962	278	1240	763	700	477	427	459	151	145	252
<b>JČ</b>	1123	842	x	462	73	212	92	97	125	363	280	94	43	123
<b>PL</b>	864	702	331	x	379	251	83	80	83	59	152	64	33	77
<b>KV</b>	1059	563	183	847	x	557	107	74	87	60	221	46	34	83
<b>U</b>	2367	1712	363	572	346	x	783	317	212	145	282	157	99	228
<b>L</b>	1001	886	112	174	58	682	x	523	119	63	148	46	56	67
<b>HK</b>	1159	1031	107	161	62	207	429	x	1140	111	254	91	56	95
<b>PA</b>	769	730	137	114	24	126	135	835	x	238	450	235	52	99
<b>V</b>	887	621	454	157	41	154	72	194	356	x	1119	100	66	94
<b>JM</b>	1690	799	263	317	93	252	129	171	406	908	x	566	754	600
<b>O</b>	902	536	118	117	43	158	115	157	277	128	871	x	563	698
<b>ZL</b>	650	318	67	55	30	74	49	50	79	69	915	511	x	421
<b>MS</b>	1375	946	197	176	69	230	109	187	219	127	885	986	659	x

Zdroj: ČSÚ