

**UNIVERZITA KARLOVA V PRAZE**

Přírodovědecká fakulta

Katedra demografie a geodemografie



**SROVNÁVACÍ ANALÝZA DEMOGRAFICKÝCH  
POMĚRŮ V ČESKO-NĚMECKÉM PŘÍHRANIČÍ  
V OBDOBÍ 1992–2007**

COMPARATIVE ANALYSIS OF THE DEMOGRAPHIC  
SITUATION IN THE CZECH-GERMAN BORDERLAND  
IN THE PERIOD 1992–2007

Diplomová práce

Štěpán Moravec

Prohlašuji, že jsem tuto diplomovou práci vypracoval samostatně, pod vedením školitele, RNDr. Borise Burcina, Ph.D., a že jsem všechny použité prameny řádně citoval.

Jsem si vědom toho, že případné využití výsledků, získaných v této práci, mimo Univerzitu Karlovu v Praze je možné pouze po písemném souhlasu této univerzity.

Svoluji k zapůjčení této práce pro studijní účely a souhlasím s tím, aby byla řádně vedena v evidenci vypůjčovatelů.

V Praze dne 20. 8. 2009

.....  
podpis

## **Poděkování**

Na tomto místě bych chtěl velmi poděkovat vedoucímu mé diplomové práce, RNDr. Borisi Burcinovi, Ph.D., za jeho podnětné připomínky, morální podporu i čas, který mi v průběhu psaní této práce ochotně věnoval.

Mé poděkování patří rovněž RNDr. Přemyslu Štychovi, Ph.D. z Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, RNDr. Milanu Jeřábkovi, Ph.D. z Přírodovědecké fakulty Univerzity J. E. Purkyně v Ústí nad Labem, Ing. Vladimíru Poláškoví z Českého statistického úřadu, Ing. Markétě Bloudkové z firmy ARCDATA Praha s. r. o., Mgr. Pavlíně Netrdové z Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze a Mgr. Lucii Švecové za jejich laskavou pomoc v podobě odborných konzultací či poskytnutí potřebných dat.

Vřelý dík bych chtěl vyjádřit i svému zaměstnavateli, Českému statistickému úřadu, jmenovitě pak Ing. Josefu Škrabalovi a Ing. Miroslavu Řípovi, za poskytnutí pracovního volna na dokončení této práce.

V neposlední řadě bych rád poděkoval mým drahým rodičům za vytvoření skvělého zázemí a stálou podporu v průběhu celého mého studia. Současně bych se jim chtěl omluvit za nemalé starosti, které jsem jim v souvislosti se psaním této práce způsobil.

## **Srovnávací analýza demografických poměrů v česko-německém příhraničí v období 1992–2007**

### **Abstrakt**

Předkládaná diplomová práce má za cíl komplexně analyzovat a zhodnotit vývoj demografických poměrů v česko-německém příhraničí v transformačním období (1992–2007). Česko-německé příhraničí vymezujeme jako území 14 českých okresů sousedících s Německem a rozdělujeme ho dále podle sousední spolkové země na bavorský a saský úsek. Do srovnávací analýzy vstupuje celkem 11 ukazatelů, které charakterizují věkovou strukturu a stárnutí populace, procesy plodnosti a úmrtnosti, přirozenou měnu, migraci a celkový populační vývoj. Srovnání je provedeno ve 3 dimenzích: a) mezi česko-německým příhraničím a průměrem ČR; b) mezi bavorským a saským příhraničím; c) mezi okresy uvnitř česko-německého příhraničí. Analýza potvrzuje specifické postavení zkoumaného území z hlediska populačního vývoje v rámci ČR. Česko-německé příhraničí se vyznačuje mladší věkovou strukturou, vyšší úrovní plodnosti a přirozené reprodukce, horšími úmrtnostními poměry a nižšími relativními migračními přírůstky. Významné rozdíly v demografických poměrech panují mezi bavorským a saským příhraničím. Během transformačního období se meziokresní variabilita většiny demografických ukazatelů v česko-německém příhraničí zvýšila.

**Klíčová slova:** česko-německé příhraničí – demografický vývoj – transformace – srovnávací analýza – regionální diferenciac

## **Comparative analysis of the demographic situation in the Czech-German borderland in the period 1992–2007**

### **Abstract**

The presented diploma thesis aims to analyse and evaluate the development of demographic situation in the Czech-German borderland in the transformational period (1992–2007). We define the Czech-German borderland as the area of 14 Czech districts bordering on Germany, which we further divide according to the borders with the neighbouring federal country to the Bavarian and the Saxon section. 11 indicators in total enter the comparative analysis, which characterize the age structure and the aging of the population, fertility and mortality, natural reproduction, migration and the total population development. The comparison is carried out in three dimensions: a) between the Czech-German borderland and the average level of the Czech Republic; b) between the Bavarian and Saxon section; c) among the districts in the Czech-German borderland. Analysis verifies specific position of the surveyed area from the point of the population development in the Czech Republic. The Czech-German borderland features younger age structure, higher level of fertility and natural reproduction, worse mortality and lower rate of net migration. Significant differences in the demographic situation occur between Bavarian and Saxon section. The inter-district variability of the most of the demographic indicators in the Czech-German borderland was getting higher during the transformational period.

**Keywords:** Czech-German borderland – demographic development – transformation – comparative analysis – regional differentiation

## OBSAH

<b>Seznam tabulek</b> .....	<b>6</b>
<b>Seznam obrázků</b> .....	<b>8</b>
<b>1 Úvod</b> .....	<b>12</b>
1.1 Časové vymezení .....	15
1.2 Územní vymezení .....	15
1.3 Obsahové vymezení .....	17
1.4 Cíle práce a hypotézy .....	18
1.5 Struktura práce a metodický aparát .....	20
<b>2 Socioekonomická situace v česko-německém příhraničí</b> .....	<b>23</b>
2.1 Obecná geografická charakteristika území .....	23
2.2 Sídlní systém a jeho struktura .....	26
2.3 Přírodní podmínky a životní prostředí .....	30
2.4 Sociální struktury obyvatelstva .....	34
2.5 Ekonomická situace a trh práce .....	40
2.6 Kriminalita .....	46
2.7 Územní stabilita obyvatel a migrační atraktivita .....	47
2.8 Struktura bytového fondu a bytová výstavba .....	51
<b>3 Srovnávací analýza demografických poměrů v česko-německém příhraničí</b> .....	<b>54</b>
3.1 Věková struktura a stárnutí .....	55
3.2 Plodnost .....	67
3.3 Úmrtnost .....	86
3.4 Přirozená reprodukce a migrace .....	107
<b>4 Determinanty regionální diferenciacie populačního vývoje v česko-německém příhraničí</b> .....	<b>133</b>
4.1 Korelační analýza socioekonomických ukazatelů .....	134
4.2 Korelační analýza demografických ukazatelů .....	137
4.3 Vícenásobná regresní a korelační analýza demografických ukazatelů .....	139
<b>5 Závěr</b> .....	<b>152</b>
<b>Seznam použité literatury</b> .....	<b>157</b>
<b>Přílohy</b> .....	<b>166</b>

## SEZNAM TABULEK

Tab. 1	Základní geografické charakteristiky česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007 .....	24
Tab. 2	Vybrané charakteristiky sídelní struktury česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007 .....	27
Tab. 3	Městská sídla a míra urbanizace v česko-německém příhraničí k 31. 12. 2007 .....	29
Tab. 4	Struktura zemědělského půdního fondu v česko-německém příhraničí k 31. 12. 2007 .....	31
Tab. 5	Měrné emise základních znečišťujících látek v česko-německém příhraničí v roce 2006 .....	33
Tab. 6	Vzdělanostní struktura obyvatelstva česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001 .....	35
Tab. 7	Náboženská struktura obyvatelstva česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001 .....	37
Tab. 8	Národnostní struktura obyvatelstva česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001 .....	39
Tab. 9	Sektorová struktura zaměstnanosti v česko-německém příhraničí k 1. 3. 2001 .....	41
Tab. 10	Průměrná hrubá měsíční mzda a vývoj pořadí okresů česko-německého příhraničí v období 1997–2005 .....	43
Tab. 11	Cizinci v česko-německém příhraničí k 31. 12. 2007 (v %) .....	49
Tab. 12	Vývoj indexu stáří v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 .....	56
Tab. 13	Charakteristiky variability indexu stáří v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období .....	60
Tab. 14	Vývoj indexu ekonomického zatížení v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 .....	62
Tab. 15	Charakteristiky variability indexu ekonomického zatížení v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období .....	66
Tab. 16	Vývoj úhrnné plodnosti v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 .....	68
Tab. 17	Charakteristiky variability úhrnné plodnosti v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období .....	73
Tab. 18	Vývoj mimomanželské plodnosti v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v %) .....	75
Tab. 19	Charakteristiky variability mimomanželské plodnosti v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období .....	79

Tab. 20	Vývoj průměrného věku matek při narození dítěte 1. pořadí v česko-německém příhraničí v období 1992–2007	81
Tab. 21	Charakteristiky variability průměrného věku matek při narození dítěte 1. pořadí v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období	85
Tab. 22	Vývoj naděje dožití při narození v česko-německém příhraničí v období 1991–2005	88
Tab. 23	Charakteristiky variability naděje dožití při narození v česko-německém příhraničí, 1991–2005, pětiletá období	93
Tab. 24	Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí v období 1992–2007	94
Tab. 25	Charakteristiky variability kvocientu kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období	100
Tab. 26	Vývoj standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v česko-německém příhraničí v období 1992–2007	101
Tab. 27	Charakteristiky variability standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období	107
Tab. 28	Vývoj hrubé míry přirozeného přírůstku/úbytku v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v ‰)	111
Tab. 29	Charakteristiky variability hrubé míry přirozeného přírůstku/úbytku v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období	116
Tab. 30	Vývoj hrubé míry migračního salda v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v ‰)	118
Tab. 31	Charakteristiky variability hrubé míry migračního salda v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období	124
Tab. 32	Vývoj hrubé míry celkového populačního přírůstku/úbytku v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v ‰)	126
Tab. 33	Charakteristiky variability hrubé míry celkového populačního přírůstku/úbytku v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období	131
Tab. 34	Přehled ukazatelů socioekonomické analýzy vybraných do vícenásobné regresní a korelační analýzy	135
Tab. 35	Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro ukazatele věkové struktury	140
Tab. 36	Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro ukazatele plodnosti	142
Tab. 37	Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro ukazatele úmrtnosti	146
Tab. 38	Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro celkové charakteristiky přirozené reprodukce	149

## SEZNAM OBRÁZKŮ

Obr. 1	Územní vymezení česko-německého příhraničí	16
Obr. 2	Hustota zalidnění v okresech česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007	25
Obr. 3	Míra urbanizace v okresech česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007	28
Obr. 4	Měrné emise oxidu siřičitého v okresech česko-německého příhraničí v roce 2006	32
Obr. 5	Národnostní homogenita v okresech česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001	40
Obr. 6	Průměrná míra nezaměstnanosti v okresech česko-německého příhraničí v roce 2008	45
Obr. 7	Úroveň kriminality v okresech česko-německého příhraničí v období 2006–2007	46
Obr. 8	Podíl rodáků v okresech česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001	48
Obr. 9	Podíl cizinců v okresech česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007	50
Obr. 10	Individuální bytová zástavba v okresech česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001	52
Obr. 11	Intenzita nové bytové výstavby v okresech česko-německého příhraničí v období 1991–2001	53
Obr. 12	Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995	57
Obr. 13	Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999	57
Obr. 14	Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003	58
Obr. 15	Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007	58
Obr. 16	Změna indexu stáří mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %	59
Obr. 17	Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995	63
Obr. 18	Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999	63
Obr. 19	Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003	64
Obr. 20	Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007	64



Obr. 21	Změna indexu ekonomického zatížení mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %	65
Obr. 22	Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995	70
Obr. 23	Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999	70
Obr. 24	Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003	71
Obr. 25	Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007	71
Obr. 26	Změna úhrnné plodnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %	72
Obr. 27	Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995	76
Obr. 28	Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999	77
Obr. 29	Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003	77
Obr. 30	Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007	78
Obr. 31	Změna mimomanželské plodnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %	78
Obr. 32	Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995	82
Obr. 33	Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999	83
Obr. 34	Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003	83
Obr. 35	Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007	84
Obr. 36	Změna průměrného věku matek při narození dítěte 1. pořadí mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %	84
Obr. 37	Naděje dožití při narození v okresech česko-německého příhraničí v období 1991–1995	89
Obr. 38	Naděje dožití při narození v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–2000	90
Obr. 39	Naděje dožití při narození v okresech česko-německého příhraničí v období 2001–2005	90
Obr. 40	Změna naděje dožití při narození mezi obdobími 1991–1995 a 2001–2005, okresy ČNP, 1991–1995 = 100 %	91
Obr. 41	Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995	96
Obr. 42	Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999	97

Obr. 43	Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003 .....	97
Obr. 44	Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007 .....	98
Obr. 45	Změna kvocientu kojenecké úmrtnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 % .....	98
Obr. 46	Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995 .....	102
Obr. 47	Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999 .....	103
Obr. 48	Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003 .....	103
Obr. 49	Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007 .....	104
Obr. 50	Změna standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 % .....	104
Obr. 51	Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995 .....	113
Obr. 52	Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999 .....	113
Obr. 53	Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003 .....	114
Obr. 54	Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007 .....	114
Obr. 55	Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–2007 .....	115
Obr. 56	Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995 .....	120
Obr. 57	Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999 .....	120
Obr. 58	Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003 .....	121
Obr. 59	Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007 .....	121
Obr. 60	Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–2007 .....	123
Obr. 61	Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995 .....	127
Obr. 62	Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999 .....	128

Obr. 63	Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003 .....	128
Obr. 64	Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007 .....	129
Obr. 65	Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–2007 .....	129
Obr. 66	Hierarchický strom množin shluků vybraných ukazatelů socioekonomické analýzy .....	136
Obr. 67	Hierarchický strom množin shluků analyzovaných demografických ukazatelů ...	138

## Kapitola 1

### Úvod

Období po roce 1989 bylo v České republice ve znamení hluboké společenské a ekonomické transformace, která vedla k radikální proměně prostorové struktury země a kontinuálnímu formování nové geografické organizace společnosti. Vedle nastartování vnitrostátních reformních procesů došlo na počátku 90. let také k zásadnímu obratu v zahraničně-politických vztazích, který znamenal obnovení geopolitické a geoekonomické orientace České republiky na Západ. Mezi oblastmi, kterých se změny makropolitické atraktivity regionů dotkly zdaleka nejvíce, patřil pochopitelně zejména prostor podél hranice s Německem. Původně periferní příhraniční poloha ve smyslu polaritativního jádra a periferie, která byla posílena vytvořením „železné opony“ jako neprostupné bariéry, se v důsledku otevření hranic změnila v polohu exponovanou jednak z hlediska sousedství s politicky silným, ekonomicky vyspělým státem, jednak z hlediska dlouhodobé západo-východní zonalitativnosti evropského prostoru (Jeřábek, 2004; Hampl, 2000). Zvýšení propustnosti česko-německé hranice zároveň přispělo k dynamickému rozvoji přeshraničních vztahů a spolupráce, čímž se posílila kontaktní funkce této hranice.

V kontextu pozorovaných principiálních kvalitativních změn charakteru hranice mezi Českem a Německem docházelo k postupnému nárůstu vzájemného ovlivňování sousedních příhraničních regionů, k prolínání sousedních kultur, modelů hospodářských aktivit apod. Obecně jsou tyto procesy vedoucí k pronikání přeshraničních vlivů v geografické terminologii označovány jako difúzní efekt (Dokoupil, 2000 a 2004).

Právě studium přeshraničních vlivů či „sousedského faktoru“ na demografické chování obyvatel bylo společně s detailní komparací populačního vývoje na obou stranách česko-německé hranice jedním z prvotních výzkumných záměrů předkládané diplomové práce. Bohužel byl však autor nucen od tohoto poměrně ambiciózního a bezesporu velmi zajímavého záměru upustit. Důvodem byla nedostupnost bezplatných dat v potřebném obsahovém a časovém vymezení za německé příhraniční okresy. Rozsah zkoumaného území se tedy omezil pouze na českou část česko-německého pohraničí, která na rozdíl od německé části disponovala na okresní úrovni velmi pestrými a snadno dostupnými statistickými daty.

Opodstatněnost a aktuálnost provedení demografické analýzy pro námi zvolený region podtrhuje hned několik objektivních argumentů:

*i) konjunktura výzkumu česko-německého pohraničí po roce 1989*

V návaznosti na posílení politického a ekonomického významu prostoru podél hranice s Německem po pádu železné opony rostl pochopitelně i zájem vědců o studium pohraniční problematiky. Důkazem bylo zřízení detašovaného pracoviště „Pohraničí“ v rámci Sociologického ústavu Akademie věd České republiky se sídlem v Ústí nad Labem již v roce 1990 a realizace celé řady výzkumných projektů a grantů s pohraniční tematikou jak touto institucí<sup>1</sup>, tak akademickou sférou<sup>2</sup>, případně jejich vzájemnou kooperací<sup>3</sup> (Houžvička, 2002; Jeřábek, 1998a; Jeřábek, 2004). Významný impuls k rozvoji výzkumu česko-německého pohraničí představovaly integrační snahy České republiky o začlenění do evropských hospodářských struktur, které vyvrcholily 1. 5. 2004 úspěšným přijetím ČR do Evropské unie. S tímto politickým aktem získala problematika pohraničního výzkumu kvalitativně nový rozměr, když se původně vnější česko-německá hranice, vymezující příslušnost do jednotného evropského hospodářského prostoru, stala ze dne na den hranicí vnitřní. Neméně důležitý význam mělo i začlenění České republiky do Schengenského prostoru na konci roku 2007.

*ii) specifický ráz a vývoj česko-německého příhraničí, které činí toto území z hlediska geografického, resp. demografického výzkumu mimořádně zajímavým*

Specifičnost prostoru podél hranice s Německem lze spatřovat v několika aspektech:

- a) Proměna z periferního v exponované území (z hlediska makropolitické atraktivity)
- b) Výrazná vnitřní diferenciací z hlediska systému osídlení, ekonomické a sociální struktury, ekologické narušenosti a kulturního prostředí
- c) Kvantitativně i kvalitativně bezprecedentní migrační výměna obyvatelstva v novodobých dějinách České republiky (odsun německého obyvatelstva a následné dosídlování)

*iii) absence relevantní demografické literatury, která by komplexně mapovala polistopadový vývoj elementárních demografických procesů v prostoru podél hranice s Německem*

Publikací věnovaných problematice česko-německého pohraničí, resp. příhraničí vznikla po roce 1989 celá řada, čistě demografickou tematikou se však detailně zabýval pouze zlomek z nich. Příčinu tohoto stavu můžeme spatřovat v tom, že podstatná část publikovaných prací

<sup>1</sup> Za zmínku stojí například projekt GA ČR *České pohraničí v procesech evropské integrace* řešený v rámci tohoto pracoviště v letech 1993–1995, který byl zaměřen na zkoumání sociálních změn vyvolaných pádem železné opony a otevřením vůči sousednímu Německu a světu vůbec. V letech 1997–1999 byl realizován projekt Ministerstva zahraničních věcí ČR *Reflexe sudetoněmecké otázky a postoje obyvatelstva českého pohraničí k Německu* zkoumající vztahy obyvatel pohraničí k fenoménu německého sousedství.

<sup>2</sup> Jednalo se většinou o geografická pracoviště univerzit v Plzni, Praze, Brně, Ostravě a Ústí nad Labem, které se v 90. letech zabývaly řešením vlastních výzkumných záměrů s pohraniční tematikou ve spolupráci s partnerskými pracovišti na univerzitách v zahraničí. Teprve v letech 1998–1999 došlo díky projektu Ministerstva zahraničních věcí ČR *Role pohraničí České republiky a význam hospodářské a politické spolupráce se sousedními zeměmi pro integraci ČR do Evropské unie* k propojení výzkumných aktivit všech pracovišť do jednoho společného projektu označovaného jako „geogrant pohraničí“.

<sup>3</sup> Příkladem vzájemné spolupráce obou subjektů byl projekt realizovaný s podporou GA ČR *Postavení pohraničí v regionálním rozvoji České republiky se zřetelem k zapojení ČR do evropských struktur* (1999–2001), spadající rovněž do tzv. „geograntu pohraničí“.

měla podobu komplexních analytických studií, kde byla souhrnně prezentována statistická data za tematicky různé oblasti, tudíž byl jednotlivým okruhům vyhrazen pouze omezený prostor (Jeřábek, ed., 1999; Jeřábek, ed., 2001; Maier et al., 2002). Pasáže věnované obyvatelstvu a sídelní struktuře se proto omezují pouze na obecné zhodnocení vývoje početního stavu populace, rámcovou charakteristiku věkové struktury a interpretaci hustoty zalidnění za jednotlivé příhraniční úseky, přičemž hodnotící komentáře se opírají o výpočty jednoduchých relativních ukazatelů (např. Havlíček, Reinöhllová, 1999; Jeřábek, ed., 2001; Wilam, 2004).

Naopak poměrně rozsáhlý prostor je demografické tematice věnován v publikaci Zicha a kol. (1996). Jeho sociodemografická charakteristika orientovaná primárně na rozbor sociálních struktur obyvatelstva české části česko-německého pohraničí má ovšem spíše deskriptivní nežli analytickou podobu. Za jeden z mála příkladů převážně demografické literatury k problematice česko-německého příhraničí můžeme označit také publikaci kolektivu autorů Anděl, Jeřábek a Oršulák (2004) zabývající se vývojem obyvatelstva a sídelní struktury v pohraničních okresech Ústeckého kraje. Součástí práce je i komparativní analýza obou základních procesů přirozené změny, charakteristik úrovně přirozené reprodukce, vnitřního stěhování a celkového populačního vývoje v průběhu 90. let, založená ovšem pouze na srovnání absolutních počtů sledovaných událostí nebo vypočtených hrubých měr.

Specifické postavení mezi výstupy s demografickou tematikou zaujímá několik kartografických děl, které ve formě map a tabulek poskytují pestrou škálu geografických, sociálních, ekonomických a právě i demografických údajů za obce a okresy náležející do Euroregionu Elbe/Labe (Jeřábek, 2000a; Jeřábek, Kowalke, Oršulák et al., 2005). Prezentace demografických dat je ve srovnání s výše uvedenými publikacemi z hlediska věcného obsahu i územního členění nejpodrobnější, i tak mají ale statistické výstupy většinou podobu absolutních počtů nebo jednoduchých relativních ukazatelů (hrubé míry, indexy). Studovaný region navíc pokrývá pouze malou část česko-německého příhraničí.<sup>4</sup>

Během období transformace vznikala v České republice pochopitelně i celá řada analýz hodnotících vývoj regionální diferenciaci jednotlivých demografických procesů v nových rámcových podmínkách (např. Bartoňová, 1999; Burcin, Kučera, 2000; Kretschmerová, 2003; Džurová, 2001; Burcin, Kučera, 2008b). Většina těchto prací se sice zmiňuje o některých částech česko-německého příhraničí zpravidla v souvislosti s jejich exponovaným postavením či specifickým vývojem v rámci analyzované demografické charakteristiky a pokouší se také o objasnění příčin tohoto stavu, vzhledem k teritoriálnímu zaměření analýz na celé území ČR je však prostor věnovaný této oblasti pouze marginální. Jejich pozornost se navíc soustředí na postižení pouze jednoho či dvou demografických procesů, což neumožňuje vytvoření komplexního obrazu o populačním vývoji v tomto příhraničním regionu.

Na Přírodovědecké fakultě Univerzity Karlovy se problematikou česko-německého příhraničí zabývaly i absolventské práce Kuldové (2006), Valentové (2006) a Tétauera (2004),

---

<sup>4</sup> Česká část Euroregionu Elbe/Labe zahrnuje 4 okresy, z toho 3 z nich (Děčín, Ústí nad Labem a Teplice) leží při hranici s Německem.

ovšem žádná z nich nebyla koncipována jako komparativní analýza demografických poměrů v území podél hranice s Německem po roce 1989.

Cílem předkládané práce je proto přispět jednak k rozšíření prozatím nepříliš početné sbírky regionálních demografických analýz domácí provenience, ale především zaplnit prázdné místo na poli odborné demografické literatury věnované česko-německému příhraničí a obohatit tak dosavadní rozsáhlý výzkum této oblasti i o poznání populačního vývoje v období transformace.

## 1.1 Časové vymezení

S cílem postihnout hlavní tendence populačního vývoje v transformačním období bylo srovnání demografických poměrů v česko-německém příhraničí provedeno za období 1992 až 2007. Časový rozsah šestnácti kalendářních let byl zvolen jednak s ohledem na možnosti datové základny<sup>5</sup>, jednak s úmyslem rozdělit celé období na několik stejně dlouhých, a tedy srovnatelných etap, které by prezentovaly agregované průměrné údaje sledovaných demografických ukazatelů za jednotlivé kalendářní roky. Smyslem tohoto opatření bylo eliminovat možný vliv náhodných ročních výkyvů u velmi nízkých, či dokonce nulových počtů některých demografických událostí na okresní úrovni. Ve snaze předejít těmto vlivům i z důvodu systematičtějšího a přehlednějšího zhodnocení základních vývojových tendencí bylo proto referenční období rozděleno do čtyř stejně dlouhých čtyřletých úseků (1992–1995, 1996–1999, 2000–2003, 2004–2007).

Celý analyzovaný časový úsek označujeme pracovním jako „transformační období“, ačkoliv samozřejmě můžeme spekulovat, zda-li transformační procesy pokračují i po vstupu ČR do Evropské unie, který měl být de iure formálním potvrzením dokončení zásadní přeměny ze země s totalitním politickým systémem a centrálně řízeným hospodářstvím v demokratický, právní stát s konkurenčně schopnou ekonomikou založenou na tržních principech. Vzhledem k tomu, že se však přední čeští geografové shodují v tom, že transformační proces v České republice nebyl doposud ukončen, můžeme námi zvolenou terminologií považovat za správnou.

## 1.2 Územní vymezení

Způsobů prostorového vymezení českého pohraničí, resp. česko-německého příhraničí existuje celá řada (viz Chromý, 2000; Havlíček, 2004). Pro potřeby naší práce jsme zvolili technicky nejjednodušší a v pohraničním výzkumu nejčastěji používanou tzv. administrativní metodu, na základě níž definujeme česko-německé příhraničí jako souvislou zónu okresů<sup>6</sup> ležících při hranici se Spolkovou republikou Německo<sup>7</sup>. Námi zkoumané území tedy zahrnuje těchto 14 okresů: Prachatice, Klatovy, Domažlice, Tachov, Cheb, Sokolov, Karlovy Vary, Chomutov,

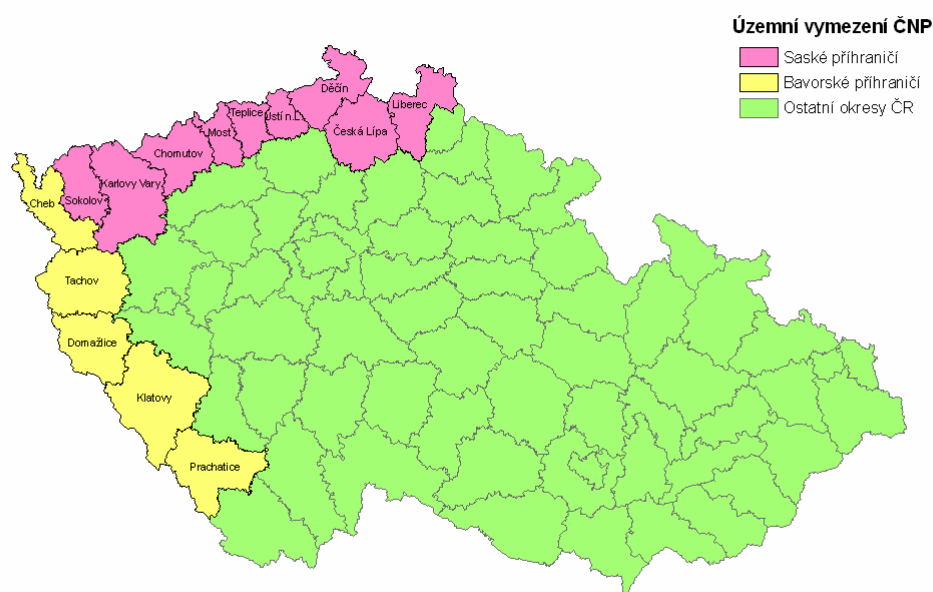
<sup>5</sup> Časové řady demografických dat za okresy ČR publikované Českým statistickým úřadem začínají od roku 1991.

<sup>6</sup> Jedná se o okresy zřízené v roce 1960 v hranicích k 1. 1. 2007.

<sup>7</sup> Z praktických důvodů uvádíme ve zbytku práce namísto oficiálního názvu „Spolková republika Německo“ pouze zkrácenou verzi „Německo“.

Most, Teplice, Ústí nad Labem, Děčín, Česká Lípa a Liberec (obr. 1). Hlavními důvody pro výběr této metody byla jednak skutečnost, že stejné vymezení česko-německého příhraničí bylo aplikováno ve většině regionálních analýz věnujících se tomuto prostoru (např. Zich, 1996; Jeřábek, ed., 1999; Vavrečková a kol., 2002), neméně významnou roli ovšem sehrála také otázka dostupnosti demografických dat, která jsou na mikroregionální úrovni nejpodrobněji zpracována právě za okresy.

**Obr. 1 – Územní vymezení česko-německého příhraničí**



Vymezení zájmového území na základě okresů má pochopitelně i svá úskalí v podobě možných změn jejich hranic, ačkoliv jsou okresy obecně považovány za jeden z nejstabilnějších článků územního členění ČR (Regionální rozdíly ..., 2007, s. 10). V námi hodnoceném časovém období se odehrály poměrně významné změny v územním uspořádání některých okresů v česko-německém příhraničí (Klatovy, Domažlice, Cheb, Karlovy Vary, Česká Lípa a Liberec) k 1. 1. 2007<sup>8</sup>. V této souvislosti je potřeba zdůraznit, že veškeré v práci publikované údaje z předchozího období byly přepočteny na vymezení okresů platné k 1. 1. 2007.

V souvislosti s naším cílem ověřit existenci vnitřní heterogenity demografických poměrů v rámci ČNP definujeme pro účely komparativní analýzy ještě jednu hierarchickou úroveň, která představuje přechodný stupeň mezi makroregionální úrovní reprezentovanou česko-německým příhraničím a mikroregionální úrovní zastupovanou okresy. Jedná se o příhraniční úseky, které rozdělují celé ČNP podle sousední spolkové země na dvě části, k jejichž vymezení

<sup>8</sup> Podstata těchto územních změn spočívala v revizi okresní příslušnosti obcí, jež byly zařazeny do SO ORP, které se z větší části rozkládaly na území jiného okresu. Provedené změny tedy sledovaly dosažení úplné skladebnosti SO ORP do okresů.



byly opět použity okresy. Okresy Prachatice, Klatovy, Domažlice, Tachov a Cheb<sup>9</sup> ležící na hranici s Bavorskem tvoří tzv. bavorské příhraničí. Zbýlých devět okresů sousedících se Saskem (Sokolov, Karlovy Vary, Chomutov, Most, Teplice, Ústí nad Labem, Děčín, Česká Lípa a Liberec) definuje území tzv. saského příhraničí (obr. 1).

Na tomto místě je určitě vhodné vyjádřit se i k námi používané terminologii územního vymezení. Termíny pohraničí a příhraničí bývají jak v české, tak v zahraniční geografické literatuře často užívány jako synonyma, ačkoliv mezi oběma pojmy existuje určitý, byť na první pohled možná ne zcela zřetelný významový rozdíl. O obsahové rozlišení obou termínů se pokusil Heffner (citováno podle Dokoupil, 2004), který pojmem příhraničí označuje jednostranně hranicí omezený region, zatímco pohraničí chápe jako oblast rozloženou po obou stranách státní hranice. Tento duální přístup důsledně aplikujeme i v předkládané práci<sup>10</sup>. Námi analyzovaný prostor na české straně hranice s Německem proto nazýváme termínem česko-německé příhraničí. Jedná se tedy o českou část česko-německého pohraničí. Analogicky označujeme území českých okresů přiléhajících k Bavorsku, resp. Sasku jako bavorské, resp. saské příhraničí<sup>11</sup>.

### 1.3 Obsahové vymezení

Do vlastní srovnávací analýzy demografických poměrů v česko-německém příhraničí (viz kapitola 3) vstupuje celkem 11 ukazatelů<sup>12</sup>, které charakterizují nejen demografické poměry, ale díky zahrnutí procesu migrace i celkový populační vývoj. Na základě jejich příslušnosti k demografickým procesům či strukturám je můžeme rozdělit do čtyř kategorií, podle nichž celou kapitolu členíme do stejného počtu podkapitol. V rámci každé podkapitoly tak hodnotíme a srovnáváme zpravidla 3 demografické ukazatele<sup>13</sup>.

Z důvodu reálného vlivu na některé další ukazatele jsme jako první provedli analýzu věkové struktury, resp. procesu demografického stárnutí obyvatelstva. K tomuto účelu byly použity index stáří a index ekonomického zatížení. Po rámcové charakteristice věkové struktury následuje komplexní rozbor reprodukčního chování obyvatel v česko-německém příhraničí prostřednictvím tří ukazatelů plodnosti. Ty byly vybrány tak, aby vystihovaly jak změny v intenzitě (úhrnná plodnost), tak ve struktuře (mimomanželská plodnost), ale i v časování (průměrný věk matek při narození 1. dítěte) tohoto demografického procesu. Podobná kritéria výběru ukazatelů byla uplatněna i v případě navazující analýzy úmrtnosti. K zachycení celkové

<sup>9</sup> V případě okresu Cheb, který má společný úsek hranice jak s Bavorskem, tak se Saskem, rozhodla o jeho zařazení do bavorského příhraničí delší společná hranice.

<sup>10</sup> Jedinou výjimku z tohoto pravidla znamenající užívání termínu pohraničí pro území na jedné straně hranice činíme v případě, kdy je z názvu naprosto jednoznačné, že se jedná o českou část pohraničí (např. západočeské pohraničí).

<sup>11</sup> V tomto případě jsme z praktických důvodů vypustily označení česko-, neboť je z významu řádovostně nadřazeného termínu česko-německé příhraničí zřejmé, že se budeme zabývat česko-bavorským a česko-saským příhraničím.

<sup>12</sup> Zdroje těchto demografických dat jsou blíže uvedeny v úvodu kapitoly 3. Důvody výběru jednotlivých ukazatelů, příp. jejich metodické nedostatky jsou objasněny v úvodu příslušných podkapitol.

<sup>13</sup> Jedinou výjimku představuje analýza věkové struktury a procesu stárnutí obsahující pouze 2 ukazatele.

úrovně úmrtnosti v prostoru podél hranice s Německem byla použita naděje dožití při narození<sup>14</sup>, jako příklad věkově specifické intenzity úmrtnosti posloužil nejčastěji uváděný kvocient kojenecké úmrtnosti a z kategorie diferenciačních charakteristik úmrtnosti byla vybrána standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy<sup>15</sup>. V poslední podkapitole provádíme v podstatě syntézu analýz předchozích demografických procesů, když hodnotíme úroveň přirozené reprodukce prostřednictvím hrubé míry přirozeného přírůstku, resp. úbytku. Nechybí pochopitelně ani druhá klíčová složka, která determinuje celkový početní vývoj populace – migrace. Informaci o charakteru a intenzitě migrační bilance v zájmovém území poskytlo srovnání hrubé míry migračního salda, kterou můžeme rovněž chápat i jako určitý indikátor míry atraktivit daného území. Závěrečnou podkapitolu uzavírá agregovaný ukazatel předchozích dvou – hrubá míra celkového populačního přírůstku, resp. úbytku.

Lze předpokládat, že zajímavé výsledky by v česko-německém příhraničí přinesla i analýza dalších demografických procesů (sňatečnost, rozvodovost, potratovost). Vzhledem k omezenému rozsahu této práce a komplexnímu zpracování všech vybraných procesů bohužel již nezbyl na tyto analýzy potřebný prostor.

## 1.4 Cíle práce a hypotézy

Na základě detailního seznámení s problematikou česko-německého příhraničí (ČNP) a studia jiných regionálních demografických analýz bylo definováno 5 principiálních výzkumných cílů této práce:

1. *analyzovat a zhodnotit vývoj demografických poměrů v ČNP v transformačním období*
2. *identifikovat základní analogie a difference v polistopadovém populačním vývoji jak mezi ČNP a celou ČR, tak v rámci samotného ČNP*
3. *ověřit specifické postavení ČNP z hlediska populačního vývoje v rámci České republiky*
4. *analyzovat vývoj meziokresní variability vybraných ukazatelů populačního vývoje v ČNP v transformačním období*
5. *identifikovat hlavní faktory ovlivňující regionální diferenciaci vybraných ukazatelů populačního vývoje v ČNP v novém tisíciletí*

Česko-německé příhraničí se ve druhé polovině 20. století vyznačovalo ve srovnání s vnitrozemím specifickými demografickými poměry, které se projevovaly především ve vyšší úrovni plodnosti, horších ukazatelích úmrtnosti, vyšších přirozených přírůstcích obyvatelstva

---

<sup>14</sup> Kvůli omezenému rozsahu této práce nebyla naděje dožití při narození uváděna standardním způsobem za obě pohlaví zvlášť, ale jako průměr za obě pohlaví.

<sup>15</sup> Stejně jako v případě naděje dožití při narození byla i standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy počítána oproti obecným zvyklým za obě pohlaví celkem.

a nadprůměrné intenzitě vystěhování (Kučera, 1994; Zich, 1996; Kastner, 1996). Příčina tohoto diferencovaného vývoje bývá nejčastěji spatřována v poválečném dosídlování pohraničních okresů novým obyvatelstvem z vnitrozemí a zahraničí, které mělo specifickou věkovou, sociální, vzdělanostní, ale i etnickou strukturu (Houžvička, 1996; Daněk, 2000; Burcin, Kučera, 2000). Nabízí se proto otázka, zda-li si území podél hranice s Německem udrželo odlišný demografický profil i po snahách socialistického systému o nivelizaci územních rozdílů, resp. u jakých demografických procesů či ukazatelů můžeme v transformačním období pozorovat nejvýraznější diference. Vyjdeme-li z presumpce zachování rozdílných struktur obyvatelstva v ČNP a ve zbytku republiky i po skončení totalitního společenského systému, můžeme předpokládat existenci určitých disparit mezi oběma srovnávanými územími i z hlediska populačního vývoje.

### **Hypotéza 1:**

*Česko-německé příhraničí se bude v transformačním období ve většině demografických charakteristik významně odlišovat od celostátního průměru.*

Podíváme-li se detailněji na analýzu jednotlivých aspektů populačního vývoje, můžeme výše uvedenou hypotézu v souladu se získanými obecnými poznatky blíže specifikovat:

- a) ČNP jako celek bude mít ve srovnání s průměrem ČR mladší věkovou strukturu
- b) ČNP jako celek bude vykazovat nadprůměrnou úroveň plodnosti
- c) ČNP jako celek bude vykazovat nadprůměrnou úroveň úmrtnosti
- d) ČNP jako celek bude vykazovat nadprůměrný přírůstek stěhováním

Pro území podél hranice s Německem je charakteristická značná vnitřní heterogenita. Významné regionální rozdíly, zvláště markantní při rozdělení prostoru podle sousedící spolkové země, pozorujeme například v intenzitě a stabilitě osídlení, v ekonomické struktuře a rozvojovém potenciálu, ekologické degradaci apod. (Chromý, 2004; Jeřábek, 2000b). V důsledku odlišného rozsahu poválečné výměny obyvatelstva v jednotlivých okresech se zřetelnou prostorovou diferenciací vyznačují i sociální struktury obyvatelstva (Houžvička, 1996). Lze se proto logicky domnívat, že dichotomie mezi oběma zkoumanými příhraničními úseky bude existovat i v případě některých demografických charakteristik.

### **Hypotéza 2:**

*Česko-německé příhraničí bude v transformačním období z hlediska demografických poměrů výrazně vnitřně diferencováno (ve smyslu existence signifikantních rozdílů mezi bavorskou a saskou částí).*

S pádem komunistického režimu skončilo v České republice po čtyři desetiletí trvající období státem prosazované nivelizační regionální politiky. Nástup transformačních procesů inicioval nastartování selektivních tendencí vedoucích k postupnému prohlubování diferenciaci

regionálního vývoje (HAMPL, 1996; Blažek, 1995). Dynamický růst sociálních a ekonomických rozdílů mezi jednotlivými regiony se nepochybně odrazil i ve větším teritoriálním rozrůznění materiálních životních podmínek jejich obyvatel. Podle řady českých demografů (BURCIN, KUČERA, 2000; BARTOŇOVÁ, 1999; KRETSCHMEROVÁ, 2003) může mít proto rozevírání nůžek mezi jednotlivými regiony z hlediska kvality života za následek i prohloubení územních disparit v demografickém chování. Pozorujeme tyto divergenční tendence demografických charakteristik i v prostoru podél hranice s Německem? Zaznamenaly nárůst regionální diferenciací v průběhu transformace všechny demografické procesy? Existovaly také nějaké demografické ukazatele, u nichž se meziokresní variabilita snížila? Ubíral se vývoj územních rozdílů na úrovni celého česko-německého příhraničí i v obou jeho příhraničních úsecích stejným směrem?

### **Hypotéza 3:**

*Meziokresní variabilita většiny analyzovaných demografických ukazatelů se bude v ČNP v průběhu transformačního období zvyšovat.*

## **1.5 Struktura práce a metodický aparát**

Předkládaná práce je systematicky rozdělena do 5 kapitol. Po široce koncipovaném úvodu následuje druhá kapitola, která mapuje aktuální ekonomickou a sociální situaci v česko-německém příhraničí s cílem získat základní představu o kvalitě života a struktuře jeho obyvatel. Dobrá znalost širších podmínek populačního vývoje představuje totiž důležitý předpoklad pro správnou interpretaci zjištěných poznatků z demografické analýzy. Kapitola má povahu komparativní analýzy, která na všech třech námi definovaných hierarchických úrovních srovnává nejen ekonomické a sociální, ale i geografické a environmentální ukazatele.

Těžiště práce tvoří nejobsáhlejší třetí kapitola, která představuje vlastní srovnávací analýzu demografických poměrů v jednotlivých úsecích transformačního období. Komparace 11 vybraných demografických a geodemografických ukazatelů probíhá stejně jako v případě socioekonomické analýzy ve třech dimenzích, které vycházejí z námi vymezených hierarchických úrovní:

- 1) srovnání česko-německého příhraničí s průměrnou hodnotou ČR
- 2) srovnání bavorského a saského příhraničí
- 3) srovnání příhraničních okresů navzájem

V případě prvního typu komparace dochází pochopitelně k určitému zkreslení výsledků, jelikož v průměrné hodnotě za ČR jsou zahrnuty i údaje za námi analyzované příhraniční okresy. Jsme si dobře vědomi toho, že z metodického hlediska by bylo jistě správnější srovnat česko-německé příhraničí se zbytkem republiky. Z důvodu značné časové náročnosti jsme však výpočet průměrné hodnoty za zbylých 63 okresů neprováděli.

Nepřehlédnutelnou a velmi významnou součástí této kapitoly, ale i předchozí socioekonomické analýzy jsou bohaté kartografické výstupy, které ve formě *kartogramů* zachycují regionální diferenciaci sledovaných ukazatelů a její proměny v čase. Všechny kartogramy byly vytvářeny s využitím softwaru *ArcMap* a při jejich tvorbě byla dodržována jednotná pravidla. Jedním z nich bylo stanovení stejného počtu intervalů. Na základě *Sturgesova pravidla* byl soubor 14 analyzovaných hodnot (za 14 příhraničních okresů) pokaždé rozdělen do čtyř intervalů. Zvolený počet zaručuje, že regionální obraz není příliš rozdrobený, což zvyšuje pravděpodobnost výskytu prostorových shluků okresů s podobnými hodnotami. Pro vymezení hranic intervalů, resp. pro rozřazení okresů do těchto intervalů byla použita tzv. *Jenksova metoda přirozených zlomů (Natural Breaks Jenks)*, jejíž aplikace je vhodná pro nerovnoměrně rozložená vstupní data<sup>16</sup>. Logickým důsledkem použití této metody je skutečnost, že se hranice intervalů mezi jednotlivými srovnávanými obdobími mění<sup>17</sup>. I když může chybějící časová návaznost ve vymezení intervalů snižovat přehlednost při vzájemném srovnání několika kartogramů vybraného ukazatele, primárním účelem vizualizace tabulkových dat bylo zejména názornější zprostředkování postavení daného okresu v regionálním systému a nikoliv sledování vývoje jeho hodnoty v čase, o čemž nás v přesnějším vyjádření informuje právě tabulkový výstup. Navíc by definování jednotné intervalové škály pro všechny kartogramy daného ukazatele vyžadovalo vzhledem k dynamickým vývojovým změnám některých charakteristik v transformačním období stanovení velkého počtu intervalů. V opačném případě by totiž vedlo k seskupení mnoha okresů v omezeném počtu intervalů, což by mělo pochopitelně za následek snížení vypovídací schopnosti o regionální diferenciaci zkoumaného jevu.

Pro zachycení vývoje meziokresních rozdílů hodnocených demografických proměnných v transformačním období používáme standardní *charakteristiky polohy a variability*<sup>18</sup> (minimum, maximum, variační rozpětí, průměr, směrodatná odchylka, variační koeficient). Změny v prostorovém rozrůznění souboru okresů přitom sledujeme jak na úrovni celého příhraničí, tak v obou jeho částech.

Na detailní srovnání demografických poměrů plynule navazuje čtvrtá kapitola, která s využitím různých metod statistické analýzy propojuje a rozšiřuje poznatky obou předchozích kapitol<sup>19</sup>. Jádrem této části práce je *vícenásobná regresní a korelační analýza*, pomocí níž hledáme mezi socioekonomickými indikátory a strukturálními charakteristikami obyvatelstva takové, které nejvíce vysvětlují územní diferenciaci jednotlivých demografických ukazatelů v česko-německém příhraničí v období 2004–2007. Naším záměrem je přitom zjistit, zda jsou

---

<sup>16</sup> Tato klasifikace rozděluje datový soubor do intervalů tak, aby bylo dosaženo nejmenší možné odchylky hodnot uvnitř intervalu a zároveň největší odchylky mezi jednotlivými intervaly. Dochází tak ke vzniku přirozených shluků dat s blízkými hodnotami (informace o Jenkově metody přirozených zlomů laskavě poskytla Ing. Markéta Bloudková z firmy ARCDATA Praha s.r.o).

<sup>17</sup> V případě možnosti jsme proto u některých kartogramů v zájmu jejich větší vývojové kompatibility předdefinované hranice mezi intervaly uměle upravili. Změny hranic jsme nicméně prováděli vždy tak, aby zůstalo zachováno původní rozřazení okresů do jednotlivých intervalů.

<sup>18</sup> Veškeré výpočty charakteristik variability byly provedeny v softwaru SPSS.

<sup>19</sup> K provedení všech statistických metod v kapitole 4 byl použit software SPSS.

regionální disparity demografických proměnných v zájmovém území způsobeny spíše rozdílnou sociální skladbou populace nebo odlišnou socioekonomickou úrovní. O možnosti uplatnění vícenásobné regresní a korelační analýzy v regionální demografické či geografické analýze svědčí i četné práce domácích autorů (např. Drbohlav, Blažek, 1992; Drbohlav, 1996; Džúrová, 1996; Blažek, Džúrová, 2000). S výjimkou výše uvedené vícerozměrné statistické metody obsahuje kapitola také dvě *jednoduché korelační analýzy*, které posuzují vzájemnou lineární závislost jednak mezi vybranými proměnnými socioekonomické analýzy, jednak mezi zkoumanými demografickými ukazateli. Výpočet párových korelačních koeficientů nám tak umožňuje odhalit další, často ne zcela evidentní souvislosti populačního vývoje v česko-německém příhraničí.

Závěrečná pátá kapitola je koncipována jako shrnutí výsledků předchozích analýz, na jejichž základě jsou provedeny soudy o definovaných hypotézách.

## Kapitola 2

### Socioekonomická situace v česko-německém příhraničí

Demografické chování obyvatel je kromě subjektivních hodnot a preferencí ovlivňováno celou řadou vnějších faktorů, které reflektují společenské a hospodářské poměry jak v dané zemi, tak i v jednotlivých regionech. Kvantitativní i kvalitativní úroveň demografických procesů proto může být více či méně silně provázána s aktuální hospodářskou situací, prosazovanou státní politikou a legislativou, sociálním prostředím, přijímanými kulturními vlivy a tradicemi, determinovat ji mohou i rozšířené společenské trendy a specifické historické zkušenosti. Je zřejmé, že část těchto faktorů má plošný dopad na celou populaci, většina z nich se však ve svém obsahu i rozsahu působení regionálně výrazně liší. Rozpoznání klíčových sociálních, kulturních a ekonomických vlivů a jejich role v jednotlivých regionech nám následně může pomoci lépe pochopit a vysvětlit zjištěné demografické poznatky a skutečnosti. S tímto cílem byla do diplomové práce zahrnuta i kapitola věnovaná socioekonomické situaci zkoumaného území. Jejím úkolem je zmapovat prostřednictvím vybraných statistických indikátorů aktuální hospodářskou a sociální situaci v prostoru česko-německého příhraničí a získat základní představu o životní úrovni a chování jeho obyvatel. Tyto poznatky budou následně využity při interpretaci výsledků demografické analýzy.

Kapitola respektuje zvolený komparativní přístup, který rozlišuje 3 dimenze srovnávání (kapitola 1). Data za vybrané ukazatele budou srovnávána jednak za příhraniční okresy navzájem, jednak za oba dva příhraniční úseky a nebude chybět ani možnost porovnání pozice česko-německého příhraničí vůči celé ČR. Naším záměrem přitom bylo použít pro srovnávání nejaktuálnější dostupná data, zpravidla za poslední zveřejněný rok (2007), resp. víceleté období. Podstatná skupina údajů však vycházela i z posledního sčítání lidu, a popisovala tudíž situaci k 1. 3. 2001. Zdrojem aktuálních dat z posledních let byla většinou každoroční evidence ČSÚ zveřejňovaná v publikaci Okresy v České republice.

#### 2.1 Obecná geografická charakteristika území

Námi definované česko-německé příhraničí tvoří celkem 14 okresů, jejichž celková výměra činí 14 384 km<sup>2</sup>, což odpovídá 18,4 % rozlohy ČR. K největším okresům se řadí Klatovy (1 946 km<sup>2</sup>), Karlovy Vary (1 515 km<sup>2</sup>) a Tachov (1 379 km<sup>2</sup>), nejmenší rozlohu zaujímají okresy Ústí

nad Labem (404 km<sup>2</sup>), Teplice (469 km<sup>2</sup>) a Most (467 km<sup>2</sup>). Obecně platí, že okresy ležící v bavorském příhraničí jsou plošně rozsáhlejší než okresy v sousedství se Saskem (tab. 1).

Základním kritériem pro vymezení česko-německého příhraničí byla společná hranice okresu se SRN. Jak bylo uvedeno výše, tuto podmínku splnilo celkem 14 okresů, mezi nimiž jsou však značné rozdíly (tab. 1). Nejdelší hranici se SRN má okres Cheb (153 km), který zároveň spravuje nejdelší státní hranici ze všech pohraničních okresů ČR<sup>1</sup>. Na opačném konci žebříčku figuruje okres Liberec (6 km), který však delší částí státní hranice sousedí s Polskem (96 km). V této souvislosti je ovšem potřeba připomenout, že uvedené hodnoty se vztahují k územnímu vymezení okresů před změnami provedenými k 1. 1. 2007. Uskutečněné administrativní zásahy se dotkly právě i okresu Liberec, který získal od sousedního okresu Česká Lípa pohraniční obec Jablonné v Podještědí, čímž si s ním vyměnil pozici okresu s nejkratší státní hranicí s Německem. Explicitní srovnání délky státní hranice obou pracovně vymezených příhraničních úseků podle sousední spolkové země je ztížené kvůli sousedství okresu Cheb s oběma spolkovými zeměmi. Při použitím zjednodušeném zařazení celého okresu do bavorského příhraničí vykazuje tento příhraniční úsek delší hranici se SRN než saský (375 km oproti 349 km).

**Tab. 1 – Základní geografické charakteristiky česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007**

Území, okres	Rozloha území v km <sup>2</sup>	Délka hranice se SRN (km)	Počet obyvatel	Hustota zalidnění na 1 km <sup>2</sup>
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>6 869</b>	<b>375,3</b>	<b>347 474</b>	<b>51</b>
BP/ČNP (podíl, index)	47,8	51,8	23,9	49,9
Prachatice	1 375	35,2	51 470	37
Domažlice	1 123	66,8	59 731	53
Klatovy	1 946	69,1	88 345	45
Tachov	1 379	51,4	52 725	38
Cheb	1 046	152,8	95 203	91
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>7 515</b>	<b>348,7</b>	<b>1 109 358</b>	<b>148</b>
SP/ČNP (podíl, index)	52,2	48,2	76,1	145,7
Karlovy Vary	1 515	32,5	119 165	79
Sokolov	754	30,5	93 081	124
Děčín	909	124,1	135 441	149
Chomutov	935	55,8	125 743	134
Most	467	34,8	116 728	250
Teplice	469	27,6	129 202	275
Ústí nad Labem	404	21,1	120 197	297
Česká Lípa	1 073	16,1	103 254	96
Liberec	989	6,2	166 547	168
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>14 384</b>	<b>724,0</b>	<b>1 456 832</b>	<b>101</b>
ČNP/ČR (podíl, index)	18,2	.	14,0	76,9
<b>ČR celkem</b>	<b>78 867</b>	.	<b>10 381 130</b>	<b>132</b>
ČR bez ČNP	64 483	.	8 924 298	138

**Poznámky:** Maximální hodnota příslušné charakteristiky v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

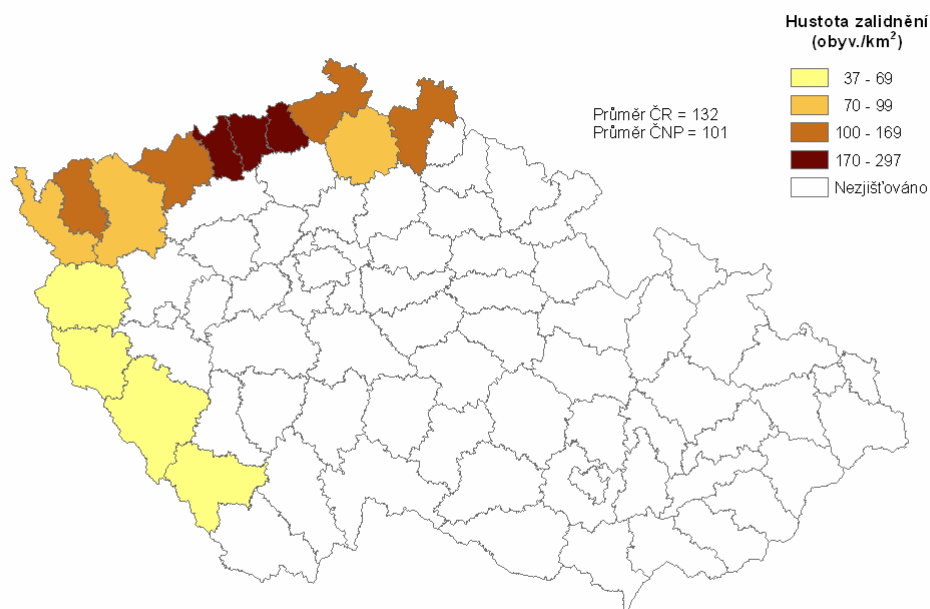
**Zdroj:** ČSÚ, P. Štych a vlastní výpočty.

<sup>1</sup> Údaje o délce hranice okresů se SRN poskytl P. Štych na základě vlastního měření v programu Arc GIS.



Ve vymezeném území česko-německého příhraničí žilo k 31. 12. 2007 podle údajů ČSÚ 1 456 832 obyvatel, což představuje pouze 14 % obyvatel celé ČR. Nejlidnatějším okresem byl Liberec (166 547), za nímž následovaly okresy Děčín (135 441) a Teplice (129 202), populačně nejslabší byly okresy Prachatice (51 470), Tachov (52 725) a Domažlice (59 731). Zajímavé výsledky nám poskytuje mezoregionální komparace podle sousedící spolkové země. Jestliže z hlediska rozlohy jsou obě vymezená území srovnatelně velká, z hlediska počtu obyvatel mezi nimi existují markantní rozdíly (tab. 1). Zatímco v saském příhraničí žijí více než tři čtvrtiny obyvatel celého česko-německého příhraničí, v bavorském ani ne jedna čtvrtina. Krajně asymetrické rozmístění obyvatel je výsledkem historicky odlišné makropolitické atraktivity obou oblastí a v neposlední řadě i diferencovaného hospodářského vývoje ve druhé polovině minulého století. Intenzita osídlení bavorského příhraničí je dodnes negativně poznamenána také odsunem původního německého obyvatelstva a následným nedostatečným dosídlením vyliďněných území z důvodu jejich neatraktivnosti a perifernosti. Saské příhraničí bylo poválečným odsunem majoritního německého obyvatelstva sice poznamenáno také, nicméně zásluhou nástupu extenzivní socialistické industrializace, založené na masivním rozvoji těžby uhlí a těžkého průmyslu, doprovázené vrcholícím procesem urbanizace se ve 2. polovině 20. století podařilo poválečné ztráty způsobené odsunem na tomto území až na výjimky nahradit.

**Obr. 2 – Hustota zalidnění v okresech česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007**



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Bipolarita obou příhraničních úseků v rozmístění obyvatel se následně reprodukuje i v odvozeném údaji o hustotě zalidnění (tab. 1 a obr. 2). Ta činí v saském příhraničí průměrně 148 obyvatel na km<sup>2</sup> a je tak vyšší než hustota zalidnění ČR (132). V bavorském příhraničí

připadá naproti tomu na 1 km<sup>2</sup> průměrně jen 51 obyvatel, přičemž v okresech Prachatice a Tachov je to ještě méně (37, resp. 38 obyvatel na km<sup>2</sup>). Naopak nejvyšší hodnoty zaznamenáváme v severočeských okresech Ústí nad Labem (297), Teplice (275) a Most (250). Průměrná hustota zalidnění za celé území česko-německého příhraničí činí 101 obyvatel na km<sup>2</sup>.

## 2.2 Sídelní systém a jeho struktura

Základy dnešní sídelní struktury česko-německého příhraničí se formovaly již v období raného feudalismu. Zatímco v minulosti patřily k rozhodujícím předpokladům rozvoje sídelní struktury faktory fyzickogeografické, v dnešní době je nahradily faktory ekonomické, politické či sociální (Anděl, Jeřábek, Oršulák, 2004). Většina zkoumaných pohraničních okresů navíc po 2. světové válce prošla specifickým vývojem, který se vyznačoval degradací a narušením kontinuálního vývoje sídelní struktury v souvislosti se zánikem několika stovek sídel. Ta zanikala nejprve z důvodu nedosídlení po odsunu německého obyvatelstva, později docházelo k jejich cílené likvidaci v důsledku ekonomické činnosti, zejména pak v důsledku lomové těžby hnědého uhlí (Anděl, 2004, s. 85; Staněk, 1991). Na tyto regresivní, selektivní tendence v sídelní struktuře západních pohraničních oblastí navázaly v sedmdesátých a osmdesátých letech minulého století další centrálně řízené masové migrační pohyby – tzv. plánovité přesuny pracovních sil (Kučera, 1994), které ještě více posilovaly selektivní působení vrcholícího urbanizačního procesu. Nabízí se proto otázka, zda jsou v minulosti zaznamenané diskontinuity vývoje sídelní struktury v okresech při hranici s Německem patrné i dnes.

### 2.2.1 Sídelní struktura

Základní představu o charakteru sídelní struktury nám mohou poskytnout relativní údaje o průměrné rozloze a populační velikosti obcí (tab. 2). Vzhledem k tomu, že se některé obce skládají z více částí, jež tvoří samostatné sídelní jednotky, je určitě vhodné doplnit základní statistiku za obce i údaji za části obce<sup>2</sup>, které se tak více blíží skutečnému počtu obydlených sídel.

Z celkového počtu 6 249 obcí, které existovaly k 31. 12. 2007 na území ČR, jich připadalo na příhraniční okresy sousedící s Německem 722, což představuje zhruba 11,6% podíl. Průměrná rozloha příhraničních obcí byla ve srovnání s hodnotou za celou ČR o více než polovinu vyšší, když činila téměř 20 km<sup>2</sup> (oproti 12,6 km<sup>2</sup> za ČR). Tento stav je dáván do souvislosti s převážně horským a podhorským reliéfem zájmového území (Havlíček, Reinöhllová, 1999). Větší územní velikost příhraničních obcí podtrhuje i fakt, že u všech příhraničních okresů byly zaznamenány vyšší hodnoty, než kolik činil průměr ČR. Rozdíly mezi bavorským a saským příhraničím byly z hlediska průměrné výměry obcí

<sup>2</sup> Obec se může dělit na části. Část obce je taková jednotka územního členění státu, která je jako část obce uvedena v úředním seznamu obcí a jejich částí, tj. ve Statistickém lexikonu obcí ve znění změn, evidovaných Ministerstvem vnitra. Část obce má samostatné číslování budov a je skladebná do příslušné obce. Část obce nemá jako územně evidenční jednotka vlastní hranici (viz Registr sčítacích obvodů a budov, 2009).

minimální, významnější variabilitu lze sledovat až na úrovni jednotlivých okresů. Zatímco v okrese Karlovy Vary se obec průměrně rozkládá na ploše 28 km<sup>2</sup>, v okrese Domažlice je to přibližně na polovině této plochy (13,2 km<sup>2</sup>). Nadprůměrně velké obce se nacházejí rovněž v okresech Tachov (27 km<sup>2</sup>) a Cheb (26,1 km<sup>2</sup>), rozlohou nejmenší obce se v rámci zkoumaného příhraničí vyskytují vedle okresu Domažlice také v okrese Teplice (13,8 km<sup>2</sup>).

**Tab. 2 – Vybrané charakteristiky sídelní struktury česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007**

Území, okres	Počet obcí	Počet částí obcí	Průměrný počet na 1 obec		Průměrný počet na 1 část obce	
			km <sup>2</sup>	obyvatel	km <sup>2</sup>	obyvatel
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>335</b>	<b>1 404</b>	<b>20,5</b>	<b>1 037</b>	<b>4,9</b>	<b>247</b>
BP/ČNP (podíl, index)	46,4	49,6	102,9	51,4	96,3	48,1
Prachatice	65	271	21,2	792	5,1	190
Domažlice	85	245	13,2	703	4,6	244
Klatovy	94	479	20,7	940	4,1	184
Tachov	51	226	27,0	1 034	6,1	233
Cheb	40	183	26,1	2 380	5,7	520
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>387</b>	<b>1 428</b>	<b>19,4</b>	<b>2 867</b>	<b>5,3</b>	<b>777</b>
SP/ČNP (podíl, index)	53,6	50,4	97,5	142,1	103,6	151,0
Karlovy Vary	54	232	28,1	2 207	6,5	514
Sokolov	38	103	19,8	2 450	7,3	904
Děčín	52	192	17,5	2 605	4,7	705
Chomutov	44	173	21,3	2 858	5,4	727
Most	26	75	18,0	4 490	6,2	1 556
Teplice	34	114	13,8	3 800	4,1	1 133
Ústí nad Labem	23	102	17,6	5 226	4,0	1 178
Česká Lípa	57	191	18,8	1 811	5,6	541
Liberec	59	246	16,8	2 823	4,0	677
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>722</b>	<b>2 832</b>	<b>19,9</b>	<b>2 018</b>	<b>5,1</b>	<b>514</b>
ČNP/ČR (podíl, index)	11,6	18,8	157,9	121,5	97,2	74,8
<b>ČR celkem</b>	<b>6 249</b>	<b>15 097</b>	<b>12,6</b>	<b>1 661</b>	<b>5,2</b>	<b>688</b>
ČR bez ČNP	5 527	12 265	11,7	1 615	5,3	728

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota příslušné charakteristiky v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** ČSÚ a vlastní výpočty.

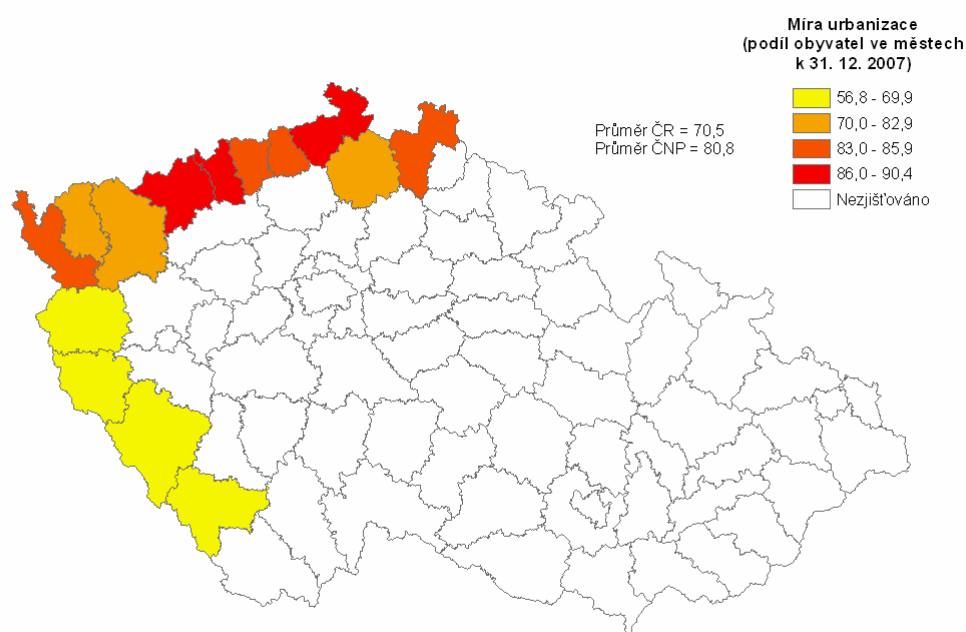
Porovnáme-li údaje o průměrné rozloze obcí se stejnou charakteristikou za části obce, dojdeme k zajímavým výsledkům (tab. 2). U obcí zjištěné nadprůměrné postavení příhraničí vůči ČR se v případě částí obcí vyrovnává. Z tohoto poznatku vyplývá, že se příhraniční obce skládají v průměru z více částí, které jsou ale z hlediska rozlohy srovnatelné s hodnotami za celou ČR. Vysvětlení pro tento jev můžeme hledat jednak v historickém vývoji municipální struktury, jednak v administrativně řízených změnách v 80. letech minulého století, kdy u řady malých příhraničních obcí v odlehlých oblastech docházelo k administrativnímu slučování s většími obcemi, přičemž část z nich se při živelném vzniku nových obcí po změně režimu již neobnovila (Regionální rozdíly ..., 2007, s. 10). Nižší míra obnovy obcí v příhraničních územích v 90. letech je dávana do souvislosti se slabším projevem regionální identity zdejších obyvatel

(Kuldová, 2006, s. 44). Minimální rozdíly v průměrné výměře částí obcí vůči ČR platí shodně jak pro bavorský, tak i saský úsek příhraničí. Hodnoty průměrné rozlohy částí obcí se vyrovnávají i na úrovni okresů.

Vzhledem k podobnému podílu obcí i částí obcí v obou příhraničních oblastech je hlavním diferencujícím faktorem průměrné populační velikosti obou územních jednotek počet obyvatel. Jeho značně nerovnoměrné rozložení ve prospěch saského příhraničí výrazně prohlubuje disproporce v počtu obyvatel připadajícím v průměru na 1 obec či část obce. Průměrná hodnota za části obce je díky tomu v saském příhraničí více než třikrát vyšší než v bavorském (777, resp. 247 obyvatel). Na úrovni okresů jsou zjištěné rozdíly pochopitelně mnohonásobně vyšší. V průměru nejlidnatější části obce má okres Most (1 556 obyvatel), nejnižší průměrný počet obyvatel na 1 část obce žije v okrese Klatovy (184). Průměrná populační velikost části obce v česko-německém příhraničí činí 566 obyvatel, což odpovídá přibližně třem čtvrtinám hodnoty tohoto ukazatele za ČR (688).

Zkoumání sídelního systému v zájmovém území můžeme shrnout konstatováním, že území česko-německého příhraničí obecně charakterizuje přibližně stejně hustá sídelní síť s tím zásadním rozdílem, že obce v okresech při hranici s Bavorskem jsou podstatně méně zalidněné.

**Obr. 3 – Míra urbanizace v okresech česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007**



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

### 2.2.2 Míra urbanizace

Další významnou charakteristikou sídelního systému je míra urbanizace, která vyjadřuje podíl obyvatel daného území žijících ve městech. Česko-německé příhraničí je v tomto ohledu značně diferencované, neboť souvislý pás okresů od Chebu po Liberec dosahuje absolutně nejvyšších

hodnot v rámci ČR, zatímco v bavorském příhraničí (s výjimkou okresu Cheb) zaznamenáváme hodnoty pod republikovým průměrem (obr. 3). Nejmenší relativní zastoupení městského obyvatelstva mají okresy Domažlice a Prachatice (56,8 %, resp. 57,1 %), naopak nejvyšší míru urbanizace vykazují okresy Most (90,4 %), Děčín (86,3 %) a Chomutov (86,2 %), které jsou zároveň nejvíce urbanizovanými okresy v rámci ČR. Díky vysokému podílu městského obyvatelstva v okresech při hranici se Saskem dosahuje příhraniční území jako celek vyšší míry urbanizace, než činí průměr ČR (80,8 % oproti 70,5 % za ČR). S touto skutečností koresponduje i pro česko-německé příhraničí příznačné velké absolutní a relativní zastoupení obcí se statutem města (tab. 3). Nachází se zde totiž přibližně 23 % všech měst ČR. Jestliže v celé ČR je městem průměrně zhruba každá jedenáctá obec, v analyzovaném příhraničí je to téměř každá pátá.

**Tab. 3 – Městská sídla a míra urbanizace v česko-německém příhraničí k 31. 12. 2007**

Území, okres	Počet obcí	Počet obcí se statutem města	Podíl obyvatel ve městech (%)	Podíl obyvatel v okresním městě (%)
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>335</b>	<b>45</b>	<b>68,4</b>	<b>26,7</b>
BP/ČNP (podíl, index)	46,4	33,8	84,7	62,5
Prachatice	65	6	57,1	22,8
Domažlice	85	8	56,8	18,2
Klatovy	94	13	66,0	25,9
Tachov	51	8	66,8	23,8
Cheb	40	10	85,0	36,6
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>387</b>	<b>88</b>	<b>84,7</b>	<b>47,8</b>
SP/ČNP (podíl, index)	53,6	66,2	104,8	111,7
Karlovy Vary	54	14	82,8	43,0
Sokolov	38	13	82,4	26,3
Děčín	52	14	86,3	38,8
Chomutov	44	8	86,2	39,7
Most	26	5	90,4	57,9
Teplice	34	9	83,9	39,8
Ústí nad Labem	23	3	83,7	79,0
Česká Lípa	57	12	80,9	37,1
Liberec	59	10	84,6	59,9
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>722</b>	<b>133</b>	<b>80,8</b>	<b>42,8</b>
ČNP/ČR (podíl, index)	11,6	22,7	114,7	98,4
<b>ČR celkem</b>	<b>6 249</b>	<b>587</b>	<b>70,5</b>	<b>43,5</b>
ČR bez ČNP	5 527	454	68,8	43,6

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota příslušné charakteristiky v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** ČSÚ a vlastní výpočty.

Jako poslední ukazatel vypovídající o charakteru sídelní struktury, konkrétně strukturu městských sídel, byl zvolen podíl obyvatel daného území žijících v okresním městě (tab. 3). Na jeho hodnotu má na jedné straně vliv celková míra urbanizace, na druhé straně i počet a velikost ostatních měst okresu. Prostřednictvím tohoto ukazatele tak získáme informaci o tom, do jaké míry je obyvatelstvo okresu koncentrováno do okresního města nebo naopak rozptýleno mezi

ostatní města okresu. Vyšší hodnoty z obou příhraničních úseků zaznamenávají okresy saského příhraničí, což lze vysvětlit jak větší velikostí jejich okresních měst, tak i nízkým počtem ostatních měst, nebo jejich malou velikostí. Výjimečného postavení dosahuje díky svému regionálnímu významu okres Ústí nad Labem, v němž žije v okresním městě téměř 80 % obyvatel. Nadpoloviční podíl okresního města na celkovém počtu obyvatel okresu zaznamenávají ještě okresy Liberec (59,9 %) a Most (57,9 %). Nejnižší podíl v saském příhraničí náleží okresu Sokolov (26,9 %), což je způsobeno kromě relativně menší velikosti okresního města i velkým počtem dalších měst v okrese. Menší než čtvrtinový podíl okresního města na populaci okresu najdeme s výjimkou okresu Cheb ve všech okresech bavorského příhraničí. Nízký populační podíl okresních měst lze v jejich případě interpretovat jednak nižší mírou urbanizace a zároveň i větším rozptýlením městského obyvatelstva do dalších měst. Vůbec nejnižší míru koncentrace obyvatel do okresního města pozorujeme u okresu Domažlice (18,2 %).

## 2.3 Přírodní podmínky a životní prostředí

Zařazení této podkapitoly do analýzy socioekonomické situace česko-německého příhraničí bylo motivováno dvěma důvody. Za prvé čistě formálními, když popis přírodních podmínek a kvality životního prostředí tvoří běžnou součást geografických analýz (např. Novotná, 2001; Jeřábek, ed., 1999; Jeřábek, ed., 2001), za druhé důvody racionálními. Faktor životního prostředí může totiž v různé míře ovlivňovat některé demografické procesy, zejména úmrtnost, i když řada domácích autorů existenci těsné vazby mezi oběma faktory v českých podmínkách zpochybňuje (např. Džúrová, 1996, s. 162; Kučera, 1994). Současně může být kvalita životního prostředí jedním z důležitých determinantů migrační atraktivity regionu (Illner, 1997).

### 2.3.1 Fyzickogeografické poměry a zemědělské využití území

Pro česko-německé příhraničí je z hlediska fyzickogeografického příznačný hornatý charakter území. Pásmo hornatin se táhnou prakticky po celé délce státní hranice s Německem. Nepříznivé fyzickogeografické podmínky značně determinují i zemědělské využití území. Jestliže v okresech ČR je v průměru zemědělsky obhospodařováno 53 % území, v příhraničí s Německem je to pouze necelých 41 %, přičemž v okresech při hranici se Saskem je to ještě méně (37,8 %). Okresy v bavorském příhraničí vykazují v rámci celého příhraničí sice vyšší podíl zemědělsky využívaných ploch (46,5 %), nicméně i tak zaostávají za celostátním průměrem. Na úrovni okresů dosahuje nejvyššího podílu zemědělské půdy okres Domažlice (53,8 %), následovaný dalšími dvěma okresy bavorského příhraničí – Tachov a Cheb (oba shodně 48,2 %). Na opačném konci nacházíme okresy Podkrušnohorské pánve – Sokolov (27,4 %), Most (29,0 %) a Teplice (33,9 %).

Z hlediska struktury zemědělského půdního fondu je v česko-německém příhraničí stejně jako ve zbytku republiky nejvíce zastoupena orná půda (20,6 % rozlohy území), těsně následovaná trvalými travními porosty (18,4 %). Zatímco však procento zornění leží

v příhraničí pod republikovým průměrem (49,5 % oproti 71,4 %), podíl trvalých travních porostů na zemědělsky obdělávané půdě hodnotu za ČR dvojnásobně převyšuje (45,7 % oproti 23,0 %). Tento stav lze vysvětlit převažujícím hornatým charakterem příhraničního území s příznivějšími podmínkami pro živočišnou výrobu, především chov skotu. Vysoké relativní zastoupení luk a pastvin je společné pro obě příhraniční oblasti a dosahuje identických hodnot (18,4 % z celkové plochy území). Variabilita mezi samotnými okresy je pochopitelně vyšší, zejména v saském příhraničí (tab. 4).

**Tab. 4 – Struktura zemědělského půdního fondu v česko-německém příhraničí k 31. 12. 2007**

Území, okres	Zemědělská půda v % z rozlohy				Nezemědělská půda v % z rozlohy				
	celkem	v tom v % z rozlohy			celkem	v tom v % z rozlohy			
		orná půda	ovocné sady a zahrady	trvale travní porosty		lesy	vodní plochy	zastav. plochy	ostatní plochy
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>46,5</b>	<b>26,9</b>	<b>1,2</b>	<b>18,4</b>	<b>53,5</b>	<b>43,1</b>	<b>1,8</b>	<b>0,9</b>	<b>7,7</b>
Index BP/ČNP	113,8	130,2	66,6	100,3	90,5	102,9	94,3	68,9	54,6
Prachatice	36,2	13,6	1,4	21,2	63,8	52,2	1,2	0,6	9,7
Domažlice	53,8	36,4	1,3	16,2	46,2	38,0	1,1	1,2	5,9
Klatovy	46,3	25,7	1,6	19,1	53,7	43,1	1,7	1,1	7,8
Tachov	48,2	33,0	0,9	14,2	51,8	43,2	1,8	0,8	6,0
Cheb	48,2	25,7	1,0	21,5	51,8	38,8	3,1	1,0	9,0
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>37,8</b>	<b>17,2</b>	<b>2,2</b>	<b>18,4</b>	<b>62,2</b>	<b>41,2</b>	<b>1,9</b>	<b>1,6</b>	<b>17,6</b>
Index SP/ČNP	92,3	83,2	118,5	99,9	105,3	98,4	103,2	117,3	125,2
Karlovy Vary	35,1	15,8	1,1	18,2	64,9	42,7	1,8	0,9	19,1
Sokolov	27,4	6,0	1,1	20,3	72,6	50,8	1,7	1,1	19,2
Děčín	40,0	11,9	3,0	25,2	60,0	49,3	1,1	1,6	7,9
Chomutov	41,7	24,6	1,8	15,3	58,3	37,3	3,4	1,2	16,7
Most	29,0	20,2	2,1	6,4	71,0	33,3	2,1	1,6	34,1
Teplice	33,9	17,5	2,8	13,5	66,1	37,1	1,6	2,2	25,4
Ústí nad Labem	45,2	12,8	2,9	29,5	54,8	31,4	2,5	2,2	19,2
Česká Lípa	39,9	22,5	1,7	15,7	60,1	46,7	2,4	1,5	9,6
Liberec	47,7	23,3	3,3	21,1	52,3	42,2	0,9	1,8	7,4
<b>Česko-německé příhr.</b>	<b>40,9</b>	<b>20,6</b>	<b>1,9</b>	<b>18,4</b>	<b>59,1</b>	<b>41,9</b>	<b>1,9</b>	<b>1,3</b>	<b>14,1</b>
Index ČNP/ČR	75,9	53,7	70,4	148,2	128,1	124,5	91,6	81,2	160,0
<b>ČR celkem</b>	<b>53,9</b>	<b>38,5</b>	<b>2,6</b>	<b>12,4</b>	<b>46,1</b>	<b>33,6</b>	<b>2,1</b>	<b>1,7</b>	<b>8,8</b>
ČR bez ČNP	56,5	.	.	.	43,5	.	.	.	.

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** ČSÚ (primární zdroj dat: Ročenka půdního fondu 2007 Českého úřadu zeměměřického a katastrálního) a vlastní výpočty.

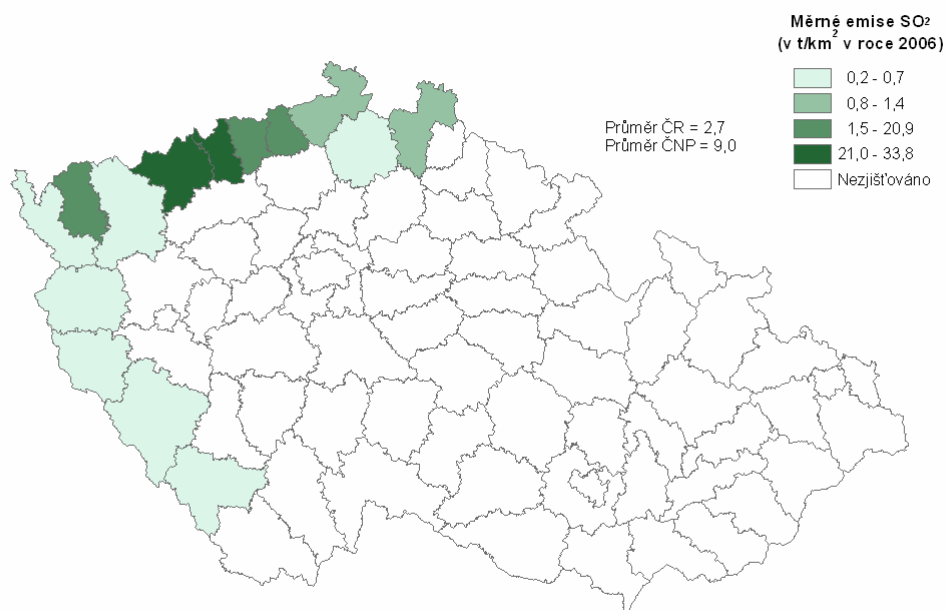
Vedle zemědělské půdy tvoří zbylou část výměry příslušného území plochy bez zemědělského využití (lesní pozemky, vodní plochy, zastavěné území a ostatní plochy). Mezi nimi zaujímají nejvyšší zastoupení lesní plochy a kategorie ostatních ploch, která zahrnuje mimo jiné území zdevastované povrchovou těžbou uhlí. Tato kategorie proto dosahuje v okresech Podkrušnohorské pánve ve srovnání s celou ČR nadprůměrných hodnot, které dokonce v řadě případů převyšují rozlohu orné půdy. Extrémem je v tomto ohledu okres Most, kde ostatní plochy představují vůbec nejrozsáhlejší kategorii využití území (34,1 %).

Nadprůměrné postavení ve srovnání s celostátním průměrem zaujímají okresy česko-německého příhraničí i z hlediska podílu lesních ploch na celkové výměře území (41,9 % oproti 33,6 % v ČR). Podíl využití území k lesnímu hospodaření je navíc v obou příhraničních úsecích téměř vyrovnané, což opět souvisí s rovnoměrným výskytem horských oblastí prakticky na celém území. Absolutně nejvyšší podíl zalesněných území z plochy okresu najdeme v okrese Prachatice (52,2 %), nadpoloviční hodnotu vykazuje ještě okres Sokolov (50,8 %). Na opačné straně žebříčku se nachází okres Ústí nad Labem (31,4 %) a Most (33,3 %), jejichž podíly zhruba korespondují s průměrem ČR (33,4 %).

### 2.3.2 Kvalita životního prostředí

Údaje o struktuře využití území a zemědělského půdního fondu potvrzují v průběhu historického vývoje formovaný převážně rurální charakter okresů v bavorském příhraničí a industriální charakter okresů v saském příhraničí. Tato odlišná hospodářská orientace obou příhraničních oblastí měla diferencovaný dopad na kvalitu životního prostředí. Zatímco agrárně orientované okresy při hranici s Bavorskem si uchovaly životní prostředí v relativně dobrém stavu, na což mělo mimo jiné vliv i odsunem umocněné řídké osídlení, přítomnost velkoplošných chráněných území a omezená přístupnost pohraničního prostoru během minulého režimu pro veřejnost, okresy při hranici se Saskem patří k ekologicky nejvíce postiženým oblastem v rámci republiky. Příčinu lze spatřovat v koncentraci značného počtu průmyslových konglomerátů závislých na těžbě nerostných surovin, zejména hnědého uhlí (elektrárny, teplárny, hutní provozy, chemické závody, sklárny atd.).

**Obr. 4 – Měrné emise oxidu siřičitého v okresech česko-německého příhraničí v roce 2006**





Právě povrchová těžba uhlí v Podkrušnohorské pánvi doprovázená vysokou produkcí emisí síry a dalších škodlivin se negativně podepsala na obrazu krajiny, stavu ovzduší, kvalitě povrchových vod a následně i na celkovém zdravotním stavu obyvatel. Kromě značných degradačních účinků v environmentální oblasti si těžba uhlí vyžádala i rozsáhlé nevratné změny v sídelním systému, když v důsledku rozšiřování území pro těžbu uhlí byla zlikvidována celá řada zdejších sídel (Havrlant, 1999, s. 37; Anděl, 2004). Větší část těchto destruktivních procesů se odehrála ještě za minulého režimu, určité zlepšení přišlo až s obdobím transformace. Devadesátá léta byla v důsledku propadu průmyslové výroby ve znamení masivního útlumu těžby uhlí i snižování produkce emisí síry zásluhou instalace odsiřovacích zařízení. Bude proto zajímavé sledovat, do jaké míry se registrované zlepšení životního prostředí odrazilo v charakteristikách úmrtnosti obyvatel.

Podobně zhoubné vlivy na krajinnou složku i zdravotní stav obyvatel jako těžba uhlí měla bezpochyby i těžba uranové rudy. Ta se během 70. a 80. let odehrávala v českolipsko-ralském prostoru. I v tomto případě se nabízí otázka, zda se riziko zvýšeného výskytu radioaktivity nějakým způsobem projeví na úmrtnostních poměrech zdejší populace.

**Tab. 5 – Měrné emise základních znečišťujících látek v česko-německém příhraničí v roce 2006**

Území, okres	Měrné emise znečišťujících látek v t/km <sup>2</sup>			
	tuhé	SO <sub>2</sub>	NO <sub>x</sub>	CO
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>0,28</b>	<b>0,38</b>	<b>0,19</b>	<b>0,81</b>
Index BP/ČNP	51,8	4,2	3,3	50,8
Prachatice	0,27	0,20	0,11	0,49
Domažlice	0,28	0,38	0,16	1,03
Klatovy	0,27	0,45	0,23	0,92
Tachov	0,28	0,25	0,13	0,61
Cheb	0,31	0,63	0,35	1,00
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>0,70</b>	<b>13,85</b>	<b>8,97</b>	<b>2,03</b>
Index SP/ČNP	126,8	153,2	153,7	127,3
Karlovy Vary	0,18	0,50	0,24	0,83
Sokolov	1,31	20,63	11,14	1,78
Děčín	0,39	1,04	0,48	1,86
Chomutov	1,27	27,65	28,86	1,92
Most	0,76	33,80	17,06	4,15
Teplice	1,15	20,50	15,51	2,52
Ústí nad Labem	0,57	18,60	6,43	2,18
Česká Lípa	0,24	0,57	0,39	1,16
Liberec	0,40	1,32	0,59	1,84
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>0,55</b>	<b>9,04</b>	<b>5,83</b>	<b>1,59</b>
Index ČNP/ČR	130,4	339,1	300,0	52,6
<b>ČR celkem</b>	<b>0,42</b>	<b>2,67</b>	<b>1,94</b>	<b>3,03</b>

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** ČSÚ (primární zdroj dat: Registr emisí a zdrojů znečišťování ovzduší) a vlastní výpočty.

Obrázek 4 znázorňuje diferenciaci okresů česko-německého příhraničí na základě produkce emisí oxidu siřičitého v roce 2006. Vyplývá z něj výrazná dichotomie mezi bavorským a saským příhraničím. U druhého zmiňovaného typu navíc můžeme sledovat poměrně značnou

vnitřní diferenciaci mezi okresy Podkrušnohorské pánve s extrémními hodnotami na jedné straně (Most, Chomutov, Sokolov, Teplice, Ústí nad Labem) a ostatními okresy s hodnotami blízkými pro příhraničí s Bavorskem na straně druhé (Karlovy Vary, Česká Lípa, Děčín, Liberec). Pozorovaná polarita uvnitř saského úseku se projevuje, i když zpravidla v menší intenzitě, i u dalších měřených znečišťujících látek (NO<sub>x</sub>, CO, prach). Variabilita uvnitř souboru okresů při hranici s Bavorskem je naproti tomu velmi nízká, což naznačuje i skutečnost, že všechny zdejší okresy vykazují u všech zjišťovaných znečišťujících látek nižší koncentrace, než činí průměr ČR (tab. 5). I díky tomu dosahují emise SO<sub>2</sub> v celém česko-německém příhraničí „pouze“ trojnásobku průměrné hodnoty pro ČR, třebaže v saském příhraničí je to více než pětinašobek. Prakticky stejná situace panuje i u oxidů dusíku. V případě tuhých látek (prach) jsou hodnoty pro celé zkoumané příhraničí již jen mírně nadprůměrné a u emisí oxidu uhelnatého leží dokonce pod celostátním průměrem (tab. 5).

## 2.4 Sociální struktury obyvatelstva

### 2.4.1 Vzdělanostní struktura

Vzdělání představuje podle Mellense jeden z rozhodujících determinantů demografického chování (citováno podle Burcin, Kučera, 2000). Dosažená úroveň vzdělání totiž do značné míry formuje chování jedince, jeho životní styl i systém hodnot. Lidé s vyšším vzděláním zastávají obvykle kvalifikovanější a lépe placená zaměstnání, mají lepší přístup k informacím a většinou praktikují zodpovědnější a zdravější způsob života (Burcin, Kučera, 2000, s. 377). Vzdělanostní struktura populace regionu rovněž výrazně determinuje jeho společenský a ekonomický rozvoj. Vzdělanější mladá populace dává předpoklad dynamičtějšího rozvoje regionů a hladšího průběhu transformace (Bartoňová, 1996). Rozdílná úroveň vzdělanosti v jednotlivých regionech se tak stává důležitým aspektem regionální diferenciaci. Rostoucí vliv vzdělání na životní styl lidí v prostředí informační společnosti dává tušit, že význam vzdělání jako „push faktoru“ regionálních disparit demografických procesů bude do budoucna dále narůstat.

Na základě dat ze sčítání lidu 2001 můžeme obecně konstatovat, že obyvatelstvo okresů při hranici s Německem má ve srovnání s průměrem ČR horší vzdělanostní strukturu (tab. 6). Ta se projevuje především v nadprůměrném podílu osob se základním vzděláním a bez vzdělání (27,2 %, resp. 0,7 % oproti 23,3 %, resp. 0,4 %) a zároveň nižším relativním zastoupením středoškoláků a zvláště vysokoškoláků<sup>3</sup> (63,3 %, resp. 8,9 % oproti 63,7 %, resp. 12,5 %). Pokud dále rozčleníme kategorii osob s dosaženým středoškolským vzděláním na základě kritéria získání maturity, zjistíme při porovnání česko-německého příhraničí s průměrnými hodnotami za ČR inverzní vývoj. Zatímco podíl absolventů střední školy bez maturity stejný údaj za celou ČR převyšuje (40,1 % oproti 38,5 %), podíl těch, kteří získali úplné střední vzdělání s maturitou, se nachází hluboko pod republikovým průměrem (23,2 % oproti 25,2 %).

<sup>3</sup> Za středoškolsky vzdělanou populaci považujeme osoby se středním vzděláním bez maturity a osoby s úplným středním vzděláním s maturitou. Vysokoškolsky vzdělanou populaci tvoří osoby s vyšším odborným vzděláním a nástavbami a osoby s vysokoškolským vzděláním.

Z výše uvedeného vyplývá, že tyto dvě vzdělanostní skupiny tvoří v česko-německém příhraničí z hlediska úrovně vzdělanosti předěl mezi dvěma protichůdnými tendencemi. Zatímco středním vzděláním s maturitou a jakýmkoliv vyšším vzděláním disponuje ve srovnání s celou ČR nižší podíl osob, relativní zastoupení lidí se středním vzděláním bez maturity a jakýmkoliv nižším vzděláním průměrné hodnoty za ČR převyšuje (tab. 6).

**Tab. 6 – Vzdělanostní struktura obyvatelstva česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001**

Území, okres	Nejvyšší ukončené vzdělání (v % dospělé populace)						Koefficient vzdělanosti
	bez vzdělání	základní	střední	úplné střední s maturitou	vyšší odborné a nástavba	vysokoškolské	
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>0,6</b>	<b>26,6</b>	<b>40,3</b>	<b>23,7</b>	<b>2,9</b>	<b>5,9</b>	<b>0,99</b>
Index BP/ČNP	82,7	97,8	100,6	102,4	96,8	100,2	100,4
Prachatice	0,5	26,1	41,0	23,0	3,1	6,2	1,01
Domažlice	0,4	25,2	42,8	23,8	2,4	5,4	1,02
Klatovy	0,4	24,8	40,5	24,8	2,8	6,7	1,01
Tachov	0,9	29,9	39,8	21,8	2,5	5,1	0,96
Cheb	0,9	27,6	38,3	24,2	3,3	5,8	0,95
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>0,8</b>	<b>27,3</b>	<b>40,0</b>	<b>23,0</b>	<b>3,0</b>	<b>5,9</b>	<b>0,98</b>
Index SP/ČNP	105,4	100,7	99,8	99,2	101,0	99,9	99,9
Karlovy Vary	0,8	26,6	38,1	24,2	3,7	6,7	0,97
Sokolov	0,9	31,3	40,9	20,5	2,3	4,1	0,95
Děčín	1,1	27,8	41,0	22,8	2,7	4,6	0,97
Chomutov	0,9	29,6	40,4	21,7	2,9	4,6	0,96
Most	0,8	29,1	40,0	22,0	2,7	5,4	0,97
Teplice	0,7	29,2	40,6	21,6	2,9	5,0	0,97
Ústí nad Labem	0,7	24,6	37,5	26,2	3,3	7,6	0,98
Česká Lípa	0,6	26,9	42,8	21,6	2,7	5,3	1,02
Liberec	0,4	23,1	39,3	25,2	3,4	8,6	1,05
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>0,7</b>	<b>27,2</b>	<b>40,1</b>	<b>23,2</b>	<b>3,0</b>	<b>5,9</b>	<b>0,99</b>
Index ČNP/ČR	162,0	116,4	104,2	91,9	84,3	65,5	94,4
<b>ČR celkem</b>	<b>0,4</b>	<b>23,3</b>	<b>38,5</b>	<b>25,2</b>	<b>3,5</b>	<b>9,0</b>	<b>1,04</b>
ČR bez ČNP	0,4	22,7	38,2	25,6	3,6	9,5	1,05

**Poznámky:** Údaj o nejvyšším ukončeném vzdělání je zjišťován pouze u osob starších 15 let.

Údaje za osoby, u nichž se při sčítání nepodařilo údaj o vzdělání zjistit, nebyly při výpočtech podílů v zájmu vyšší vypovídací schopnosti výsledků zohledněny.

Maximální okresní hodnota příslušné kategorie v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** SLDB 2001 a vlastní výpočty.

Rozdíly mezi oběma úseky příhraničí nejsou z hlediska dosažené úrovně vzdělání již tolik markantní. O trochu příznivější vzdělanostní strukturu vykazují okresy při hranici s Bavorskem, když zaznamenávají ve srovnání s okresy při hranici se Saskem nepatrně vyšší podíl v obou skupinách středoškoláků a nižší zastoupení osob v kategorii se základním vzděláním a bez vzdělání (tab. 6). Podíly vysokoškolsky vzdělaných osob jsou prakticky shodné (8,8 % v bavorském, resp. 8,9 % v saském příhraničí). Relativní homogenitu obou srovnávaných území z hlediska vzdělanosti a celkově horší úroveň ve srovnání s ČR potvrzuje i syntetický ukazatel

koeficientu vzdělanosti<sup>4</sup>, který dosahuje hodnoty 1,82 v bavorském příhraničí, 1,81 při hranici se Saskem a průměrná hodnota za ČR činí 1,89.

Koeficient vzdělanosti představuje díky svému syntetickému charakteru vhodný indikátor i pro srovnání vzdělanostní úrovně mezi jednotlivými okresy. Bezsporně zajímavým zjištěním je skutečnost, že ani v jednom okresu česko-německého příhraničí nepřevyšuje hodnota koeficientu průměr celé ČR (tab. 6). Nejvíce se jí blíží okresy Liberec, Ústí nad Labem a Karlovy Vary (1,89, resp. 1,86 a 1,83), čili okresy s významnými regionálními centry, v nichž se koncentrují vzdělávací instituce vyššího stupně (vyšší odborné a vysoké školy). Jejich výskyt se následně projevuje ve vyšších podílech osob s terciárním vzděláním. Mezi okresy s krajským městem se poněkud překvapivě zařadil i okres Klatovy (1,84), kde je relativně příznivá vzdělanostní struktura způsobena nadprůměrným podílem středoškoláků (2. nejvyšší v rámci ČNP) při současně nízkém podílu osob se základním vzděláním (3. nejnižší) a bez vzdělání (nejnižší v rámci ČNP vůbec). Na opačném konci vzdělanostního žebříčku figurují především okresy Severočeské pánve. Jejich zaostávání v úrovni vzdělanosti je dáváno do souvislosti s poválečným dosídlováním obyvatelstvem s nižším socioekonomickým statutem, s výrazným zastoupením romské národnosti a direktivními zásahy státního aparátu do vzdělávacích strategií mladé populace za totalitního režimu (Burcin, Kučera, 2000; Kučera, 1994). Nejhorší postavení nejen mezi okresy česko-německého příhraničí, ale i v rámci celé ČR zaujímá okres Sokolov (1,75), následovaný okresy Chomutov (1,77), Teplice, Most a Děčín (shodně 1,78). Nejhůře vzdělanostně vybaveným českým okresem sousedícím s Bavorskem a druhým nejhorším v rámci česko-německého příhraničí je okres Tachov (1,77).

#### 2.4.2 Náboženská struktura

Vliv náboženství na rozhodování a chování jedince je nezpochybnitelný. Struktura obyvatel podle náboženského vyznání proto může napovědět o vztahu společnosti k tradici, uznávaných hodnotách či preferovaných normách chování. Mellens (citováno podle Burcin, Kučera, 2000, s. 373) tyto atributy souhrnně nazývá *kulturní dimenzí*, kterou považuje vedle *socioekonomické dimenze* za klíčový determinant demografického chování. Náboženství, jako přirozená součást této kulturní dimenze, proto může být dalším diferencujícím faktorem kvality, úrovně i teritoriální struktury některých demografických procesů.

Obyvatelstvo česko-německého příhraničí jako celku se vyznačuje nízkým stupněm religiozity. Při posledním sčítání lidu v roce 2001 se zde k nějakému náboženství přihlásilo pouze 19,5 % obyvatel, což je výrazně méně, než kolik činila průměrná hodnota za ČR (32,1 %). V zájmovém území však panují značné regionální disproporce. Jestliže v bavorském příhraničí se míra religiozity přibližuje celostátnímu průměru (29,9 %), okresy při hranici se Saskem naopak představují oblast s nejmenším podílem věřících osob v rámci celé ČR

<sup>4</sup> Koeficient vzdělanosti (KV) je počítán jako součet vážených relativních podílů osob s příslušnou úrovní dosaženého vzdělání. Původně 6 vzdělanostních úrovní bylo za účelem zjednodušení sloučeno do 3 skupin: primární (základní + bez vzdělání), sekundární (středoškolské bez maturity a s maturitou), terciární (vyšší odborné + vysokoškolské). Hodnota koeficientu vzdělanosti za danou územní jednotku se potom vypočte podle vzorce:  
$$KV = (1 \times \text{primární} + 2 \times \text{sekundární} + 3 \times \text{terciární})/100$$

(16,3 %). Marginální role náboženství v severozápadním a severním pohraničí je dávana do spojitosti s bezprecedentní výměnou zdejší populace v důsledku odsunu původních německých starousedlíků po 2. světové válce. Nově příchozí obyvatelstvo si již nedokázalo v podmínkách nábožensky nepřátelské orientace komunistického režimu vybudovat na nově osídleném území vlastní náboženské tradice (viz Náboženské vyznání obyvatelstva, 2003).

**Tab. 7 – Náboženská struktura obyvatelstva česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001**

Území, okres	Věřící (%)	v tom				
		Církev římsko-katolická	Českobr. církev evangelická	Církev českosl. husitská	Náb. spol. Svědkové Jehovovi	Pravoslavná církve v čes. zemích
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>29,9</b>	<b>25,9</b>	<b>0,7</b>	<b>0,4</b>	<b>0,2</b>	<b>0,5</b>
Index BP/ČNP	153,3	167,3	99,3	66,1	64,8	128,7
Prachatice	36,5	33,2	0,2	0,3	0,1	0,1
Domažlice	33,5	30,1	0,8	0,2	0,1	0,3
Klatovy	37,7	34,3	0,2	0,5	0,1	0,1
Tachov	19,5	15,6	0,9	0,3	0,2	0,9
Cheb	21,9	16,7	1,2	0,4	0,3	0,9
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>16,3</b>	<b>12,3</b>	<b>0,7</b>	<b>0,6</b>	<b>0,3</b>	<b>0,3</b>
Index SP/ČNP	83,6	79,3	100,2	110,4	110,8	91,2
Karlovy Vary	20,5	15,5	1,1	0,5	0,5	0,5
Sokolov	19,3	15,1	1,2	0,3	0,5	0,5
Děčín	15,2	11,8	0,6	0,5	0,3	0,1
Chomutov	15,7	12,3	0,5	0,4	0,4	0,4
Most	12,4	9,5	0,4	0,4	0,2	0,2
Teplice	15,8	12,1	0,6	0,5	0,3	0,5
Ústí nad Labem	15,3	11,7	0,6	0,4	0,2	0,2
Česká Lípa	15,0	11,5	0,7	0,6	0,2	0,2
Liberec	17,5	12,0	0,8	1,6	0,1	0,3
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>19,5</b>	<b>15,5</b>	<b>0,7</b>	<b>0,6</b>	<b>0,3</b>	<b>0,4</b>
Index ČNP/ČR	60,6	57,9	60,1	57,6	120,6	161,3
<b>ČR celkem</b>	<b>32,1</b>	<b>26,8</b>	<b>1,1</b>	<b>1,0</b>	<b>0,2</b>	<b>0,2</b>
ČR bez ČNP	34,2	28,6	1,2	1,0	0,2	0,2

**Poznámka:** Maximální okresní hodnota příslušné skupiny v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** SLDB 2001 a vlastní výpočty.

Významné odlišnosti mezi bavorským a saským příhraničím zjistíme rovněž při jejich podrobnějším zkoumání na úrovni okresů (tab. 7). Jestliže saské příhraničí můžeme z hlediska relativního počtu věřících osob označit za poměrně homogenní oblast extrémně nízké religiozity s malými meziokresními rozdíly, u okresů ležících při hranici s Bavorskem pozorujeme značné územní diference v závislosti na jejich geografické poloze. Nejvyšší míru religiozity, která dokonce převyšuje průměr ČR, zaznamenáváme u třech okresů v jižní části bavorského úseku (Klatovy – 37,7 %, Prachatice – 36,5 % a Domažlice – 33,5 %), směrem na severozápad však podíl věřících osob v populaci rapidně klesá a dosažené hodnoty spíše odpovídají situaci při hranici se Saskem (Tachov – 19,5 %, Cheb – 21,9 %). Nejmenší podíl věřících osob (12,4 %)

a zároveň i nejvyšší zastoupení osob bez vyznání (79,9 %) v česko-německém příhraničí byl zjištěn v okrese Most, který v těchto ukazatelích zaujímá i první příčku v rámci celé ČR.

Specifické postavení česko-německého příhraničí na náboženské mapě České republiky dokládají i údaje o struktuře věřících osob podle jednotlivých církví (tab. 7). Zatímco u celostátně nejvýznamnějších a nejrozšířenějších církví jsou podíly věřících osob v příhraničí hluboko pod republikovým průměrem, v Česku méně obvyklé církevní skupiny a hnutí jsou zde zastoupeny nadprůměrně. Druhý případ platí především pro Pravoslavnou církev (o 61 % větší podíl věřících oproti průměru za ČR) a Náboženskou společnost Svědkové Jehovovi (20 %).

### 2.4.3 Národnostní struktura

Údaje o národnostním složení populace mohou být klíčovým článkem při identifikaci její sociální struktury, a tudíž i významnou pomůckou pro vysvětlení řady demografických jevů a ukazatelů. Burcin a Kučera (2000, s. 379) se například domnívají, že údaj o podílu Romů v regionálních populacích představuje v českém kontextu základní kulturní faktor, určující rozsah meziregionálních odlišností ve vzorcích demografického chování. Důležitost zařazení tématu národnostní struktury do socioekonomické analýzy zájmového území podtrhuje i skutečnost, že česko-německé příhraničí bylo v minulosti a zůstává i v současnosti prostorem národnostně značně heterogenním (Daněk, 2000; Kostecký, 1994). To ostatně dokládají i údaje o národnostním složení česko-německého příhraničí získané ze sčítání lidu v roce 2001 prezentované v tabulce 8.

Prakticky všechny významné menšinové národnosti (s výjimkou polské) zaznamenávají v oblasti podél česko-německé hranice vyšší relativní zastoupení ve srovnání s celostátním průměrem. Nejmarkantnější je tento rozdíl přirozeně u národnosti německé (téměř čtyřnásobek průměrné hodnoty v ČR), dále pak u národnosti vietnamské (více než trojnásobek) a romské (téměř dvojnásobek).<sup>5</sup> I přes nadprůměrné podíly osob hlásících se k cizí národnosti ve srovnání se zbytkem ČR nejsou jejich relativní hodnoty příliš vysoké. Nejvyšší zastoupení osob jiné než české národnosti připadá v česko-německém příhraničí na slovenskou národnost (3,0 %), na druhém místě se umístila německá národnost (1,5 %) a za ní následují obyvatelé s vietnamskou národností (0,5 %). Důkazem nižší národnostní homogenity, resp. vyšší heterogenity území při hranici s Německem je i nižší relativní počet osob hlásících se k národnosti české, moravské či slezské (91,5 % oproti 94,2 % v celé ČR).<sup>6</sup>

Signifikantní rozdíly v národnostní skladbě obyvatelstva panují i mezi oběma příhraničními úseky. Okresy při hranici s Bavorskem jsou v průměru méně národnostně diferencované než okresy ležící v sousedství se Saskem (92,4 % osob české, moravské či slezské národnosti oproti

<sup>5</sup> Data o romské národnosti zjištěná při sčítání lidu v roce 2001 nejsou dostatečně reprezentativní, neboť se k osobám s romskou národností přihlásil pouze nepatrný zlomek jejich skutečného počtu. Jelikož však představuje sčítání lidu v současné době jediný celoplošný zdroj informací o prostorovém rozmístění osob romské národnosti, byly tyto údaje převzaty i s vědomím určitého zkreslení.

<sup>6</sup> Při hodnocení postavení česko-německého příhraničí z hlediska národnostní homogenity v rámci celé ČR je z důvodu vzájemné srovnatelnosti dat potřeba sloučit hodnoty za národnost českou, moravskou a slezskou. Pokud bychom agregaci národností neprovedli a porovnávali bychom jen podíly obyvatel s českou národností, jevílo by se česko-německé příhraničí ve srovnání s průměrem republiky vlivem zanedbatelného podílu zdejších osob hlásících se k moravské a slezské národnosti jako území méně národnostně rozrůzněné.

91,2 %). Saský úsek registruje ve srovnání s bavorským příhraničím více než dvojnásobný podíl u národnosti německé, romské a ruské, v bavorském příhraničí se naproti tomu hlásí dvakrát více osob k národnosti vietnamské.

**Tab. 8 – Národnostní struktura obyvatelstva česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001**

Území, okres	Zastoupení národnosti (v %)							
	česká	č + m + s	sloven.	německá	romská	ruská	ukrajín.	vietnam.
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>92,2</b>	<b>92,4</b>	<b>2,7</b>	<b>0,8</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,3</b>	<b>0,9</b>
Index BP/ČNP	100,9	101,0	90,9	54,8	49,6	57,3	104,2	162,1
Prachatice	93,2	93,4	2,1	0,5	0,1	0,1	0,3	0,1
Domažlice	94,2	94,3	1,5	0,4	0,1	0,1	0,3	0,5
Klatovy	95,8	96,0	1,3	0,3	0,0	0,0	0,2	0,3
Tachov	91,0	91,7	3,3	0,6	0,1	0,1	0,4	0,8
Cheb	87,3	87,4	4,9	1,9	0,1	0,2	0,4	2,1
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>91,1</b>	<b>91,2</b>	<b>3,1</b>	<b>1,7</b>	<b>0,2</b>	<b>0,2</b>	<b>0,3</b>	<b>0,4</b>
Index SP/ČNP	99,7	99,7	102,8	113,9	115,5	113,1	98,7	80,9
Karlovy Vary	89,2	89,4	3,9	2,4	0,1	0,3	0,4	0,9
Sokolov	85,2	85,4	5,3	4,6	0,5	0,1	0,3	0,2
Děčín	92,3	92,4	2,3	1,5	0,3	0,1	0,2	0,8
Chomutov	89,8	90,0	3,9	1,9	0,2	0,1	0,3	0,5
Most	90,9	91,0	3,3	1,2	0,3	0,1	0,2	0,4
Teplice	91,5	91,6	2,7	1,6	0,3	0,3	0,4	0,3
Ústí nad Labem	92,4	92,5	2,4	0,7	0,3	0,3	0,2	0,4
Česká Lípa	93,3	93,4	2,0	0,8	0,1	0,2	0,3	0,2
Liberec	93,1	93,3	2,4	0,9	0,1	0,1	0,3	0,2
<b>Česko-německé příhr.</b>	<b>91,3</b>	<b>91,5</b>	<b>3,0</b>	<b>1,5</b>	<b>0,2</b>	<b>0,2</b>	<b>0,3</b>	<b>0,5</b>
Index ČNP/ČR	101,0	97,1	157,7	379,7	183,8	126,8	145,2	311,8
<b>ČR celkem</b>	<b>90,4</b>	<b>94,2</b>	<b>1,9</b>	<b>0,4</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,2</b>	<b>0,2</b>
ČR bez ČNP	90,3	94,7	1,7	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1

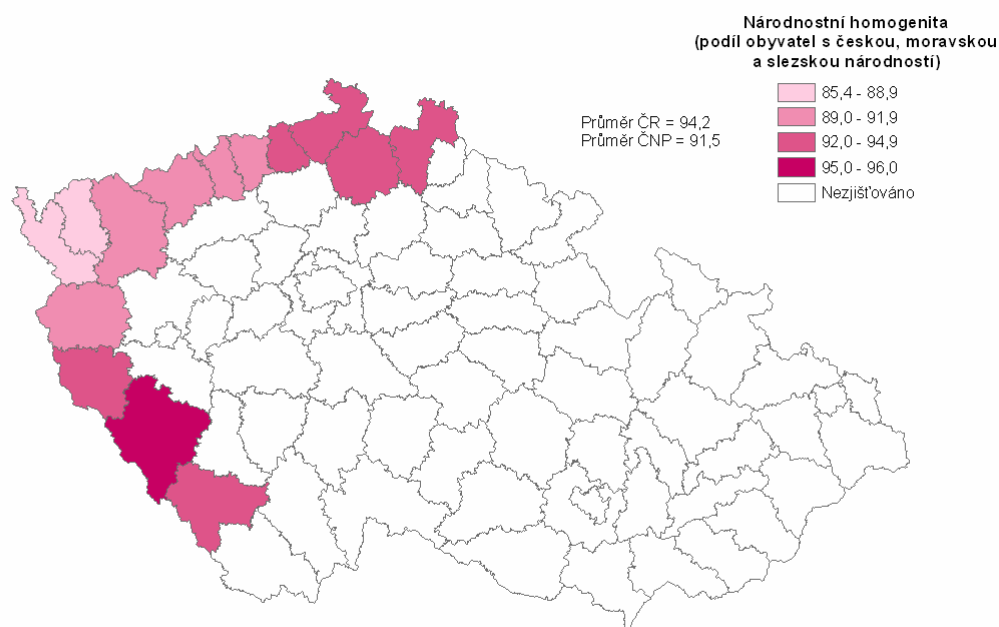
**Poznámky:** č + m + s – součet podílů obyvatel s českou, moravskou a slezskou národností  
Maximální okresní hodnota příslušné národnosti v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** SLDB 2001 a vlastní výpočty.

Jednoznačně nejvíce národnostně heterogenním je okres Sokolov, v němž se k majoritní národnosti hlásí pouze 85,4 % obyvatel a zároveň zde zaznamenáváme nejvyšší relativní hodnoty ze všech sledovaných okresů u národnosti slovenské (5,3 %), německé (4,6 %) a romské (0,5 %). Jako druhý v pořadí se z hlediska národnostní heterogenity umístil sousední okres Cheb (87,4 %), který má relativně nejvíce osob hlásících se k národnosti vietnamské (2,1 %) a ukrajinské (0,4 %). Na opačném konci žebříčku se nachází, a mezi nejvíce stejnorodé z hlediska národnosti proto patří okresy Klatovy (96,0 %), Domažlice (94,3 %) a Česká Lípa (93,4 %). V okrese Klatovy se vyskytují nejnižší relativní počty obyvatel slovenské (1,3 %), německé (0,3 %), romské (0,04 %) a ruské národnosti (0,03 %) ze všech s Německem sousedících okresů. Srovnání všech zkoumaných okresů z hlediska národnostní homogenity poskytuje obrázek 5, zachycující podíl osob z populace okresu, který se přihlásil k české, moravské či slezské národnosti. Kartogram potvrzuje, že nejméně národnostně homogenní obyvatelstvo se koncentruje v nejzápadnější části zájmového území na hranici mezi bavorským

a saským příhraničím (okresy Sokolov a Cheb) a směrem k jejich vnějšímu okraji se homogenita okresů postupně zvyšuje.

**Obr. 5 – Národnostní homogenita v okresech česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001**



Zdroj: SLDB 2001, vlastní výpočty

## 2.5 Ekonomická situace a trh práce

### 2.5.1 Sektorová struktura zaměstnanosti<sup>7</sup>

Diferenciace zaměstnanosti obyvatel zkoumaného území podle tří základních sektorů hospodářství patří mezi elementární ekonomické charakteristiky většiny geografických analýz (Wilam, 2004; Jeřábek, ed., 1999; Novotná, 2001). Jedná se o indikátor, který vypovídá o hospodářské orientaci regionu i jeho rozvojovém potenciálu. Relativně spolehlivé údaje o sektorové struktuře zaměstnanosti v detailním územním členění nám poskytuje sčítání lidu.

Česko-německé příhraničí jako celek se od celostátního průměru odlišuje zejména nadprůměrným podílem zaměstnaných v sekundě (44,8 % oproti 41,6 %), který je kompenzován nižším podílem zaměstnanců v primárním a terciárním sektoru (3,9 % oproti 4,8 % u priméru, 51,3 % oproti 53,6 % u terciéru).

Značné disparity existují také na mezoúrovni jednotlivých příhraničních úseků a projevují se zejména v podstatně rozdílné zaměstnanosti v priméru a v sekundě (tab. 9). Jestliže bavorský

<sup>7</sup> Sektorová struktura zaměstnanosti představuje podíly osob zaměstnaných v jednotlivých sektorech hospodářství z celkového počtu zaměstnaných. Při vymezení sektorů je použito vžitě a obvyklé členění, kdy primér zahrnuje zaměstnané v zemědělství, lesnictví a rybolovu, sekundér průmysl a stavebnictví a terciární sektor zahrnuje všechny zbývající zaměstnance v dalších odvětvích (obchod, doprava, školství, zdravotnictví, finančnictví atd.).



úsek předstihuje oblast při hranici se Saskem v zaměstnanosti v zemědělství, lesnictví a rybolovu (8,3 % oproti 2,5 %), saské příhraničí naproti tomu eviduje větší podíl zaměstnanců v průmyslu a stavebnictví (46,0 % oproti 41,1 %). Tento stav reflektuje dlouhodobý nerovnoměrný hospodářský vývoj obou oblastí a jejich odlišné hospodářské zaměření.

**Tab. 9 – Sektorová struktura zaměstnanosti v česko-německém příhraničí k 1. 3. 2001 (v %)**

Území, okres	Primér	Sekundér	Terciér
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>8,3</b>	<b>41,1</b>	<b>50,6</b>
Index BP/ČNP	212,7	91,8	98,6
Prachatice	9,9	43,9	46,2
Domažlice	10,5	43,6	45,9
Klatovy	10,7	43,0	46,3
Tachov	8,5	46,1	45,5
Cheb	3,5	33,3	63,2
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>2,5</b>	<b>46,0</b>	<b>51,6</b>
Index SP/ČNP	63,2	102,7	100,5
Karlovy Vary	3,9	37,2	58,9
Sokolov	2,0	55,7	42,4
Děčín	2,4	45,6	52,0
Chomutov	3,6	49,3	47,1
Most	1,7	49,2	49,0
Teplice	1,6	46,5	52,0
Ústí nad Labem	1,1	33,8	65,1
Česká Lípa	3,2	54,2	42,7
Liberec	2,4	45,5	52,0
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>3,9</b>	<b>44,8</b>	<b>51,3</b>
Index ČNP/ČR	80,5	107,7	95,8
<b>ČR celkem</b>	<b>4,8</b>	<b>41,6</b>	<b>53,6</b>
ČR bez ČNP	5,0	41,0	54,0

**Poznámky:** Vymezení jednotlivých sektorů je uvedeno v poznámce pod čarou. Maximální okresní hodnota v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** SLDB 2001 a vlastní výpočty.

Ještě pronikavější územní diference můžeme pochopitelně spatřit na úrovni samotných okresů (tab. 9). Z hlediska zaměstnanosti v priméru najdeme nejvyšší hodnoty v hornatých okresech při dolní hranici s Bavorskem (Klatovy – 10,7 %, Domažlice – 10,5 %, Prachatice – 9,9 %), nejnižší podíl obyvatel v tomto sektoru evidují okresy Severočeské hnědouhelné pánve – Ústí nad Labem (1,1 %), Teplice (1,6 %) a Most (1,7 %). V případě sekundéru zaznamenáváme nejvyšší, nadpoloviční koncentrace zaměstnaných v okresech Sokolov (55,4 %) a Česká Lípa (54,2 %), podprůměrné hodnoty potom u okresů Cheb (33,3 %), Ústí nad Labem (33,8 %) a Karlovy Vary (37,2 %), které naproti tomu registrují nejvyšší podíly zaměstnaných v sektoru služeb (63,2 %, resp. 65,1 % a 58,9 %). Nadprůměrným podílem sektoru služeb na zaměstnanosti se tedy vyznačují příhraniční okresy s významnými regionálními centry, rozvinutým cestovním ruchem (lázeňství), vysokou intenzitou podnikání

a silnou přeshraniční aktivitou (Wilam, 2004). Nižší zaměstnanost v terciéru se naopak vyskytuje v okresech s dominantním zastoupením sekundéru, případně se silnou pozicí priméru.

### 2.5.2 Mzdová úroveň

Výše průměrné mzdy reprezentuje důležitý indikátor měřící vývoj a dynamiku regionálních rozdílů (Hampl, 1996; Blažek, 1996). Stejně tak byla prokázána existence vztahu mezi průměrnou výší příjmu (ekonomickou vyspělostí) a demografickým vývojem. Význam „mzdového faktoru“ jako determinantu demografických procesů v ČR v 90. letech pravděpodobně ještě vzrostl v důsledku prohlubující se mzdové diferenciaci pozorované zejména na úrovni okresů (Hampl, 1996, s. 69). Burcin a Kučera (2000) dokonce tvrdí, že v tzv. tranzitivních společnostech se ekonomické zabezpečení a materiální aspekty života vůbec stále ještě zdají být nejdůležitějším činitelem z hlediska ovlivňování demografických ukazatelů. Pokles reálných příjmů proto podle nich může vést ke snížení plodnosti a zhoršení zdravotního stavu populace. V následující stati se proto pokusíme zmapovat regionální rozdíly v úrovni mezd v našem zájmovém území a zjistit tak relevantní skutečnosti a argumenty, které bude následně možno využít pro interpretaci a explanaci vývoje některých demografických charakteristik. Srovnání úrovně mezd vychází z dat ČSÚ<sup>8</sup> za rok 2005, který představuje poslední rok, za nějž jsou publikovány údaje o průměrné hrubé měsíční mzdě v územním členění až do úrovně okresů.<sup>9</sup>

Srovnání průměrné mzdy česko-německého příhraničí jako celku vzhledem k průměrné hodnotě ČR<sup>10</sup> je z důvodu jejího ovlivnění odlehlými hodnotami za Prahu do značné míry zkreslené<sup>11</sup> a má tudíž jen omezenou vypovídací hodnotu.<sup>12</sup> Při porovnání obou průměrných hodnot se proto zdá, že česko-německé příhraničí za celorepublikovým průměrem výrazně zaostává (87 % průměru ČR). Tomu nasvědčuje i fakt, že ani jeden ze 14 sledovaných okresů nedosahuje průměrné hodnoty ČR. Ze srovnání průměrného pořadí okresů v rámci ČR však vyplývá, že se česko-německého příhraničí jako celek nachází zhruba na celostátním průměru<sup>13</sup>, ovšem s poměrně markantními vnitřními rozdíly (tab. 10).

I v případě mzdové komparace totiž spatřujeme bipolární vztah mezi bavorským a saským příhraničím. Zatímco většina okresů podél hranice se Saskem se umísťuje z hlediska pořadí v lepší, horní polovině (s výjimkou Karlových Varů), všechny okresy sousedící s Bavorskem leží naopak v té horší. Vývoj pořadí jednotlivých okresů z hlediska výše průměrné mzdy

<sup>8</sup> Data ČSÚ o průměrných hrubých měsíčních mzdách na okresní úrovni v roce 2005 byla převzata z publikace MPSV „Vývoj vybraných ukazatelů životní úrovně v České republice v letech 1993–2005“.

<sup>9</sup> V dalších letech jsou data o průměrných hrubých měsíčních mzdách za celé hospodářství publikována jen do úrovně krajů.

<sup>10</sup> Průměrná měsíční hrubá nominální mzda v národním hospodářství ČR činila v roce 2005 19 030 Kč.

<sup>11</sup> Ke zkreslení výsledků pravděpodobně přispěl i fakt, že údaje o průměrných mzdách zjišťoval ČSÚ podnikovou metodou, tzn. podle sídla vykazujícího ekonomického subjektu.

<sup>12</sup> Průměrná mzda je ovlivněna vysokými odlehlými hodnotami (v případě okresů ČR jde o mimořádné postavení Prahy). Ty mají za následek vychýlení průměrné hodnoty doprava, tzn. že větší část souboru jednotek této hodnoty nedosahuje. Alternativou k průměru mezd by byl např. medián, který se ovšem v tomto územním detailu nepublikuje, proto byla pro srovnávací analýzu i s vědomím určitého zkreslení nakonec použita průměrná hodnota.

<sup>13</sup> Při vnímání Prahy jako jednoho okresu bez členění na 15 obvodů.

v rámci ČR v období 1997–2005 nicméně naznačuje, že se nůžky mezi bavorským a saským úsekem pozvolna zavírají (tab. 10). Při relativním zhoršení postavení obou území v rámci republiky v uvedeném období totiž nebyl propad bavorského příhraničí ve mzdovém žebříčku tak dramatický jako v případě saského (pokles o 5 míst oproti 9). Okresy sousedící s Bavorskem zároveň charakterizuje nižší vzájemná variabilita.

**Tab. 10 – Průměrná hrubá měsíční mzda v roce 2005 a vývoj pořadí okresů česko-německého příhraničí v období 1997–2005**

Území, okres	Průměrná měsíční mzda v Kč	Pořadí okresu v rámci ČR v roce								
		2005	2004	2003	2002	2001	2000	1999	1998	1997
<b>Bavorské příhraničí</b>	<b>15 498</b>	<b>72</b>	<b>68</b>	<b>67</b>	<b>65</b>	<b>67</b>	<b>68</b>	<b>65</b>	<b>67</b>	<b>67</b>
Index BP/ČNP	93,6	141,0	140,0	141,5	135,2	134,9	140,4	141,1	154,9	153,4
Prachatice	14 770	90	80	78	81	84	86	80	81	78
Domažlice	15 868	60	54	58	59	60	55	74	69	81
Klatovy	15 536	74	72	63	65	61	72	63	63	59
Tachov	15 727	66	65	62	55	59	56	48	50	55
Cheb	15 591	71	70	74	63	69	71	62	74	64
<b>Saské příhraničí</b>	<b>17 147</b>	<b>40</b>	<b>38</b>	<b>36</b>	<b>38</b>	<b>40</b>	<b>38</b>	<b>36</b>	<b>30</b>	<b>31</b>
Index SP/ČNP	103,6	77,2	77,8	77,0	80,5	80,6	77,5	77,2	69,5	70,3
Karlovy Vary	15 712	67	64	52	62	63	62	65	48	56
Sokolov	16 781	40	39	42	43	42	36	40	30	25
Děčín	16 276	48	46	50	47	54	52	49	41	47
Chomutov	16 697	44	42	41	46	50	49	33	31	26
Most	18 315	25	22	22	22	20	18	16	13	13
Teplice	17 186	38	35	34	33	32	27	26	25	24
Ústí nad Labem	18 059	27	28	26	30	30	28	29	26	22
Česká Lípa	17 611	34	34	30	27	31	31	30	24	30
Liberec	17 688	33	31	31	36	36	35	34	34	35
<b>ČNP</b>	<b>16 558</b>	<b>51</b>	<b>49</b>	<b>47</b>	<b>48</b>	<b>49</b>	<b>48</b>	<b>46</b>	<b>44</b>	<b>44</b>

**Poznámky:** Pořadí okresu v rámci ČR může nabývat hodnot od 1 do 91, jelikož do celorepublikového srovnání okresů bylo zahrnuto i 15 obvodů na území hl. města Prahy.

Na makroregionální a mezoregionální úrovni, tj. pro BP, SP a ČNP, je hodnota pořadí vypočtena jako průměrná hodnota za příslušné okresy náležející do daného území.

Maximální okresní hodnota v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** MPSV (primární zdroj dat: ČSÚ) a vlastní výpočty.

Nejvíce se průměru ČR přibližuje a nejvyšší průměrnou mzdu v rámci vymezeného příhraničí vykazuje okres Most (96,2 %), následovaný dalšími severočeskými okresy – Ústím nad Labem (94,9 %), Libercem (92,9 %) a Českou Lípou (92,5 %). Nejhorší výsledek v rámci saského úseku zaznamenal okres Karlovy Vary (82,6 %). S výjimkou okresu Most, který profituje z lokalizace sídel významných těžebních společností, vystřídal v období transformace pánevni okresy v popředí žebříčku okresy s regionálním, administrativním centrem a vyšším podílem zaměstnaných v sektoru služeb (s výjimkou okresu Karlovy Vary). Nejnižší hodnoty zůstávají dlouhodobě v převážně zemědělských oblastech, které se nacházejí výhradně v okresech při hranici s Bavorskem. Tento vývoj je v kontrastu s původními očekáváními, kdy se v souvislosti s přechodem z plánované na tržní ekonomiku předpokládal mzdový vzestup

agrárních regionů v důsledku privatizace (Burcin, Kučera, 2000). Vůbec nejhorší postavení v rámci celého česko-německého příhraničí zaujímá okres Prachatice, který se svou průměrnou měsíční mzdou 14 777 Kč (77 % průměru ČR) zaznamenal zároveň druhou nejnižší hodnotu v rámci republiky.<sup>14</sup>

Na základě sledování pořadí okresů v čase můžeme identifikovat změny v postavení jednotlivých okresů. Ve srovnání se situací na konci 90. let si své postavení vylepšily pouze okresy Domažlice a Liberec. Relativně stabilní mzdovou relaci vůči zbytku ČR si zachovaly okresy Děčín, Česká Lípa a Ústí nad Labem. Zbývající většina okresů česko-německého příhraničí si naopak v žebříčku průměrných mezd pohoršila. Zvláště markantní přitom byl propad pánevních okresů dokumentující ústup tradičních průmyslových oblastí a jejich vystřídání velkými centry s koncentrací progresivních průmyslových odvětví, významných obchodních aktivit a rozvinutým sektorem služeb (viz i Hampl, 1996; Burcin, Kučera, 2000).

### 2.5.3 Nezaměstnanost

Kvantitativní i kvalitativní analýza poměrů na trhu práce, zejména pak zmapování teritoriální diference nezaměstnanosti představuje elementární součást naprosté většiny geografických analýz a souhrnných hodnotících zpráv (např. Burcin, Kučera, 2000; Jeřábek, ed., 1999; Večerník, ed., 1998; Pavlík, ed., 1996; Wilam, 2004). Regionální rozdíly v úrovni nezaměstnanosti slouží jako jeden z nejdůležitějších indikátorů rozlišení problémových (marginalizovaných) regionů (Tomeš, 1996; Blažek, 1995; Frýdmanová a kol., 1998). Právě diferencovaný nárůst nezaměstnanosti v ČR po aktivizaci transformačních procesů a ekonomické restrukturalizaci v 90. letech významnou měrou přispěl k prohlubování nerovnováh mezi jednotlivými regiony.

Kromě společnosti, resp. určité populace má vysoká nezaměstnanost negativní dopady i na život jednotlivců. Ztráta zaměstnání pro jedince znamená hluboký pokles příjmů, který s sebou přináší nevyhnutelný propad životní úrovně a de facto i zhoršení individuálních životních šancí (Frýdmanová a kol., 1998, s. 30). Radikální zásah do ekonomické situace jednotlivce či domácnosti proto zákonitě vede k přehodnocení dosavadních životních plánů, uznávaných hodnot či zvolených strategií, což může mít explicitně vliv i na demografické chování. Burcin a Kučera (2000) se například domnívají, že nejvýraznějším stimulem dynamických změn v demografickém chování po roce 1989 byly právě zcela nové materiální životní podmínky, indikované zhoršením některých socioekonomických ukazatelů. Všechna tato konstatování dokládají, že analýza nezaměstnanosti je v současné době nepostradatelnou částí jakékoliv geograficky či regionálně zaměřené práce.

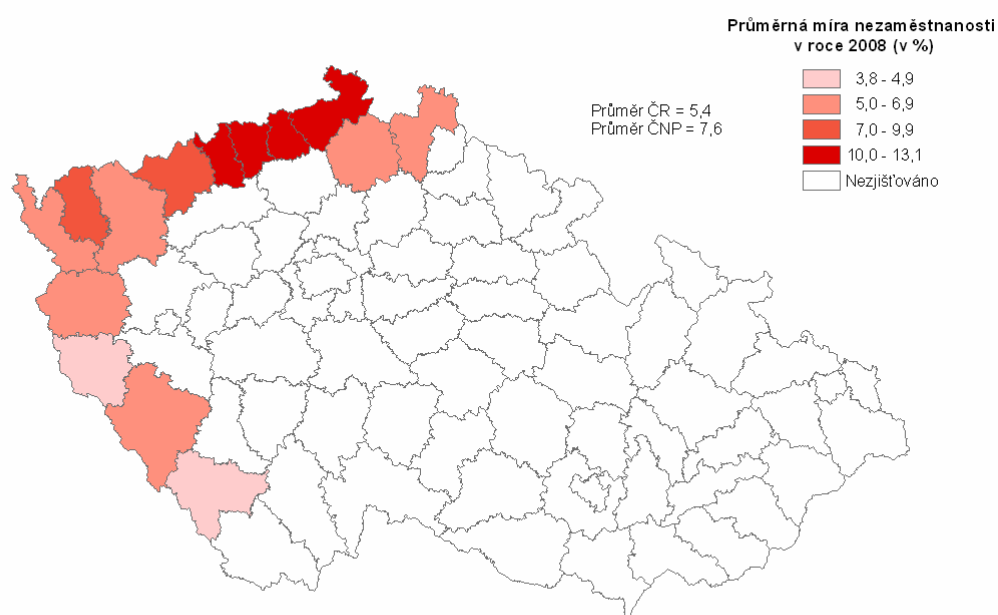
Srovnání zájmového území na základě míry nezaměstnanosti bylo provedeno za rok 2008<sup>15</sup>, kdy v České republice panovalo (alespoň v prvních třech čtvrtletích) období solidního ekonomického růstu provázené nízkou nezaměstnaností, která v průměru za celý rok dosáhla nejnižší úrovně od roku 1997 (5,4 %).

<sup>14</sup> Okresem s nejnižší hodnotou průměrné hrubé měsíční mzdy byl v roce 2005 okres Jeseník (14 609 Kč).

<sup>15</sup> Zdrojem dat o míře nezaměstnanosti byl Integrovaný portál Ministerstva práce a sociálních věcí ČR <[http://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/casove\\_rady](http://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/casove_rady)>.

Území česko-německé příhraničí můžeme považovat z hlediska úrovně nezaměstnanosti za značně heterogenní. Nápadná je zejména dichotomie mezi bavorskou a saskou částí, i když i v rámci obou územních celků registrujeme markantní rozdíly (obr. 6). Jestliže v okresech při hranici s Bavorskem činila míra nezaměstnanosti v roce 2008 v průměru 5,2 %, a byla tak mírně nižší než průměrná hodnota pro ČR, v saském příhraničí byla s hodnotou 9,0 % vysoko nad celorepublikovým průměrem. Kvůli podstatně horší situaci na trhu práce v okresech podél saské hranice dopadá srovnání celého česko-německého příhraničí se zbytkem republiky z hlediska úrovně nezaměstnanosti krajně nepříznivě (7,6 % oproti 5,4 %).

**Obr. 6 – Průměrná míra nezaměstnanosti v okresech česko-německého příhraničí v roce 2008**



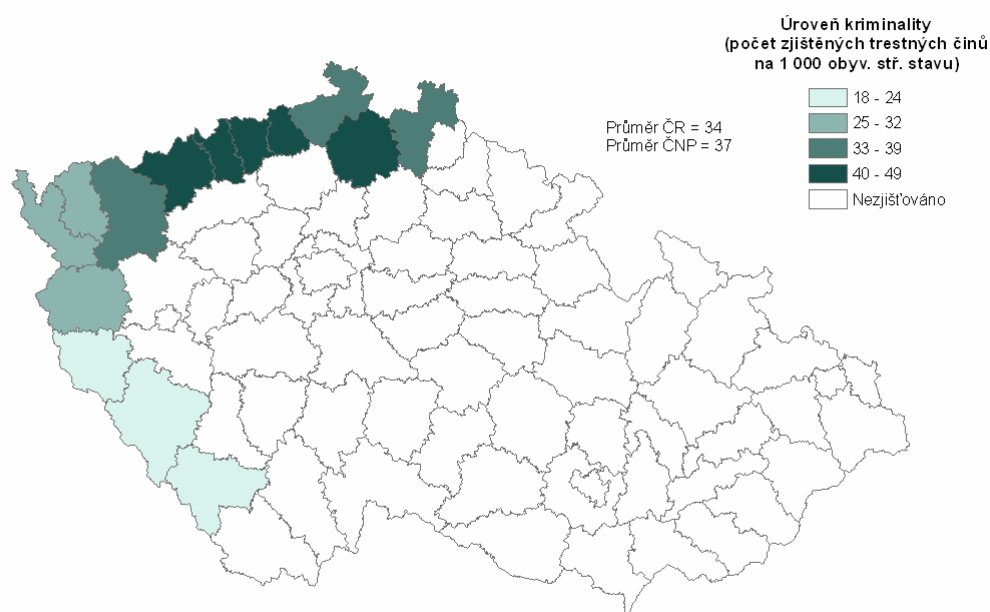
Zdroj: MPSV, vlastní výpočty

Na subregionální úrovni dosahují nejnižších hodnot okresy v dolní části hranice s Bavorskem – Prachatice (3,8 %), Domažlice (4,4 %) a Klatovy (5,5 %). Naopak dlouhodobě nejhorší situace na trhu práce jak v rámci česko-německého příhraničí, tak v rámci celé republiky panuje v pánevním okrese Most (13,1 %), za nímž následují severočeské okresy Teplice (10,7 %), Děčín a Ústí nad Labem (oba 10,2 %). Nadprůměrná nezaměstnanost některých pánevních okresů je dávana do souvislosti s nedostatečně diverzifikovanou skladbou hospodářství s dominancí neprogresivního těžkého průmyslu, s málo kvalitní infrastrukturou a v neposlední řadě i s nepříznivou vzdělanostní strukturou populace s nízkou úrovní kvalifikace (Frýdmanová a kol., 1998, s. 30–37).

## 2.6 Kriminalita

Kriminalita bývá považována za jeden z charakteristických příkladů tzv. sociálně patologických jevů. Tímto termínem jsou označovány jevy nežádoucí jak z hlediska společnosti, tak z hlediska jednotlivců a jejich rodin a řadí se mezi ně například také rozvodovost, potratovost či mimomanželská plodnost (Bartoňová, 1996, s. 140; Kostecký, 1994). Začlenění kriminality do analýzy socioekonomické situace sledovaného území tak bylo provedeno i za účelem získání možnosti srovnání s těmito někdy společensky negativně vnímanými demografickými procesy. Prostorové rozmístění úrovně kriminality bylo sledováno na základě relativního ukazatele celkové kriminality – počtu zjištěných trestných činů připadajících na 1 000 obyvatel středního stavu daného územního celku. Z důvodu eliminace náhodných výkyvů byl vypočten průměr za dvouleté období 2006–2007.

**Obr. 7 – Úroveň kriminality v okresech česko-německého příhraničí v období 2006–2007**



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Podobně jako u většiny sociálních a ekonomických charakteristik zaznamenáváme i v případě kriminality značnou disproporci mezi bavorským a saským příhraničním úsekem. Zatímco v okresech ležících při hranici s Bavorskem připadalo v letech 2006–2007 na 1 000 obyvatel průměrně 24 trestných činů, u saských okresů to byl se 41 zjištěnými trestnými činy na 1 000 obyvatel téměř dvojnásobek. Ve srovnání s údajem za ČR (34) pak česko-německé příhraničí jako celek vychází z hlediska úrovně kriminality jako mírně nadprůměrné (37).

Nejnižší výskyt kriminality registrujeme v okresech při hranici s Bavorskem – Domažlice (18 trestných činů na 1 000 obyvatel), Klatovy (21) a Prachatice (22). Naopak nejvíce trestných činů připadá na severočeské okresy Chomutov (49) a Česká Lípa (47). O vysoké vnitřní polaritě

v česko-německém příhraničí svědčí i skutečnost, že okres s nejnižší úrovní kriminality v bavorské části (Cheb – 30) dosahuje příznivější hodnoty než okres s nejvyšší úrovní v saské části (Sokolov – 31). Z obrázku 7 je patrné, že relativně nízkou úroveň kriminality vykazují ze saského příhraničí ještě okresy Děčín (33) a Liberec (34). Vysokou koncentraci kriminality v pánevních okresech vysvětluje Bartoňová (1996) značnou fluktuací obyvatelstva i jeho specifickou národnostní a sociální strukturou. Negativní roli sehrává i extrémní míra urbanizace regionu doprovázená anonymitou osob ve velkých městech (tamtéž).

## 2.7 Územní stabilita obyvatel a migrační atraktivita

### 2.7.1 Územní stabilita obyvatel

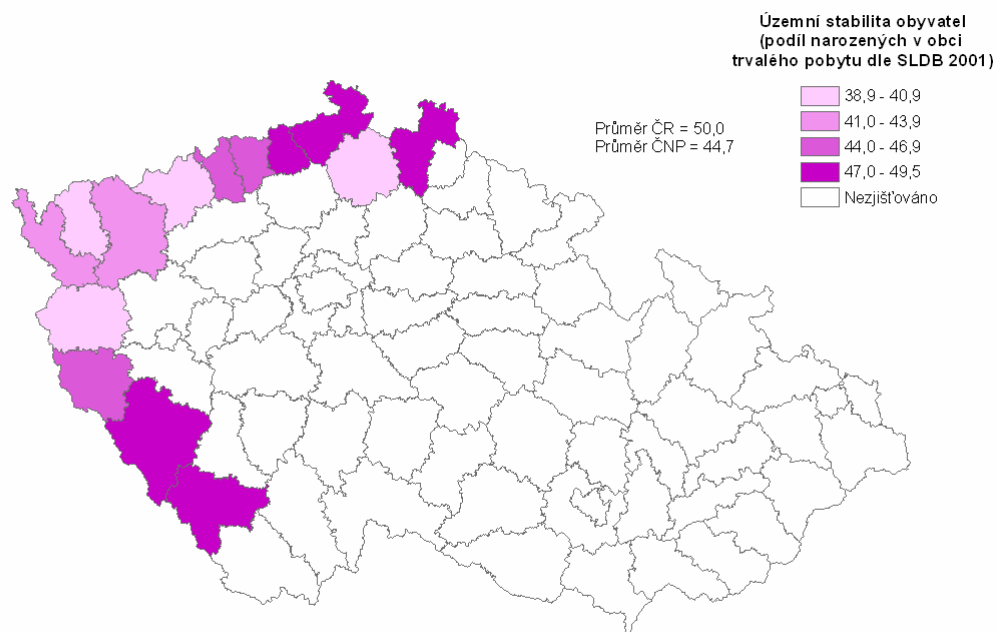
Prakticky celý prostor česko-německého příhraničí byl ve druhé polovině 20. století dějištěm rozsáhlých migračních přesunů, které vedly jak z hlediska kvantity, tak z hlediska kvality k bezprecedentní výměně zdejších obyvatel. Nepochybně nejvýraznější dopad na stabilitu, strukturu, ale i hustotu osídlení příhraničního území měl poválečný odsun původního německého obyvatelstva a jeho částečné nahrazení nově příchozími československými státními příslušníky z vnitrozemí a tzv. repatrianty ze zahraničí v rámci procesu dosídlování (Houžvička, 1996; Kastner, 1996; Čermák, 1996; Hampl, 2005). Socialistická opatření ekonomického a politického charakteru z přelomu 40. a 50. let minulého století jako byla například kolektivizace zemědělství, přesun některých průmyslových závodů na Slovensko, rozšiřování pohraničního pásma, zřizování vojenských výcvikových prostorů, ale především nedostatek pracovních příležitostí mimo zemědělství a lesnictví měly za následek časté stěhování nových dosídlenců zpět do vnitrozemí, které tak znamenalo další prohloubení nestability zdejšího osídlení (Kučera, 1994; Kastner, 1996). V 70. a 80. letech minulého století přispívaly ke zvýšené migrační fluktuaci obyvatel pohraničních oblastí jednak tzv. plánovité přesuny pracovních sil, jednak náborové stěhování do pánevních okresů realizované za účelem kompenzace prohlubujících se migračních ztrát v důsledku zhoršující se kvality životního prostředí a likvidace řady obcí postupující lomovou těžbou uhlí (Kučera, 1994).

Nejčastěji používaným ukazatelem pro vyjádření územní stability obyvatel je podíl narozených v obci trvalého pobytu, tedy procentuální zastoupení rodáků z celkového počtu obyvatel v daném okresu. Podle Zicha (1996) vypovídá tento ukazatel o stupni historické zakořeněnosti obyvatelstva, podle Kuldové (2006) kvantifikuje míru regionální identity obyvatel, přičemž platí, že region s vyšším podílem rodáků charakterizuje silnější regionální identita obyvatel.

Specifická migrační situace česko-německého příhraničí po druhé světové válce se pochopitelně odrazila v nižším podílu rodáků ve srovnání s republikovým průměrem (44,7 %, resp. 50,0 %). O tom, že radikální výměnou obyvatelstva prošlo celé zájmové území podél hranice s Německem, vypovídá jak minimální rozdíl v hodnotách analyzovaného ukazatele mezi bavorským a saským úsekem (44,9 %, resp. 44,6 %), tak i skutečnost, že ani jeden ze sledovaných příhraničních okresů nedosáhl při sčítání lidu v roce 2001 republikového průměru

(obr. 8). Nejvíce se mu přiblížily okresy Klatovy (49,5 %), Liberec (48,7 %) a Děčín (48,4 %), naopak výrazně podprůměrné podíly rodáků se vyskytovaly v okresech Sokolov (40,8 %), Chomutov (40,6 %) a Česká Lípa (40,0 %) a vůbec nejnižší podíl narozených v obci trvalého pobytu byl v roce 2001 zaznamenán v okrese Tachov (38,9 %). Poslední čtyři okresy v česko-německém příhraničí se zároveň umístily na posledních příčkách v rámci celé ČR.

**Obr. 8 – Podíl rodáků v okresech česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001**



Zdroj: SLDB 2001, vlastní výpočty

Navzdory těmto údajům a značné fluktuaci obyvatel příhraničí v minulosti výsledky několika sociologických výzkumů v prostoru podél hranice s Německem v 90. letech ukázaly, že obyvatelstvo zkoumaných příhraničních regionů deklaruje poměrně vysokou míru stability (Zich, 1996), což ostatně potvrzuje i nárůst podílu rodáků v populaci oproti sčítání lidu v roce 1991 ve všech 14 hodnocených okresech.

### 2.7.2 Migrační atraktivita

Existence liberální a nedokonalé migrační legislativy spolu s relativně příznivým počátečním průběhem hospodářské transformace vedly po roce 1989 k nárůstu migrační atraktivity České republiky, zpočátku jako země tranzitní, postupně však stále více jako země cílové (Drbohlav, 2001; Bartoňová, 2008a). Dlouhodobě pozitivní saldo zahraničního stěhování tak mělo za následek zvyšování absolutního i relativního počtu cizinců<sup>16</sup>. Výrazné zesílení přílivu imigrantů

<sup>16</sup> Za cizince jsou v České republice považovány osoby s jiným než českým státním občanstvím, osoby bez státního občanství a rovněž osoby s více občanstvími, z nichž žádné není státním občanstvím ČR (definice převzata z publikace Cizinci v regionech ČR, 2006, s. 6).



registrujeme potom zejména po roce 2004 v souvislosti se vstupem ČR do Evropské unie. Regionální rozmístění cizinců v České republice je ovšem značně nerovnoměrné, což souvisí s rozdílnou atraktivitou jednotlivých regionů pro zahraniční imigranty. Mimořádně atraktivní lokality pro cizince reprezentují z důvodu celkové hospodářské vyspělosti a širokých možností pracovního uplatnění především Praha a její okolí, dále potom krajská města a vysoce urbanizované prostory. Vyhledávaným cílem se pro zahraniční imigranty staly po otevření západních hranic i příhraniční oblasti s Německem, které těží ze své výhodné geografické polohy (Drbohlav, 1996 a 2001; Bartoňová, 2007).

Tab. 11 – Cizinci v česko-německém příhraničí k 31. 12. 2007 (v %)

Území, okres	Podíl cizinců	Struktura cizinců podle státního občanství					
		Ukrajina	Slovensko	Vietnam	Polsko	Rusko	Německo
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>4,5</b>	<b>16,5</b>	<b>14,8</b>	<b>38,3</b>	<b>1,4</b>	<b>1,8</b>	<b>13,5</b>
Index BP/ČNP	105,7	84,0	117,5	123,3	39,5	38,6	100,7
Prachatice	2,3	19,9	10,8	38,0	2,3	1,7	7,9
Domažlice	2,8	17,3	21,5	28,0	1,3	2,3	18,5
Klatovy	2,6	22,5	19,9	21,0	2,3	0,7	12,9
Tachov	6,4	12,9	16,0	45,0	0,5	0,9	19,4
Cheb	8,5	10,1	5,8	59,7	0,6	3,6	8,6
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>4,1</b>	<b>21,4</b>	<b>11,4</b>	<b>27,1</b>	<b>4,8</b>	<b>6,4</b>	<b>13,3</b>
Index SP/ČNP	96,8	108,9	90,3	87,1	133,6	134,1	99,6
Karlovy Vary	7,6	13,9	6,0	44,2	0,6	19,4	3,9
Sokolov	2,5	15,3	16,1	18,1	2,9	5,1	31,1
Děčín	3,6	15,3	7,3	40,2	9,4	2,4	10,7
Chomutov	3,4	27,0	11,6	35,8	4,4	2,1	8,2
Most	4,5	4,9	7,0	16,7	2,9	1,6	52,5
Teplice	4,2	14,5	9,2	40,1	1,2	12,9	4,6
Ústí nad Labem	4,2	39,8	9,8	17,8	2,8	8,1	3,8
Česká Lípa	2,5	19,5	14,2	22,2	11,1	4,1	2,7
Liberec	4,6	42,6	21,1	8,7	7,4	2,1	2,5
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>4,3</b>	<b>19,7</b>	<b>12,6</b>	<b>31,1</b>	<b>3,6</b>	<b>4,8</b>	<b>13,4</b>
Index ČNP/ČR	112,5	60,9	72,8	238,8	67,8	80,6	334,3
<b>ČR celkem</b>	<b>3,8</b>	<b>32,3</b>	<b>17,3</b>	<b>13,0</b>	<b>5,3</b>	<b>5,9</b>	<b>4,0</b>
ČR bez ČNP	3,7	34,7	18,5	9,2	5,6	5,9	2,5

**Poznámky:** Údaje o cizincích zahrnují pouze osoby pobývající v ČR legálně.

Údaje o cizincích nezahrnují osoby s platným azylem, jejichž počty jsou však zanedbatelné.

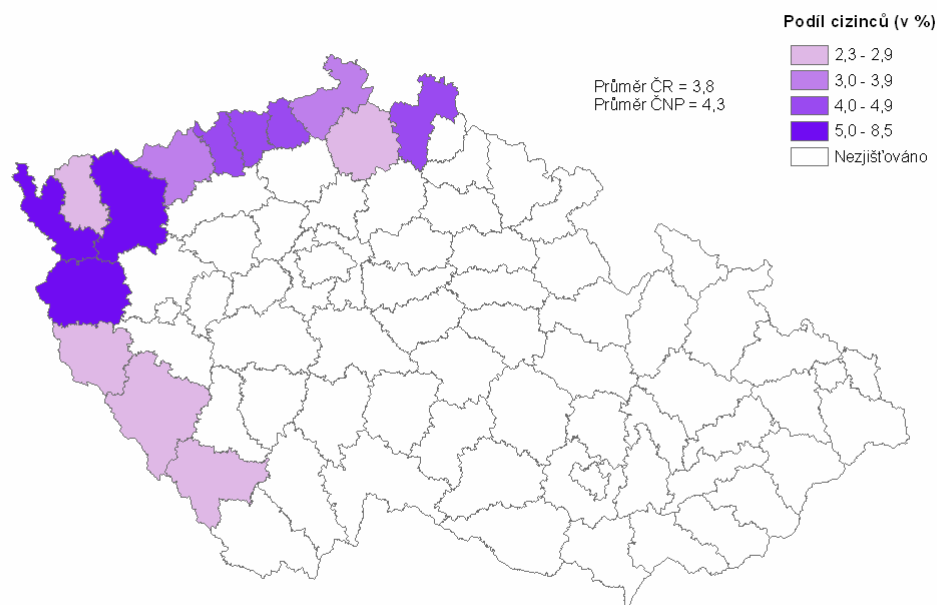
Maximální okresní hodnota příslušné skupiny v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroj:** ČSÚ (primární zdroj dat: Ředitelství služby cizinecké a pohraniční policie Ministerstva vnitra ČR) a vlastní výpočty.

Od roku 2004 rozlišuje migrační legislativa ČR tři kategorie cizinců: 1) občané Evropské unie (včetně občanů Norska, Švýcarska, Lichtenštejnska a Islandu) bez povolení nebo s povolením k trvalému či přechodnému pobytu; 2) občané zemí mimo Evropskou unii (občané tzv. „třetích zemí“) s povolením k trvalému pobytu nebo k pobytu na vízum nad 90 dnů nebo s povolením k přechodnému pobytu navazujícím na vízum nad 90 dnů; 3) cizinci bez ohledu na hranice EU (hlavně registrovaní žadatelé o azyl). Citováno podle Bartoňová, 2008a, s. 73.

O nadprůměrné atraktivitě česko-německého příhraničí v rámci ČR z hlediska zahraničního stěhování vypovídá údaj o podílu cizinců na celkovém obyvatelstvu k 31. 12. 2007 (tab. 11). Ten činí v případě zkoumaného území podél hranice s Německem 4,3 %, zatímco průměrná hodnota za celou republiku dosahuje jen 3,8 %. Česko-německé příhraničí se však od celostátního průměru odlišuje nejen kvantitou, ale i strukturou cizinců podle státního občanství. S téměř třetinovým podílem tvoří v pásu okresů sousedících s Německem nejpočetnější skupinu cizinců občané Vietnamu, zatímco ve zbylých okresech ČR jim s necelými 10 % patří až třetí místo. Vysoká koncentrace Vietnamců v česko-německém příhraničí souvisí s dobrými možnostmi jejich uplatnění ve zdejší sféře podnikatelských aktivit především obchodního zaměření (Drbohlav, 2001; Bartoňová, 2002). Podstatně nižší zastoupení ve srovnání s hodnotou za celou ČR mají v oblasti podél hranice s Německem Ukrajinci, kteří tvoří pětinu všech cizinců, a představují tak druhou nejpočetnější skupinu. Nižší podíl mezi cizími státními příslušníky než celostátní průměr vykazují v předmětném území ještě Slováci, Poláci a trochu překvapivě i Rusové. Naopak podle očekávání jsou mezi cizinci nadprůměrně zastoupeni občané Německa, kteří tvoří v česko-německém příhraničí třetí nejpočetnější skupinu a více než třikrát převyšují průměrnou hodnotu za celou ČR (13,4 %, resp. 4,0 %).

**Obr. 9 – Podíl cizinců v okresech česko-německého příhraničí k 31. 12. 2007**



Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočty

Rozdíl mezi bavorským a saským příhraničím z hlediska podílu cizinců v populaci není nijak zvlášť dramatický. O něco vyšší relativní počet cizinců žije sice v úseku podél hranice s Bavorskem (4,5 %), nicméně i zastoupení cizích státních příslušníků v populaci saského příhraničí (4,1 %) překračuje celostátní průměr. Vysokou míru podobnosti obou územních celků registrujeme také v pořadí nejčastějších zemí původu zahraničních imigrantů. Významnější

diference se tak vyskytují pouze v podílech cizinců podle jednotlivých státních občanství. V saském příhraničí jsou ve srovnání s bavorským mnohem více zastoupeni Rusové (6,4 %, resp. 1,8 %) a Poláci (4,8 %, resp. 1,4 %), naopak výrazně nižší podíl zde zaujímají Vietnamci (27,1 %, resp. 38,3 %).

Nejmarkantnější rozdíly v podílu i struktuře cizinců pozorujeme v česko-německém příhraničí podle očekávání na úrovni okresů. Nejvyšší koncentraci zahraničních imigrantů najdeme v okresech Cheb (8,5 %), Karlovy Vary (7,6 %) a Tachov (6,4 %), tedy v poměrně souvislém území v západním výběžku česko-německého příhraničí. Naopak nejméně cizinců ve vztahu k celkovému počtu obyvatel žije v okresech Prachatice (2,3 %), Klatovy (2,6 %) a Domažlice (2,8 %) v jižní části bavorského příhraničí, ale také v okresech Sokolov a Česká Lípa v saském úseku (shodně 2,5 %). Z prostorového vzorce zastoupení cizinců v populaci okresů česko-německého příhraničí vyniká zejména zřetelná bipolarita v úseku podél hranice s Bavorskem (obr. 9).

Ještě výraznější meziokresní variabilitu vykazuje skladba cizinců podle státního občanství, která vypovídá o krajně nerovnoměrném rozmístění jednotlivých skupin cizinců v analyzovaném území (tab. 11). Na úrovni celého příhraničí dominující Vietnamci mají nejvyšší zastoupení v těch okresech, kterým současně patří prvenství z hlediska celkového podílu cizinců v populaci (Cheb, Tachov, Karlovy Vary). Vietnamci ovšem netvoří nejpočetnější skupinu cizinců ve všech sledovaných okresech. V okresech Klatovy, Ústí nad Labem a Liberec je předstihují Ukrajinci a v okresech Sokolov a Most zaujímají nejvýznamnější postavení Němci. Značně disproporční je také rozmístění občanů Ruska, kteří se koncentrují výhradně do okresů Karlovy Vary a Teplice. Občané Polska mají zase přirozeně vyšší zastoupení v okresech v blízkosti polských hranic.

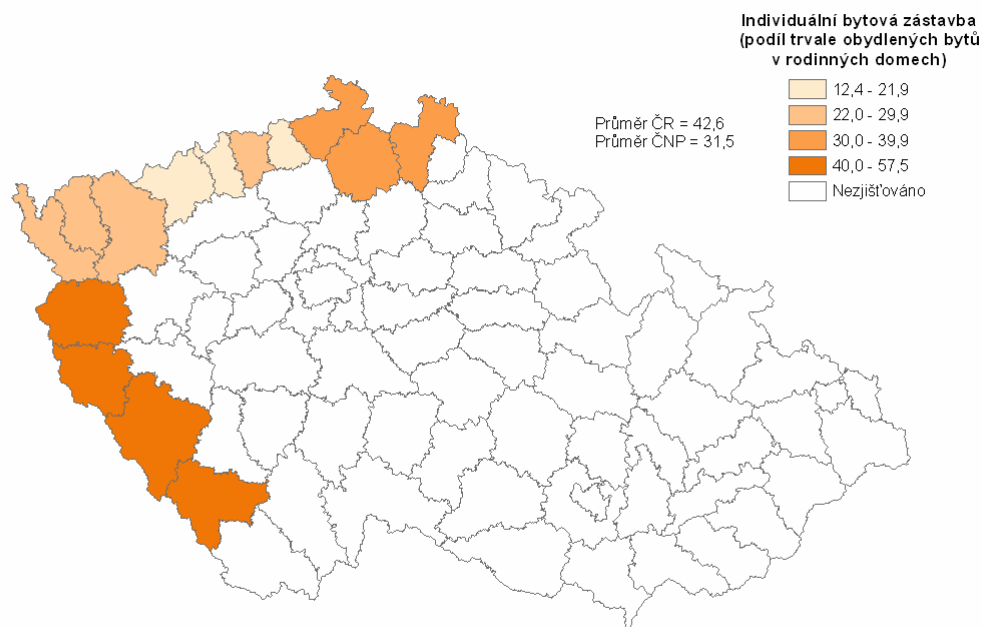
## 2.8 Struktura bytového fondu a bytová výstavba

Předmětem následující podkapitoly je teritoriální srovnání struktury současného bytového fondu, vyjádřené podílem trvale obydlených bytů v rodinných domech, a úrovně bytové výstavby ve změněných podmínkách ekonomické transformace (podíl bytů postavených za období 1991–2001). Intenzita bytové výstavby, ale i samotná kvalita bytového fondu bývá obvykle v těsné vazbě na aktuální ekonomickou situaci (Havlíček, Reinöhllová, 1999). S ohledem na těžké hospodářské problémy provázející transformační proces a omezené státní i privátní finanční zdroje zažila bytová výstavba v 90. letech hluboký propad. Určitě proto bude zajímavé sledovat, jak diferencovaně se útlum bytové výstavby projevil v našem zájmovém území a zda měl případně nějaký dopad na reprodukční chování příhraniční populace. Bytová situace totiž představuje pro značnou část mladých lidí jednu z principiálních otázek při jejich rozhodování o uzavírání sňatků a rození dětí (Pavlík, Kučera, eds., 2002, s. 6).

### 2.8.1 Struktura bytového fondu

Podíl trvale obydlených bytů v rodinných domech vypovídá primárně o charakteru bytové zástavby vymezeného území, ale implicitně nám může poskytnout i určitou představu o způsobu života zdejší populace. Vzájemné srovnání údajů za bavorské a saské příhraničí proto reflektuje principiální disparitu mezi oběma celky spočívající v rozdílné míře urbanizace a odlišném hospodářském zaměření (obr. 10). Ve srovnání s údajem za ČR (42,6 %) mírně nadprůměrný podíl bytů v rodinných domech v pásu okresů při hranici s Bavorskem (46,0 %) svědčí o převážně venkovském a zemědělském charakteru tohoto území. Na druhé straně výrazně podprůměrná hodnota tohoto ukazatele v saském příhraničí (27,3 %) indikuje vysoce urbanizovaný prostor s dominantní industriální orientací a masovou socialistickou výstavbou panelových sídlišť. Nejvyšší podíl individuální bytové zástavby v rodinných domech vykazují okresy Domažlice (57,5 %) a Klatovy (56,7 %). Mezi okresy bavorského příhraničí nedosahuje celorepublikového průměru pouze okres Cheb (28,3 %) a svým charakterem bytové zástavby se tak spíše přibližuje okresům saského příhraničí (obr. 10). Mezi těmi figuruje s velkým odstupem na posledním místě okres Most, kde byty v rodinných domech tvoří pouze 12,4 % trvale obydleného bytového fondu. V tomto ohledu nejlepší postavení podél saské hranice zaujímají okresy Děčín (39,2 %), Česká Lípa (37,5 %) a Liberec (36,1 %).

**Obr. 10 – Individuální bytová zástavba v okresech česko-německého příhraničí k 1. 3. 2001**

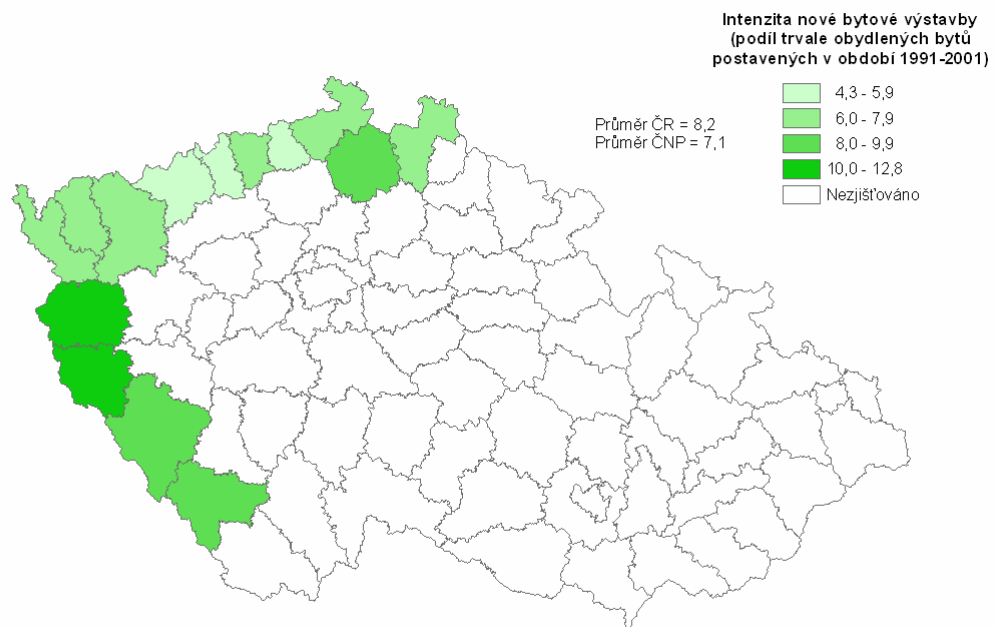


Zdroj: SLDB 2001, vlastní výpočty

### 2.8.2 Intenzita nové bytové výstavby

Byty postavené v ČR v období 1991–2001 představují 8,2 % veškerého trvale obydleného bytového fondu. Intenzita bytové výstavby v česko-německém příhraničí byla ve stejném období nižší (7,1 %), na čemž měl hlavní podíl slabý výsledek v saském příhraničí (6,3 %), zatímco v okresech podél hranice s Bavorskem se v 90. letech stavěly nové byty nadprůměrně (9,6 %). Relativně nejvíce nových bytů bylo postaveno v okresech Domažlice (12,8 %) a Tachov (11,1 %), naopak největší útlum zažívala bytová výstavba v 90. letech v pánevních okresech Most (4,3 %), Chomutov (4,5 %) a Ústí nad Labem (4,7 %). Stejně jako v případě předchozího ukazatele se i na základě kritéria podílu nových bytů řadí okres Cheb spíše do saského regionu.

**Obr. 11 – Intenzita nové bytové výstavby v okresech česko-německého příhraničí v období 1991–2001**



Zdroj: SLDB 2001, vlastní výpočty

Na příkladu bytové výstavby v transformačním období tak můžeme názorně sledovat pozitivní vliv exponované (atraktivní) geografické polohy v zázemí vyspělého Bavorska (Hampl, 1996; Blažek, 1995). Regionální disproporce v intenzitě nové bytové výstavby zachycené na obrázku 11 pochopitelně dále reflektují i rozdílnou ekonomickou situaci okresů, stejně jako odlišnou úroveň poptávky po novém bydlení (Havlíček, Reinöhlková, 1999). Diferencovaná potřeba nových bytů může být způsobena buď nedostatečnou či naopak přebytečnou kapacitou disponibilního bytového fondu z totalitního období nebo dynamickými změnami početního stavu obyvatelstva po roce 1989.

## Kapitola 3

### Srovnávací analýza demografických poměrů v česko-německém příhraničí

Jádrem této absolventské práce je následující srovnávací analýza demografických poměrů zkoumaného území. Jejím cílem je zmapování demografického vývoje v česko-německém příhraničí v období dynamických politických, hospodářských a společenských změn probíhajících v rámci transformace a integrace země do evropských struktur. Referenční období je vymezeno roky 1992 až 2007, což nám umožňuje jeho rozdělení do čtyř stejně dlouhých čtyřletých úseků (1992–1995, 1996–1999, 2000–2003, 2004–2007).

Zpracování všech srovnávaných ukazatelů se snaží dodržovat jednotnou obsahovou strukturu. V úvodu každého oddílu věnovaného jednomu demografickému indikátoru je vyhrazen krátký prostor na přiblížení obecného vývoje dané charakteristiky ve sledovaném období na úrovni ČR. Po obecné úvodní části následuje srovnání vývojových trendů mezi ČR a česko-německým příhraničím. Další dvě srovnávací roviny se budou odehrávat uvnitř samotného příhraničí – jednak na mezoregionální úrovni (porovnání bavorského a saského úseku), jednak na mikroregionální úrovni okresů. Kromě zhodnocení chování jednotlivých ukazatelů v čase z hlediska jejich absolutních či relativních hodnot bude naše pozornost směřována i na vývoj variability těchto proměnných v dílčích sledovaných obdobích. Důležitou součástí kapitoly jsou i rozsáhlé kartografické výstupy ve formě kartogramů, které nám poskytují kvalitní vizuální informaci nejen o regionální struktuře analyzovaných ukazatelů v jednotlivých časových úsecích, ale i o její kompaktnosti, resp. integritě. Nechybí ani kartogram zachycující územní diferenciaci celkové intenzity změn mezi počátečním a závěrečným obdobím.

Naprostá většina dat za okresy pocházela z elektronické publikace ČSÚ *Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006*, která nám poskytla spojitě časové řady velkého množství demografických údajů na úrovni okresů až do roku 1991. Díky tomuto zdroji bylo možné analyzovat všechny z něj vypočtené ukazatele za časově stejné období (1992–2007)<sup>1</sup>. Jedinou výjimku představovaly údaje o naději dožití při narození, převzaté z publikací ČSÚ<sup>2</sup> za 3 pětiletá období mezi roky 1991–2005.

<sup>1</sup> Údaje za rok 2007 byly získány z publikace *Demografická ročenka okresů 1998–2007*.

<sup>2</sup> Údaje za období 1991–1995 a 1996–2000 byly převzaty z elektronické verze publikace ČSÚ *Naděje dožití v okresech ČR a její vývoj v uplynulých dvaceti letech*, naděje dožití při narození za poslední referenční období (2001–2005) pochází z elektronické statistické publikace *Úmrtnostní tabulky za okresy ČR v období 2001 až 2005*.

### 3.1 Věková struktura a stárnutí

Struktura obyvatel podle věku představuje vedle jeho složení podle pohlaví základní demografickou strukturu obyvatelstva. Věková struktura je proto výchozím uspořádáním demografických dat pro jakoukoli demografickou analýzu. Věkové složení každé populace je výsledkem dlouhodobého vývoje porodnosti, úmrtnosti a migrace, čímž poskytuje pohled do demografické historie dané populace (Pavlík, Rychtaříková, Šubrtová, 1986). Věková struktura však zároveň následně ovlivňuje intenzitu všech demografických procesů. S ohledem na mimořádné postavení této demografické charakteristiky byla podkapitola věnovaná věkové struktuře zařazena hned na začátek demografické analýzy.

Podle Bartoňové (2008b) mají navíc v současnosti strukturální změny věkového složení české populace pro její populační vývoj větší význam než změny jejího početního stavu. Důvodem je dramatický nárůst počtu i podílu osob v důchodovém věku na úkor dětské a ekonomicky aktivní populace, proces obecně označovaný jako demografické stárnutí. Důležitost tohoto fenoménu pro budoucí populační vývoj nejen v ČR dokládá i tvrzení, že se demografické stárnutí stane určujícím demografickým procesem ve vyspělých zemích v 21. století (Kučera, 2002).

Z výše popsanych důvodů byly do analýzy věkové struktury populace v česko-německém příhraničí záměrně zařazeny ukazatele, které se používají k měření intenzity demografického stárnutí. Jedná se o index stáří, konstruovaný jako podíl osob ve věku 65 a více let na 100 dětí ve věku 0–14 let, a index ekonomického zatížení, vypočtený jako poměr dětské a poproduktivní populace na 100 osob ve věku 15–64 let.

#### 3.1.1 Index stáří

Vývoj indexu stáří byl v celém sledovaném období v České republice ve znamení nepřetržitého růstu (tab. 12). Za tímto zvýšením stál především prudký a hluboký pokles porodnosti a plodnosti, a intenzivní stárnutí tak bylo způsobeno především ze spodu věkové pyramidy poklesem podílu dětí v populaci (Mašková, 2002). O vysoké dynamice tohoto procesu v uplynulých letech svědčí i skutečnost, že v roce 2006 počet seniorů starších 65 let poprvé v historii naší země převýšil počet dětí mladších 15 let (průměr indexu stáří za období 2004 až 2007 tento zvrát ještě neprokazuje). Z aktuální podoby věkové struktury a zlepšujících se úmrtnostních poměrů přitom můžeme vyvozovat, že se tempo stárnutí české populace bude v dohledné době ještě více zvyšovat, neboť věkové hranice 65 let začnou dosahovat početně silné generace narozených na konci 2. světové války a po jejím skončení. Na rozdíl od dosavadního průběhu tak budeme v budoucnu svědky stárnutí převážně od vrcholu věkové pyramidy (Bartoňová, 2008b).

Hodnoty indexu stáří za celé česko-německé příhraničí z hlediska směřování trendu i z hlediska intenzity změn prakticky kopírovaly jeho vývoj na republikové úrovni, tzn. že docházelo k jeho kontinuálnímu zvyšování, které navíc probíhalo téměř se stejnou intenzitou jako u celé české populace (index stáří se u ČNP mezi počátečním a koncovým obdobím zvýšil o 45,4 %, v případě ČR o 44,0 %). Jediným, zato mnohem markantnějším rozdílem oproti

populaci ČR tak byla výrazně nižší úroveň indexu stáří, která potvrzuje všeobecně rozšířené představy o mladší věkové struktuře severočeských a západočeských pohraničních okresů (viz Bartoňová, 1999; Džurová, 2002). Vzhledem k analogickému vývoji indexu stáří u obou srovnávaných populací v transformačním období zůstala vzájemná relace dosažených hodnot takřka beze změny (index stáří v ČNP trvale přibližně o 16 % nižší), a česko-německé příhraničí si tak i nadále udržuje svou pozici regionu s mladší populací. Srovnání obou příhraničních úseků vyznívá o trochu příznivěji pro ten saský, nicméně i bavorské příhraničí charakterizuje mladší věková struktura oproti průměru ČR. Relativní růst indexu stáří mezi prvním a posledním obdobím byl v obou úsecích vyrovnaný (tab. 12).

**Tab. 12 – Vývoj indexu stáří v česko-německém příhraničí v období 1992–2007**

Území, okres	Období				Index změny (%)
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	2004–2007/ 1992–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>59,5</b>	<b>69,8</b>	<b>77,5</b>	<b>86,4</b>	<b>145,2</b>
Index BP/ČNP	104,5	105,5	105,2	104,4	99,9
Prachatice	53,2	63,6	72,5	82,1	154,4
Domažlice	67,5	77,3	82,8	90,6	134,1
Klatovy	76,8	88,7	96,8	104,0	135,5
Tachov	43,0	51,4	60,7	72,7	169,1
Cheb	57,2	68,1	74,6	82,9	144,9
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>55,5</b>	<b>64,2</b>	<b>71,5</b>	<b>80,8</b>	<b>145,5</b>
Index SP/ČNP	97,5	96,9	97,1	97,6	100,1
Karlovy Vary	63,7	77,1	87,7	100,7	158,0
Sokolov	38,8	46,9	57,9	73,1	188,7
Děčín	60,4	68,2	73,9	80,3	133,0
Chomutov	45,1	53,6	62,2	72,4	160,3
Most	53,2	62,0	70,5	80,1	150,5
Teplice	65,7	72,4	76,8	82,4	125,3
Ústí nad Labem	60,9	68,4	73,7	80,4	132,1
Česká Lípa	44,2	52,0	58,6	68,4	154,9
Liberec	67,9	76,9	82,3	89,6	132,0
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>57,0</b>	<b>66,2</b>	<b>73,6</b>	<b>82,8</b>	<b>145,4</b>
Index ČNP/ČR	83,4	83,5	83,3	84,2	101,0
<b>ČR celkem</b>	<b>68,3</b>	<b>79,3</b>	<b>88,4</b>	<b>98,4</b>	<b>144,0</b>

**Poznámky:** Index stáří představuje počet osob ve věku 65 let a starších na 100 dětí ve věku 0–14 let. Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroje:**

Indexy stáří v jednotlivých okresech vycházejí z publikací Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

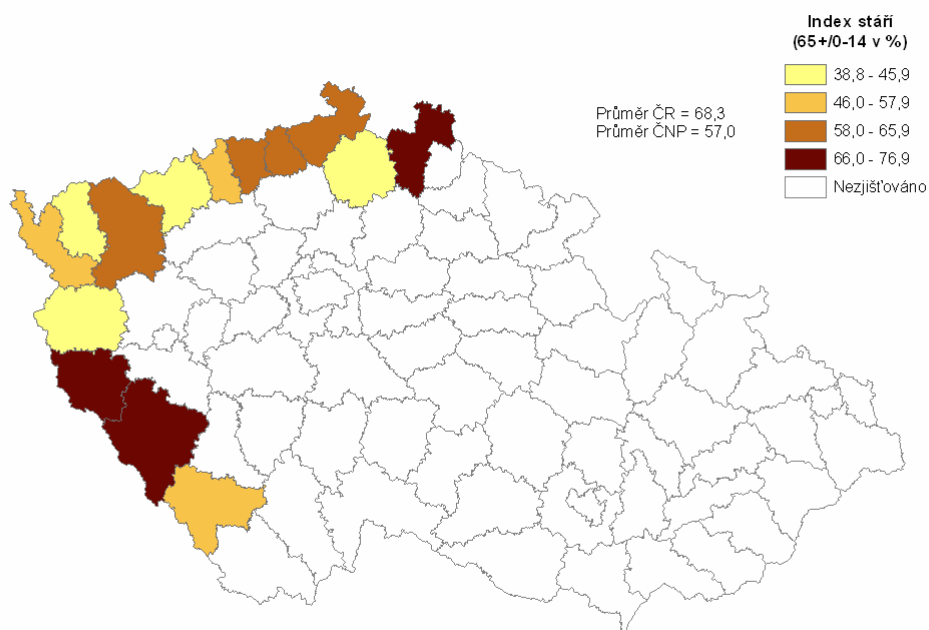
Průměrná hodnota za ČR za rok 1992 byla vypočtena z údajů o věkové struktuře obyvatel v publikaci Demografická příručka 2007 jako průměr indexů stáří k 1. 7. v letech 1992 a 1993.

Celostátní indexy stáří za roky 1993 až 2001 byly vypočteny na základě věkových struktur v pramenných dílech Pohyb obyvatelstva v České republice v letech 1993 až 2001.

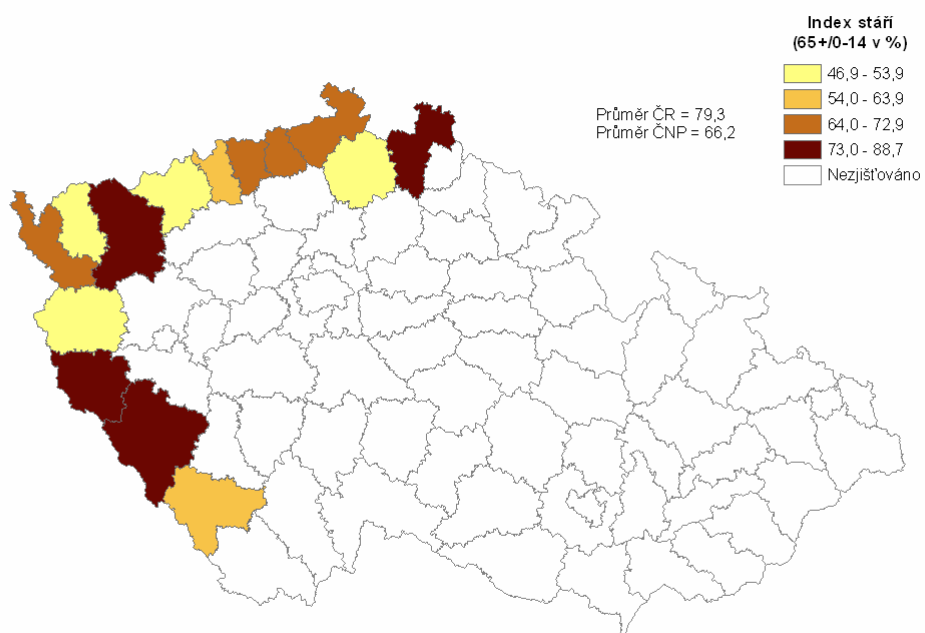
Celostátní údaje za roky 2002 až 2007 byly převzaty z publikace Populační vývoj České republiky 2007.



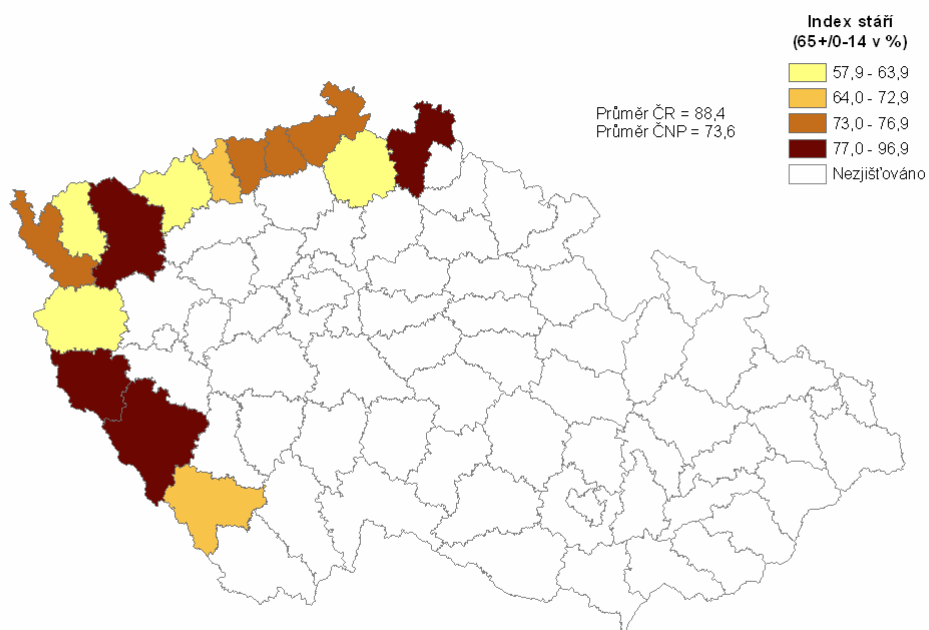
**Obr. 12 – Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



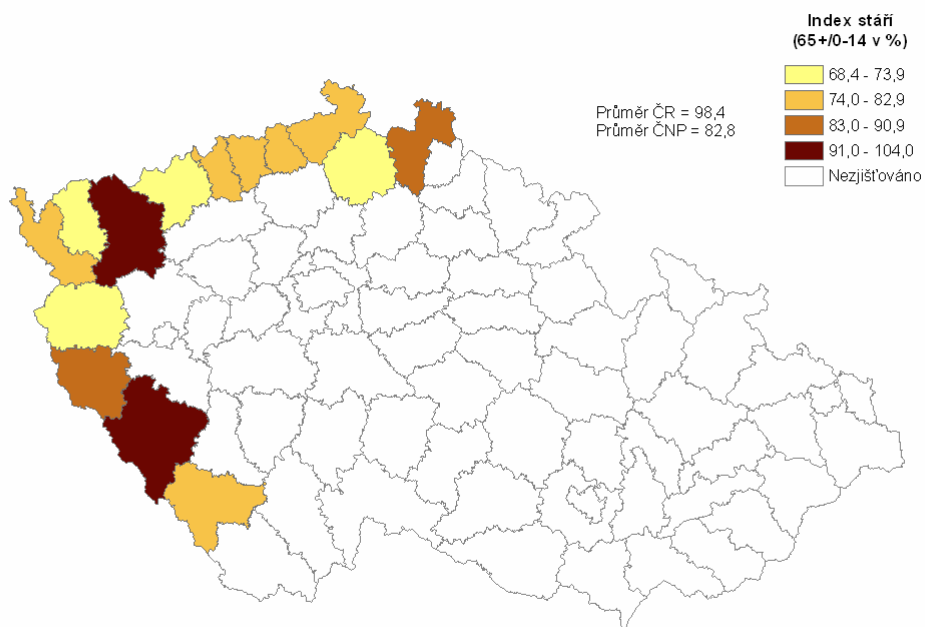
**Obr. 13 – Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



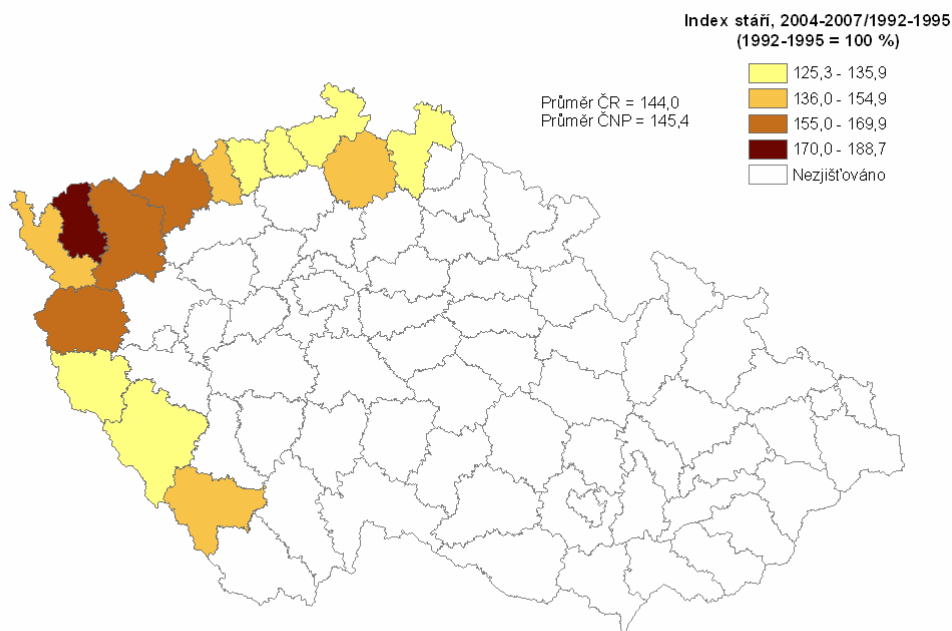
**Obr. 14 – Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 15 – Index stáří v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 16 – Změna indexu stáří mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %**



Kartogramy 12–15 odhalují, že územní diference stárnutí obyvatelstva na úrovni okresů je poměrně heterogenní, což limituje možnost vytvoření nějakého souvislého regionálního clusteru. Pouze vzájemně sousedící okresy východního Krušnohoří (Teplice, Ústí nad Labem a Děčín) náleží ve všech referenčních obdobích do stejné skupiny, která by mohla naznačovat podobný stav a vývoj věkového složení, resp. stárnutí jejich populací.

Mezi okresy se stabilně nejnižším indexem stáří se řadí okresy Sokolov, Česká Lípa a Chomutov v saském příhraničí a okres Tachov sousedící s Bavorskem. Jejich neměnná pozice v celém analyzovaném období vypovídá o celoplošném šíření stárnutí věkové struktury i na úrovni okresů. Příčina relativně mladé věkové struktury s nízkými podíly staršího obyvatelstva bývá spatřována zejména v imigračním charakteru těchto okresů jak v důsledku dosídlování pohraničí, tak v důsledku těžby uhlí či uranové rudy, částečně i ve vyšším podílu romského obyvatelstva s horšími úmrtnostními poměry (Mašková, 2002).

Nejvyšší index stáří registrujeme u okresů Klatovy a Karlovy Vary, které jsou v rámci studovaného území jedinými, kde v období 2004–2007 počet osob v důchodovém věku poprvé převýšil počet dětí. Okres Klatovy je navíc jediným okresem v rámci vymezeného příhraničí, který měl ve všech čtyřech obdobích starší věkovou strukturu než česká populace (okres Karlovy Vary jen v posledním období). Podstatně starší obyvatelstvo ve srovnání s průměrem příhraničí žije také v okresech Domažlice a Liberec.

Srovnání kartogramů regionálních diferenciací indexu stáří na okresní úrovni v jednotlivých obdobích naznačilo přetrvávání výchozích prostorových vzorců. Nabízí se tedy ještě otázka, zda

se původní rozdíly mezi okresy v čase spíše prohlubovaly, nebo docházelo k jejich snižování. Zjednodušeně vyjádřenou, avšak poměrně přesvědčivou odpověď na tuto otázku nám poskytuje kartogram znázorňující změnu indexu stáří mezi počátečním a závěrečným obdobím (obr. 16). Můžeme si všimnout, že nejvýraznější zhoršení poměru poproduktivní a dětské složky zaznamenaly okresy s jeho nejpříznivější výchozí úrovní (Sokolov, Tachov, Chomutov), zatímco nejmenší změny indexu stáří v transformačním období naopak pozorujeme u okresů s jeho nadprůměrnou počáteční hodnotou (Teplice, Liberec, Domažlice). Tento poznatek tudíž nasvědčuje postupnému vyrovnávání rozdílů ve věkovém složení obyvatelstva okresů v česko-německém příhraničí.

**Tab. 13 – Charakteristiky variability indexu stáří v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	38,8	46,9	57,9	68,4
Maximální hodnota	76,8	88,7	96,8	104,0
Variační rozpětí	38,0	41,8	39,0	35,6
Průměr	57,0	66,2	73,6	82,8
Směrodatná odchylka	11,2	12,1	11,4	10,4
Variační koeficient (%)	19,7	18,2	15,5	12,6
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	43,0	51,4	60,7	72,7
Maximální hodnota	76,8	88,7	96,8	104,0
Variační rozpětí	33,7	37,3	36,1	31,3
Průměr	59,5	69,8	77,5	86,4
Směrodatná odchylka	13,0	14,1	13,4	11,7
Variační koeficient (%)	21,9	20,1	17,3	13,5
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	38,8	46,9	57,9	68,4
Maximální hodnota	67,9	77,1	87,7	100,7
Variační rozpětí	29,1	30,2	29,8	32,3
Průměr	55,5	64,2	71,5	80,8
Směrodatná odchylka	10,6	11,1	10,3	9,7
Variační koeficient (%)	19,1	17,4	14,5	12,1

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 12.

Metodicky preciznější přístup přes porovnání vývoje charakteristik variability indexu stáří tuto hypotézu potvrzuje (tab. 13). Variační koeficient, který představuje v podmínkách nepřetržitého růstu průměrného indexu stáří vhodnější indikátor pro měření meziokresních rozdílů než směrodatná odchylka, zaznamenal ve všech časových úsecích i ve všech sledovaných územních celcích klesající tendenci. Jsme tedy svědky postupné homogenizace vývoje věkových struktur, která se projevuje zmenšováním meziokresních rozdílů. Pozorovaný

vývoj je důkazem toho, že zvyšování indexu stáří probíhá obecně ve všech okresech, přičemž jeho diferencované tempo přispívá k vyrovnávání územních rozdílů.

Zjištěné trendy platí i pro oba dva příhraniční úseky. Z jejich vzájemného srovnání vyplývá, že nižší rozrůzněnost okresů z hlediska indexu stáří zaznamenáváme ve všech obdobích v území při hranici se Saskem. Vývoj jednotlivých charakteristik variability v bavorském a saském příhraničí v posledních letech však naznačuje, že by se rozdílné struktury obou celků mohly postupně přibližovat při jejich současné vnitřní nivelizaci (tab. 13).

Získané poznatky z hodnocení územní diferenciaci a variability indexu stáří v česko-německém příhraničí fakticky korespondují s výsledky regionální analýzy demografického stárnutí české populace podle Dzúrové (2002), která na celém území ČR zjistila přetrvávání územních vzorců ve věkové diferenciaci a současné snižování rozdílností mezi okresy.

### 3.1.2 Index ekonomického zatížení

Ekonomické zatížení obyvatelstva v produktivním věku závislými složkami populace se v průběhu transformačního období vyvíjelo oproti indexu stáří velmi příznivě, když se počet závislých osob připadajících na 100 osob ve věku ekonomické aktivity kontinuálně snižoval (pokles mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007 činil téměř 15 %). Tento příznivý trend zapříčinil zejména razantní pokles dětské složky v populaci vyvolaný hlubokým propadem porodnosti doprovázený stabilním či jen mírně rostoucím podílem osob v postaktivním věku. Pohled na současné složení české populace podle věku a jeho pravděpodobný vývoj dává tušit, že období přechodného snižování indexu ekonomického zatížení již v blízké době nahradí dlouhodobý a poměrně intenzivní růst. Vedle kardinální proměny celkového trendu lze očekávat i dramatické změny vnitřní struktury ekonomicky závislé populace. Mnohem významnější podíl než doposud budou totiž zaujímat osoby v důchodovém věku, na které v porovnání s populací dětí do 15 let připadají průměrně 2–3 krát vyšší sociální výdaje (Mašková, 2002, s. 15).

Situace v česko-německém příhraničí byla z hlediska ekonomické zátěže obyvatelstva v aktivním věku ve srovnání s průměrem ČR v analyzovaném období ještě o trochu příznivější (tab. 14). Relativně mladší věková struktura zájmového území charakteristická vyšším zastoupením dětské populace tak byla, zdá se, více než dostatečně kompenzována nižšími podíly seniorů v důsledku horší úrovně úmrtnosti. Ačkoliv k definitivnímu potvrzení této teze bychom potřebovali provést alespoň samostatnou analýzu vývoje obou věkových skupin, analogické chování indexu stáří i ekonomického zatížení v České republice i v česko-německém příhraničí v 90. letech i v novém tisíciletí poměrně jednoznačně demonstruje, že rozsah, případně intenzita změn ve věkové struktuře, byl v obou srovnávaných populacích obdobný.

Z hlediska členění příhraničního území podle sousední spolkové země registrujeme ve všech čtyřech obdobích nepochybně nižší úroveň ekonomického zatížení v okresech ležících při hranici se Saskem, přičemž rozdíly mezi oběma srovnávanými úseky se v čase čím dál tím více stírají (tab. 14). Lepší výchozí pozice saského příhraničí a následný konvergenční vývoj indexu ekonomického zatížení mezi oběma úseky znamenají, že pokles hodnoty indexu u bavorského příhraničí byl v celém období o něco vyšší.

Tab. 14 – Vývoj indexu ekonomického zatížení v česko-německém příhraničí v období 1992–2007

Území, okres	Období				Index změny (%)
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	2004–2007/ 1992–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>46,5</b>	<b>43,5</b>	<b>40,9</b>	<b>39,4</b>	<b>84,9</b>
Index BP/ČNP	101,9	101,9	101,5	100,7	98,8
Prachatice	47,2	43,7	41,3	39,8	84,4
Domažlice	47,0	43,9	41,7	40,0	85,0
Klatovy	49,4	46,4	43,4	41,9	84,9
Tachov	44,8	42,0	39,1	37,3	83,3
Cheb	43,9	41,4	39,3	38,2	87,0
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>45,1</b>	<b>42,3</b>	<b>40,0</b>	<b>39,0</b>	<b>86,5</b>
Index SP/ČNP	98,9	99,0	99,2	99,6	100,7
Karlovy Vary	44,4	42,6	41,0	40,0	90,1
Sokolov	42,7	40,7	39,1	38,7	90,6
Děčín	45,7	43,1	40,8	39,7	87,0
Chomutov	45,1	41,4	38,6	37,0	82,1
Most	45,2	42,5	39,8	38,7	85,5
Teplice	45,0	41,6	40,0	39,9	88,6
Ústí nad Labem	45,6	42,7	40,6	39,9	87,5
Česká Lípa	46,2	42,3	39,1	37,4	80,9
Liberec	45,9	43,4	41,2	39,8	86,8
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>45,6</b>	<b>42,7</b>	<b>40,3</b>	<b>39,2</b>	<b>85,9</b>
Index ČNP/ČR	95,8	95,6	95,9	96,6	100,8
<b>ČR celkem</b>	<b>47,6</b>	<b>44,7</b>	<b>42,1</b>	<b>40,6</b>	<b>85,2</b>

**Poznámky:** Index ekonomického zatížení představuje počet osob ve věku 0–14 a 65 a více let na 100 osob ve věku 15–64 let.

Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

#### Zdroje:

Hodnoty indexu ekonomického zatížení v jednotlivých okresech vycházejí z publikací Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

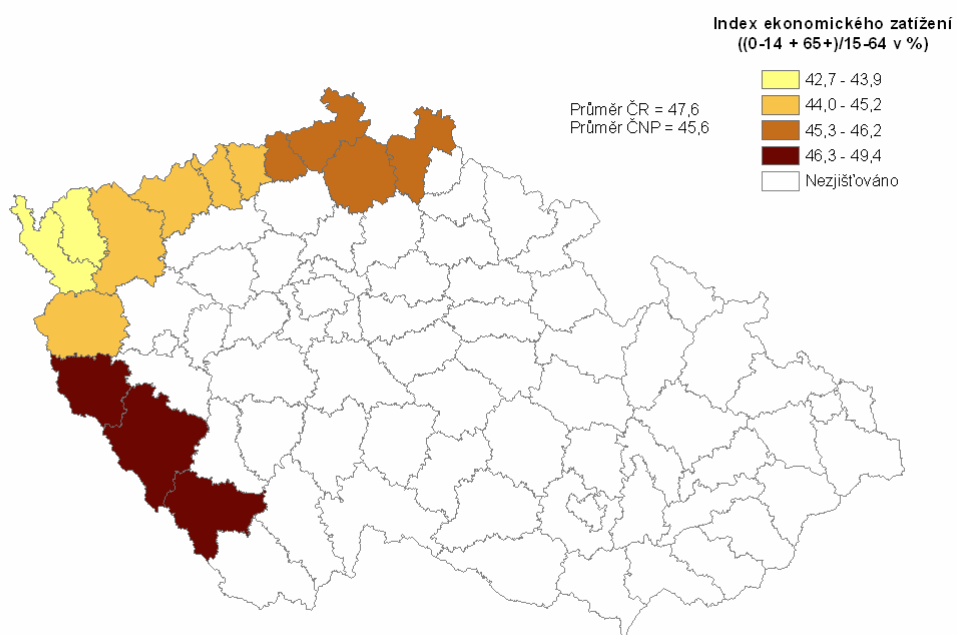
Průměrná hodnota za ČR za rok 1992 byla vypočtena z údajů o věkové struktuře obyvatel v publikaci Demografická příručka 2007 jako průměr indexů ekonomického zatížení k 1. 7. v letech 1992 a 1993.

Indexy ekonomického zatížení pro celou ČR za roky 1993 až 2001 byly vypočteny na základě věkových struktur v pramenných dílech Pohyb obyvatelstva v České republice v letech 1993 až 2001.

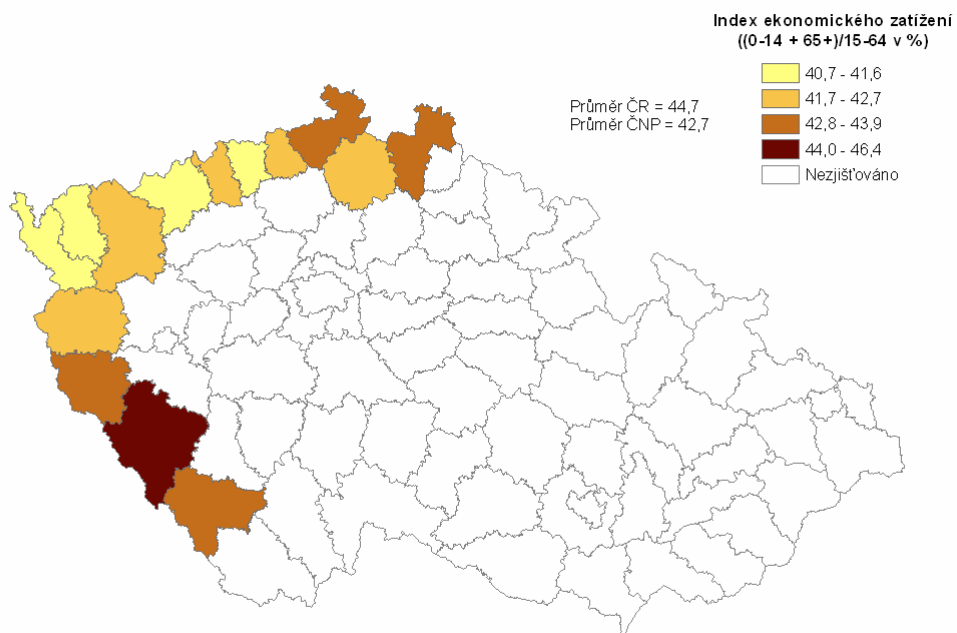
Celostátní údaje za roky 2002 až 2007 byly převzaty z publikace Populační vývoj České republiky 2007.

Na úrovni jednotlivých okresů byl vývoj indexu ekonomického zatížení ve znamení poměrně významných změn. Mezi počátečním a závěrečným obdobím došlo například k výměně okresů s ekonomicky nejpříznivější věkovou strukturou. Okresy Sokolov a Cheb byly nahrazeny okresy Chomutov, Tachov a Česká Lípa. Na opačném konci žebříčku nebyly změny tak dramatické. Jako okres s nejhorším poměrem hlavních složek populace z hlediska ekonomické závislosti figuroval ve všech čtyřech obdobích okres Klatovy. K okresům s dlouhodobě vyšším podílem závislých osob se řadí také Domažlice, Prachatice a Liberec.

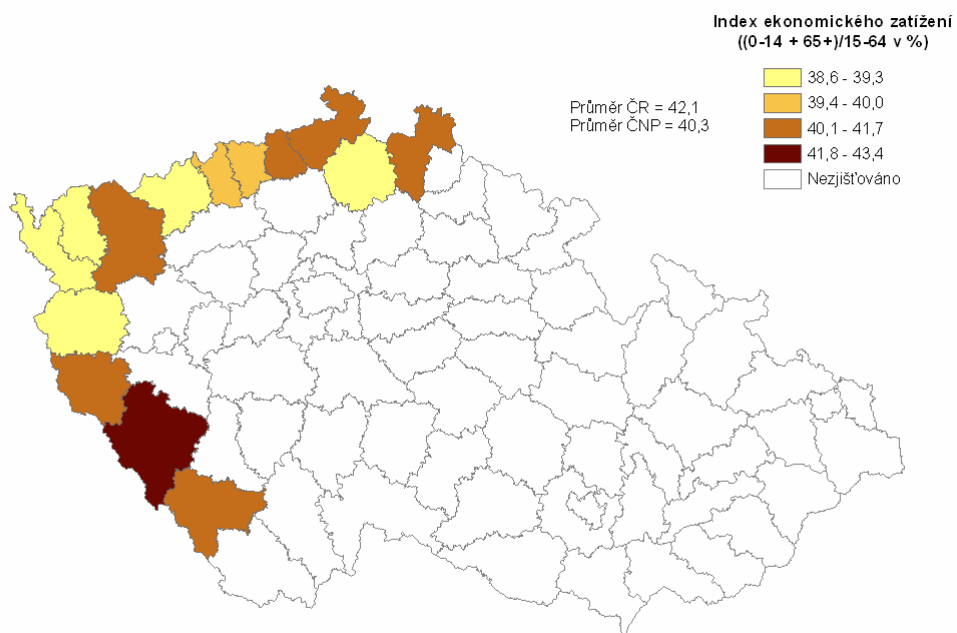
**Obr. 17 – Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



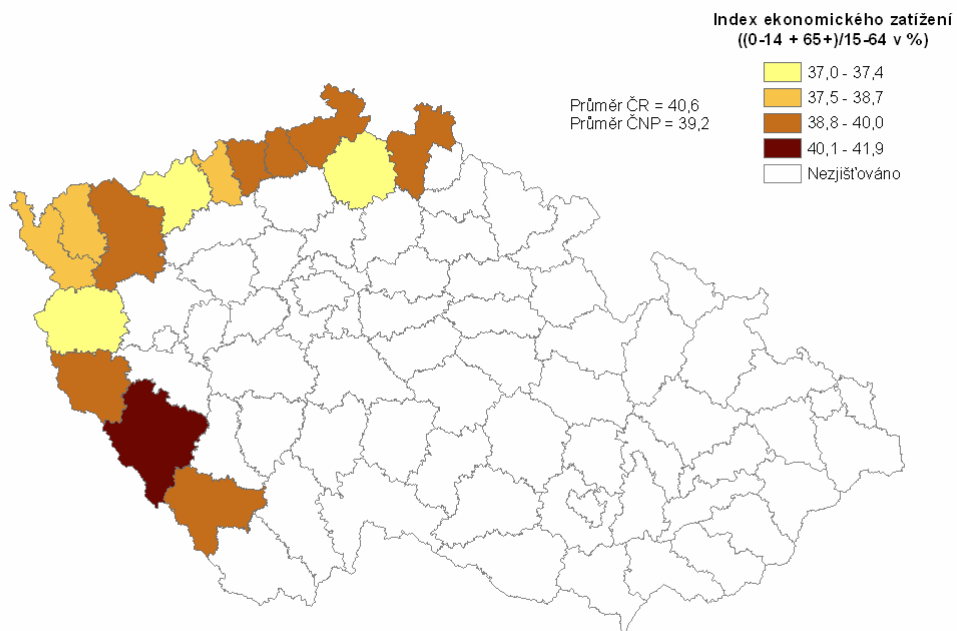
**Obr. 18 – Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



**Obr. 19 – Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**

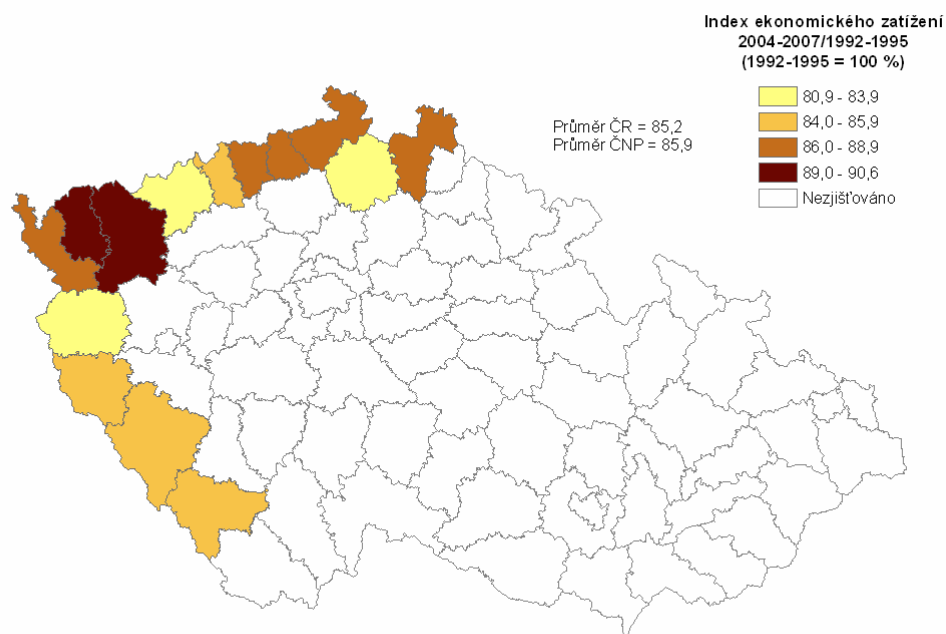


**Obr. 20 – Index ekonomického zatížení v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**





**Obr. 21 – Změna indexu ekonomického zatížení mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %**



I přes probíhající dynamické změny můžeme v chování okresů vysledovat také určité společné vývojové rysy či regionální podobnosti. Největší pravidelnosti v teritoriálním rozmístění se vyskytují v období 1992–1995, kdy jsou okresy podle hodnot indexu diferencovány do 4 geograficky souvislých skupin (obr. 17). Nejnižší ekonomické zatížení obyvatel produktivního věku bylo zjištěno v souvislém pásu okresů mezi Tachovem a Teplicemi, přičemž vůbec nejprůzračnější situace panovala v okresech Sokolov a Cheb. Mírně nadprůměrné hodnoty indexu ekonomického zatížení potom zaznamenaly okresy ležící severně od tohoto pásu, nejvyšší poměr závislých složek na produktivní populaci však připadal na okresy v dolní části bavorského příhraničí (Klatovy, Prachatice a Domažlice).

V období 2004–2007 opět vyniká homogenní postavení sousedních okresů Teplice, Ústí nad Labem a Děčín (obr. 20), pozorovaná již u indexu stáří, která se opakuje i v kartogramu intenzity vývojových změn (obr. 21). Opětovné vytvoření této územně celistvé skupiny dokazuje, že jmenované okresy charakterizují velmi podobné věkové struktury, které prochází analogickým vývojem.

Zásadním poznatkem při analýze česko-německého příhraničí z hlediska vývoje indexu ekonomického zatížení je fakt, že u všech okresů došlo mezi počátečním a koncovým obdobím ke snížení jeho hodnoty (tab. 14). Největší pokles byl přitom zaznamenán u těch okresů, které zpočátku vykazovaly průměrné hodnoty, avšak v závěrečném období již představovaly nejnižší (Česká Lípa, Chomutov, Tachov). Nejmenší zlepšení poměru mezi závislými složkami populace a aktivní populací bylo naproti tomu zjištěno převážně u okresů s nejprůzračnější výchozí úrovní

(Sokolov, Karlovy Vary). Tento trend by mohl vypovídat o postupném sblížení okresů česko-německého příhraničí z hlediska indexu ekonomického zatížení. Jestli můžeme tuto domněnku potvrdit, prokáže až následující analýza charakteristik variability.

Variabilita okresů česko-německého příhraničí z hlediska indexu ekonomického zatížení je velmi nízká, což je patrně částečně způsobeno vnitřní strukturou a vyšší stabilitou tohoto ukazatele. Po přechodném mírném snížení relativní variability v průběhu 90. let a jejím ustálení na počátku nového tisíciletí, se hodnota variačního koeficientu v posledním období vrátila na původní výši (tab. 15). Určitá stabilizace vývoje pozorovaná v celém příhraničí byla zaznamenána i v jeho bavorské části pouze s tím rozdílem, že se odehrávala při vyšších hodnotách. Naprosto odlišnou trajektorii se ubíral pás okresů podél hranice se Saskem, který vykázal v druhé polovině sledovaného období po předchozím poklesu výrazné zvýšení variačního koeficientu. Vzhledem k jeho přetrvávající zanedbatelné úrovni a klesající průměrné hodnotě analyzovaného indexu však není prozatím radno význam tohoto trendu jakkoliv přeceňovat.

**Tab. 15 – Charakteristiky variability indexu ekonomického zatížení v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	42,7	40,7	38,6	37,0
Maximální hodnota	49,4	46,4	43,4	41,9
Variační rozpětí	6,7	5,7	4,8	4,9
Průměr	45,6	42,7	40,3	39,2
Směrodatná odchylka	1,6	1,4	1,3	1,4
Variační koeficient (%)	3,5	3,3	3,3	3,5
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	43,9	41,4	39,1	37,3
Maximální hodnota	49,4	46,4	43,4	41,9
Variační rozpětí	5,5	5,0	4,3	4,7
Průměr	46,5	43,5	40,9	39,4
Směrodatná odchylka	2,2	2,0	1,8	1,8
Variační koeficient (%)	4,7	4,5	4,4	4,6
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	42,7	40,7	38,6	37,0
Maximální hodnota	46,2	43,4	41,2	40,0
Variační rozpětí	3,5	2,6	2,6	3,0
Průměr	45,1	42,3	40,0	39,0
Směrodatná odchylka	1,0	0,9	1,0	1,1
Variační koeficient (%)	2,3	2,0	2,4	2,9

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 14.

## 3.2 Plodnost

Populační vývoj samostatné České republiky byl od jejího vzniku (1. 1. 1993) ve znamení historicky bezprecedentních demografických změn, z nichž k těm nejvýznamnějším patří nepochybně změny porodnosti a plodnosti. Hluboká transformace reprodukčního chování se projevila jak v celkovém počtu živě narozených dětí, tak v jejich průměrném počtu na jednu ženu (úhrnná plodnost). Přetváření vzorců reprodukčního chování zasáhlo plodnost navíc nejenom z hlediska intenzity, ale i z hlediska její struktury, a to zejména podle věku a rodinného stavu (Rychtaříková, 2008).

Formování nového režimu prokreačního chování bylo reakcí populace České republiky na pronikavé změny vnějších sociálních a ekonomických podmínek demografické reprodukce, nastartované politickým obratem v roce 1989. Obnova demokratického systému a přechod na tržní hospodářství s sebou nepřinesly jen pozitivní změny v podobě rozšířených možností osobního naplnění a seberealizace na poli vzdělání, pracovní kariéry či cestování, ale i některé dříve nepoznané či uměle potlačené negativní jevy jako byla nezaměstnanost, ztráta sociálních jistot či pokles reálných příjmů a růst cen. Hlavním projevem těchto změn v životních podmínkách mladé generace potenciálních snoubenců a rodičů pak bylo buď úplné odmítnutí, nebo přechodné odkládání vstupu do manželství a založení rodiny do vyššího věku (Kantorová, 2002). Tím byl postupně opouštěn dřívější východoevropský model demografického chování obyvatelstva, který se vyznačoval časnou a vysokou sňatečností, minimálním podílem svobodných žen a zanedbatelnou mimomanželskou plodností, nízkým průměrným věkem matek při narození prvního dítěte a všeobecně rozšířenou preferencí dvou dětí v rodině (Pavlík, Kučera, eds., 2002, s. 5).

V průběhu 90. let se Česká republika začala nově nastolenými reprodukčními poměry postupně přibližovat demograficky vyspělým evropským zemím. Prodělané revoluční změny demografického chování byly do určité míry podobné těm, ke kterým v evropských demokratických zemích docházelo již v průběhu 70. a 80. let, a pro něž se vžilo všeobecné označení druhý demografický přechod (Pavlík, Kučera, eds., 2002, s. 5).

Vzhledem ke skutečnosti, že charakter změn plodnosti byl komplexní povahy, zařadili jsme do nadcházející podkapitoly tři různé charakteristiky plodnosti, které by měly vystihnout hlavní okruhy působení změněného prokreačního chování obyvatel. Za účelem posouzení vývoje intenzity tohoto demografického procesu byl použit ukazatel úhrnné plodnosti, k zachycení změn v časování plodnosti posloužil průměrný věk matek při narození dítěte prvního pořadí a jako příklad transformace struktur plodnosti byl do analýzy zařazen údaj o podílu živě narozených dětí mimo manželství.

### 3.2.1 Úhrnná plodnost

Pravděpodobně nejsledovanějším a nejdiskutovanějším ukazatelem nejen v rámci procesu plodnosti byl s ohledem na svůj bezprecedentní a dramatický vývoj v transformačním období intenzitní ukazatel úhrnné plodnosti. Během devadesátých let totiž zaznamenala úhrnná plodnost v České republice strmý propad hluboko pod hranici prosté reprodukce a dosáhla

svého historického minima (1,13 v roce 1999), čímž se zároveň zařadila k zemím s nejnižší úrovní plodnosti na světě (Rychtaříková, 2008). V souvislosti s poklesem průměrného počtu dětí na 1 ženu pod úroveň 1,3 (tzv. lowest low fertility) a jeho několikaletou stabilizací v tomto pásmu se Česká republika dostala podle teorie McDonalda (citováno podle Rychtaříková, 2007, s. 80) do nebezpečné zóny tzv. pasti nízké plodnosti, což znamená, že perspektivy oživení plodnosti jsou považovány za velmi problematické. Rychtaříková (2007, s. 79) se dále domnívá, že přetrvávající pokles úrovně plodnosti hluboko pod záchovnou míru reprodukce vytváří „negativní populační moment, jehož důsledkem je rychlé demografické stárnutí a nastolení poklesové spirály, která znamená, že méně početná generace rodí ještě méně dětí a postupně se tak vytváří posloupnost početně se zmenšujících generací.“

Hluboký propad intenzity plodnosti v průběhu 90. let se však odrazil v úbytcích počtů narozených dětí i přesto, že do věku maximální fertility vstupovaly silně zastoupené generace žen narozených během populační vlny z poloviny 70. let. (Kantorová, 2002; Kučera, Fialová, 1996). Předpokládaný vznik sekundární demografické vlny se však v důsledku odkládání sňatků a rození dětí do vyššího věku a následného poklesu intenzity sňatečnosti a plodnosti nekonal (Kučera, Fialová, 1996).

**Tab. 16 – Vývoj úhrnné plodnosti v česko-německém příhraničí v období 1992–2007**

Území, okres	Období				Index změny (%)
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	2004–2007/ 1992–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>1,53</b>	<b>1,17</b>	<b>1,20</b>	<b>1,34</b>	<b>87,5</b>
Index BP/ČNP	99,0	98,4	97,5	97,5	98,5
Prachatice	1,63	1,26	1,22	1,32	81,3
Domažlice	1,49	1,12	1,18	1,33	89,0
Klatovy	1,50	1,12	1,16	1,31	87,7
Tachov	1,60	1,17	1,19	1,38	86,2
Cheb	1,45	1,18	1,23	1,36	93,8
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>1,56</b>	<b>1,20</b>	<b>1,24</b>	<b>1,40</b>	<b>89,5</b>
Index SP/ČNP	100,6	100,9	101,4	101,4	100,8
Karlovy Vary	1,51	1,14	1,18	1,30	85,6
Sokolov	1,63	1,23	1,25	1,37	83,8
Děčín	1,57	1,24	1,27	1,44	91,9
Chomutov	1,55	1,23	1,26	1,36	88,0
Most	1,55	1,18	1,23	1,42	91,6
Teplice	1,54	1,18	1,22	1,45	94,2
Ústí nad Labem	1,58	1,19	1,33	1,49	94,3
Česká Lípa	1,58	1,23	1,24	1,36	86,1
Liberec	1,52	1,17	1,21	1,37	90,5
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>1,55</b>	<b>1,19</b>	<b>1,23</b>	<b>1,38</b>	<b>88,8</b>
Index ČNP/ČR	101,7	102,3	105,7	104,4	102,7
<b>ČR celkem</b>	<b>1,52</b>	<b>1,16</b>	<b>1,16</b>	<b>1,32</b>	<b>86,5</b>

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroje:** Hodnoty úhrnné plodnosti v jednotlivých okresech vycházejí z publikací Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007. Údaje pro "ČR celkem" za všechny roky sledovaného období (1992–2007) byly převzaty z publikace Populační vývoj České republiky 2007.

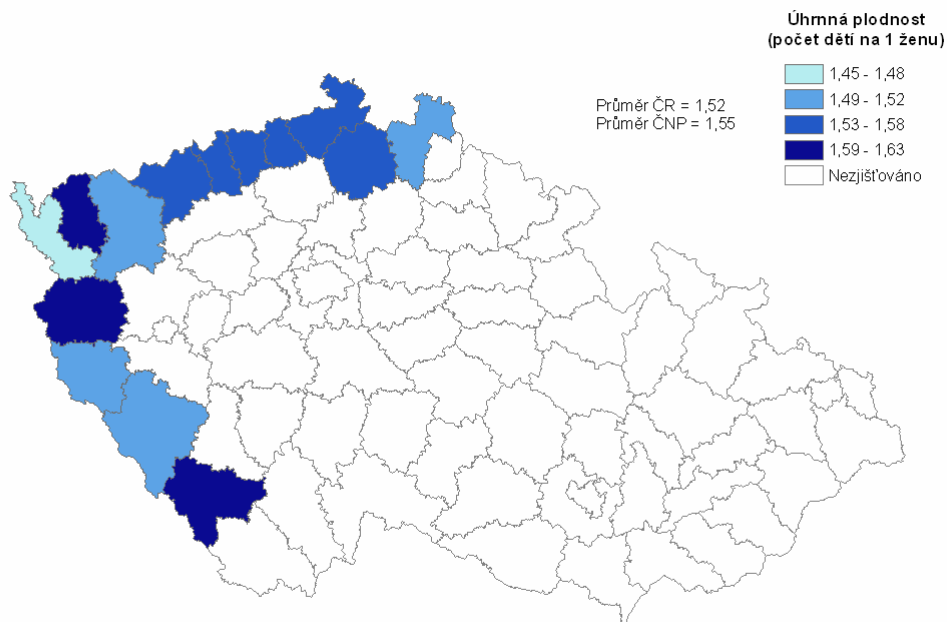
Z tabulky 16 je ovšem patrné, že v posledním zkoumaném období došlo v České republice po předchozí stabilizaci na velmi nízké úrovni k mírnému nárůstu hodnoty úhrnné plodnosti. Přední čeští demografové si v této souvislosti kladou otázku, do jaké míry jde o částečnou kompenzaci odložených reprodukčních plánů generací žen narozených v 70. letech a do jaké míry o skutečný vzestup intenzity plodnosti (např. Rychtaříková, 2008).

Vývoj sledovaného ukazatele v česko-německém příhraničí v základních trendech do jisté míry kopíroval jeho chování na celorepublikové úrovni, alespoň ve své první polovině. Nejmarkantnějším rozdílem tak byla jeho stabilně vyšší úroveň, která se v druhé polovině vymezeného období ještě mírně prohloubila. Rozevření nůžek mezi příhraničním územím a průměrem ČR bylo způsobeno tím, že v časovém období 2000–2003 došlo v příhraničí již k nepatrnému oživení plodnosti, zatímco na celorepublikové úrovni ukazatel úhrnné plodnosti dále stagnoval a první nárůst zaznamenal až v následující etapě (viz i Kretschmerová, 2003, s. 100). Ačkoliv pokles intenzity plodnosti probíhal v území podél hranice s Německem prakticky se stejnou intenzitou jako na celostátní úrovni, právě jeho odlišný vývoj na začátku nového tisíciletí přispěl k tomu, že při srovnání indexu změny mezi počátečním a koncovým obdobím se tamní propad úhrnné plodnosti nejeví tak výrazný (tab. 16).

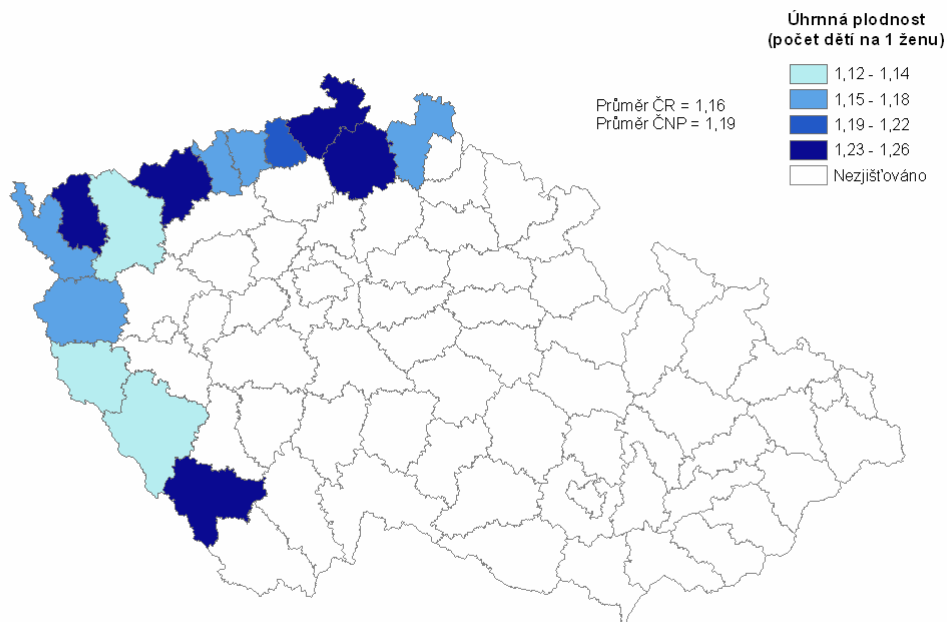
Poznatek o dlouhodobě nadprůměrné úrovni úhrnné plodnosti v česko-německém příhraničí platí i pro oba jeho sledované úseky. Z jejich vzájemné komparace však vyplývají poměrně významné kvantitativní diference, kdy výrazně příznivější hodnoty ukazatele registrujeme v sousedství se Saskem, zatímco bavorský úsek příhraničí se pohybuje jen mírně nad republikovým průměrem. Společným rysem vývoje obou územních celků je výše zmiňovaný dřívější nárůst intenzity plodnosti na přelomu tisíciletí, který zejména v saském příhraničí zapříčinil další prohloubení již existujících rozdílů oproti celostátní úrovni a zároveň větší přiblížení se výchozímu stavu (viz srovnání indexu změny v tab. 16). Regionálně nejednotný vzorec tohoto zvratu v dosavadním vývoji měl mimo jiné za následek i přesun těžiště plodnosti z jihovýchodní Moravy do severozápadních Čech (Kretschmerová, 2003).

Územní diferenciaci okresů česko-německého příhraničí z hlediska ukazatele úhrnné plodnosti prošla v transformačním období relativně dynamickým vývojem, což vizuálně dokumentují i kartogramy 22–25. Regionální obraz zaznamenaný na začátku 90. let se v dalších obdobích poměrně výrazně měnil. Pozorované časté přesuny v pořadí okresů by mohly naznačovat, že změny v reprodukčním chování vyjádřené intenzitou plodnosti probíhaly v jednotlivých okresech nerovnoměrně a jejich průběh byl různě načasován. K podobnému závěru dospěla při regionální diferenciaci úhrnné plodnosti všech okresů ČR i Bartoňová (2001, s. 63).

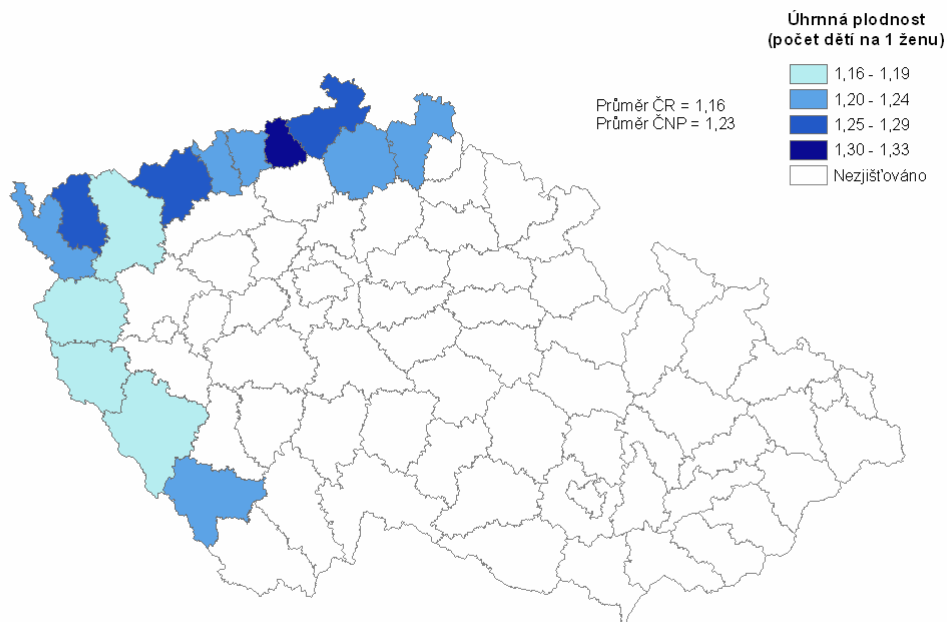
**Obr. 22 – Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



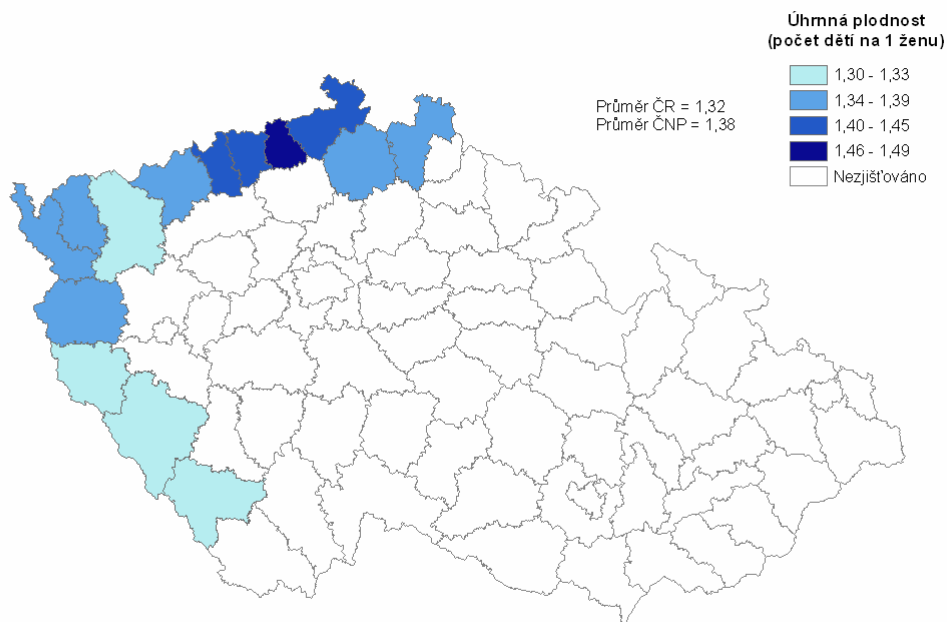
**Obr. 23 – Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



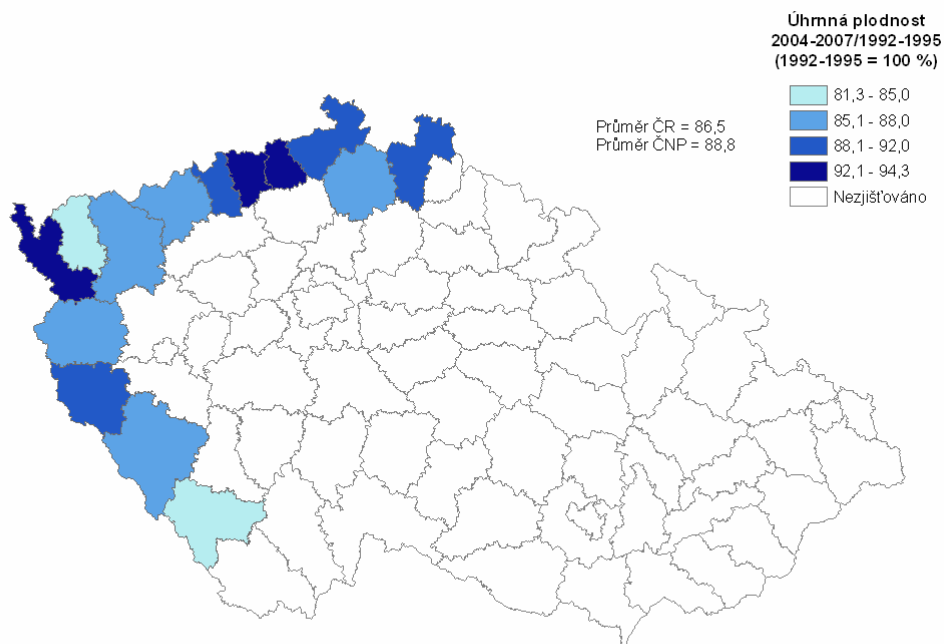
**Obr. 24 – Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 25 – Úhrnná plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 26 – Změna úhrnné plodnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %**



Jak již bylo zmíněno výše, postavení okresů na žebříčku úhrnné plodnosti se mezi jednotlivými časovými úseky podstatně měnilo. Nejinak tomu bylo i v případě exponovaných pozic. Nejvyšší hodnoty úhrnné plodnosti vykazovaly v prvních dvou obdobích okresy Sokolov a Prachatice, v posledním časovém úseku je však již najdeme v dolní polovině žebříčku. Jejich čelní pozici zaujal po roce 2000 osamocený okres Ústí nad Labem, za nímž s velkým odstupem následují zbylé okresy Severočeské hnědouhelné pánve (Teplice, Most) a sousední Děčín. Tyto okresy mají společné to, že u nich došlo k nejvyššímu nárůstu úhrnné plodnosti po jejím pádu v průběhu 90. let. V čase relativně stabilní pozici okresů s podprůměrnou úrovní plodnosti jak v rámci příhraničí, tak většinou i v rámci ČR si udržují okresy Karlovy Vary, Klatovy a Prachatice.

Pohled na kartogram změny úhrnné plodnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007 (obr. 26) nám umožňuje odhalit některé obecné trendy. Nejvyšší přiblížení úhrnné plodnosti výchozí úrovni se odehrálo s výjimkou okresu Cheb v těch okresech, u nichž jsme zároveň zaznamenaly nejmarkantnější vzestup plodnosti i její nejvyšší úroveň na konci sledování. Naopak největší propad ukazatele oproti původním hodnotám registrujeme u okresů s vysokými počátečními hodnotami (Prachatice a Sokolov). Tento částečně protichůdný vývoj by mohl naznačovat, že se územní rozdíly mezi okresy v česko-německém příhraničí z hlediska intenzity plodnosti během analyzovaného období postupně vyrovnávaly. O správnosti této úvahy se přesvědčíme v následujícím přehledu srovnání měř variability.



**Tab. 17 – Charakteristiky variability úhrnné plodnosti v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	1,45	1,12	1,16	1,30
Maximální hodnota	1,63	1,26	1,33	1,49
Variační rozpětí	0,18	0,14	0,18	0,20
Průměr	1,55	1,19	1,23	1,38
Směrodatná odchylka	0,05	0,04	0,04	0,06
Variační koeficient (%)	3,4	3,7	3,7	4,1
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	1,45	1,12	1,16	1,31
Maximální hodnota	1,63	1,26	1,23	1,38
Variační rozpětí	0,18	0,14	0,07	0,07
Průměr	1,53	1,17	1,20	1,34
Směrodatná odchylka	0,08	0,06	0,03	0,03
Variační koeficient (%)	5,0	4,9	2,5	2,1
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	1,51	1,14	1,18	1,30
Maximální hodnota	1,63	1,24	1,33	1,49
Variační rozpětí	0,12	0,10	0,16	0,20
Průměr	1,56	1,20	1,24	1,40
Směrodatná odchylka	0,04	0,03	0,04	0,06
Variační koeficient (%)	2,3	2,9	3,5	4,3

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 16.

Základní vlastností regionálního rozložení úhrnné plodnosti je velmi nízká variabilita, kterou lze pravděpodobně částečně přičíst nízké hodnotě srovnávaného ukazatele. Pokud se zaměříme na analýzu chování charakteristik variability v čase, registrujeme víceméně stabilní vývoj (tab. 17). Poslední konstatování ovšem platí pouze pro příhraniční území jako celek. V jeho dvou vymezených částech se totiž odehrávaly dynamické protichůdné tendence. Zatímco zpočátku výraznější územní rozdíly mezi okresy při hranici s Bavorskem se v průběhu sledovaného období snižovaly, v původně homogennějších okresech sousedících se Saskem docházelo k jejich postupnému prohlubování (tab. 17). Výslednicí tohoto inverzního vývoje pak byla zmíněná v čase vyrovnaná variabilita na úrovni celého příhraničí. Poslední hodnoty směrodatné odchylky v kompletním příhraničí a v jeho saské části však predikují, že by se mohlo reprodukční chování obyvatel v příhraničí do budoucna dále rozrůžňovat, přičemž míra variability bude pravděpodobně rozhodujícím způsobem ovlivněna právě vývojem plodnosti v saské části.

### 3.2.2 Mimomanželská plodnost

Vedle dramatického propadu úhrnné plodnosti se stal novým fenoménem demografického vývoje v České republice v transformačním období bezprecedentní nárůst podílu dětí

narozených mimo manželství na historicky nejvyšší hodnoty. Jestliže se ještě na počátku 90. let minulého století pohybovalo zastoupení dětí narozených nevdaným ženám na úrovni kolem 10 % (v roce 1992 10,7 %), jeho kontinuální a dynamický nárůst v dalším období způsobil, že se v roce 2007 rodila mimo manželství již více než třetina dětí (34,5 %).

Hlavní příčinu tohoto trendu spatřují přední čeští demografové (Rychtaříková, 2007; Kučera, Fialová, 1996; Bartoňová, 2001; Fialová, 2008) v prvé řadě ve změně struktury žen podle rodinného stavu, kdy v souvislosti s odkládáním či odmítáním vstupu do manželství došlo k poklesu úrovně sňatečnosti, který se logicky projevil i v propadu počtu vdaných na úkor svobodných žen. Až druhotně se podle nich na zvýšení počtu i podílu nemanželsky narozených dětí podepsal pokles intenzity plodnosti vdaných žen.

Rostoucí podíl dětí narozených mimo manželství, související s odmítáním tradičního manželství a šířením nesezdaných soužití jakožto rovnocenné alternativy ke sňatku i rodičovství, je považován za jeden z typických průvodních jevů druhého demografického přechodu (Bartoňová, 2001). Podle Rychtaříkové (2007, s. 87–88) je však prudký vzestup mimomanželské plodnosti v České republice postaven na odlišných základech, než tomu bylo v 60. a 70. letech ve vyspělých evropských zemích. V České republice se děti narozené mimo manželství rodí převážně svobodným ženám v mladším věku, které mají obvykle nižší vzdělání a jedná se o jejich první dítě (tamtéž). Navíc tyto děti vyrůstají většinou v neúplné rodině s osamělým rodičem než s oběma rodiči nesezdanými (Rychtaříková, 2008). Tyto skutečnosti tak podle Rychtaříkové vyvrací hypotézu o vytvoření nového typu rodinného modelu, který vnímá faktická manželství (nesezdaná soužití) s dětmi jako plnohodnotnou alternativu legitimních manželství.

Jak již bylo naznačeno výše, vývoj mimomanželské plodnosti v České republice byl po celé námi sledované období provázen nepřetržitým růstem. Podíl dětí narozených nevdaným ženám se tak mezi počátečním a závěrečným obdobím zvýšil téměř dva a půlkrát (tab. 18). Relativní nárůst v česko-německém příhraničí nebyl ve srovnání s republikovou hodnotou tak výrazný, což lze zdůvodnit vyšší výchozí úrovní ukazatele a tudíž menším potenciálem pro další zvyšování. V absolutním vyjádření byl však přírůstek podílu nemanželsky narozených dětí v zájmové příhraniční oblasti vyšší (+22,0 % oproti +19,2 %).

S odlišnými počátečními hodnotami mimomanželské plodnosti a diferencovaným tempem jejich růstu se měnila i vzájemná relace obou území. Jestliže v prvním období převyšovalo procentuální zastoupení dětí narozených mimo manželství v česko-německém příhraničí průměr ČR o více než dvě třetiny, v posledním období to bylo již pouze o něco málo přes jednu třetinu. Tento trend vypovídá o postupném sblížování obou srovnávaných území. Podobně konvergenční vývoj pozorujeme i v rámci samotného příhraničí, konkrétně při komparaci bavorské a saské části (tab. 18).

Dlouhodobě nižší úroveň mimomanželské plodnosti registrujeme v bavorském úseku. Díky zdejšímu vyššímu relativnímu růstu sledované charakteristiky ve všech obdobích se však rozdíl mezi bavorským a saským příhraničím nepatrně vyrovnával. Společným znakem obou

příhraničních úseků je skutečnost, že podíl dětí narozených mimo manželství ve všech analyzovaných obdobích převyšuje stejnou hodnotu za Českou republiku (tab. 18).

**Tab. 18 – Vývoj mimomanželské plodnosti v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v %)**

Území, okres	Období				Index změny (%)
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	2004–2007/ 1992–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>16,0</b>	<b>21,8</b>	<b>29,3</b>	<b>37,5</b>	<b>234,5</b>
Index BP/ČNP	70,9	72,3	78,1	84,2	118,7
Prachatice	12,4	17,3	25,8	33,1	266,8
Domažlice	9,4	14,5	22,2	30,8	326,4
Klatovy	10,3	13,7	19,3	30,5	297,1
Tachov	20,6	28,4	36,5	43,5	211,6
Cheb	27,3	34,8	42,8	49,5	181,6
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>26,2</b>	<b>34,7</b>	<b>42,1</b>	<b>48,4</b>	<b>184,9</b>
Index SP/ČNP	116,2	115,4	112,2	108,8	93,6
Karlovy Vary	26,7	32,9	38,9	46,8	175,1
Sokolov	32,6	41,3	49,2	53,6	164,3
Děčín	24,5	33,4	42,2	47,0	191,7
Chomutov	29,2	38,4	45,0	51,3	175,4
Most	28,5	40,4	53,1	58,7	205,8
Teplice	27,2	34,8	42,2	49,6	182,5
Ústí nad Labem	26,2	34,9	40,4	47,2	180,1
Česká Lípa	21,7	31,9	37,9	46,2	213,1
Liberec	19,1	24,9	30,2	35,7	187,0
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>22,5</b>	<b>30,1</b>	<b>37,5</b>	<b>44,5</b>	<b>197,5</b>
Index ČNP/ČR	168,6	162,1	151,6	136,9	81,2
<b>ČR celkem</b>	<b>13,4</b>	<b>18,6</b>	<b>24,8</b>	<b>32,5</b>	<b>243,2</b>

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroje:**

Hodnoty mimomanželské plodnosti v jednotlivých okresech vycházejí z publikací Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

Údaje pro "ČR celkem" za všechny roky sledovaného období (1992–2007) byly převzaty z publikace Populační vývoj České republiky 2007.

Ve srovnání s vývojem úhrnné plodnosti se regionální obraz zastoupení živě narozených dětí mimo manželství vyznačuje značnou stabilitou v čase (obr. 27–30). Především v prvních třech studovaných obdobích (1992–2003) se územní rozložení tohoto ukazatele prakticky nemění. V posledním období dochází v saském příhraničním úseku k určité diferenciaci, základní regionální schéma vyšších hodnot v saském a nižších v bavorském příhraničí však zůstává zachováno (obr. 30). Ke stejným závěrům dospěla i Kretschmerová (2003, s. 108) při analýze regionálních rozdílů mimomanželské plodnosti všech okresů ČR.

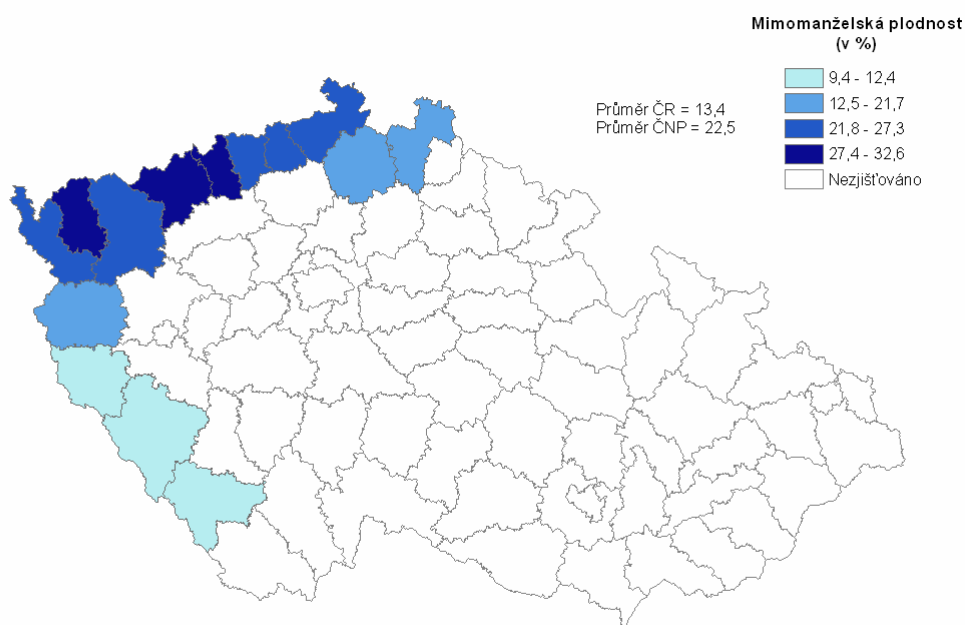
Kromě vysoké stability územního rozložení je pro podíl dětí narozených nevdaným ženám charakteristická silná teritoriální homogenita. Ta se projevuje vytvořením souvislých regionálních clusterů s podobnými hodnotami. Nejnázornějším příkladem takového clusteru je jižní část bavorského příhraničí vymezená okresy Prachatice, Klatovy a Domažlice, která reprezentuje v rámci ČNP oblast s nejnižší úrovní mimomanželské plodnosti. Podobnost těchto

okresů navíc přetrvává po celé analyzované období. Okresy Cheb a Děčín naproti tomu vymezují hranice oblasti, která vykazuje nadprůměrné zastoupení nemanželsky narozených dětí nejen v rámci studovaného příhraničí, ale i v rámci celé republiky. Na ni navazující okresy Tachov na jihu a Česká Lípa a Liberec na severu potom představují určitý přechod mezi oběma protikladnými skupinami. Tento stabilní územní vzorec můžeme pozorovat především v období 1992–2003, v navazujícím časovém úseku již dochází k vyrovnání okresů „narázníkové zóny“ s některými okresy ze saského příhraničí. Vývoj úrovně mimomanželské plodnosti v posledních letech tak naznačuje evidentní diferenciaci jejího původního regionálního obrazu, obzvláště patrnou v pásu okresů sousedících se Saskem.

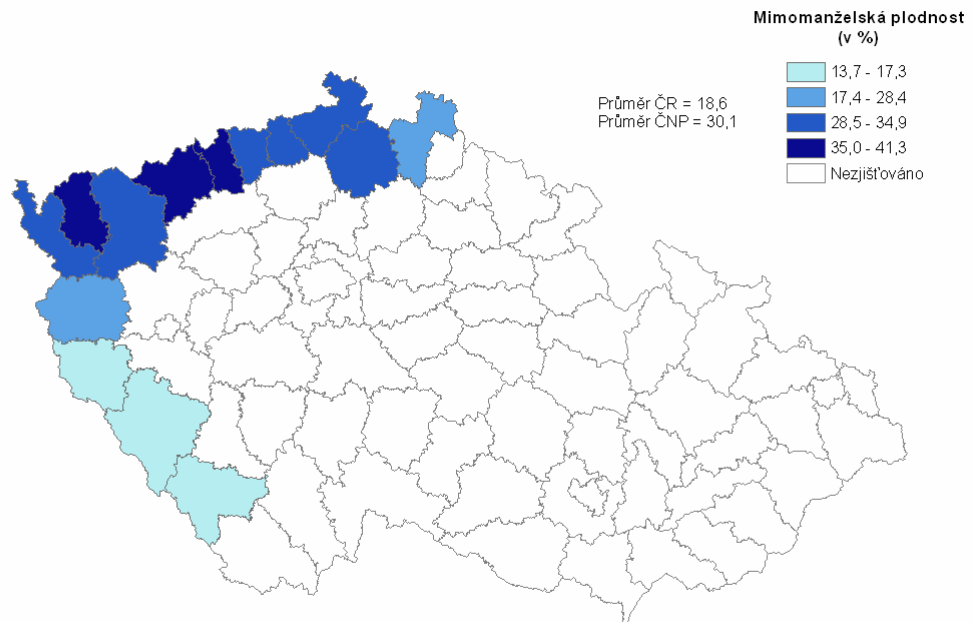
Relativně nejméně živě narozených dětí se mimo manželství dlouhodobě rodilo v okresech Klatovy a Domažlice, na opačném konci žebříčku figuroval v prvních dvou obdobích okres Sokolov, po roce 2000 však pozici okresu s maximálním podílem nemanželsky narozených dětí nejen v česko-německém příhraničí, ale i v celé ČR zaujal okres Most.

Kartogram zachycující změnu zastoupení mimomanželsky narozených dětí mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007 slouží k dokreslení intenzity změn tohoto jevu v čase (obr. 31). Jednoznačně se ukazuje, že nejvyšší relativní nárůst podílu dětí narozených živě mimo manželství (až na trojnásobek původní hodnoty) zaznamenaly okresy s nejnižší výchozí úrovní (Domažlice, Klatovy a Prachatice), naopak nejméně se tento podíl zvýšil v okresech s maximální počáteční úrovní (Sokolov, Karlovy Vary, Chomutov). Více než zdvojnásobení hodnot z počátku 90. let registrujeme v okresech tzv. „narázníkové zóny“ (Česká Lípa, Tachov) a také v okrese Most. Právě nadprůměrný růst mimomanželské plodnosti v tomto okrese ve

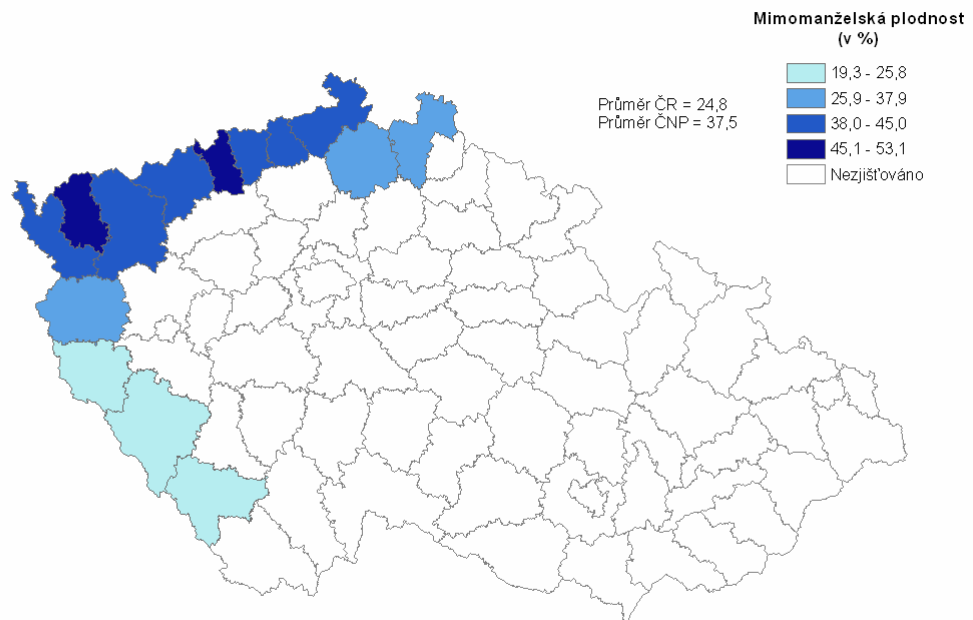
**Obr. 27 – Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



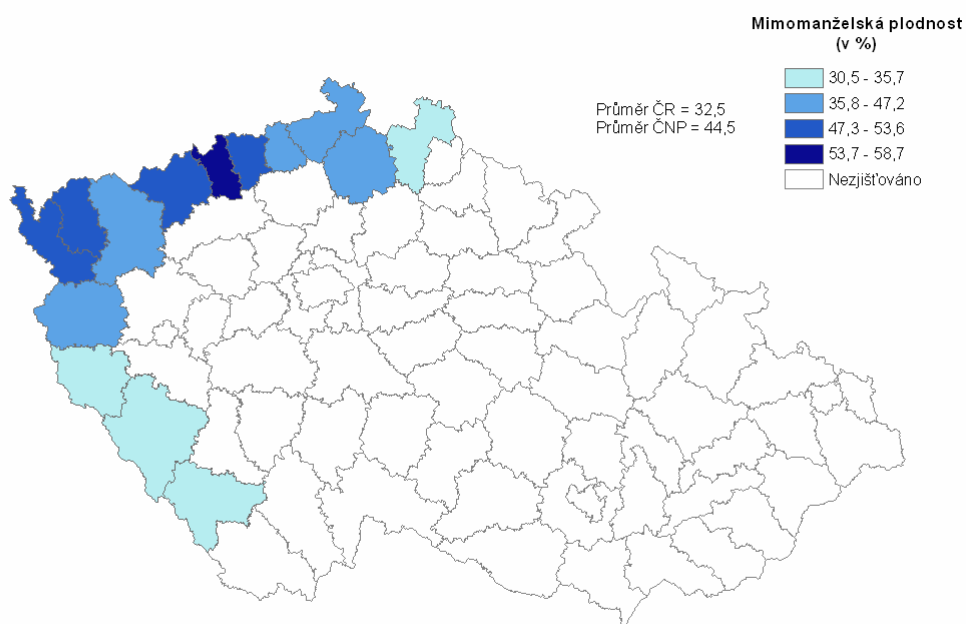
**Obr. 28 – Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



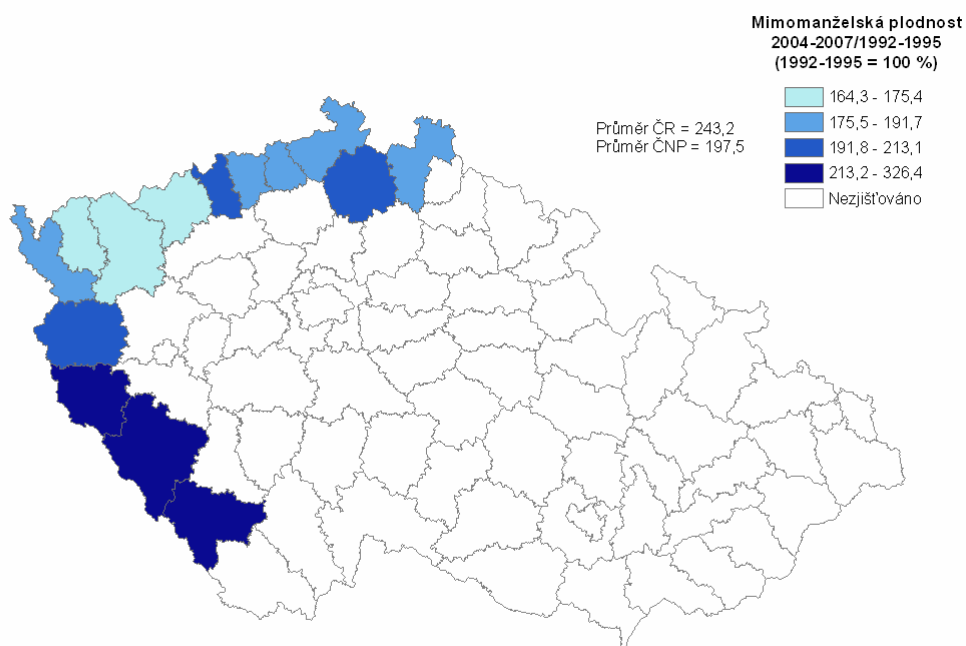
**Obr. 29 – Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 30 – Mimomanželská plodnost v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 31 – Změna mimomanželské plodnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %**



srovnání s ostatními okresy s nejvyšším počátečním podílem vedl k jeho vzestupu na přední pozici. Diferencované tempo růstu u okresů s extrémními výchozími hodnotami (s výjimkou okresu Most) nám dovoluje vyslovit hypotézu o postupné konvergenci úrovně mimomanželské plodnosti a snižování její variability v zájmovém území. O správnosti této úvahy nás přesvědčuje tabulka 19.

**Tab. 19 – Charakteristiky variability mimomanželské plodnosti v česko-německém příhraničí, období 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	9,4	13,7	19,3	30,5
Maximální hodnota	32,6	41,3	53,1	58,7
Variační rozpětí	23,2	27,6	33,9	28,2
Průměr	22,5	30,1	37,5	44,5
Směrodatná odchylka	7,3	9,2	9,9	8,7
Variační koeficient (%)	32,6	30,4	26,4	19,6
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	9,4	13,7	19,3	30,5
Maximální hodnota	27,3	34,8	42,8	49,5
Variační rozpětí	17,8	21,1	23,6	19,0
Průměr	16,0	21,8	29,3	37,5
Směrodatná odchylka	7,7	9,4	10,0	8,6
Variační koeficient (%)	48,1	43,1	34,0	22,8
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	19,1	24,9	30,2	35,7
Maximální hodnota	32,6	41,3	53,1	58,7
Variační rozpětí	13,5	16,4	23,0	23,1
Průměr	26,2	34,7	42,1	48,4
Směrodatná odchylka	4,0	5,0	6,7	6,3
Variační koeficient (%)	15,4	14,3	15,8	13,0

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 18.

Variační koeficient, který je vzhledem k rychle rostoucí průměrné hodnotě analyzovaného ukazatele vhodnější charakteristikou pro měření meziregionálních rozdílů než směrodatná odchylka, vykazuje v celém příhraničním území klesající tendenci vyznačující se postupnou akcelerací v čase (tab. 19). Za snížením celkové variability stojí především konvergenční vývoj meziokresních diferencí v bavorském příhraničí. Jeho více než trojnásobná variabilita ve srovnání s úsekem při hranici se Saskem v první polovině devadesátých let poklesla v posledním zkoumaném období na méně než polovinu původní úrovně a na necelý dvojnásobek hodnoty saského příhraničí. Relativní míra variability souboru okresů sousedících se Saskem po většinu sledovaného období víceméně oscillovala kolem původní hodnoty, k významnějšímu poklesu došlo až v poslední fázi. I přes pronikavé snížení variability mimomanželské plodnosti v transformačním období můžeme konstatovat, že meziregionální

rozdíly v zastoupení dětí narozených mimo manželství zůstávají v česko-německém příhraničí i nadále poměrně výrazné.

### 3.2.3 Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí

Až do počátku 90. let se populace České republiky vyznačovala koncentrací plodnosti do nízkého věku žen (20–24 let) a tudíž i velmi nízkým průměrným věkem matek při narození prvního dítěte (méně než 22,5 roku). V kontextu rozsáhlých změn životních podmínek mladé a střední generace po pádu totalitního režimu však v průběhu devadesátých let došlo k posunu realizace plodnosti do vyššího věku, což se od roku 1993 odrazilo i v lineárním růstu průměrného věku prvorodiček. (Kantorová, 2002; Rychtaříková, 2007). Právě odklad rození dětí do vyššího věku představoval jeden z hlavních projevů změn reprodukčního chování obyvatelstva České republiky v období transformace, které jsou charakteristické pro teorii druhého demografického přechodu.

Vývoj průměrného věku matek při narození prvního dítěte je v českých podmínkách i přes strmý nárůst mimomanželské plodnosti v posledních dvou desetiletích i nadále úzce spjat se sňatkovým chováním populace, neboť většina prvních dětí se stále ještě rodí v manželství. V devadesátých letech započaté odsouvání vstupu do manželství do vyššího věku se tak zásadním způsobem odrazilo v pozdějším zakládání rodiny. Změny v časování plodnosti naopak významně ovlivňují jak absolutní počty narozených, tak transversální ukazatele intenzity plodnosti. Podle předních českých demografů byl bezprecedentní propad ukazatele úhrnné plodnosti na extrémně nízké hodnoty na přelomu tisíciletí částečně prohlouben právě rapidním nárůstem průměrného věku matek při narození prvního dítěte (Rychtaříková, 2007; Sobotka, 2003).

Plynulý, stabilní růst průměrného věku matek při narození prvního dítěte, který byl nastartován v první polovině 90. let, byl společným znakem transformačního demografického vývoje jak v České republice jako celku, tak v jejím příhraničním území sousedícím s Německem (tab. 20). V České republice vzrostl mezi oběma krajními obdobími průměrný věk prvorodiček o 3,9 roku, v česko-německém příhraničí to bylo dokonce o 4,2 roku. Z porovnání absolutních přírůstků průměrných věků obou územních celků je patrné, že tempo odkládání narození prvního dítěte bylo v česko-německém příhraničí ve srovnání s celostátním průměrem mírně vyšší (+19,1 % oproti +17,1 %). Vyšší dynamika růstu v příhraničním území může souviset s jeho nižší výchozí hodnotou. Ženy v okresech při hranici s Německem rodily na počátku 90. let své první děti v průměru o rok dříve než bylo běžné na úrovni ČR. Vlivem rychlejšího zvyšování průměrného věku v příhraničí však činil na konci hodnoceného období rozdíl oproti celorepublikovému průměru již pouze 0,7 roku. Rozdílné změny v časování plodnosti prvního pořadí tak měly za následek postupné přibližování studovaného území obecnému vývoji v České republice.

Diferencovaný vývoj průměrného věku prvorodiček zaznamenáváme i při regionálním členění příhraničí na bavorskou a saskou část (tab. 20). Jestliže v první polovině 90. let rodily matky v bavorském i saském příhraničí své první děti průměrně ve stejném věku, intenzivnější



odkládání rodičovství do vyššího věku v bavorské části v dalších letech způsobilo, že ženy v saském příhraničí zakládaly od druhé poloviny 90. let svou rodinu o zhruba 0,3 roku dříve než jejich vrstevnice v sousedství s Bavorskem. Z odlišného tempa růstu průměrného věku prvorodiček v obou oblastech lze usuzovat na prohloubení meziokresní variability v časování plodnosti v česko-německém prostoru.

**Tab. 20 – Vývoj průměrného věku matek při narození dítěte 1. pořadí v česko-německém příhraničí v období 1992–2007**

Území, okres	Období				Index změny (%)
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	2004–2007/ 1992–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>21,9</b>	<b>23,5</b>	<b>24,9</b>	<b>26,2</b>	<b>119,5</b>
Index BP/ČNP	100,2	100,7	100,8	100,7	100,4
Prachatice	22,1	23,4	25,0	26,1	117,9
Domažlice	21,8	23,5	25,1	26,7	122,5
Klatovy	22,2	23,7	25,3	26,8	120,9
Tachov	21,7	23,0	24,5	25,6	117,7
Cheb	21,9	23,6	24,6	26,1	118,8
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>21,9</b>	<b>23,2</b>	<b>24,6</b>	<b>26,0</b>	<b>118,8</b>
Index SP/ČNP	99,9	99,6	99,6	99,6	99,8
Karlovy Vary	22,3	23,6	25,1	26,4	118,1
Sokolov	21,5	22,9	24,2	25,4	118,1
Děčín	21,7	23,1	24,6	25,8	119,0
Chomutov	21,7	23,0	24,2	25,5	117,7
Most	21,8	22,8	24,1	25,5	116,8
Teplice	21,7	23,1	24,5	25,9	119,2
Ústí nad Labem	22,0	23,5	25,0	26,3	119,4
Česká Lípa	21,7	22,9	24,5	25,8	118,7
Liberec	22,4	23,9	25,4	27,3	122,0
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>21,9</b>	<b>23,3</b>	<b>24,7</b>	<b>26,1</b>	<b>119,1</b>
Index ČNP/ČR	95,9	96,4	97,1	97,5	101,7
<b>ČR celkem</b>	<b>22,8</b>	<b>24,2</b>	<b>25,5</b>	<b>26,8</b>	<b>117,1</b>

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroje:**

Hodnoty průměrného věku matek při narození prvního dítěte v jednotlivých okresech vycházejí z publikací Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

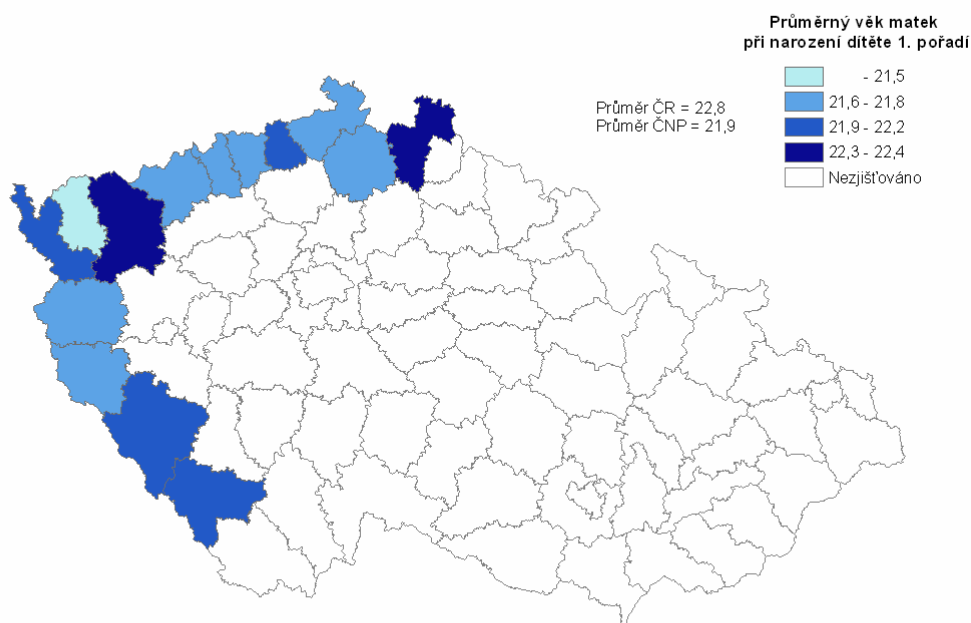
Údaje pro "ČR celkem" za všechny roky sledovaného období (1992–2007) byly převzaty z publikace Populační vývoj České republiky 2007.

Změny v regionální diferenciaci průměrného věku matek při narození prvního dítěte zachycují obrázky 32–35. Z nich je patrná poměrně nízká územní kompaktnost, která se projevuje v absenci souvislých regionálních clusterů stejných hodnot. Relativně kompaktní regionální strukturu příhraničního území můžeme najít pouze na počátku sledovaného období. Mezi první a druhou polovinou 90. let jsme však svědky výraznější diferenciaci výchozí podoby regionální struktury, která může být způsobena odlišnou rychlostí či intenzitou změn v časování plodnosti, ale částečně i nízkou variabilitou hodnot v prvním období (obr. 32 a 33). Na přelomu tisíciletí ovšem dochází k ustálení vytvořeného regionálního obrazu a pouze k ojedinělým obměnám. Po roce 2000 registrujeme stabilizaci územního rozložení z hlediska

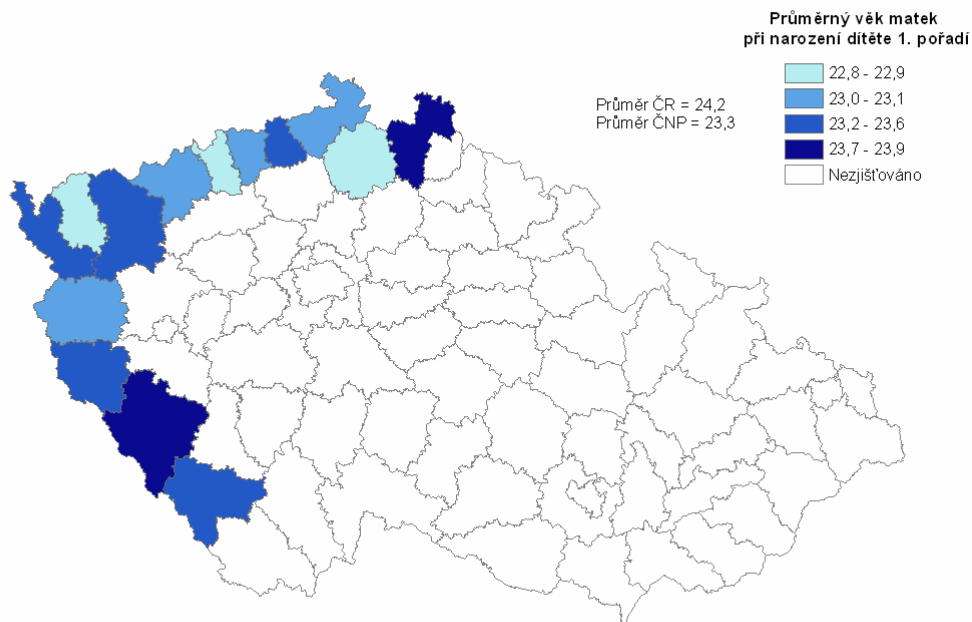
průměrného věku prvorodiček v okresech podél hranice se Saskem a v dolní části bavorského příhraničí. K přesunům mezi kategoriemi dochází pouze ve třech západních okresech sousedících s Bavorskem (obr. 34 a 35).

Do jisté míry stabilní zastoupení okresů zaznamenáváme na obou okrajích variačních řad, i když zvyšování průměrného věku je provázeno nárůstem počtu okresů s krajně nadprůměrnými a podprůměrnými hodnotami. Nejvyšších hodnot průměrného věku prvorodiček dosahuje po celé analyzované období okres Liberec, následován od poloviny 90. let na druhém místě okresem Klatovy. Třetí pozici obsadil v posledním časovém úseku okres Domažlice, který z ní odsunul okres Karlovy Vary. K přechodné výměně došlo i v čele okresů s nejnižším průměrným věkem matek při narození prvního dítěte. Na začátku 90. let byl na první pozici okres Sokolov, v dalších dvou obdobích ho vystřídal okres Most, aby si v posledním časovém úseku svoji pozici opět vyměnily. K okresům s výrazně podprůměrným věkem žen při zakládání rodiny se postupně zařadily i okresy Chomutov a Tachov. Relativní stálost okresů s krajními hodnotami v čase by mohla vypovídat buď o velmi podobném tempu odkládání rození prvních dětí napříč všemi okresy, nebo o dalším odchylování vývoje časování plodnosti v těchto exponovaných okresech. Kartogram zachycující rozsah změn průměrného věku prvorodiček mezi počátečním a konečným obdobím (obr. 36) potvrzuje správnost druhé úvahy.

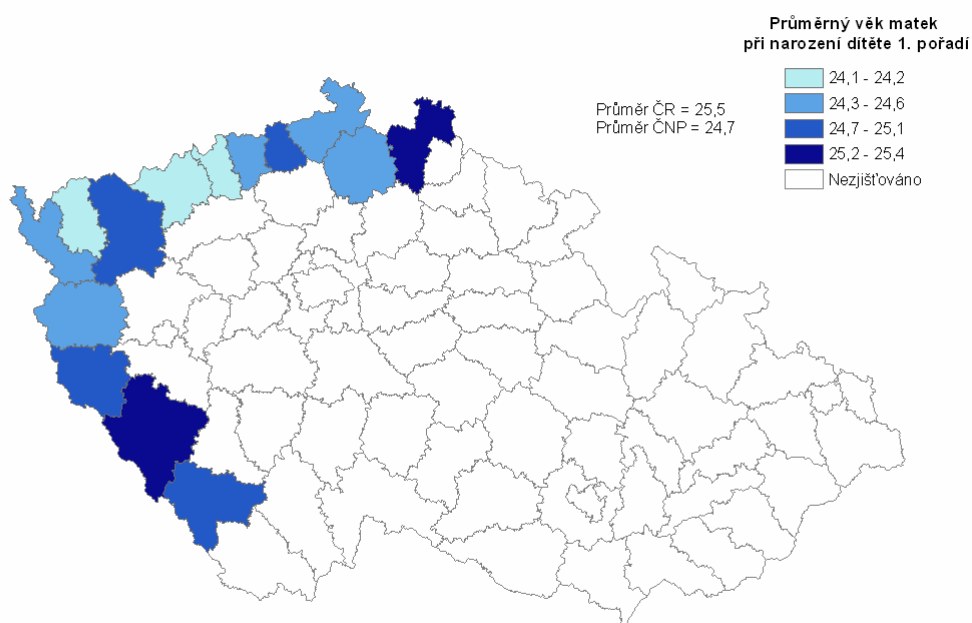
**Obr. 32 – Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



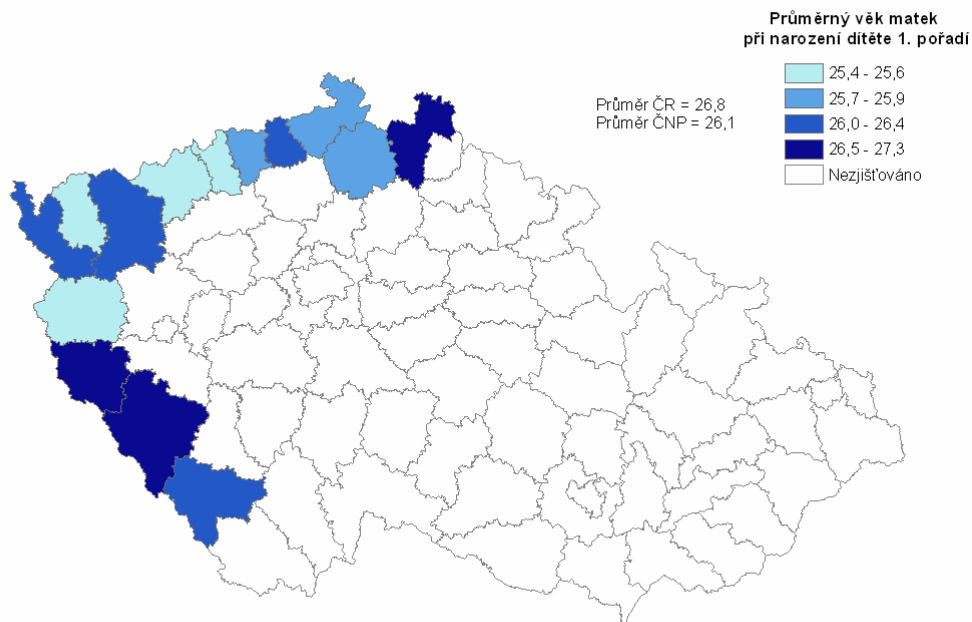
**Obr. 33 – Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



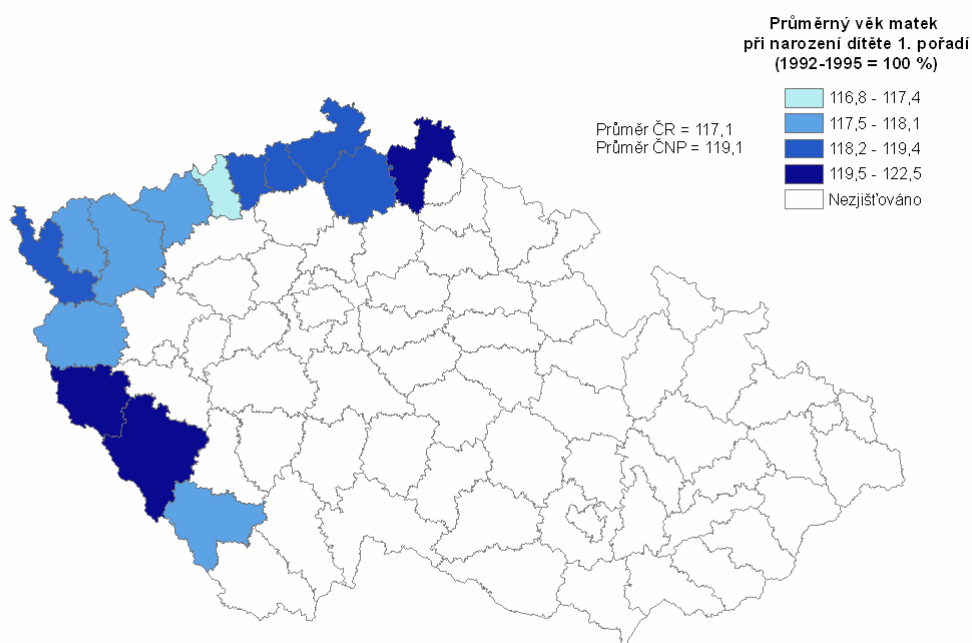
**Obr. 34 – Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 35 – Průměrný věk matek při narození dítěte 1. pořadí v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 36 – Změna průměrného věku matek při narození dítěte 1. pořadí mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %**



K největšímu nárůstu průměrného věku došlo v okresech, kde již na počátku transformačního období rodily ženy své první dítě nejpозději. Nejpomalejší odklad rození prvních dětí byl naproti tomu zaznamenán u okresů s nejnižší výchozí úrovní. Tento asymetrický vývoj tak signalizuje postupné zvětšování územních rozdílů.

**Tab. 21 – Charakteristiky variability průměrného věku matek při narození dítěte 1. pořadí v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	21,5	22,8	24,1	25,4
Maximální hodnota	22,4	23,9	25,4	27,3
Variační rozpětí	0,9	1,1	1,3	1,9
Průměr	21,9	23,3	24,7	26,1
Směrodatná odchylka	0,3	0,3	0,4	0,6
Variační koeficient (%)	1,2	1,5	1,7	2,2
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	21,7	23,0	24,5	25,6
Maximální hodnota	22,2	23,7	25,3	26,8
Variační rozpětí	0,4	0,7	0,9	1,2
Průměr	21,9	23,5	24,9	26,2
Směrodatná odchylka	0,2	0,3	0,4	0,5
Variační koeficient (%)	0,9	1,2	1,4	1,9
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	21,5	22,8	24,1	25,4
Maximální hodnota	22,4	23,9	25,4	27,3
Variační rozpětí	0,9	1,1	1,3	1,9
Průměr	21,9	23,2	24,6	26,0
Směrodatná odchylka	0,3	0,4	0,4	0,6
Variační koeficient (%)	1,4	1,5	1,8	2,3

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 20.

Meziokresní variabilita průměrného věku matek při narození prvního dítěte je v česko-německém příhraničí velmi nízká, ze srovnávaných ukazatelů plodnosti vůbec nejnižší. Transformační období však bylo charakteristické nejen růstem průměrného věku prvorodiček, ale i prohlubováním jeho regionálních rozdílů. Z tabulky 21 je patrné, že nárůst se týkal jak směrodatné odchylky, tak variačního koeficientu a byl společný pro oba příhraniční úseky. Variabilita měřená variačním koeficientem se v česko-německém příhraničí mezi počátečním a koncovým obdobím zvýšila téměř na dvojnásobek. O trochu dynamičtější vývoj přitom vykázal bavorský úsek, který však mohl částečně pramenit z jeho nižší výchozí úrovně. Příkře stoupající hodnoty charakteristik variability v novém tisíciletí predikují, že by měl divergenční vývoj meziokresních rozdílů v průměrném věku matek při narození prvního dítěte v analyzovaném území i nadále pokračovat.

### 3.3 Úmrtnost

Proces vymírání určité populace představuje vedle procesů rození a migrace rozhodující složku determinující její populační vývoj. Úmrtnostní poměry se promítají nejen do celkového počtu obyvatel, ale spoluutvářejí i jeho pohlavní a věkovou strukturu. V současných podmínkách populačního vývoje České republiky se dostává do popředí především vztah úmrtnosti a věkové struktury. Aktuální pokles intenzity úmrtnosti osob ve vyšším věku nastartovaný již koncem osmdesátých let totiž výraznou měrou přispívá ke zrychlení dynamiky procesu demografického stárnutí populace České republiky. Naopak z hlediska ovlivňování celkového početního vývoje obyvatelstva České republiky úmrtnost své dominantní postavení v posledních letech vlivem sílícího významu migrační složky ztratila (Burcin, Kučera, 2008a).

V období po roce 1989 se však neměnilo pouze postavení úmrtnosti v rámci procesu demografické reprodukce, resp. celkového populačního vývoje, zásadními kvantitativními a kvalitativními změnami prošel i proces samotný. Jednalo se zejména o pokles úrovně úmrtnosti doprovázený změnami v její struktuře. Celkový počet zemřelých se například snížil z přibližně 129 tis. osob v roce 1990 na méně než 105 tis. osob v roce 2007. Hrubá míra úmrtnosti ve stejném období poklesla z úrovně 12,5 zemřelých na 1 000 obyvatel středního stavu na hodnotu 10,1 ‰, a to i přes dramatický vzestup absolutního i relativního zastoupení seniorů v populaci. U standardizované hrubé míry úmrtnosti, očištěné o nepříznivý vliv stárnoucí věkové struktury, byl proto zaznamenán pokles intenzity úmrtnosti mnohem vyšší (z 12,5 ‰ na 8,1 ‰). Podobně razantním způsobem probíhaly i kvalitativní změny ve struktuře úmrtnosti podle pohlaví, věku a příčin smrti.

Dvě desetiletí trvající pokles intenzity úmrtnosti v České republice, odrážející pozitivní změny ve zdravotním stavu obyvatelstva, je dáván do souvislosti s hlubokou transformací české společnosti po roce 1989. Na kontinuálním zlepšování úmrtnostní situace se přitom podílela celá řada faktorů, jejichž konkrétní váhu nelze zcela přesně kvantifikovat. Obecně se však soudí, že hlavní podíl na pozorovaném snížení úrovně celkové úmrtnosti mají především změny v oblasti lékařské péče (Burcin, Kučera, 2008a; Rychtaříková, 2002; Burcin, Kučera, 2008b). Navýšení objemu finančních prostředků směřujících do zdravotnictví vedlo k rozšíření a zkvalitnění nabídky zdravotnických služeb, léků a techniky, což mělo příznivý dopad i na jejich snazší dostupnost. Účinnější působení zdravotnické osvěty se pozitivně odrazilo v posílení uvědomělé péče jedinců o vlastní zdraví a přispělo k prospěšným změnám v životním stylu značného počtu obyvatel. Opomenout nelze ani nesporné zlepšení kvality životního i pracovního prostředí u velké části populace. Burcin a Kučera (2008a) za faktory s příznivým vlivem na zdravotní stav a úmrtnost populace dále považují změny v sektorové struktuře hospodářství, které měly za následek snížení expozice ekonomicky aktivní populace zdravotně rizikovému pracovnímu prostředí, a zlepšování úmrtnostních poměrů podle nich napomohl i sociálně pokojný průběh ekonomické transformace. Vedle radikálních změn podmínek a způsobu života lidí jsou aktuální pozitivní úmrtnostní trendy zákonitým důsledkem nepříznivého vývoje úrovně úmrtnosti od poloviny šedesátých let minulého století, kdy došlo k nahromadění značného potenciálu pro její současné snižování (Burcin, Kučera, 2008a).

Výběr ukazatelů úmrtnosti vhodných pro provedení srovnávací regionální analýzy se snažil co možná nejkomplexněji postihnout šíří zaznamenaných změn tohoto procesu. Současně byly vzhledem k dynamickému vývoji věkové struktury v námi zkoumaném období do analýzy zařazeny pro vyjádření skutečné intenzity změn v procesu úmrtnosti takové ukazatele, u nichž je vliv měnícího se věkového složení populace eliminován. Pro zachycení celkového rozsahu změn byl použit syntetický ukazatel úrovně úmrtnosti – naděje dožití při narození za obě pohlaví celkem. Jako zástupce věkově diferencovaných intenzitních ukazatelů úmrtnosti byl vybrán v mezinárodních srovnáních často uváděný kvocient kojenecké úmrtnosti, který bývá považován za indikátor sociální a ekonomické vyspělosti dané země. Určitou představu o intenzitě změn struktury úmrtnosti podle příčin smrti by nám zase měla poskytnout standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy.<sup>3</sup>

### 3.3.1 Naděje dožití při narození

Vývoj úrovně úmrtnosti na území Česka byl ve druhé polovině minulého století značně nepravidelný. Po historicky nejvyšších přírůstcích naděje dožití po skončení druhé světové války přišlo po roce 1960 období nečekané stagnace, v případě mužů dokonce snižování tohoto ukazatele, které nakonec trvalo bezmála tři desetiletí. Nepříznivý vývoj intenzity úmrtnosti v České republice od konce 50. do poloviny 80. let ostře kontrastoval s dalším prodlužováním průměrné délky života ve vyspělých zemích, a zákonitě vedl k prohlubování zaostávání České republiky v naději dožití při narození za světovou špičkou. Zlom v tomto nepříznivém trendu nastal až ve druhé polovině 80. let, odkdy datujeme počátek nové etapy vývoje celkové úrovně úmrtnosti v České republice, charakteristické jejím vytrvalým a dynamickým poklesem.

Mezi roky 1990 a 2007 vzrostla naděje dožití při narození celkem o 6,1 roku u mužů a o 4,5 roku u žen, když v posledním roce dosáhla historicky nejvyšších hodnot (73,7 roku u mužů a 79,9 roku u žen). Průměrný roční přírůstek naděje dožití při narození v tomto období tak činil 0,36 roku pro muže a 0,27 roku pro ženy, což Českou republiku řadí mezi země s nejrychlejším poklesem celkové intenzity úmrtnosti v Evropě. Pronikavé změny v hodnotě naděje dožití při narození v posledních dvou desetiletích nás tak opět významně přiblížily průměrné úrovni úmrtnosti ve skupině nejvyspělejších zemí (Burcin, Kučera, 2008a).

Polistopadové změny v českém zdravotnictví a v přístupu k péči o zdraví ze strany jednotlivců i státu byly natolik zásadní, že se odrazily v plošném růstu naděje dožití při narození na celém území, který se v jednotlivých regionech lišil pouze svou intenzitou. Česko-německé příhraničí jako celek přitom podle zaznamenaných změn v naději dožití v tabulce 22 patřilo spíše mezi oblasti, kde snižování intenzity úmrtnosti probíhalo nadprůměrným tempem. Mezi obdobími 1991–1995 a 2001–2005 se zde průměrná délka života za obě pohlaví prodloužila absolutně o 3,2 roku, v relativním vyjádření o 4,5 %. V analogickém časovém úseku dosáhl průměrný přírůstek naděje dožití při narození za obě pohlaví v ČR hodnoty 2,9 roku, což odpovídá 3,9% nárůstu. Vyšší dynamika změn naděje dožití v česko-německém příhraničí

<sup>3</sup> Pro očištění od vlivu proměnlivé věkové struktury byla použita metoda přímé standardizace. Za standard byla zvolena věková struktura Světové zdravotnické organizace (WHO).

pravděpodobně souvisí s její nižší výchozí hodnotou, která skrývala významnější růstový potenciál. I přes rychlejší pokles celkové úrovně úmrtnosti se však zkoumanému regionu při hranici s Německem průměru ČR dosáhnout nepodařilo. Došlo tak pouze ke zmírnění jeho zaostávání z hlediska naděje dožití při narození za průměrnou republikovou hodnotou z 1,6 roku na 1,2 roku. Snížení rozdílu v naději dožití mezi oběma srovnávanými celky bylo výsledkem diferencovaného vývoje úrovně úmrtnosti ve druhé polovině 90. let. V novém tisíciletí již pokračovalo zlepšování intenzity úmrtnosti v obou územích podobným tempem, což se projevilo stagnací vzájemného rozdílu (tab. 22).

Tab. 22 – Vývoj naděje dožití při narození v česko-německém příhraničí v období 1991–2005

Území, okres	Období			Index změny (%)
	1991–1995	1996–2000	2001–2005	2001–2005/ 1991–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>71,6</b>	<b>73,7</b>	<b>74,8</b>	<b>104,5</b>
Index BP/ČNP	100,8	100,6	100,7	99,9
Prachatice	71,9	74,0	74,7	103,9
Domažlice	72,2	74,1	74,9	103,7
Klatovy	72,2	74,2	75,4	104,5
Tachov	70,9	73,1	74,6	105,3
Cheb	71,0	73,1	74,6	105,0
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>70,8</b>	<b>73,0</b>	<b>74,0</b>	<b>104,6</b>
Index SP/ČNP	99,6	99,7	99,6	100,0
Karlovy Vary	71,2	73,7	74,7	104,9
Sokolov	70,4	73,0	74,3	105,6
Děčín	70,5	72,8	73,8	104,6
Chomutov	70,3	72,5	73,0	103,8
Most	70,3	72,2	73,0	103,9
Teplice	69,7	72,2	73,1	105,0
Ústí nad Labem	71,2	73,3	74,3	104,4
Česká Lípa	71,2	72,9	74,1	104,0
Liberec	72,0	74,3	75,5	104,8
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>71,1</b>	<b>73,2</b>	<b>74,3</b>	<b>104,5</b>
Index ČNP/ČR	97,8	98,4	98,4	100,6
<b>ČR celkem</b>	<b>72,7</b>	<b>74,4</b>	<b>75,5</b>	<b>103,9</b>

**Poznámky:** Uvedené hodnoty naděje dožití při narození byly vypočteny jako průměr nadějí dožití při narození za obě pohlaví.

Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroje:**

Hodnoty naděje dožití při narození za období 1991–1995 a 1996–2000 byly převzaty z elektronické verze publikace ČSÚ *Naděje dožití v okresech ČR a její vývoj v uplynulých dvaceti letech*, naděje dožití při narození za poslední referenční období (2001–2005) pochází z elektronické publikace *Úmrtnostní tabulky za okresy ČR v období 2001 až 2005*.

Pokles celkové hladiny úmrtnosti v bavorském a saském příhraničí vyjádřený změnou naděje dožití při narození probíhal ve sledovaném patnáctiletém období prakticky se stejnou intenzitou. Díky tomuto konstantnímu vývoji zůstal počáteční náskok bavorské části příhraničí ve výši 0,8 roku zachován beze změny i v posledním analyzovaném období (tab. 22). Oba dva celky mají společně i to, že ani jeden z nich v žádném časovém úseku nepřevyšuje svou

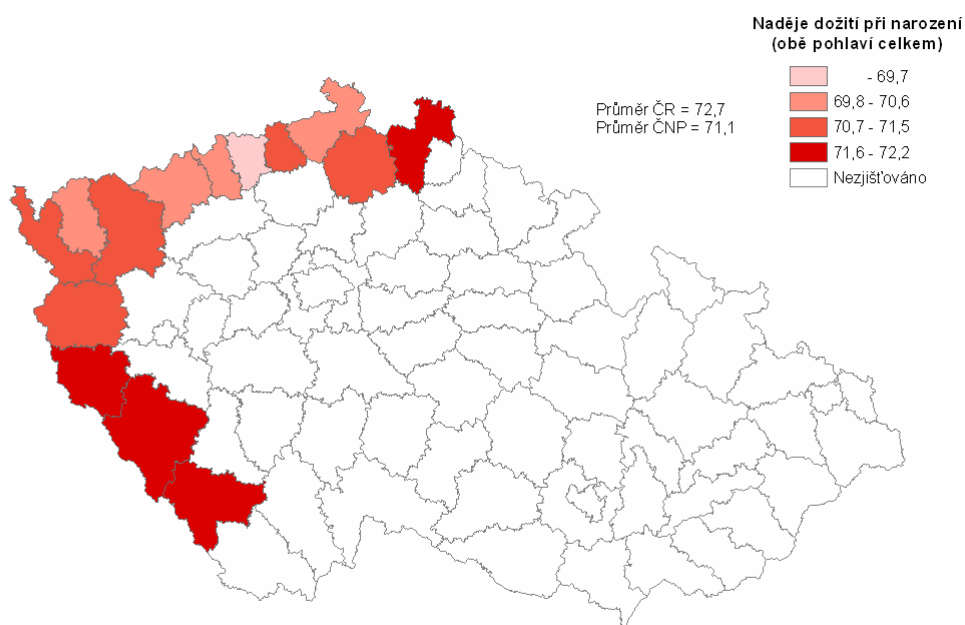


hodnotou naděje dožití při narození republikový průměr. Bavorské příhraničí zaostává na počátku nového tisíciletí za průměrnou délkou života v České republice o 0,7 roku, saské příhraničí dokonce o 1,5 roku, což však v obou případech znamená oproti srovnání s první polovinou 90. let poměrně slušné zlepšení (shodně o 0,4 roku). Podobně jako na celostátní úrovni nebyl ani na mezoregionální úrovni vzestup naděje dožití v čase rovnoměrný. Zhruba dvě třetiny celkového přírůstku připadaly na změny v úrovni úmrtnosti v průběhu devadesátých let, zbývající jednou třetinou přispěl k prodloužení průměrné délky života vývoj úmrtnosti na přelomu tisíciletí (tab. 22).

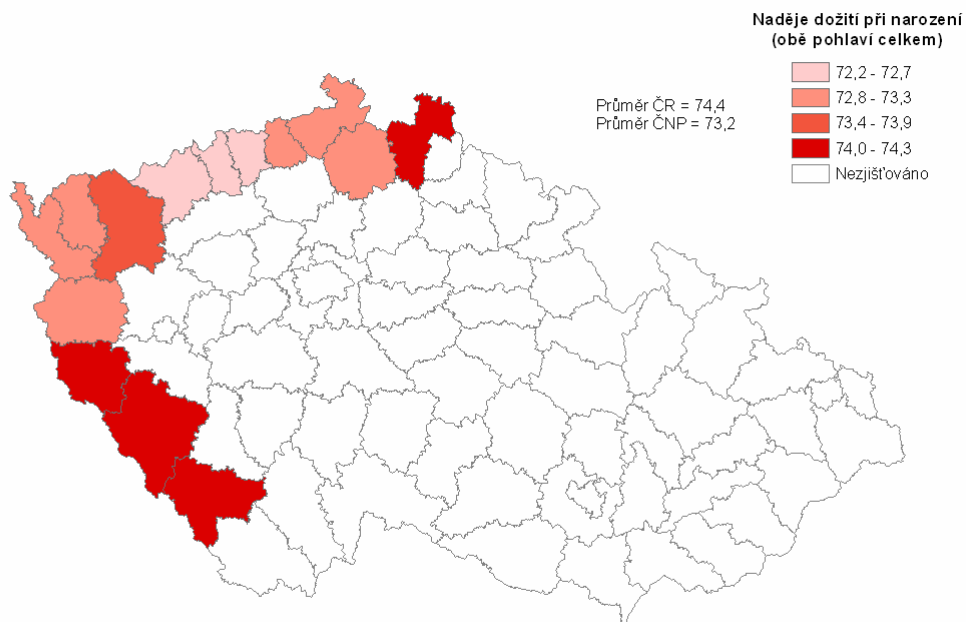
Informaci o změnách v teritoriální struktuře vývoje naděje dožití při narození v česko-německém příhraničí po roce 1990 podávají kartogramy 37–39. Na první pohled je zřejmé, že přes dílčí přesuny některých okresů mezi sousedními intervaly zůstává základní prostorové rozložení okresů z hlediska zkoumaného ukazatele v čase zachováno. Toto zjištění potvrzuje již dříve vyslovené teze o komplexním územním rozsahu působení změn v úrovni úmrtnosti.

Pokud jde o aspekt územní integrity, pozorujeme v analyzovaném období její postupný nárůst. Ten se projevuje v četnějším výskytu územně souvislých skupin okresů velmi podobných hodnot ve druhém a třetím období. Na počátku 90. let nacházíme pouze jeden takovýto regionální cluster situovaný ve spodní části bavorského úseku (obr. 37), který sdružuje okresy s nejvyššími hodnotami naděje dožití při narození (Domažlice, Klatovy a Prachatice). Nízký stupeň územní integrity v tomto období může být důsledkem zděděného diferencovaného postavení jednotlivých okresů před rokem 1990, zčásti však může vypovídat i o tom, že pokles intenzity úmrtnosti procházel v příhraničním území na svém počátku turbulentními změnami.

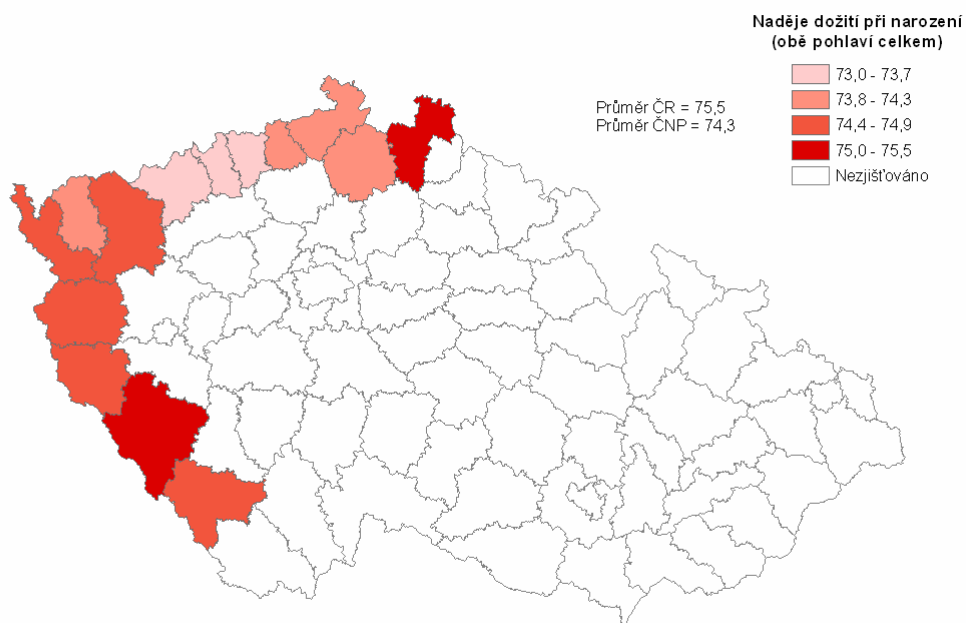
**Obr. 37 – Naděje dožití při narození v okresech česko-německého příhraničí v období 1991–1995**



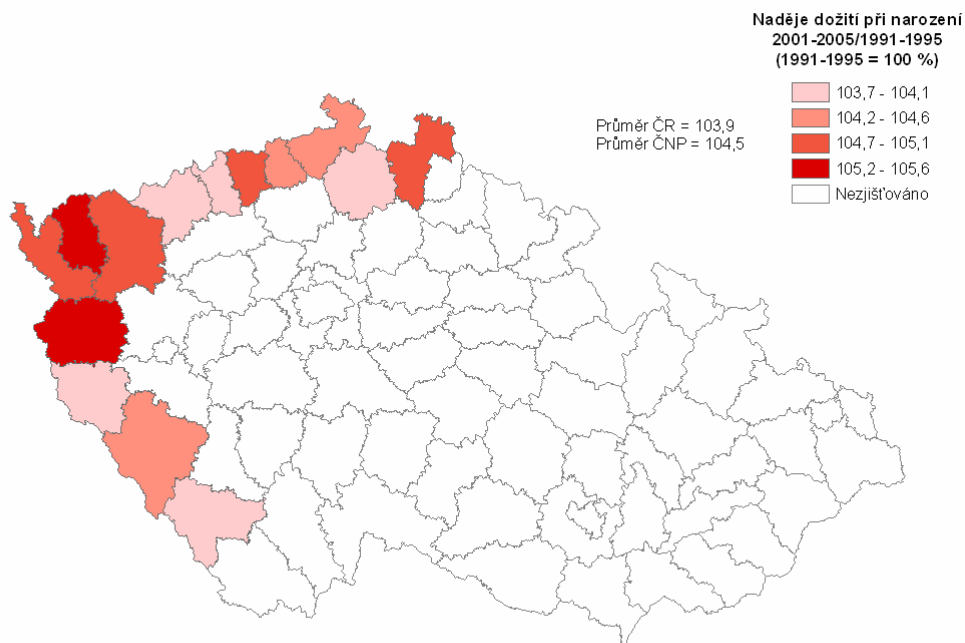
**Obr. 38 – Naděje dožití při narození v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–2000**



**Obr. 39 – Naděje dožití při narození v okresech česko-německého příhraničí v období 2001–2005**



**Obr. 40 – Změna naděje dožití při narození mezi obdobími 1991–1995 a 2001–2005, okresy ČNP, 1991–1995 = 100 %**



Ke konsolidaci situace a konvergenci vývojových trendů v rámci určitých regionů dochází ve druhé polovině 90. let, která se vyznačuje nejvyšší územní kompaktností ze všech tří srovnávaných období. Důkazem je vytvoření 4 samostatných clusterů složených vždy ze tří sousedních okresů (obr. 38). Z předchozího období se zachoval shluk okresů s nadprůměrnými hodnotami naděje dožití při narození ležící v dolní části bavorského příhraničí (Klatovy, Domažlice, Prachatice). Na něj navazuje skupina okresů v nejzápadnějším cípu pohraničí, jejíž naděje dožití se nachází mírně pod příhraničním průměrem (Tachov, Cheb, Sokolov). Podobné hodnoty evidujeme i u okresů Ústí nad Labem, Děčín a Česká Lípa, které tvoří obsah dalšího souvislého clusteru. Oproti počátku 90. let se ještě zcela nově vyprofilovala kompaktní skupina okresů s vůbec nejnižší nadějí dožití, situovaná v pánevní oblasti severních Čech (Most, Teplice, Chomutov).

Částečné pokračování předešlých územních vzorců můžeme spatřovat i v posledním časovém úseku, zvláště v okresech při hranici se Saskem, jejichž regionální obraz naděje dožití při narození se proti druhé polovině 90. let vůbec nezměnil (obr. 39). Změnu regionální diferenciaci v naději dožití při narození tak registrujeme pouze v bavorské části příhraničí, kde okresy s původně mírně podprůměrnou hodnotou naděje dožití (Tachov a Cheb) dostihly některé v předchozích obdobích lépe postavené okresy v dolní části tohoto úseku (Prachatice a Domažlice). Zároveň jsme svědky osamostatnění okresů Liberec a Klatovy ve vedoucí skupině okresů s nejlepší úrovní úmrtnosti.

Jestliže přesuny mezi jednotlivými intervaly nebyly zas až tolik frekventované, ke změnám v pořadí okresů v obou krajních skupinách s extrémními hodnotami docházelo poměrně často (tab. 22). V prvním sledovaném období se nejvyššího věku v průměru dožívali lidé v okrese Domažlice, za nímž následovaly okresy Klatovy a Liberec. V dalších dvou obdobích však vedoucí pozici zaujal okres Liberec a okres Domažlice předstihl i sousední okres Klatovy. Okres Liberec byl navíc v rámci česko-německého příhraničí jediný, u něhož naděje dožití při narození na začátku nového tisíciletí dosáhla průměrné hodnoty stejného ukazatele za ČR. V ostatních 13 okresech byly zaznamenány hodnoty, které se nacházely pod celostátním průměrem. Vůbec nejhorší situace panovala v první polovině 90. let s poměrně výrazným odstupem v okrese Teplice, na konci minulého tisíciletí se na poslední pozici umístil okres Most, aby byl v posledním období vystřídán okresem Chomutov. Jak ovšem dokládá tabulka 22, rozdíly v naději dožití při narození mezi posledními třemi okresy jsou naprosto minimální. Regionální studie jiných autorů však přinesly v tomto kontextu mnohem zásadnější poznatek, a to že severozápadní Čechy, zejména pak okresy Severočeské hnědouhelné pánve, patří jak z hlediska celkové, tak i strukturované úrovně úmrtnosti k nejhorším oblastem v rámci celé republiky (Šrám, 2007; Burcin, Kučera, 2008a).

Z okresních hodnot indexu změny naděje dožití při narození mezi obdobími 1991–1995 a 2001–2005 na první pohled vyplývá, že jsme byli ve všech příhraničních okresech svědky signifikantního růstu naděje dožití při velmi úzkém rozpětí vykázaných relativních změn (mezi 3,7 % a 5,6 %). Ohnisko nejvýznamnějšího prodlužování naděje dožití bylo soustředěno do západního výběžku příhraničního regionu mezi okresy Tachov a Karlovy Vary (obr. 40). Nejnížší relativní přírůstky tohoto souhrnného ukazatele úrovně úmrtnosti byly zaznamenány jak v okresech s původně nadprůměrnými hodnotami naděje dožití (Domažlice, Prachatice), tak trochu překvapivě i v okresech z opačného konce variační řady (Chomutov, Most). Zcela logicky se proto nabízí otázka, jak se tyto souhlasně orientované vývojové tendence změn intenzity úmrtnosti na obou pólech studovaného souboru okresů projeví v chování regionální variability.

Dostatečně uspokojivou odpověď na tuto otázku najdeme v tabulce 23. Na základě vypočtených hodnot elementárních charakteristik variability pro všechna analyzovaná období můžeme konstatovat, že míra meziokresních rozdílů v naději dožití při narození je v česko-německém příhraničí velmi nízká a v celém hodnoceném období vykazuje i relativně značnou stabilitu. K přechodnému, avšak kvantitativně ne příliš významnému snížení absolutní i relativní variability došlo ve druhé polovině 90. let, což ostatně naznačovalo i kompaktní územní rozložení sledovaného ukazatele v kartogramu 38.

Za víceméně konstantním průběhem variability na úrovni celého území podél hranice s Německem se překvapivě skrývá diferencovaný vývoj v jeho dvou vymezených regionech. Zatímco v bavorském příhraničí jsme svědky plynulého vyrovnávání rozdílů mezi okresy v celkové úrovni úmrtnosti, v saském úseku začala po krátkodobém snížení ve druhém období vzájemná rozrůzněnost okresů nabírat opět stoupající tendenci. V posledním období našeho pozorování tak dosahovala relativní variabilita vyjádřená hodnotou variačního koeficientu

v saském příhraničí více než dvojnásobné hodnoty ve srovnání s bavorskou částí. Za podstatně vyšší územní diferenciaci saského příhraničí stojí také skutečnost, že se v něm vyskytují jak okresy s maximální, tak i s minimální hodnotou srovnávaného ukazatele.

**Tab. 23 – Charakteristiky variability naděje dožití při narození v česko-německém příhraničí, 1991–2005, pětiletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí		
	1991–1995	1996–2000	2001–2005
Minimální hodnota	69,69	72,23	72,96
Maximální hodnota	72,24	74,34	75,47
Variační rozpětí	2,55	2,11	2,52
Průměr	71,07	73,24	74,28
Směrodatná odchylka	0,8	0,7	0,8
Variační koeficient (%)	1,1	1,0	1,1
Charakteristika	Bavorské příhraničí		
	1991–1995	1996–2000	2001–2005
Minimální hodnota	70,90	73,07	74,56
Maximální hodnota	72,24	74,15	75,40
Variační rozpětí	1,33	1,08	0,84
Průměr	71,64	73,69	74,83
Směrodatná odchylka	0,6	0,5	0,3
Variační koeficient (%)	0,9	0,7	0,5
Charakteristika	Saské příhraničí		
	1991–1995	1996–2000	2001–2005
Minimální hodnota	69,69	72,23	72,96
Maximální hodnota	72,04	74,34	75,47
Variační rozpětí	2,35	2,11	2,52
Průměr	70,76	72,99	73,98
Směrodatná odchylka	0,71	0,69	0,84
Variační koeficient (%)	1,0	0,9	1,1

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 22.

### 3.3.2 Kvocient kojenecké úmrtnosti

Mezi věkově diferencovanými kategoriemi úmrtnosti, které se na celkovém poklesu intenzity tohoto procesu v České republice po roce 1990 podílely nejvýznamnější měrou, zaujímala vedle úmrtnosti osob v seniorském věku (od věku 65 let výše) přední postavení i úmrtnost dětí v průběhu prvního roku jejich života, všeobecně označovaná jako kojenecká úmrtnost. Jestliže na počátku devadesátých let umíralo před dosažením prvních narozenin téměř jedenáct z každého tisíce živě narozených dětí, potom v roce 2007 dosáhl kvocient kojenecké úmrtnosti bez rozlišení pohlaví u nás rekordně nízké hodnoty 3,1 ‰. Zmenšil se i podíl zemřelých kojenců do jednoho roku věku na absolutním počtu všech zemřelých – z původní hodnoty 1,1 ‰ v roce 1990 na bezmála 0,3 ‰ v roce 2007. Redukce intenzity úmrtnosti v prvním roce života ve sledovaném období na méně než třetinu její úrovně z úvodu 90. let zákonitě přispěla i k prodloužení naděje dožití při narození – u mužů o 0,6 roku a u žen o 0,5 roku (Burcin, 2007).

Polistopadový vývoj analyzovaného ukazatele byl ve znamení rapidního a téměř nepřetržitého poklesu, jehož průběh můžeme rozdělit do dvou etap přibližně vymezených přelomem tisíciletí. První fázi charakterizoval dynamický a vcelku plynulý pokles kvocientu kojenecké úmrtnosti pod hodnotu 5 ‰, která se na přelomu tisíciletí blížila hodnotám dosahovaným v zemích s nejnižší úrovní sledovaného jevu. Ve druhé etapě se tempo poklesu ukazatele zdatelně zpomalilo, což má svou logickou příčinu v přiblížení současné hladiny kvocientu kojenecké úmrtnosti k jejímu přirozenému absolutnímu minimu (Burcin, Kučera, 2008a). Z hlediska aktuální úrovně kojenecké úmrtnosti se Česká republika řadí mezi nejmypělejší země světa. Za hlavní příčinu tohoto příznivého postavení bývá považována vysoká kvalita prenatalní a neonatální lékařské péče projevující se zejména v prevenci vrozených vad (tamtéž).

Tab. 24 – Vývoj kvocientu kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí v období 1992–2007

Území, okres	Období				Index změny (%)
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	2004–2007/ 1992–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>8,7</b>	<b>5,9</b>	<b>3,5</b>	<b>3,6</b>	<b>41,0</b>
Index BP/ČNP	85,9	91,5	71,6	76,0	88,5
Prachatice	9,5	4,1	2,0	2,4	25,1
Domažlice	7,4	6,9	3,2	5,1	69,4
Klatovy	7,4	5,7	2,9	3,8	51,7
Tachov	9,7	5,0	5,1	2,2	22,4
Cheb	9,5	7,7	4,5	4,3	45,3
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>10,9</b>	<b>6,7</b>	<b>5,7</b>	<b>5,3</b>	<b>48,7</b>
Index SP/ČNP	107,8	104,7	115,8	113,3	105,1
Karlovy Vary	11,1	4,4	5,8	4,5	40,5
Sokolov	8,4	5,3	4,8	4,6	54,5
Děčín	13,3	7,8	7,0	4,7	35,5
Chomutov	8,6	6,7	6,8	6,0	69,8
Most	11,5	10,6	6,5	6,2	54,3
Teplice	15,1	9,0	4,5	6,9	45,7
Ústí nad Labem	11,0	7,8	6,3	5,6	51,0
Česká Lípa	10,8	4,4	6,0	5,0	46,3
Liberec	8,1	4,5	3,7	4,1	50,9
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>10,1</b>	<b>6,4</b>	<b>4,9</b>	<b>4,7</b>	<b>46,3</b>
Index ČNP/ČR	118,8	118,4	122,3	138,6	116,7
<b>ČR celkem</b>	<b>8,5</b>	<b>5,4</b>	<b>4,0</b>	<b>3,4</b>	<b>39,7</b>

**Poznámky:** Hodnota kvocientu kojenecké úmrtnosti za čtyřleté období byla vypočtena jako průměr 4 ročních kvocientů a je vyjádřena v promile; hodnoty indexu změny jsou udány v procentech. Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroje:**

Hodnoty kvocientu kojenecké úmrtnosti v jednotlivých okresech vycházejí z publikací Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

Údaje pro „ČR celkem“ byly převzaty z publikací Populační vývoj České republiky 1990–2002 (data za roky 1992–2001) a Populační vývoj České republiky 2007 (data za roky 2002–2007).

Podobně jako v případě celkové úrovně úmrtnosti měl i pokles kojenecké úmrtnosti celoplošný charakter. Úroveň kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí byla na začátku transformačního období zhruba o čtvrtinu nad celostátním průměrem, což vytvářelo přirozené předpoklady pro její intenzivnější snižování (tab. 24). Jako poměrně překvapivé zjištění se v tomto ohledu proto jeví skutečnost, že snižování intenzity úmrtnosti v prvním roce života probíhalo v česko-německém příhraničí ve srovnání s průměrem ČR pomalejším tempem. Tento vcelku nečekaný vývoj má svou příčinu ve změnách v posledním sledovaném období, kdy došlo v příhraničí prakticky k zastavení poklesu kojenecké úmrtnosti při jejím současném mírném snižování na úrovni ČR. Relativní zaostávání území podél hranice s Německem za zbytkem republiky z hlediska kojenecké úmrtnosti se tak ještě více prohloubilo.

Situace uvnitř příhraničí se liší jak dosahovanou úrovní analyzovaného ukazatele, tak vykazovanou dynamikou jeho poklesu (tab. 24). Plynulé, avšak méně intenzivní snížení hladiny úmrtnosti v průběhu prvního roku života registrujeme v saském úseku, který má z obou srovnávaných celků ve všech fázích vývoje zároveň i vyšší hodnotu, výrazně překračující průměr ČR. Počet zemřelých kojenců do jednoho roku věku na 1 000 živě narozených v bavorském příhraničí se naproti tomu průměrné celostátní hodnotě postupně přibližuje, aby ji v období 2000–2003 poprvé prolomil. V nadcházejícím časovém úseku jsme však svědky nepatrného zhoršení kvocientu kojenecké úmrtnosti v tomto území, čímž se pořadí obou celků opět mění. Diferencovaný vývoj intenzity úmrtnosti v prvním roce života na příkladu studovaných příhraničních regionů poměrně jasně zpochybňuje původně předpokládanou kauzální závislost, že zaznamenané tempo poklesu kojenecké úmrtnosti bude přímo úměrné její výchozí úrovni. Jako pravděpodobnější se naopak jeví hypotéza, že dynamika změn v úrovni kojenecké úmrtnosti bude záviset spíše na různých vnějších vlivech kvalitativní povahy. Tyto faktory se pokusíme blíže identifikovat v rámci vícerozměrné statistické analýzy v nadcházející kapitole.

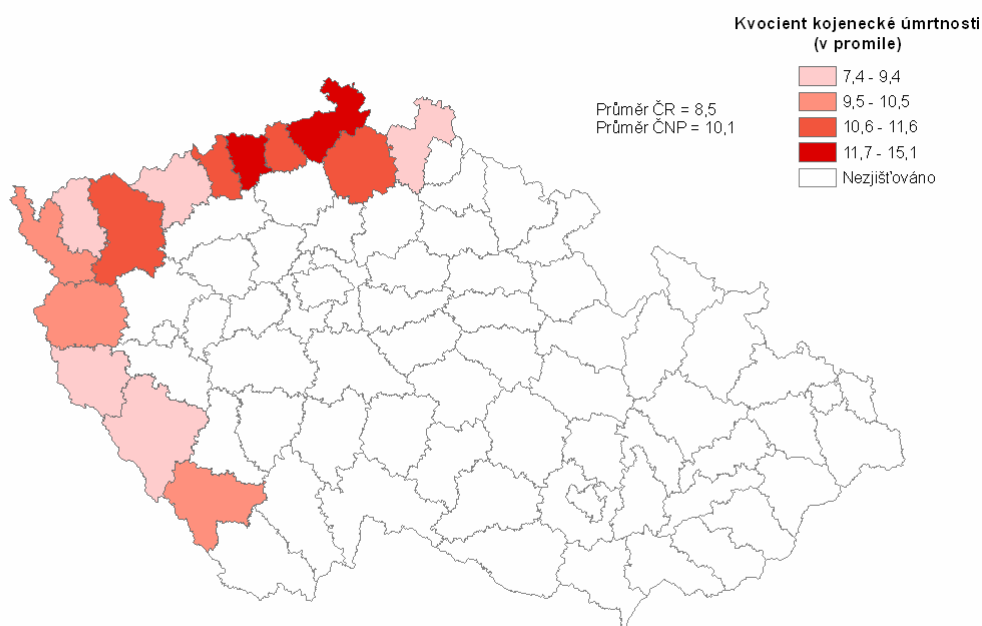
Proměnu regionální diferenciace kvocientu kojenecké úmrtnosti na úrovni okresů v čase zachycují kartogramy 41–44. Při jejich vzájemném srovnání je na první pohled patrné, že se vyznačují poměrně frekventovanými změnami. Časté přesuny okresů mezi jednotlivými skupinami mohou být do značné míry způsobeny náhodnými výkyvy hodnoceného ukazatele v důsledku příliš nízkého počtu sledovaných událostí, ačkoliv jsme se tomuto metodickému problému snažili agregací ročních hodnot ukazatele do čtyřletých intervalů předejít. Pravděpodobně však proměnlivé regionální struktury vypovídají spíše o rozdílném časovém průběhu a nerovnoměrné dynamice poklesu kojenecké úmrtnosti v jednotlivých okresech.

Značná nestálost a územní rozmanitost vývoje se přirozeně projevuje v omezeném výskytu regionálních clusterů. Určitý náznak územního sladění úrovně úmrtnosti v prvním roce života můžeme spatřit ve střední a horní části saského příhraničí teprve na konci 90. let (obr. 42). Vytvoření rozsáhlejších shluků sousedních okresů blízkých hodnot datujeme však až s příchodem nového tisíciletí, kdy se ve spodní polovině bavorského příhraničí profiluje oblast nejnižší úrovně kojenecké úmrtnosti, na níž plynule navazuje souvislé území s vyšší, ovšem v rámci česko-německého příhraničí stále spíše podprůměrnou hodnotou pozorovaného

ukazatele, které se rozprostírá mezi okresy Tachov a Sokolov. V převážné části saského příhraničí je ale regionální obraz kvocientu kojenecké úmrtnosti v tomto období značně diferencovaný (obr. 43). Situace v tomto úseku příhraničí se mění v posledním sledovaném období, kdy můžeme zřetelně identifikovat kompaktní oblast nadprůměrné úrovně kojenecké úmrtnosti tvořenou okresy Severočeské hnědouhelné pánve. V západní části příhraničí na území okresů Karlovarského kraje vzniká potom další souvislý region charakteristický mírně podprůměrnou hodnotou analyzovaného ukazatele vůči zbytku příhraničí. V kontrastu s předchozím časovým úsekem pozorujeme zřetelnou divergenci vývoje v okresech podél hranice s Bavorskem (obr. 44).

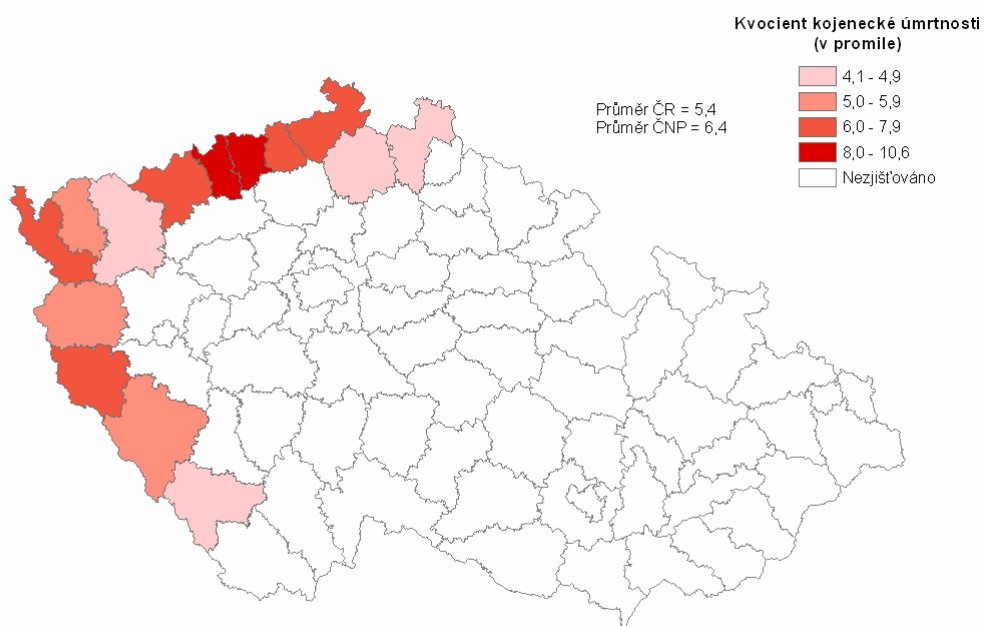
Zvýšená variabilita územního rozložení se projevuje i v častých změnách okresů s krajními hodnotami. Jedinou pravidelností opakující se ve všech čtyřech srovnávaných obdobích je skutečnost, že absolutně nejnižší hodnota kvocientu kojenecké úmrtnosti pochází vždy z okresu v bavorském příhraničí, maximální hodnota se naproti tomu pokaždé vyskytuje v okrese ze saské části. Nejméně zemřelých kojenců na 1 000 živě narozených připadalo na počátku 90. let v okresech Domažlice a Klatovy. V dalších dvou obdobích se absolutní minimum přesunulo do okresu Prachatice a v posledním časovém úseku vykazoval nejnižší hladinu kojenecké úmrtnosti v rámci česko-německého příhraničí okres Tachov. Na opačném pólu figuroval v úvodním a závěrečném období okres Teplice, který byl na konci 90. let vystřídán okresem Most. Na přelomu tisíciletí převzal krátkodobě pozici okresu s nejhorší úrovní kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí okres Děčín.

**Obr. 41 – Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**

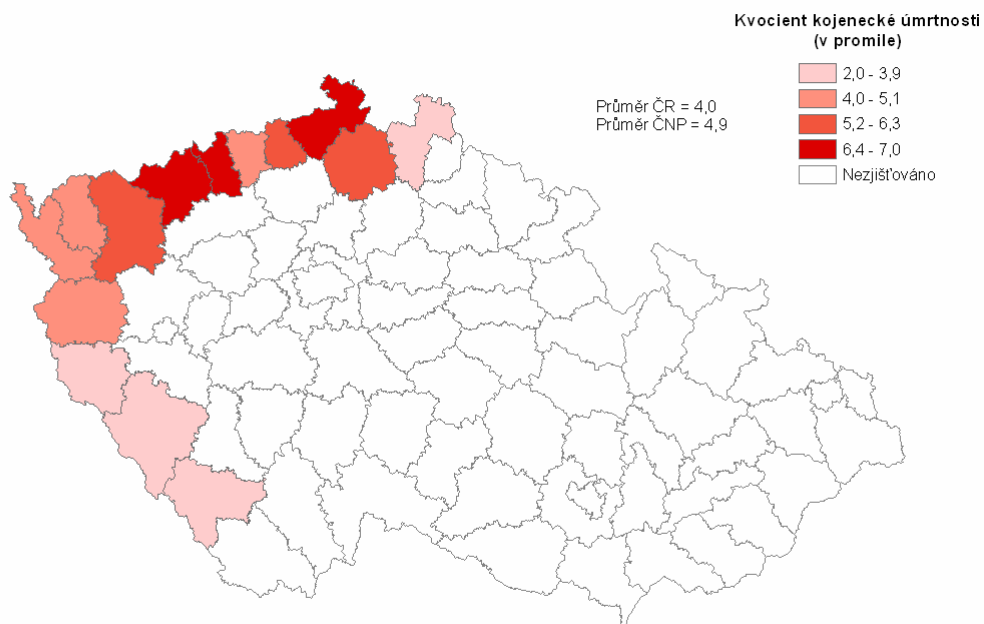




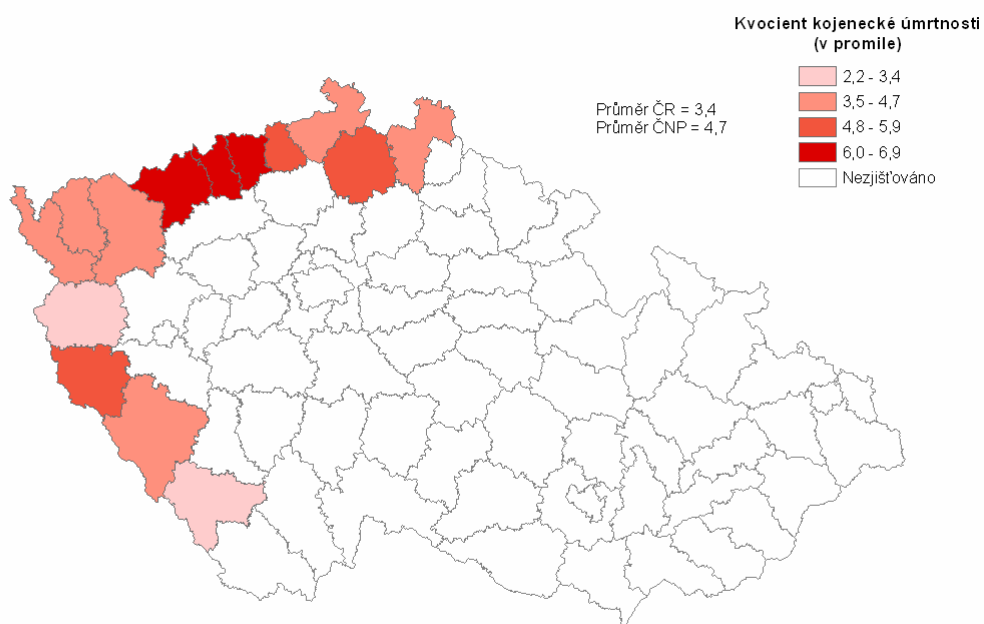
**Obr. 42 – Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



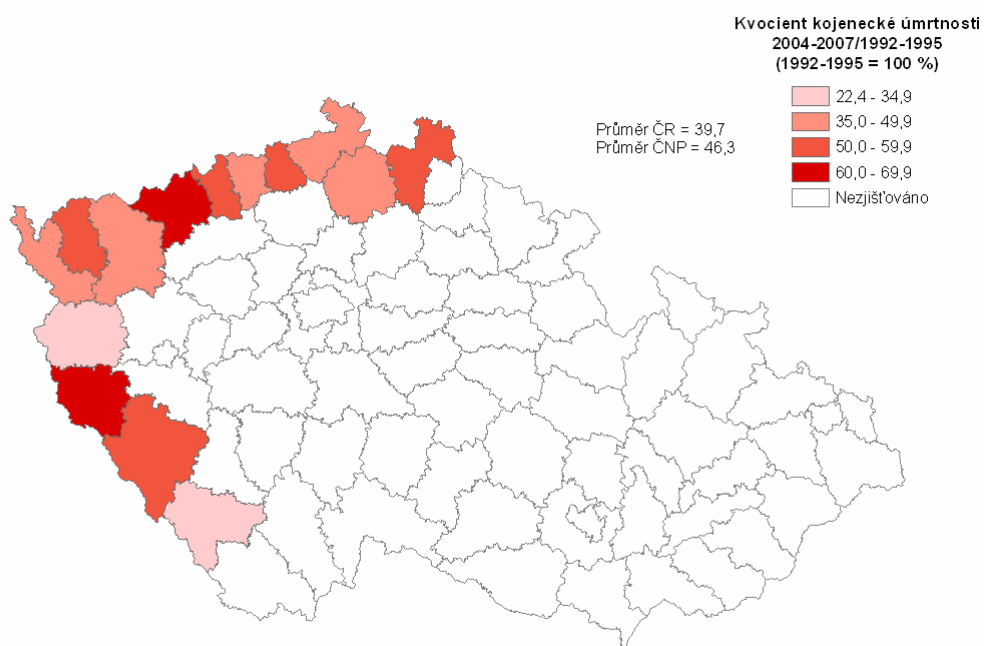
**Obr. 43 – Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 44 – Kvocient kojenecké úmrtnosti v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 45 – Změna kvocientu kojenecké úmrtnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %**



Kartogram znázorňující změnu intenzity úmrtnosti v prvním roce života mezi počátečním a závěrečným obdobím sledování (obr. 45) je potřeba interpretovat vzhledem k nestálosti vývojových trendů a neukončenosti kvantitativních změn s notnou dávkou opatrnosti. K určité „devalvaci“ získaných výsledků přispívá i skutečnost, že v celkem pěti okresech došlo po dosažení velmi nízkých hodnot kvocientu kojenecké úmrtnosti na začátku nového tisíciletí v posledním období překvapivě k jeho mírnému růstu. Otázkou zůstává, do jaké míry může za tento nečekaný zvrat ve vývoji skutečně zhoršení úmrtnostních poměrů kojenců a do jaké míry jde pouze o vliv náhodných výkyvů. Obraz územního rozložení relativního poklesu kojenecké úmrtnosti mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007 je značně nekompaktní, a neumožňuje nám proto formulovat žádné obecnější závěry, proto se v hodnocení intenzity zaznamenaných změn omezíme na komentář číselných hodnot v tabulce 24.

Největší pokles úrovně úmrtnosti kojenců v průběhu prvního roku života zhruba na pětinu výchozího stavu zaznamenaly okresy Tachov a Prachatice. K více než 50% snížení z původní hodnoty kvocientu došlo ještě v okresech Děčín, Karlovy Vary, Cheb, Teplice a Česká Lípa. Přibližně poloviční úroveň kojenecké úmrtnosti ve srovnání s počátkem 90. let registrujeme v závěrečné fázi našeho pozorování v okresech Klatovy, Ústí nad Labem a Liberec. Nejmenší pokles počtu zemřelých z 1 000 živě narozených na necelou třetinu referenční hodnoty vykázaly okresy Chomutov a Domažlice, přičemž u druhého jmenovaného je dosažený výsledek významně poznamenán již zmiňovaným zvýšením hladiny kvocientu v posledních letech.

Dosavadní poznatky o průběhu změn v intenzitě kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí v transformačním období potvrzuje i vývoj základních charakteristik meziokresní variability (tab. 25). Jejich hlavní vlastností je především značná rozkolísanost, patrná jak na úrovni příhraničí jako celku, tak i v obou jeho vymezených regionech. Variační koeficient, který můžeme s ohledem na měnící se průměrnou hodnotu kvocientu kojenecké úmrtnosti považovat za nejreprezentativnější charakteristiku pro měření variability v souboru příhraničních okresů, dosahuje navíc velmi vysokých hodnot, jež vypovídají o značné míře rozptýlenosti okresních hodnot sledovaného ukazatele ve zkoumaném území.

Zajímavým zjištěním je rovněž protichůdný vývoj úrovně variability při srovnání obou příhraničních úseků. Jestliže v bavorském příhraničí jsme v rámci analyzovaného časového období svědky prudkého nárůstu relativní variability na téměř trojnásobnou úroveň, v okresech při hranici se Saskem registrujeme po přechodném zvýšení územních rozdílů na konci 90. let ve zbytku období její dramatický pokles. Pořadí obou územních celků z hlediska dosahované míry variability se tak v novém tisíciletí oproti situaci z 90. let vyměnilo.

Vzhledem k přiblížení kvocientu kojenecké úmrtnosti minimální biologicky možné hranici by se dalo v dohledném časovém horizontu při pokračování dosavadních příznivých tendencí předpokládat, že se začnou územní rozdíly mezi okresy v česko-německém příhraničí postupně vyrovnávat. Recentní vývoj variability při hranici s Bavorskem však tomuto trendu příliš nenasvědčuje.

**Tab. 25 – Charakteristiky variability kvocientu kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	7,4	4,1	2,0	2,2
Maximální hodnota	15,1	10,6	7,0	6,9
Variační rozpětí	7,7	6,5	5,0	4,7
Průměr	10,1	6,4	4,9	4,7
Směrodatná odchylka	2,2	2,0	1,6	1,3
Variační koeficient (%)	21,9	30,9	31,6	28,5
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	7,4	4,1	2,0	2,2
Maximální hodnota	9,7	7,7	5,1	5,1
Variační rozpětí	2,3	3,6	3,1	3,0
Průměr	8,7	5,9	3,5	3,6
Směrodatná odchylka	1,2	1,4	1,3	1,3
Variační koeficient (%)	13,5	24,5	35,5	35,5
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	8,1	4,4	3,7	4,1
Maximální hodnota	15,1	10,6	7,0	6,9
Variační rozpětí	6,9	6,3	3,3	2,7
Průměr	10,9	6,7	5,7	5,3
Směrodatná odchylka	2,3	2,3	1,1	0,9
Variační koeficient (%)	21,2	33,5	19,5	17,5

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 24.

### 3.3.3 Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy

Příčiny úmrtí patří vedle věku a pohlaví k hlavním diferenačním znakům v rámci studia rozdílů v úrovni úmrtnosti. Je tomu tak zejména proto, jelikož specifické rozdíly v úrovni úmrtnosti podle pohlaví a věku lze explicitně vysvětlit zvláštnostmi struktury úmrtnosti podle příčin (Kučera, Burcin, 2002). Skupina nemocí oběhové soustavy byla vybrána jako reprezentant kategorie příčin úmrtí na základě věcných argumentů a objektivních faktů. Prvním důvodem je skutečnost, že nemoci oběhové soustavy představují nejčastější příčinu smrti obyvatel České republiky. Kromě toho mají ze všech skupin příčin smrti i nejvyšší intenzitu. Pro volbu nemocí oběhové soustavy hovoří také fakt, že z hlediska vývoje počtu úmrtí mezi roky 1990 a 2007 došlo k nejvýznamnější změně právě u nich. V neposlední řadě jsou mimořádné i tím, že jejich pokles v transformačním období nejvíce přispěl k prodloužení průměrné délky života (Burcin, Kučera, 2008a; Rychtaříková, 2002). Výše uvedená fakta ukazují, že nemoci oběhové soustavy můžeme považovat za nejvhodnější skupinu pro podchycení změn v úrovni úmrtnosti podle příčin smrti. Mezi nejvýznamnější nemoci této kategorie řadíme zejména akutní infarkt myokardu, ischemické choroby srdeční a cévní nemoci mozku.

Vývoj úmrtnosti na nemoci oběhového ústrojí se v transformačním období nesl podobně jako vývoj celkové úmrtnosti ve znamení příznivých trendů. Mezi roky 1990 a 2007 zaznamenal počet úmrtí na tuto příčinu úbytek bezmála o 20 tis. případů, tedy o více než jednu čtvrtinu. Díky vysoké dynamice dosaženého poklesu se snížilo i zastoupení nemocí oběhové soustavy na celkovém počtu úmrtí z 56,0 % v roce 1990 na 50,1 % v roce 2007. Význam těchto pozitivních změn ještě zesiluje skutečnost, že k nim docházelo na pozadí akcelerujícího procesu demografického stárnutí. Právě z důvodu intenzivní transformace věkové struktury české populace v hodnoceném období byly za účelem získání co možná nejpřesnějšího obrazu o rozsahu změn v úrovni úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy vypočtené hrubé míry standardizovány.

**Tab. 26 – Vývoj standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v česko-německém příhraničí v období 1992–2007**

Území, okres	Období				Index změny (%)
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	2004–2007/ 1992–1995
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>601,6</b>	<b>542,9</b>	<b>467,4</b>	<b>425,8</b>	<b>70,8</b>
Index BP/ČNP	98,4	98,1	94,7	96,5	98,0
Prachatice	637,2	564,2	506,1	443,9	69,7
Domažlice	622,1	521,8	480,5	454,6	73,1
Klatovy	529,5	517,3	471,1	412,9	78,0
Tachov	638,1	577,0	460,0	425,7	66,7
Cheb	580,9	534,2	419,5	392,1	67,5
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>616,3</b>	<b>559,6</b>	<b>508,4</b>	<b>450,0</b>	<b>73,0</b>
Index SP/ČNP	100,9	101,1	103,0	102,0	101,1
Karlovy Vary	560,9	500,0	423,3	392,4	70,0
Sokolov	612,3	562,0	514,4	448,2	73,2
Děčín	637,6	585,4	538,2	453,4	71,1
Chomutov	576,6	545,0	523,8	466,0	80,8
Most	666,5	609,8	570,2	563,1	84,5
Teplice	706,0	658,7	585,2	500,9	71,0
Ústí nad Labem	587,2	491,0	468,8	396,4	67,5
Česká Lípa	618,4	582,1	503,6	441,3	71,4
Liberec	581,3	502,6	447,8	388,3	66,8
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>611,0</b>	<b>553,6</b>	<b>493,8</b>	<b>441,4</b>	<b>72,2</b>
Index ČNP/ČR	106,8	108,6	107,3	109,9	102,9
<b>ČR celkem</b>	<b>571,9</b>	<b>509,6</b>	<b>460,0</b>	<b>401,6</b>	<b>70,2</b>

**Poznámky:** Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

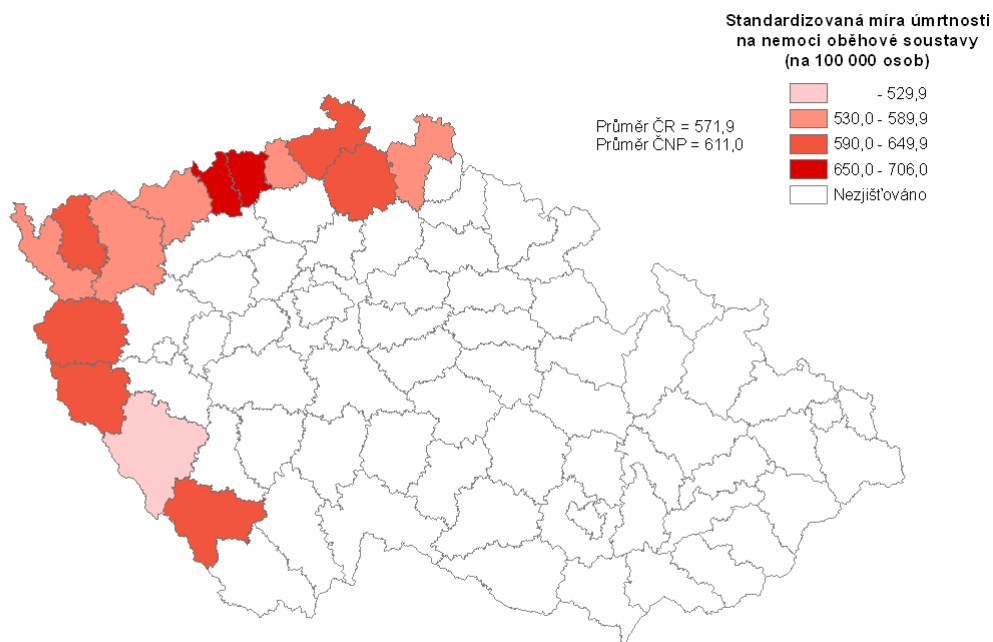
**Zdroje:** Počty zemřelých na nemoci oběhové soustavy v členění podle věku poskytl pro analyzované období, vybrané okresy a celou ČR Ing. Polášek z Českého statistického úřadu.

Křivka intenzity úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v česko-německém příhraničí v hodnoceném období v podstatě kopírovala plynulou, sestupnou trajektorii zaznamenanou na úrovni průměru ČR. Jedinou markantní odlišností obou srovnávaných území tak byla rozdílná úroveň sledovaného ukazatele. Jak si můžeme všimnout v tabulce 26, oblast podél hranice s Německem si v celém polistopadovém vývoji udržovala o trochu vyšší intenzitu, přičemž vzájemný relativní rozdíl se v posledních letech nepatrně prohloubil. Přesto je snížení

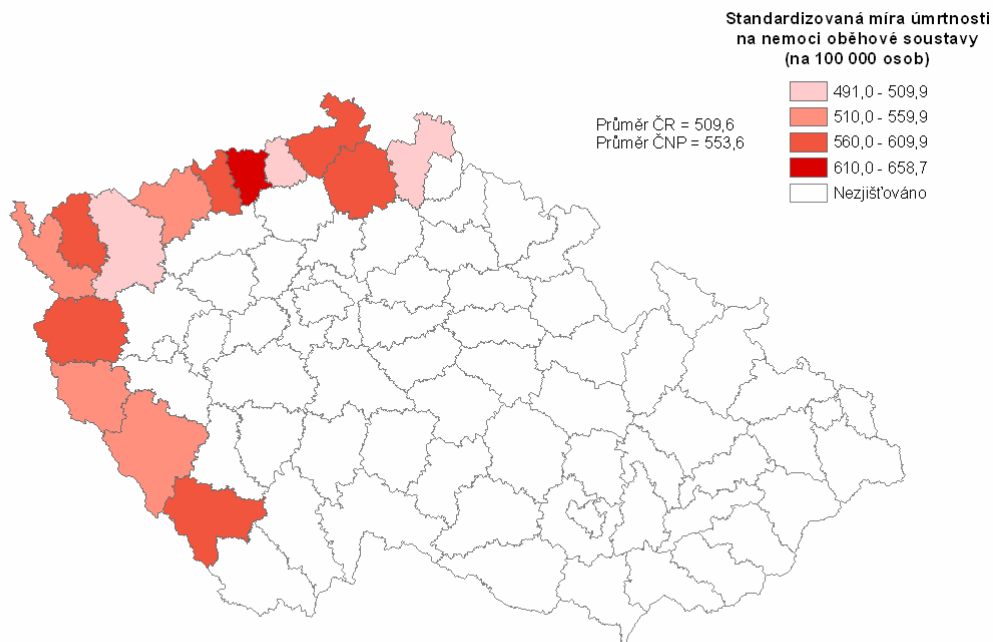
standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy ve studovaném období o více než čtvrtinu jasným důkazem toho, že se zkvalitnění zdravotní péče a zlepšení podmínek života obyvatel zásadním způsobem projevilo i v příhraničním území.

Ze srovnání standardizovaných měr úmrtnosti na nemoci oběhového systému v obou příhraničních úsecích vyplývají stejné obecné závěry jako v případě naděje dožití při narození i kvocientu kojenecké úmrtnosti – o něco příznivější úmrtnostní poměry panují v okresech podél bavorské hranice, ačkoliv i tak v každém sledovaném období zaostávají za celostátním průměrem (tab. 26). Největší přiblížení standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhového ústrojí v bavorském příhraničí průměrné hodnotě ČR pozorujeme v období 2000–2003, přičemž ve stejném časovém úseku dochází zároveň k nejvýraznější diferenci mezi oběma příhraničními celky. Příčinu tohoto vývoje můžeme spatřovat v prudkém propadu analyzovaného ukazatele podél bavorské hranice na přelomu tisíciletí, který je však v závěrečném období vykompenzován razantním zpomalením své dynamiky. Snižování intenzity úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v saském příhraničí probíhalo naproti tomu více rovnoměrně. Vzhledem k jeho celkově pomalejšímu tempu se však pomyslné nůžky mezi oběma příhraničními úseky mezi počátkem a koncem pozorování ještě více rozevřely.

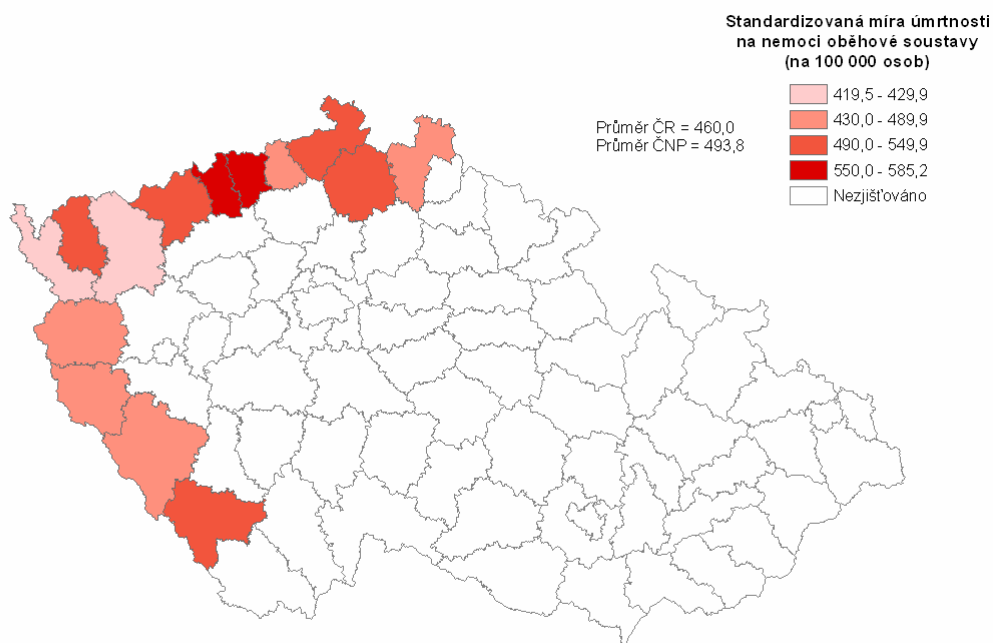
**Obr. 46 – Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



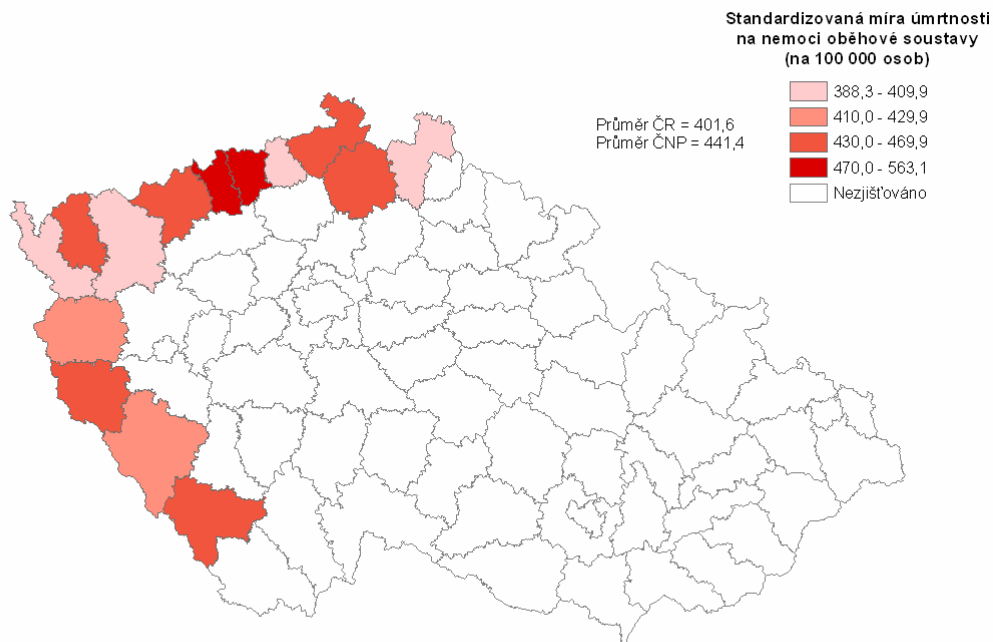
**Obr. 47 – Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



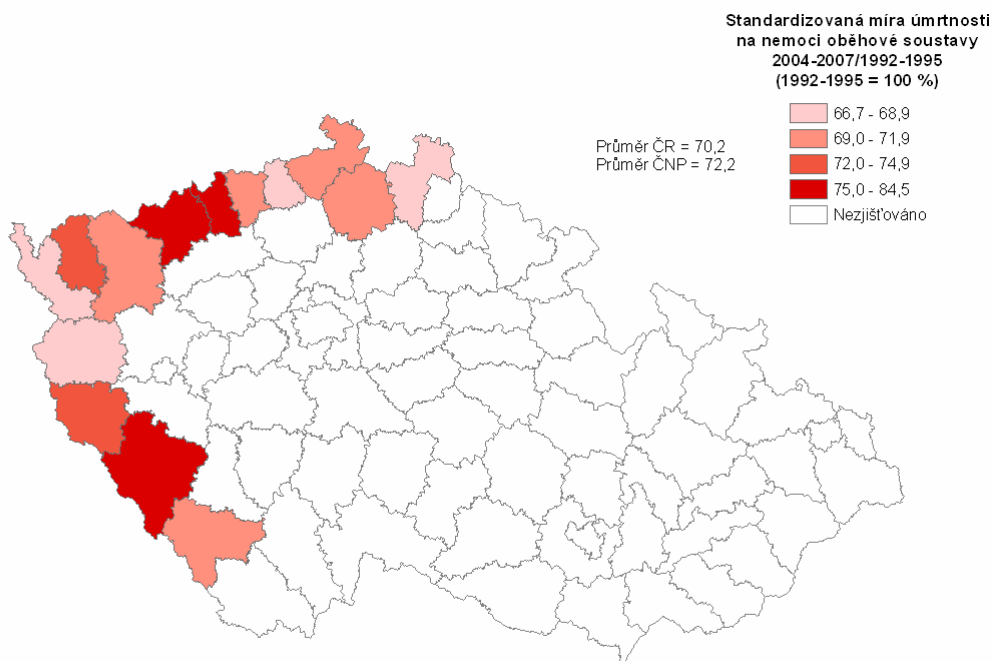
**Obr. 48 – Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 49 – Standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 50 – Změna standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007, okresy ČNP, 1992–1995 = 100 %**





Při studiu územní diferenciaci hodnoceného ukazatele v transformačním období si můžeme na první pohled všimnout značné teritoriální heterogenity a relativně časté proměnlivosti regionálních struktur (obr. 46–49). Zákonitým důsledkem tohoto vývoje je nízký stupeň územní integrity, dokumentovaný na omezeném výskytu souvislých regionálních clusterů blízkých hodnot. V úvodním období registrujeme určitý náznak kompaktnosti územního rozložení, projevující se vznikem čtyř shluků tvořených vždy dvěma sousedními okresy (obr. 46). Některé z nich si udržují i výraznou stabilitu v čase. To se týká zejména seskupení okresů Děčín a Česká Lípa, vyskytující se ve všech čtyřech analyzovaných obdobích, ale i dvojice okresů v Severočeské pánvi Most a Teplice, které nacházíme ve společném intervalu s výjimkou období 1996–1999 rovněž ve všech úsecích pozorování. K radikální proměně regionální struktury dochází ve druhé polovině 90. let, což lze jednoznačně přičíst značně diferencovanému poklesu úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v saském příhraničí (obr. 47). V bavorském úseku naproti tomu pozorujeme zřetelné konvergenční tendence. Další intenzivní transformaci předchozích územních vzorců registrujeme na začátku nového tisíciletí (obr. 48). V tomto období se podél bavorské hranice zároveň profiluje jediný regionální cluster v celém polistopadovém vývoji úmrtnosti na zkoumanou skupinu příčin smrti tvořený třemi okresy.

Územní rozložení zaznamenané v posledním časovém úseku (obr. 49) doznalo oproti předchozímu období relativně malého počtu změn, což by mohlo nasvědčovat postupné stabilizaci regionálních struktur. Charakter těchto změn však naznačuje spíše další nárůst kvantitativního rozrůznění okresů, zejména v saském příhraničí.

Pohled na zastoupení okresů s extrémními hodnotami vypovídá o rozdílném vývoji na obou koncích variačních řad (tab. 26). Zatímco kategorie maximálních hodnot má po většinu pozorování stabilní obsazení, v případě nejnižších hodnot registrujeme v každém hodnoceném období jiný okres. Po celá devadesátá léta i na začátku nového tisíciletí si nejvyšší standardizovanou míru úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy udržuje okres Teplice. V důsledku mimořádného snížení úmrtnosti v závěrečném období si s ním však jeho pozici vyměnil okres Most. Jako okres s nejnižší úrovní úmrtnosti na nemoci oběhového systému v česko-německém příhraničí figuroval v první polovině 90. let s velkým náskokem okres Klatovy. Kromě něho se nižší hodnotou sledovaného ukazatele ve srovnání s průměrem ČR mohl pochlubit ještě okres Karlovy Vary, zbytek příhraničních okresů za republikovým průměrem zaostával. Ve druhém hodnoceném období se na prvním místě ocitl okres Ústí nad Labem, následovaný okresy Karlovy Vary a Liberec. Všechny tyto okresy měly současně příznivější úroveň úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy ve srovnání s průměrnou hodnotou za celou ČR. Záslouhou dynamického propadu standardizované míry na počátku nového tisíciletí se na čele příhraničních okresů nově usadil okres Cheb. Na druhém a třetím místě se stejně jako v předcházejícím období umístily okresy Karlovy Vary a Liberec. V posledním analyzovaném časovém úseku patřila absolutně nejnižší hodnota standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhového ústrojí okresu Liberec, za nímž s těsným odstupem následovaly okresy Cheb, Karlovy Vary a Ústí nad Labem. Počet okresů s hodnotou zkoumaného ukazatele pod celostátním průměrem se rozšířil na čtyři. Navzdory pozitivnímu vývoji u okresů s nejnižší

úrovni úmrtnosti na sledovanou kategorii příčin se relativní postavení česko-německého příhraničí vůči průměru ČR v transformačním období mírně zhoršilo, což signalizuje na pomalé zlepšování úmrtnostní situace na opačném konci variační řady.

Z vypočtených hodnot relativní změny standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhového systému mezi úvodním a závěrečným obdobím je na první pohled patrné, že k poklesu došlo u všech okresů česko-německého příhraničí, odlišovaly se však jeho různou intenzitou (viz tab. 26). Nejvýraznější zlepšení úmrtnostních poměrů na nemoci oběhové soustavy, vyjádřené snížením standardizované míry zhruba o třetinu, zaznamenaly okresy Tachov, Liberec, Cheb a Ústí nad Labem (obr. 50). S výjimkou okresu Tachov se tak zastoupení okresů s největším poklesem zkoumaného ukazatele shoduje s intervalovou skupinou okresů s nejnižšími hodnotami v posledním sledovaném období. Jednoznačně nejméně dynamickou změnu intenzity úmrtnosti na zkoumanou skupinu příčin smrti pouze o 15 % vykázal okres Most, o necelou pětinu se snížila v okrese Chomutov a o trochu více v okrese Klatovy. Zatímco v případě okresu Klatovy se jednalo o relativní zhoršení postavení v rámci příhraničí u okresu s nejlepší výchozí úrovní, okres Most patřil dlouhodobě na opačný konec žebříčku. Zaznamenaný vývoj indexu změny mezi oběma krajními úseky transformačního období by tak mohl naznačovat pravděpodobné prohloubení meziokresních rozdílů v česko-německém příhraničí.

O správnosti této úvahy nás přesvědčují hodnoty charakteristiky relativní variability prezentované v tabulce 27. Ta představuje i v případě standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy vzhledem k její vytrvale klesající průměrné hodnotě nejvhodnější charakteristiku pro měření rozrůzněnosti souboru vybraných okresů. U množiny 14 okresů česko-německého příhraničí pozorujeme ve všech čtyřech sledovaných obdobích kontinuální vzestup variačního koeficientu čítající v závěrečném období necelou polovinu hodnoty z počátku 90. let. Mezi posledními dvěma časovými úseky v novém tisíciletí ovšem registrujeme zpomalení nárůstu variačního koeficientu, přecházející u směrodatné odchylky dokonce v mírný pokles. Recentní změny ve vývoji různě vyjádřené variability by tak mohly predikovat možný obrat dosavadního trendu prohlubování meziokresních rozdílů na úrovni celého příhraničí.

O žádném vývojovém zvratu nelze doposud hovořit v případě saského příhraničí, kde dochází po celé hodnocené období k plynulému zvyšování relativní variability o téměř dvě třetiny ve srovnání s výchozím stavem. Nárůst diferenciací zkoumaného ukazatele úmrtnosti uvnitř souboru saských okresů podtrhuje i fakt, že se i přes neustálé snižování průměru zvětšuje rozpětí obou krajních hodnot.

Ačkoliv variační koeficient dosahoval na počátku 90. let v okresech podél bavorské hranice prakticky stejné výše jako v saském příhraničí, jejich odlišný vývoj v následující dekádě způsobil, že se v posledním období nacházel na méně než polovině saské hodnoty. Za celkovým poklesem relativní variability v bavorském příhraničí se ovšem skrývá značně nerovnoměrný vývoj. Absolutně nejnižší míra rozrůzněnosti v tomto regionu byla zjištěna ve druhé polovině 90. let, v úvodu nového tisíciletí následovalo její krátkodobé zvýšení, aby se v dalším období

2004–2007 variační koeficient opět snížil. Ve vymezeném časovém rámci zaznamenané trendy relativní variability standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy na úrovni obou příhraničních regionů můžeme shrnout konstatováním, že zatímco v území při hranici se Saskem jsme svědky neustálého prohlubování meziokresních rozdílů, v bavorském úseku příhraničí registrujeme spíše jejich postupné vyrovnávání.

**Tab. 27 – Charakteristiky variability standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	529,5	491,0	419,5	388,3
Maximální hodnota	706,0	658,7	585,2	563,1
Variační rozpětí	176,5	167,7	165,7	174,8
Průměr	611,0	553,6	493,8	441,4
Směrodatná odchylka	45,7	47,2	50,2	48,1
Variační koeficient (%)	7,5	8,5	10,2	10,9
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	529,5	517,3	419,5	392,1
Maximální hodnota	638,1	577,0	506,1	454,6
Variační rozpětí	108,6	59,7	86,6	62,4
Průměr	601,6	542,9	467,4	425,8
Směrodatná odchylka	46,5	26,4	31,7	24,8
Variační koeficient (%)	7,7	4,9	6,8	5,8
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	560,9	491,0	423,3	388,3
Maximální hodnota	706,0	658,7	585,2	563,1
Variační rozpětí	145,1	167,7	161,9	174,8
Průměr	616,3	559,6	508,4	450,0
Směrodatná odchylka	47,1	56,2	54,1	56,7
Variační koeficient (%)	7,6	10,0	10,6	12,6

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 26.

### 3.4 Přirozená reprodukce a migrace

Procesy přirozené reprodukce a migrace představují elementární komponenty, které určují celkový početní vývoj tzv. otevřené populace. Jednotlivé složky mají při ovlivňování populačního vývoje zpravidla různou váhu, která se v důsledku modifikace vnějších podmínek determinujících úroveň těchto procesů v čase mění. V České republice si dominantní postavení z hlediska vlivu na početní stav populace dlouhodobě udržovala přirozená měna. V polistopadové éře zaznamenaný bezprecedentní pokles plodnosti a porodnosti společně s nárůstem významu zahraniční migrace ovšem způsobily, že je od roku 2003 vývoj počtu obyvatel České republiky primárně určován migrační bilancí (Burcin, Kučera, 2008a).

Transformační období přineslo nejen zvrat v rozdělení dosavadních rolí obou komponent při utváření populačního vývoje České republiky, ale i pronikavé kvalitativní změny z hlediska jejich vnitřní struktury a charakteru. V případě přirozené měny jsme byli od roku 1994 svědky posílení pozice úmrtnosti na úkor porodnosti, což se projevovalo v každoročních úbytcích počtu obyvatel. Teprve v roce 2006 byl opět registrován vyšší počet narozených než zemřelých a oba demografické procesy si své postavení v rámci určování charakteru přirozené reprodukce vyměnily.

Potenciál dynamicky se rozvíjející tržní ekonomiky v prostředí demokratického politického systému vedl rovněž k zásadní transformaci charakteru migračních pohybů. Česká republika se v tomto kontextu po roce 1989 rychle proměnila ze země emigrační v imigrační a postupně opouštěla i svou pověst tranzitní země, neboť pro stále větší počet přichozích imigrantů se stávala destinací cílovou. (Bartoňová, 2002 a 2008a). Další impuls k nárůstu intenzity zahraniční migrace představoval vstup České republiky do Evropské unie v roce 2004, který na straně jedné podstatně usnadnil proces stěhování mezi ČR a ostatními členskými státy, na straně druhé však přinesl významné změny v migrační legislativě<sup>4</sup> a v metodice registrace<sup>5</sup>.

Na regionální a okresní úrovni se ovšem na změnách celkového počtu obyvatelstva podílela především vnitřní migrace, i když i v jejím rámci výrazně rostlo zastoupení cizinců. Na rozhodujícím postavení stěhování v rámci ČR z hlediska určování populačního vývoje menších územních celků nic nezměnil ani pokles a následná stagnace migrační mobility v průběhu 90. let, který přední čeští odborníci na migraci (Čermák, 2001; Bartoňová, 2002) vnímají jednak jako racionální odpověď obyvatel na změněnou politickou, hospodářskou a společenskou situaci, jednak jako důsledek téměř úplného zastavení hromadné bytové výstavby a neexistence fungujícího trhu s byty. V polistopadovém vývoji vnitřního stěhování rovněž docházelo následkem obnovení selektivních vývojových tendencí provázených vytvářením regionálních nerovnováh, jakož i změnou atraktivity a dostupnosti regionů z důvodu jejich rozdílné geografické polohy k formování nových směrů migračních proudů (Čermák, 2001).

Pro sledování celkového populačního vývoje a obou jeho složek v předmětném území během zkoumaného období byly vybrány 3 ukazatele. Změny v úrovni přirozené reprodukce zachycuje hrubá míra přirozeného přírůstku. Vedle řádu rození a vymírání má na výslednou hodnotu ukazatele signifikantní vliv i věková struktura, což odpovídajícím způsobem devaluje jeho vypovídací schopnost a současně limituje možnosti srovnání. Navzdory pravděpodobnému zkreslení získaných výsledků jsme se při znalosti charakteru věkových struktur jednotlivých populací rozhodli tento ukazatel i díky jeho syntetické povaze do analýzy nakonec zařadit. Analogickým ukazatelem pro vyjádření intenzity migrační mobility a v podstatě i určitým indikátorem atraktivity území z hlediska stěhování je hrubá míra migračního salda.

<sup>4</sup> Od roku 2004 se rozlišují tři kategorie cizinců: 1) občané Evropské unie bez povolení nebo s povolením k pobytu; 2) občané „třetích zemí“ s povolením k trvalému pobytu nebo k pobytu na vízum nad 90 dnů nebo s povolením k přechodnému dlouhodobému pobytu navazujícím na vízum nad 90 dnů; 3) cizinci bez ohledu na hranice EU (hlavně registrovaní žadatelé o azyl). Citováno podle Bartoňová, 2008, s. 73.

<sup>5</sup> Od 1. 5. 2004, v návaznosti na tzv. Euronovelu zákona č. 217/2000 Sb., o pobytu cizinců, jsou do počtu obyvatel České republiky započítáváni cizinci s povoleními k trvalému, přechodnému a dlouhodobému pobytu, osoby s uděleným azylem a občané EU pobývající v ČR více než rok. Citováno podle Bartoňová, 2008, s. 73.

Prezentovaná data za okresy zahrnují jak migraci vnitřní, tak i zahraniční, a to vždy pouze přes hranice okresu<sup>6</sup>; hrubá míra migračního salda za Českou republiku z pochopitelných důvodů vychází pouze z migrace zahraniční. Hlavním úskalím při použití hrubé míry migračního salda jsou časté změny v legislativě a způsobu evidence zahraniční<sup>7</sup>, ale i vnitřní migrace<sup>8</sup>, realizované zejména na přelomu tisíciletí a k datu vstupu ČR do Evropské unie, což fakticky znemožňuje srovnatelnost dat v čase. Agregováním ročních hodnot ukazatele do čtyřletých období by však mohly být tyto administrativně způsobené výkyvy alespoň částečně eliminovány. K postižení celkových změn početního stavu populace v určitém období slouží hrubá míra celkového populačního přírůstku, která představuje agregovaný ukazatel obou předchozích, a přijímá tím pádem i jejich negativní aspekty.

Uměle vyvolaným výkyvům se však v některých letech nevyhnul ani údaj o počtu obyvatel, tvořící jmenovatel všech tří analyzovaných ukazatelů populačního vývoje. Významný kvantitativní dopad měla například změna statistické definice obyvatelstva při sčítání lidu 2001, která se projevila zvýšením počtu obyvatel na úrovni celé republiky o téměř 70 tisíc. Tato metodická úprava tak alespoň zčásti kompenzovala vysoký rozdíl mezi počtem obyvatel Česka zjištěným při sčítání lidu 1. 3. 2001 a údajem získaným z bilance k 31. 12. 2000. Vyšší intercensální úbytek počtu obyvatel v porovnání s bilancovaným stavem je vysvětlován jednak neúplnou evidencí zahraničního stěhování (zejména vystěhovalých osob z ČR) v letech 1991 až 2001, jednak rozdílnou výší nedopočtu při obou censech (Bartoňová, 2002). V rámci analyzovaných příhraničních okresů vykazovaly největší nedopočty obyvatelstva ve sčítání oproti bilancím podkrušnohorské okresy Teplice, Most, Sokolov a Karlovy Vary. Naopak výrazný přírůstek obyvatel ve srovnání s bilancovaným stavem z konce roku 2000 si při sčítání připisal okres Cheb, u něhož byl zaznamenán nárůst pravděpodobně z majoritní části saturován změnou statistické definice obyvatelstva.

Navzdory výše popsaným legislativním zásahům a metodickým nedostatkům, které negativně ovlivňují preciznost prostorové a časové komparace, poskytují vybrané ukazatele díky svému syntetickému charakteru dostatečně ucelenou představu o základních tendencích polistopadového populačního vývoje.

### 3.4.1 Přírůstek/úbytek přirozenou měnou

První roky po změně politického režimu počet obyvatel České republiky přirozenou měnou mírně rostl. K zásadnímu obratu ve vývoji vzájemné relace počtu zemřelých a narozených došlo

<sup>6</sup> V datech se neuvádí stěhování z obce do obce v rámci okresu, které představuje v ČR dlouhodobě z hlediska vykazovaného objemu nejvýznamnější typ vnitřní migrace.

<sup>7</sup> Zahraniční migrací se v České republice až do roku 2000 rozumělo stěhování osob přes hranice státu spojené se změnou trvalého bydliště a evidované statistickými orgány. Od roku 2001 došlo k rozšíření okruhu osob zahrnutých do zahraničního stěhování o cizince, kteří u nás pobývají na základě udělení víza nad 90 dnů a jejich pobyt zde přesáhl jeden rok, a o osoby, jimž byl v ČR udělen azyl. Citováno podle Bartoňová, 2002, s. 69.

<sup>8</sup> Vnitřní migrace byla v ČR až do roku 2000 založena na evidenci změny obce trvalého bydliště českých občanů i cizinců majících zde trvalý pobyt; od roku 2001 se nově sleduje i vnitřní migrace cizinců pobývajících v ČR na základě udělení víza nad 90 dnů pobytu déle než rok, a osob s uděleným azylem. Citováno podle Bartoňová, 2002, s. 76.

v roce 1994, kdy byl poprvé od roku 1918 zaznamenán úbytek počtu obyvatel přirozenou měnou. Období přirozených úbytků trvalo nepřetržitě celkem dvanáct let, během kterých Česká republika ztratila přirozenou měnou téměř 200 tisíc obyvatel. Nejvyšší intenzity dosahoval přirozený úbytek v letech 1995–1997, kdy se v Česku ročně rodilo zhruba o 22 tisíc osob méně, než jich umíralo. Za dlouhým trváním záporné bilance přirozené měny stál zejména propad úrovně plodnosti a porodnosti na historicky nejnižší hodnoty, který byl ještě více umocňován snižováním počtu zemřelých osob v důsledku zlepšujících se úmrtnostních poměrů.

Zvrat v nepříznivém vývoji přirozené měny nastal až v roce 2006, kdy počet narozených převyšil počet zemřelých o 1,4 tisíce osob. O rok později se nastartovaný růstový trend potvrdil a ještě více prohloubil, když v Česku přibýlo přirozenou měnou 10 tisíc obyvatel, což představovalo absolutně i relativně nejvyšší přirozený přírůstek v celém transformačním období. Na současném kladném saldu přirozené měny se podílí jak rostoucí počty narozených dětí způsobené hlavně posunem početných generací žen ze 70. let do věku současné maximální fertility, tak navzdory zvyšujícímu se zastoupení seniorů v populaci stále klesající počty zemřelých.

Změny v charakteru přirozené měny v transformačním období zasáhly sice celé území České republiky, vyznačovaly se však regionálně diferencovaným nástupem a různě intenzivním průběhem. Typický příklad specificky se vyvíjejícího regionu představuje v tomto ohledu právě česko-německé příhraničí. Zatímco pro celou ČR byl úbytek obyvatel přirozenou měnou zaznamenán již v první polovině 90. let, příhraniční území si v průměru za toto období ještě udržovalo solidní početní růst (tab. 28). Tento fakt vypovídá jak o časově zpozděném nástupu úbytků přirozenou měnou v okresech česko-německého příhraničí, tak i o jejich celkově nižší intenzitě. Hrubá míra přirozeného přírůstku klesla ve studovaném příhraničí do záporných čísel až ve druhé polovině 90. let a vykázanou úroveň dosáhla nejen v tomto regionu, ale i v celé ČR svého absolutního dna. Na počátku nového tisíciletí obě srovnávaná území i nadále obyvatelstvo přirozenou měnou ztrácí, dosahované relativní deficitory jsou však oproti předchozímu období nepatrně nižší. Pozitivní obrat ve vývoji hrubé míry přirozeného přírůstku, kdy počty narozených opět převyšují počty zemřelých, nastal v úhrnu za celé česko-německé příhraničí v letech 2004–2007, zatímco průměrná celostátní bilance přirozené měny je v tomto období ještě mírně záporná. Ve srovnání s předchozím vývojem, kdy úroveň hrubé míry přirozeného přírůstku ve vymezeném regionu podél hranice s Německem stabilně převyšovala její celostátní hodnotu o více než 1 %<sup>9</sup>, registrujeme nicméně v posledním časovém úseku zřetelnou konvergenci hodnot analyzovaného ukazatele přirozené reprodukce obou územních jednotek (tab. 28). Dlouhodobě příznivější vývoj přirozené měny v česko-německém příhraničí pravděpodobně odráží zdejší vyšší úroveň plodnosti, může být však také podstatně ovlivněn mladší věkovou strukturou.

<sup>9</sup> Stejná výše rozdílu byla zjištěna i v případě porovnání průměrných hodnot sledovaného ukazatele v obou územích za celé analyzované období (1992–2007).

Tab. 28 – Vývoj hrubé míry přirozeného přírůstku/úbytku v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v ‰)

Území, okres	Roční průměr za období				
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	1992–2007
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>0,2</b>	<b>-1,4</b>	<b>-0,8</b>	<b>0,3</b>	<b>-0,4</b>
Rozdíl BP-SP	-0,8	-0,7	-0,2	-0,3	-0,5
Prachatice	1,2	-0,7	-0,5	0,0	0,0
Domažlice	-0,9	-2,6	-1,3	-0,1	-1,2
Klatovy	-2,5	-3,6	-2,8	-1,0	-2,4
Tachov	2,9	0,5	0,7	1,7	1,5
Cheb	0,5	-0,8	0,0	1,0	0,2
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>1,1</b>	<b>-0,7</b>	<b>-0,6</b>	<b>0,6</b>	<b>0,1</b>
Karlovy Vary	0,0	-1,5	-1,6	-0,5	-0,9
Sokolov	4,0	1,2	0,9	1,3	1,9
Děčín	0,4	-1,0	-0,9	0,1	-0,3
Chomutov	2,1	0,2	-0,1	0,7	0,7
Most	0,6	-1,5	-1,3	-0,4	-0,6
Teplice	-1,3	-2,8	-2,2	-0,2	-1,6
Ústí nad Labem	0,9	-0,8	0,0	1,5	0,4
Česká Lípa	3,0	0,8	0,7	1,9	1,6
Liberec	0,0	-1,3	-1,0	0,8	-0,3
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>0,8</b>	<b>-1,0</b>	<b>-0,7</b>	<b>0,5</b>	<b>-0,1</b>
Rozdíl ČNP-ČR	1,5	1,1	1,0	0,6	1,0
<b>ČR celkem</b>	<b>-0,7</b>	<b>-2,0</b>	<b>-1,7</b>	<b>-0,1</b>	<b>-1,1</b>

**Poznámky:** Průměrné hodnoty hrubé míry přirozeného přírůstku za jednotlivá čtyřletá období byly vypočteny jako průměry hodnot hrubých měř v příslušných 4 kalendářních letech.

Průměrná hodnota hrubé míry přirozeného přírůstku v období 1992–2007 byla vypočtena jako průměr hodnot hrubých měř v 16 sledovaných letech.

Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

#### Zdroje:

Hrubé míry přirozeného přírůstku v jednotlivých okresech vycházejí z ročních časových řad v publikacích ČSÚ Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

Průměrné hodnoty za Českou republiku byly vypočteny na základě údajů za jednotlivé kalendářní roky v publikaci Populační vývoj České republiky 2007.

Velmi podobné tendence v obecném charakteru přirozené reprodukce, projevující se ve stejném načasování přírůstků, resp. úbytků obyvatel přirozenou měnou, můžeme pozorovat na úrovni jednotlivých příhraničních úseků. Existující vzájemné rozdíly proto mají spíše kvantitativní povahu. Nejdůležitější je v tomto ohledu poznatek, že saské příhraničí vykazuje ve všech srovnávaných obdobích příznivější vývoj přirozené měny než pás okresů podél hranice s Bavorskem. Vyšší relativní přírůstky, resp. nižší relativní úbytky obyvatelstva přirozenou měnou v saském příhraničí signalizují, že efekt vyšší úrovně plodnosti a mladší věkové struktury pravděpodobně převážil negativní efekt obecně horší úmrtnostní situace. Také na mezoregionální úrovni příhraničních úseků jsme ovšem svědky postupného přibližování průměrných hodnot sledovaného ukazatele. Dalším společným znakem obou příhraničních regionů je výrazně lepší bilance přirozené měny ve všech čtyřech obdobích ve srovnání s celostátním průměrem (tab. 28).

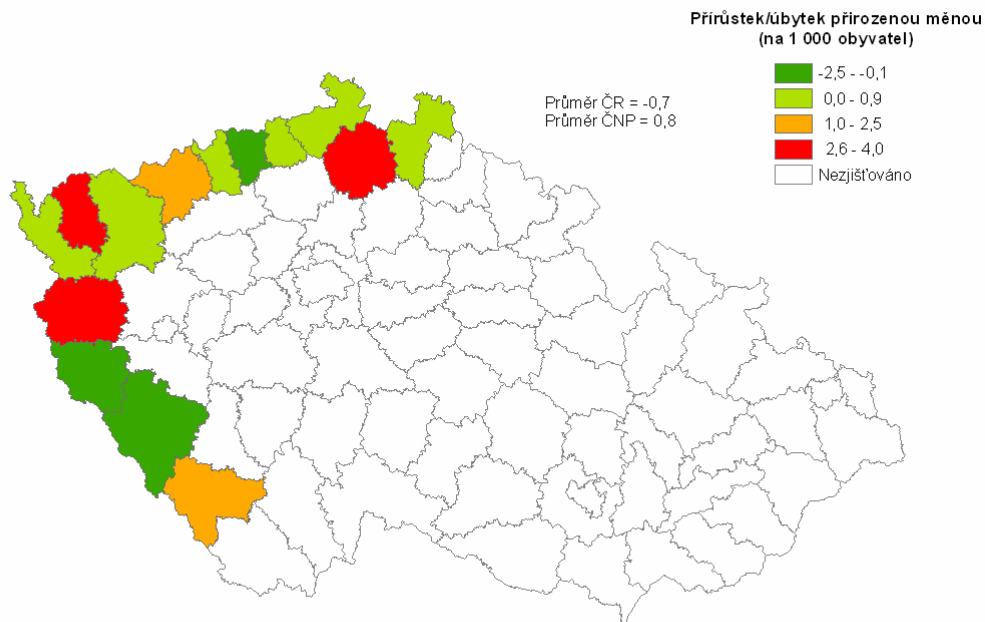
Vizualizaci regionálního obrazu charakteru přirozené reprodukce a sledování jeho proměny v transformačním období nám umožňují kartogramy 51–55. Z časové komparace jednotlivých období na první pohled vyniká nízká variabilita regionálních struktur, evidentní zejména v případě rozložení okresů s exponovanými hodnotami. Ke stejnému výsledku dospěla při srovnání změn pořadí všech okresů ČR podle intenzity přirozené měny i Bartoňová (2002). Na základě těchto poznatků můžeme vyslovit závěr, že základní trendy v relativní úrovni přirozené reprodukce odehrávající se v transformačním období měly v příhraničních okresech podobný časový průběh.

Dalším charakteristickým rysem územní diferenciacie hrubé míry přirozeného přírůstku je nízký stupeň integrity projevující se minimálním výskytem polohově vymezených shluků okresů podobných hodnot. Nízká kompaktnost teritoriální struktury tohoto ukazatele vyplývá pravděpodobně z jeho komplexní podmíněnosti a vnitřní složitosti. Územní diferenciacie věkové struktury, plodnosti a úmrtnosti se totiž kumulovaně, avšak s různou intenzitou spolupodílejí na výsledné podobě regionálního obrazu přirozené měny. Při detailnějším zkoumání nicméně můžeme zaregistrovat v některých oblastech určité náznaky podobného vývoje relativní úrovně přirozené reprodukce projevující se zařazením geograficky sousedících okresů do stejného intervalu. V bavorském příhraničí se takto v 90. letech profiluje shluk zahrnující okresy Klatovy a Domažlice, které se dlouhodobě vyznačují nejméně příznivou bilancí přirozené měny, a v úseku podél hranice se Saskem tvoří ve stejném období homogenní regionální seskupení okresy Ústí nad Labem a Děčín, jejichž postavení v česko-německém příhraničí z hlediska vývoje hrubé míry přirozeného přírůstku se ovšem v průběhu 90. let mění (obr. 51 a 52). Umístění těchto okresů ve stejném intervalu jsme zaznamenaly již v případě územní diferenciacie naděje dožití při narození a indexu stárí (platí pro oba dva shluky) a částečně i úhrnné plodnosti (platí jen pro bavorský), což jen potvrzuje, že jejich blízké hodnoty hrubé míry přirozeného přírůstku v 90. letech nejsou náhodné. Naopak jako extrémně heterogenní regiony, vyznačující se sousedstvím okresů se značně rozdílnou bilancí přirozené měny, můžeme prakticky v celém transformačním období označit jednak souvislý pás ohraničený okresy Domažlice a Karlovy Vary, jednak oblast v horní části saského příhraničí mezi okresy Děčín a Liberec.

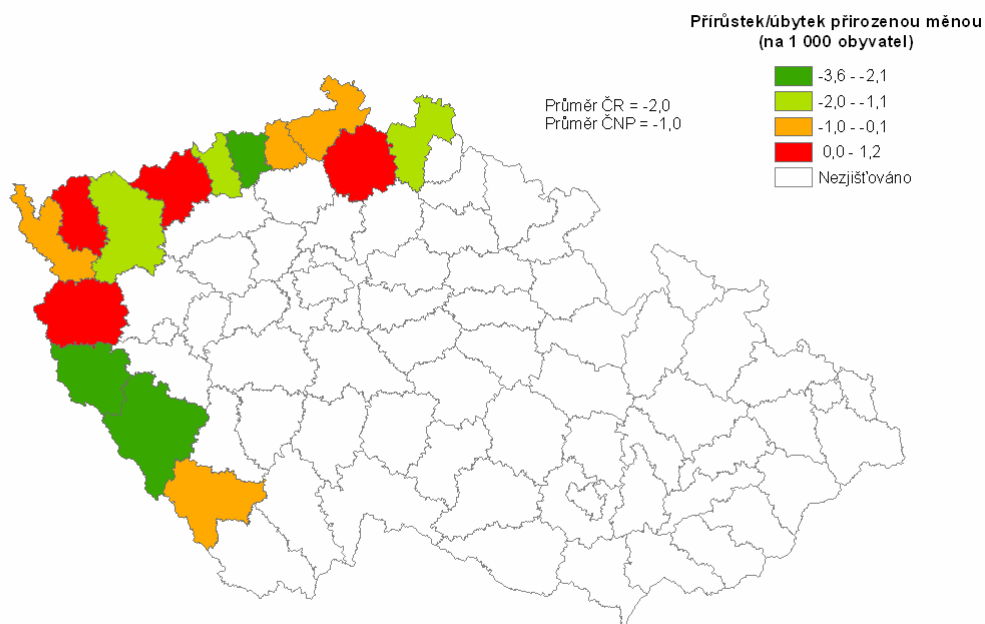
Jak již bylo uvedeno výše, pořadí okresů s krajními hodnotami hrubé míry přirozeného přírůstku charakterizuje značná stabilita v čase. Nejvyšších úbytků přirozenou měnou na 1 000 obyvatel dosahuje v česko-německém příhraničí ve všech čtyřech obdobích okres Klatovy, který je s výjimkou posledního časového úseku 2004–2007 následován okresem Teplice. Oba tyto okresy zároveň zaznamenaly v celém transformačním období výrazně horší výsledek relativní bilance přirozené měny než činil průměr ČR. Jestliže v případě okresu Klatovy je tento nepříznivý stav výsledkem velmi nízké úrovně plodnosti v kombinaci se starou věkovou strukturou, u okresu Teplice hraje klíčovou roli nadprůměrná intenzita celkové úmrtnosti.



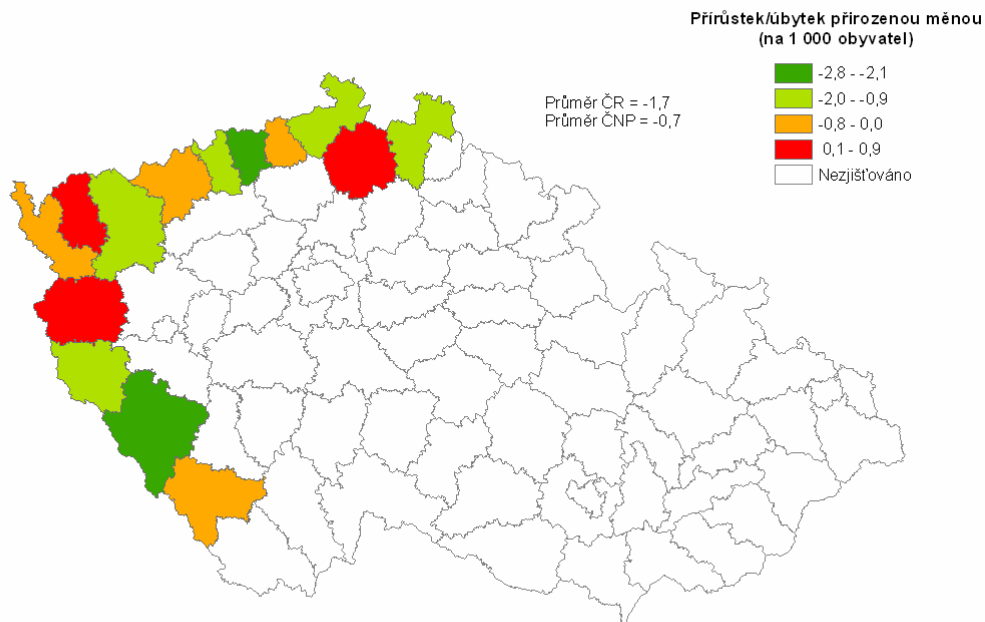
**Obr. 51 – Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



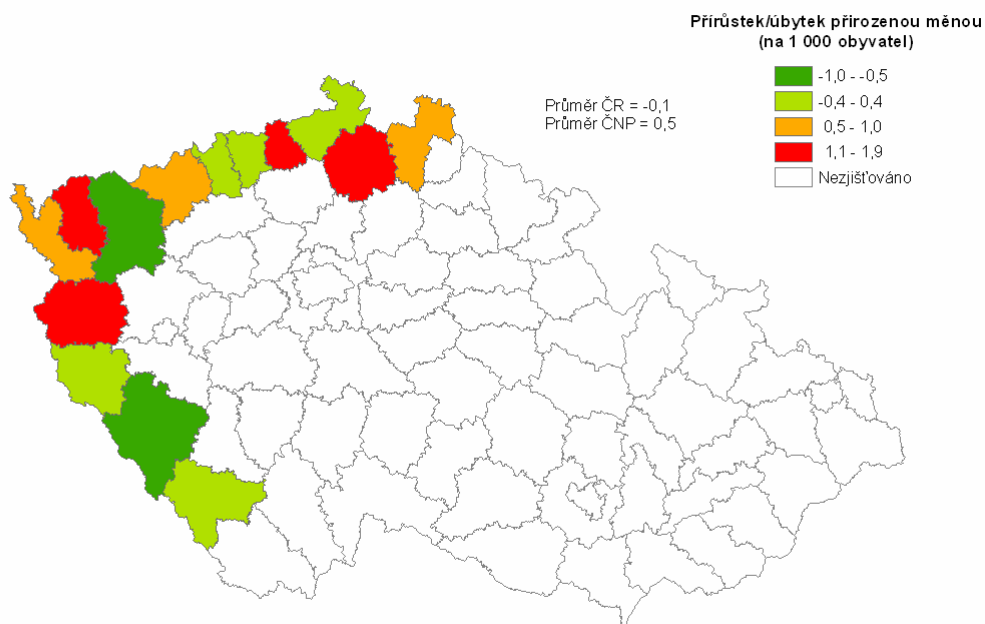
**Obr. 52 – Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**



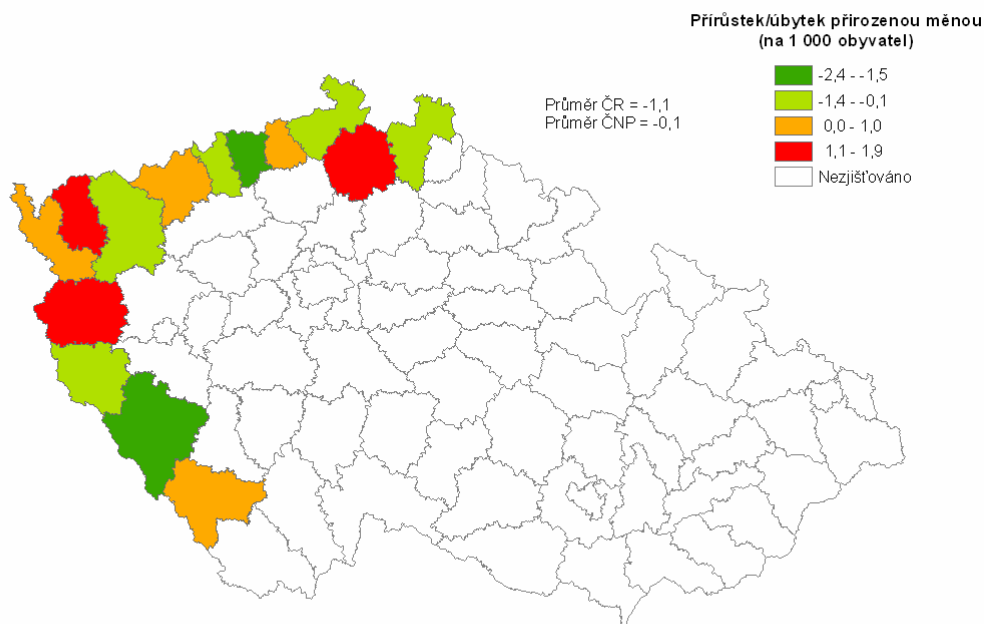
**Obr. 53 – Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 54 – Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 55 – Hrubá míra přirozeného přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–2007**



Nejlepší relativní relací mezi počtem narozených a zemřelých v rámci česko-německého příhraničí se až do začátku nového tisíciletí vyznačoval okres Sokolov, v posledním období však převzal pozici okresu s nejvyšší hodnotou hrubé míry přirozeného přírůstku okres Česká Lípa, který se v předchozích letech umísťoval na druhém či třetím místě. Vedle těchto okresů vykázal ve všech čtyřech obdobích kladné saldo přirozené měny také okres Tachov. Všem těmto okresům navíc patřily v 90. letech z hlediska dosahovaných relativních přírůstků obyvatel přirozenou měnou přední pozice v rámci celé ČR (Bartoňová, 2002), přičemž na základě jejich recentního demografického vývoje a zmíněné nízké variability v rozložení okresů podle výše přírůstků přirozenou měnou lze předpokládat, že na tomto stavu se nic nezměnilo ani v novém tisíciletí. Za hlavní příčiny jejich příznivé přirozené bilance lze považovat především kombinaci mladé věkové struktury a spíše nadprůměrné úrovně plodnosti.

Na místo obvyklého komentáře indexu změny mezi úvodním a závěrečným obdobím, konstruovaného pro všechny předchozí demografické ukazatele, jsme se v případě hrubé míry přirozeného přírůstku rozhodli z důvodu větší vypovídací hodnoty spočítat a analyzovat průměrnou výši tohoto ukazatele za zkoumané šestnáctileté období (obr. 55). Porovnáním vypočtených hodnot v tabulce 28 dospíváme k zajímavému poznatku, že přesně v polovině z celkového počtu čtrnácti analyzovaných okresů byl za celé vymezené období zjištěn relativní úbytek obyvatel přirozenou měnou, zatímco v druhé polovině okresů byl tedy výsledek bilance přirozené měny kladný či vyrovnaný. Jako méně překvapivá se potom jeví skutečnost, že pořadí okresů s nejvyššími hodnotami přírůstků, resp. úbytků přirozenou měnou je prakticky identické

s jejich umístěním v jednotlivých obdobích. Největší průměrnou hrubou mírou přirozeného úbytku proto vykazují okresy Klatovy (–2,4 ‰) a Teplice (–1,6 ‰). V obou těchto okresech došlo ke ztrátě obyvatel přirozenou měnou ve všech letech s výjimkou roku 2007. Naopak nejlepšího výsledku bilance přirozené měny dosáhly podle očekávání okresy Sokolov (1,9 ‰), Česká Lípa (1,6 ‰) a Tachov (1,5 ‰). Tyto tři okresy byly v rámci česko-německého příhraničí jediné, kde počty narozených ve všech letech zkoumaného období (1992–2007) převyšovaly počty zemřelých.

**Tab. 29 – Charakteristiky variability hrubé míry přirozeného přírůstku/úbytku v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-2,5	-3,6	-2,8	-1,0
Maximální hodnota	4,0	1,2	0,9	1,9
Variační rozpětí	6,5	4,8	3,7	2,9
Průměr	0,8	-1,0	-0,7	0,5
Směrodatná odchylka	1,8	1,4	1,1	0,9
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-2,5	-3,6	-2,8	-1,0
Maximální hodnota	2,9	0,5	0,7	1,7
Variační rozpětí	5,3	4,1	3,5	2,7
Průměr	0,2	-1,4	-0,8	0,3
Směrodatná odchylka	2,0	1,6	1,3	1,0
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-1,3	-2,8	-2,2	-0,5
Maximální hodnota	4,0	1,2	0,9	1,9
Variační rozpětí	5,3	4,1	3,2	2,4
Průměr	1,1	-0,7	-0,6	0,6
Směrodatná odchylka	1,6	1,3	1,1	0,9

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 28.

Informaci o tom, jak se měnily rozdíly v intenzitě přirozené reprodukce mezi jednotlivými okresy v námi definovaných územních a časových jednotkách, nám podává tabulka 29. Pro posouzení vývoje meziokresní variability sledovaného ukazatele přirozené reprodukce v čase se tentokrát jeví jako vhodnější srovnávací charakteristika směrodatná odchylka, která udává, jak se v průměru v česko-německém příhraničí a jeho dvou částech odchylují hodnoty hrubé míry přirozeného přírůstku, resp. úbytku od aritmetického průměru. Její hodnota činila v závěrečném období pozorování polovinu výchozí úrovně, což jednoznačně dokládá zřetelné vyrovnávání rozdílů mezi okresy z hlediska dosahované intenzity přirozené měny. Stejný trend vývoje absolutní variability registrujeme i v obou příhraničních úsecích. Hodnoty směrodatné odchylky v bavorském a saském příhraničí se tak lišily pouze svou výší. O trochu větší územní rozdíly v úrovni přirozené měny se vyskytovaly v bavorském příhraničí, ačkoliv v posledním hodnoceném období se již míry absolutní variability v obou úsecích téměř rovnají.

V transformačním období zaznamenané změny v územní diferenciaci hrubé míry přirozeného přírůstku jak na úrovni celého příhraničí, tak i v obou jeho regionech svědčí o postupném přibližování okresů z hlediska charakteru přirozené reprodukce.

### 3.4.2 Přírůstek stěhováním

Význam migrace při ovlivňování populačního vývoje České republiky po roce 1989 postupně narůstal. Mohly za to jak politické změny spojené s otevřením hranic, tak slábnoucí potenciál přirozené měny. Výsledkem tohoto trendu byl zvrát v postavení jednotlivých složek určujících početní stav populace zaznamenaný v roce 2003. Migrace se v tomto roce poprvé v novodobé historii samostatné České republiky stala rozhodující komponentou celkového početního vývoje obyvatelstva. I v průběhu 90. let však Česká republika podle oficiálních statistik migrací obyvatelstvo získávala<sup>10</sup>, stačilo to ovšem jen na zmírňování úbytků obyvatel přirozenou měnou vykazovaných od roku 1994. K přerušení pozitivní migrační bilance došlo až v roce 2001, kdy byl podle úřední evidence zaznamenán migrační úbytek (–0,8 ‰). Tento jednorozhodný výkyv v bilanci zahraničního stěhování bývá spojován se změnami v migrační legislativě, neboť již od roku 2002 začalo v Česku obyvatel migrací opět přibývat. Přírůstky obyvatel zahraničním stěhováním pokračovaly i v následujících letech nového tisíciletí a vyvrcholily v roce 2007, kdy hrubá míra migračního salda dosáhla nejvyšší hodnoty v celém polistopadovém období (8,1 ‰).

Na okresní úrovni nicméně hrála v transformačním období z hlediska změn celkového početního vývoje obyvatelstva dominantní roli vnitřní migrace, ačkoliv zejména v posledních letech v souvislosti s prudce rostoucími migračními přírůstky význam zahraniční migrace i na této řádovostní úrovni výrazně posílil. Vývoj vnitřní migrace navázal v devadesátých letech na dlouhodobý trend poklesu migrační mobility, jehož počátek můžeme datovat do období po skončení velkých migračních přesunů spojených s osídlováním pohraničí a později s rozvojem průmyslových oblastí (Bartoňová, 2002). Teprve s nástupem nového tisíciletí nastartoval objem vnitřního stěhování i v důsledku lepší se situace na trhu s byty pozvolný růst. V tomto období se zároveň začala měnit i struktura vnitřního stěhování z hlediska jeho jednotlivých typů. V Česku se totiž dlouhodobě většina lidí stěhovala na krátké vzdálenosti z obce do obce v rámci okresu, přičemž na ostatní dva typy vnitřního stěhování – z kraje do kraje a z okresu do okresu v kraji připadala necelá polovina. Obrat v poměru obou skupin nastal až v roce 2005, kdy podíl meziokresních stěhování<sup>11</sup> poprvé převýšil podíl stěhování uvnitř okresu (54,8 %, resp. 45,2 %).

Intenzivní transformací prošla po roce 1989 i regionální struktura vnitřní migrace, která se odrazila ve zcela nové podobě mapy migrační atraktivity. Prostorové změny v migračních vztazích byly na jedné straně výsledkem nové geopolitické orientace České republiky a s ní spojené renesance západovýchodní zonality, na druhé straně vycházely z rostoucí ekonomické a sociální diferenciaci jednotlivých oblastí doprovázené vznikem regionálních nerovnováh z hlediska ekonomické vyspělosti a sociální problémovosti (Čermák, 2001). Je nepochybné, že

<sup>10</sup> Ve skutečnosti však bylo migrační saldo vzhledem k neúplnosti evidence vystěhovaných osob značně nadhodnocené, a ČR tak v některých letech minulého desetiletí obyvatelstvo migrací pravděpodobně ztrácela.

<sup>11</sup> V rámci meziokresního stěhování převažovalo stěhování z kraje do kraje, jehož podíl na celkovém objemu stěhování v roce 2005 činil 35,4 %, na stěhování z okresu do okresu v rámci kraje připadalo 19,4 %.

byly těmito změnami regionální, potažmo migrační atraktivity zasaženy i sledované okresy v česko-německém příhraničí. V souvislosti s obrácením zahraničně politické orientace České republiky v polistopadovém vývoji na vyspělé západoevropské země lze přirozeně očekávat zvýšení zájmu migrantů o okresy podél hranice s Německem, zvláště pak o okresy v sousedství s výrazně bohatším a vyspělejšším Bavorskem. Na druhé straně hlubokými strukturálními a sociálními problémy postižená tradiční průmyslová oblast Podkrušnohorské pánve pravděpodobně na své dřívější atraktivitě v transformačním období dosti ztratila. Správnost těchto úvah si ověříme v následující analýze.

Tab. 30 – Vývoj hrubé míry migračního salda v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v ‰)

Území, okres	Roční průměr za období				
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	1992–2007
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>0,7</b>	<b>0,5</b>	<b>1,0</b>	<b>3,6</b>	<b>1,5</b>
Rozdíl BP-SP	0,5	-1,0	0,7	1,5	0,4
Prachatice	0,2	-0,4	1,2	0,0	0,2
Domažlice	0,0	2,5	1,9	5,0	2,4
Klatovy	1,4	1,1	0,8	3,4	1,7
Tachov	1,4	0,8	-0,5	3,8	1,4
Cheb	0,7	-1,4	1,7	5,8	1,7
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>0,2</b>	<b>1,5</b>	<b>0,3</b>	<b>2,1</b>	<b>1,0</b>
Karlovy Vary	0,1	2,1	-0,3	2,6	1,1
Sokolov	-0,2	-0,6	-1,7	-2,3	-1,2
Děčín	-0,2	0,9	0,2	3,0	1,0
Chomutov	-0,1	0,5	0,0	1,1	0,4
Most	-0,5	-0,5	-0,5	0,4	-0,3
Teplice	0,7	7,3	4,6	4,3	4,2
Ústí nad Labem	-0,4	0,9	-0,7	4,0	1,0
Česká Lípa	1,8	1,9	1,6	0,4	1,4
Liberec	0,8	0,9	-0,1	5,6	1,8
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>0,4</b>	<b>1,1</b>	<b>0,6</b>	<b>2,7</b>	<b>1,2</b>
Rozdíl ČNP-ČR	-0,5	0,2	-0,3	-1,6	-0,5
<b>ČR celkem</b>	<b>0,9</b>	<b>1,0</b>	<b>0,9</b>	<b>4,2</b>	<b>1,7</b>

**Poznámky:** V případě všech okresů, obou příhraničních úseků a celého ČNP jsou vypočtené hodnoty hmms výsledkem společného působení vnitřní a zahraniční migrace, v případě republikových hodnot migrační saldo z pochopitelných důvodů zahrnuje pouze složku zahraniční migrace.

Průměrné hodnoty hrubé míry migračního salda za jednotlivá čtyřletá období byly vypočteny jako průměry hodnot hrubých měř v příslušných 4 kalendářních letech.

Průměrná hodnota hrubé míry migračního salda v období 1992–2007 byla vypočtena jako průměr hodnot hrubých měř v 16 sledovaných letech.

Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

**Zdroje:**

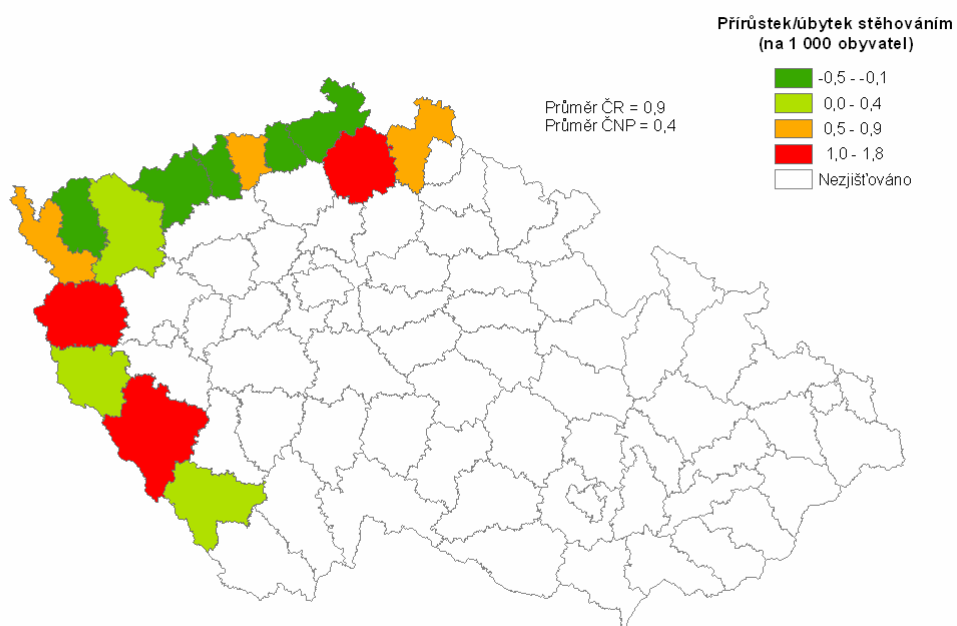
Hrubé míry migračního salda v jednotlivých okresech vycházejí z ročních časových řad v publikacích ČSÚ Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

Průměrné hodnoty za Českou republiku byly vypočteny na základě rozdílu hrubé míry celkového a přirozeného přírůstku v jednotlivých kalendářních letech získaných ze zdroje Pohyb obyvatelstva v Českých zemích 1785–2007, relativní údaje.

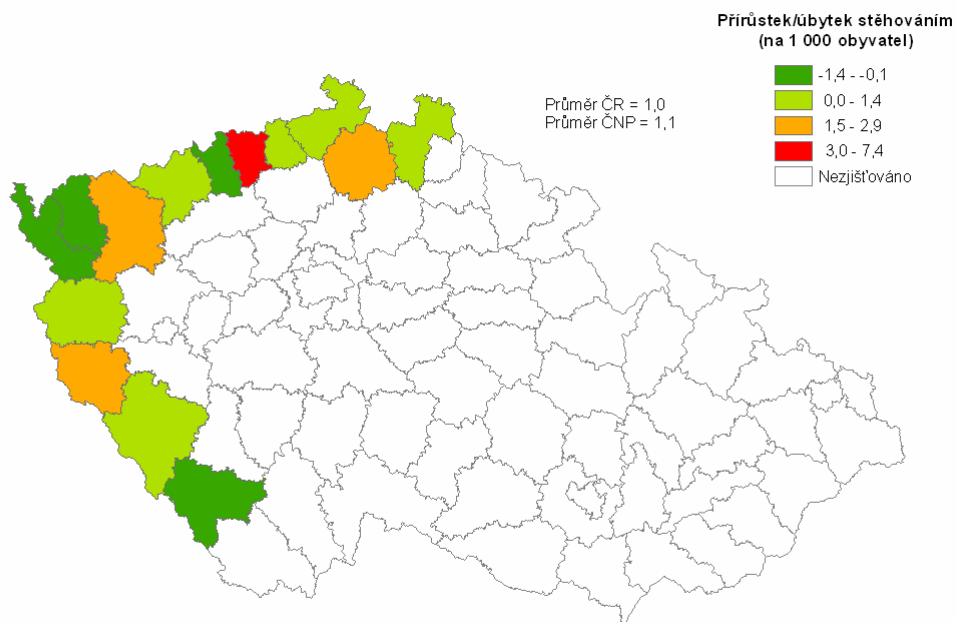
Srovnání hrubých měr migračního salda za Českou republiku a česko-německé příhraničí naráží na problém různé datové základny. I přes tuto obsahovou disproporci nám však umožňují získat poměrně jasnou představu o atraktivitě či neatraktivitě obou územních jednotek – České republiky z hlediska zahraniční migrace a definovaného příhraničí navíc, a zároveň přednostně i z hlediska vnitrostátní migrace. V tomto ohledu má největší význam poznatek, že ani v jednom ze čtyř vymezených časových úseků obě dvě srovnávaná území obyvatelstvo migrací neztrácelo, ale získávalo (viz tab. 30). Stabilně nižší intenzitu migračních přírůstků s výjimkou druhé poloviny 90. let nacházíme v regionu podél hranice s Německem. Mírně odlišný vývoj obou celků pozorujeme i při sledování kvantitativních změn analyzovaného ukazatele mezi jednotlivými etapami transformačního období. Zatímco intenzita migrační bilance České republiky zůstává dlouhodobě na téměř konstantní úrovni a dramaticky roste až v posledních čtyřech letech, v případě zájmového příhraničního území dochází k signifikantnímu, více než dvojnásobnému zvýšení migračního salda již ve druhé polovině 90. let. Na počátku nového tisíciletí relativní velikost přírůstků stěhováním v okresech při hranici s Německem ovšem opět klesá, nicméně již v následujícím období 2004–2007 se hrubá míra migračního salda dostává na nejvyšší hodnoty v celém jejím polistopadovém vývoji. Téměř pětinasobné zvýšení intenzity migračního salda mezi počátečním a závěrečným zkoumaným obdobím v případě ČR a dokonce bezmála sedminásobný nárůst její hodnoty v česko-německém příhraničí tak jednoznačně svědčí o mimořádném posílení významu migrace v populačním vývoji obou územních celků.

Při komparaci dvou námi vymezených regionů v rámci příhraničí platí některé obecné závěry, které byly zjištěny pro česko-německé příhraničí jako celek. Předně nedochází ani v bavorském, ani v saském úseku v žádném hodnoceném období k úbytku obyvatel stěhováním. Dosti podstatné rozdíly však odhalujeme ve velikosti dosahovaných relativních migračních přírůstků. Jejich hodnoty navíc procházejí v průběhu transformačního období častými změnami trendů (tab. 30). Jestliže v první polovině 90. let dosahoval více než trojnásobně vyšší intenzity migračního salda region v sousedství s Bavorskem, ve druhé polovině minulého desetiletí vykazoval v průměru trojnásobný relativní přírůstek stěhováním saský úsek. Zaznamenaný vývojový zvrát je překvapivý zvláště proto, jelikož období 1997–1998 bylo v České republice ve znamení hospodářské recese, která negativně dolehla zejména na strukturálně zaostalé oblasti tradičních průmyslových odvětví, nacházející se ve zvýšené míře právě podél hranice se Saskem. Na druhé straně však nesmíme dosažený výsledek saského příhraničí nijak zvlášť přeceňovat, neboť je výrazně ovlivněn extrémně odlehlou hodnotou okresu Teplice. Na počátku nového tisíciletí dochází opět k výměně pozic obou příhraničních regionů a příznivější migrační bilanci si úsek podél hranice s Bavorskem udržuje i v posledním analyzovaném období. Náš v úvodu formulovaný předpoklad vyšší migrační atraktivity bavorského příhraničí v rámci celého území při hranici s Německem proto můžeme považovat za víceméně správný. Vyslovená teze o zhoršení migrační bilance v saském příhraničí v důsledku ekonomických a sociálních problémů na konci 90. let se však na základě získaných výsledků nepotvrdila. Naopak se ukázalo, že poklesem migrační atraktivity byly postiženy spíše periferní, zemědělské regiony s převahou venkovského osídlení, rozprostírající se podél hranice s Bavorskem.

Obr. 56 – Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995

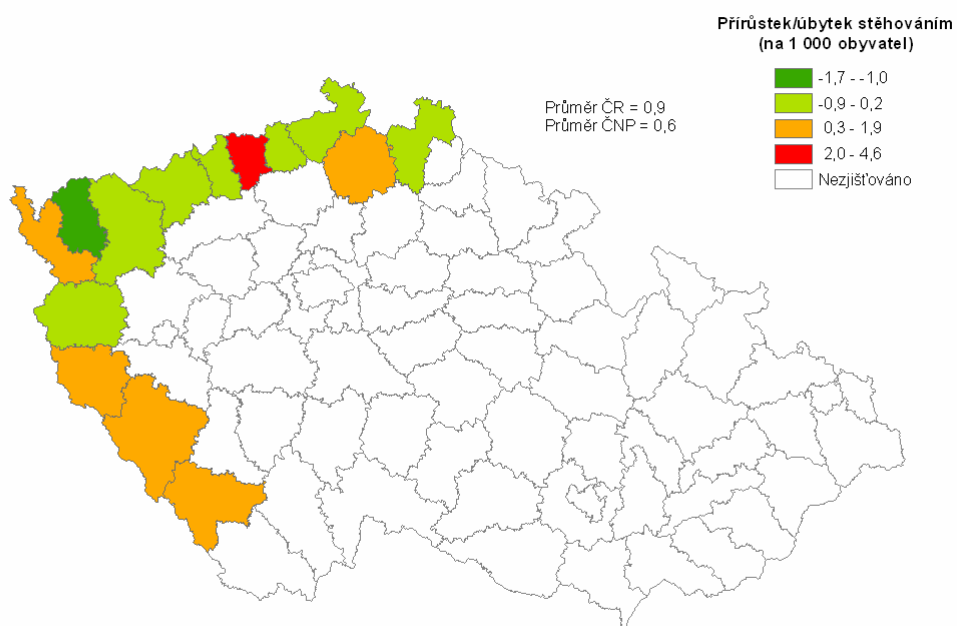


Obr. 57 – Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999

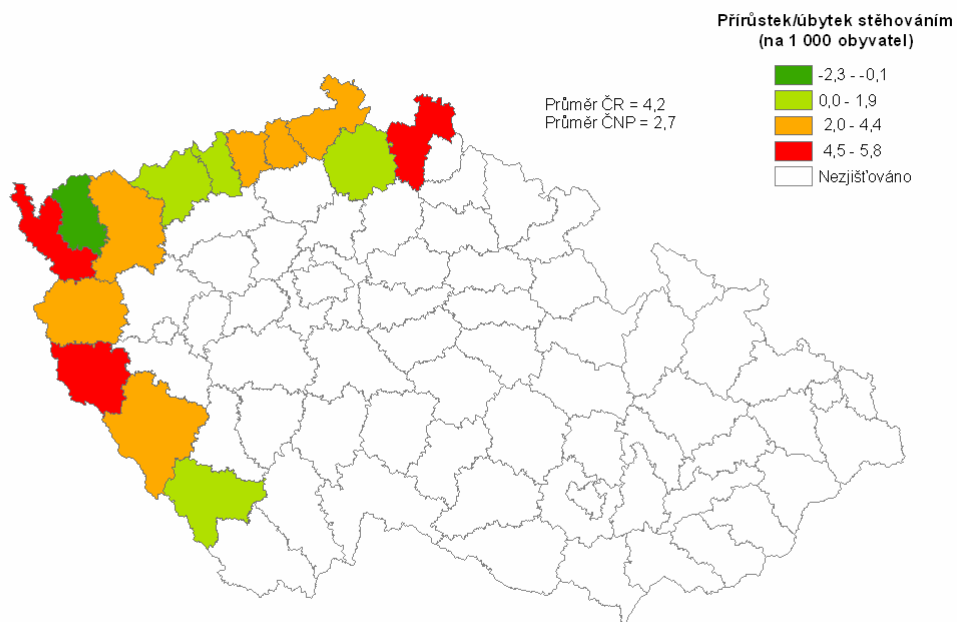




**Obr. 58 – Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**



**Obr. 59 – Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**

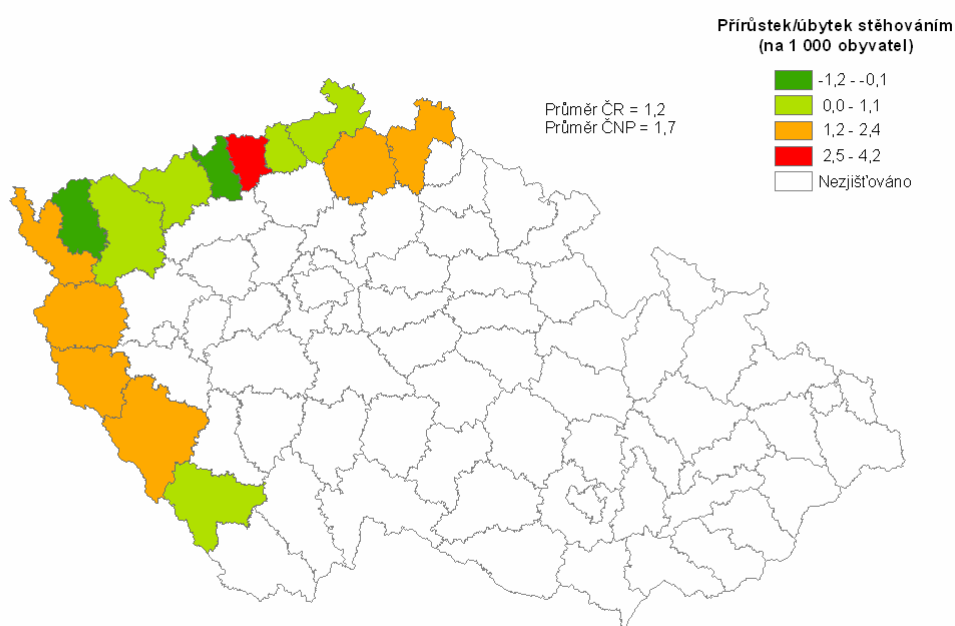


Výše uvedené závěry lze názorně dokumentovat i na kartogramech regionální diferenciacie hrubé míry migračního salda v zájmovém území (obr. 56–59). Ze srovnání jednotlivých kartogramů je přitom dobře patrné, že k mimořádně intenzivnímu projevu migrační bipolarity mezi bavorským a saským příhraničím dochází především na počátku nového tisíciletí. V průběhu 90. let totiž charakterizují regionální obraz sledovaného ukazatele četné změny a značná nekompaktnost, což se odráží v nízké míře výskytu územně koncentrovaných shluků okresů náležících do stejného intervalu. Přesto se již v první polovině minulého desetiletí (obr. 56) zřetelně profiluje jako migračně ztrátová souvislá oblast Severočeské hnědouhelné pánve (s výjimkou okresu Teplice). Druhá polovina 90. let však znamená nejen nárůst intenzity migračního salda, ale i zásadní proměnu jeho teritoriální struktury (obr. 57). Transformace dosavadních prostorových migračních vzorců v tomto období představuje nepochybný důsledek měnící se socioekonomické situace. V rozporu s našimi očekáváními je především kvalitativní obrat migračního salda u většiny podkrušnohorských pánevních okresů. Zhoršení migrační bilance okresů podél hranice s Bavorskem by mohlo mimo jiné souviset i s nárůstem emigrace zdejších obyvatel do sousední země. Analýzy provedené na toto téma ovšem dokazují, že se v rámci přeshraničních migračních pohybů uplatňují spíše různé přechodné formy prostorové mobility (přeshraniční denní dojíždka za prací, tzv. pendlerství) (viz např. Vavrečková a kol., 2002; Alecke, Untiedt, 2003; Jeřábek, 1996 a 1998b). Na pozadí postupného prohlubování územních disparit demografického, sociálního, ekonomického nebo ekologického charakteru se s příchodem nového tisíciletí velmi zřetelně projevuje regionální selektivní funkce migrace (obr. 58). Přírůstky obyvatel stěhováním jsou proto převážně koncentrovány do ekonomicky přitažlivého, sociálně stabilního a ekologicky zachovalého bavorského příhraničí. Zápornou či vyrovnanou migrační bilanci vykazuje s výjimkou okresu Teplice saský příhraniční prostor v pásu mezi okresy Sokolov a Děčín. V posledním období se nicméně v souvislosti s markantním vzestupem intenzity jak vnitřní, tak zahraniční migrace stává i tato oblast migračně ziskovou (obr. 59). Jediným okresem v rámci česko-německého příhraničí, kde v tomto období obyvatel stěhováním ubývalo, byl okres Sokolov. Vlivem nerovnoměrného růstu hrubé míry migračního salda v jednotlivých okresech se však oba příhraniční úseky vnitřně diferencují, což zákonitě vede k omezenému vytváření homogenních regionálních clusterů. S výjimkou počátku nového tisíciletí převládající nízká územní integrita může mít svůj původ v komplexní podmíněnosti procesu migrace, kde migrační bilance každého okresu představuje konečný efekt spolupůsobení nejrůznějších vnějších a vnitřních vlivů.

Ve srovnání se stabilním vývojem zastoupení okresů s exponovanými hodnotami v případě ukazatele intenzity přirozené měny ostře kontrastuje značná proměnlivost těchto okresů u hrubé míry migračního salda. Jak v případě nejvyšších relativních přírůstků stěhováním, tak i úbytků zaznamenáváme ve čtyřech sledovaných časových úsecích hned tři různé okresy. Nejnižší hrubou míru migračního salda z celého česko-německého příhraničí vykazoval v prvním hodnoceném období okres Most. Ve druhé polovině 90. let ho poněkud překvapivě vystřídal ve zbylých obdobích migračně ziskový okres Cheb. V novém tisíciletí si potom pozici migračně nejméně atraktivního okresu v česko-německém příhraničí udržuje okres Sokolov. Naopak

nejpříznivější relativní relací mezi počtem přistěhovalých a vystěhovalých se v prvních transformačních letech vyznačoval okres Česká Lípa, v dalších dvou obdobích ho nahradil okres Teplice a teprve v období 2004–2007 se na prvním místě v intenzitě migračního salda umístil okres z bavorské části příhraničí – okres Cheb. Kladné migrační saldo zaznamenaly ve všech čtyřech etapách hodnoceného vývoje z bavorského úseku okresy Domažlice a Klatovy, ze saského příhraničí okresy Teplice a Česká Lípa. Naopak úbytek obyvatelstva stěhováním byl v každém období evidován pouze v okrese Sokolov.

**Obr. 60 – Hrubá míra migračního salda v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–2007**



Podobně jako v případě relativní bilance obyvatelstva přirozenou měnou použijeme rovněž u bilance obyvatelstva stěhováním namísto málo vypovídajícího indexu změny mezi obdobími 1992–1995 a 2004–2007 údaj o průměrné intenzitě migračního salda v celém analyzovaném období (tab. 30 a obr. 60). Jestliže z hlediska přirozené měny dosahovala přírůstků počtu obyvatel pouze polovina hodnocených okresů, v případě migračního salda je výsledek česko-německého příhraničí mnohem příznivější. Převahu evidovaného počtu přistěhovalých nad počtem vystěhovalých totiž zaznamenalo hned 12 příhraničních okresů. Jedinými okresy z tohoto regionu, které v průměru za období 1992–2007 migrací obyvatelstvo ztrácely, byly Sokolov a Most (–1,2 ‰, resp. –0,3 ‰). Maximální hodnotu průměrné hrubé míry migračního salda registrujeme v okrese Teplice, který se ve druhé polovině 90. let a na začátku tisíciletí řadil k okresům s nejvyšším přírůstkem obyvatelstva stěhováním v celé ČR. Jako hlavní příčiny anomálního migračního vývoje okresu Teplice v rámci studovaného příhraničí, zejména však prostoru podkrušnohorské pánve, spatřuje Bartoňová (2002) jeho výhodnou příhraniční polohu a ekonomickou atraktivitu. Dá se však předpokládat, že na vysokých migračních ziscích se

může do určité míry podílet i demografický faktor výrazně záporné bilance přirozené měny, neboť trvalý úbytek obyvatel může uvolňovat prostor pro nové imigranty. Podobnou polaritu mezi vývojem přirozené měny a migračního salda můžeme pozorovat i u okresu Sokolov, kde jsou naopak dlouhodobě vysoké přírůstky obyvatel přirozenou měnou vyvažovány stabilními migračními úbytky. Z kartogramu zachycujícího průměrnou výši hrubé míry migračního salda v námi vymezeném transformačním období je na první pohled patrné celkově příznivější postavení okresů podél bavorské hranice, což podporuje v úvodu formulovanou hypotézu (obr. 60).

**Tab. 31 – Charakteristiky variability hrubé míry migračního salda v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-0,5	-1,4	-1,7	-2,3
Maximální hodnota	1,8	7,3	4,6	5,8
Variační rozpětí	2,2	8,7	6,3	8,1
Průměr	0,4	1,1	0,6	2,7
Směrodatná odchylka	0,7	2,1	1,5	2,4
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	0,0	-1,4	-0,5	0,0
Maximální hodnota	1,4	2,5	1,9	5,8
Variační rozpětí	1,5	3,9	2,4	5,8
Průměr	0,7	0,5	1,0	3,6
Směrodatná odchylka	0,7	1,5	0,9	2,2
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-0,5	-0,6	-1,7	-2,3
Maximální hodnota	1,8	7,3	4,6	5,6
Variační rozpětí	2,2	7,9	6,3	7,9
Průměr	0,2	1,5	0,3	2,1
Směrodatná odchylka	0,7	2,4	1,8	2,5

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 30.

Pro časové a prostorové srovnání vývoje variability v rozložení příhraničních okresů podle relativní výše přírůstků, resp. úbytků stěhování se stejně jako v případě hrubé míry přirozeného přírůstku více hodí směrodatná odchylka. V kontrastu s plynulým snižováním její hodnoty u intenzity přirozené měny registrujeme v případě relativní velikosti migračního salda mezi počátečním a závěrečným obdobím sledování na úrovni celého příhraničí více než trojnásobný nárůst (tab. 31). Za jejím celkovým zvýšením se však skrývá značně nepravidelný vývoj mezi jednotlivými časovými úseky. Srovnatelná úroveň meziokresní variability byla zaznamenána již ve druhé polovině 90. let, kdy se rozdíly v migrační atraktivitě mezi okresy podél hranice s Německem prohloubily zřejmě v reakci na jejich ekonomickou diferenciaci během hospodářské recese. V období 2000–2003 jsme však svědky poklesu teritoriální rozrůzněnosti hrubé míry migračního salda zhruba na dvojnásobek výchozí hodnoty z počátku

90. let, což se projevilo i v poměrně kompaktní regionální struktuře s rozšířeným výskytem geografických clusterů (obr. 58). V závěrečném období absolutní variabilita opět výrazně stoupá a dosahuje své nejvyšší úrovně. Kvantitativní změny územní diferenciacie intenzity migrační bilance v obou příhraničních regionech ve svých hlavních tendencích kopírovaly vývoj v česko-německém příhraničí, lišily se pouze rozdílnou dynamikou. V transformačním období pozorované trendy absolutní variability hrubé míry migračního salda na všech zkoumaných regionálních úrovních shodně demonstrují zřetelné prohlubování meziokresních rozdílů v migrační atraktivitě uvnitř prostoru podél hranice s Německem.

### 3.4.3 Celkový populační přírůstek

Vývoj početního stavu populace České republiky prošel po roce 1989 významnými změnami, na nichž se podílely jak procesy přirozené měny, tak migrace. První roky transformačního období se nesly ve znamení mírného populačního růstu, který byl výsledkem pozitivní bilance přirozené měny i kladného salda migrace. Od roku 1994 však začalo obyvatel České republiky ubývat a tento trend trval devět let. Za nepříznivým vývojem celkového početního stavu stála záporná bilance přirozené měny, kterou nezvrátily ani každoroční přírůstky obyvatel stěhováním<sup>12</sup>. Největšího relativního celkového úbytku obyvatel v poválečném vývoji republiky bylo dosaženo v roce 2001 (–2,5 ‰), tedy ve stejném roce, kdy byl zároveň zaznamenán oficiálně jediný úbytek obyvatelstva migrací v novodobé historii České republiky. Růst počtu obyvatel byl obnoven teprve v roce 2003 a od té doby postupně zrychluje. V roce 2007 dosáhl celkový přírůstek na 1 000 obyvatel nejvyšší hodnoty za více než 50 let (9,1 ‰) a počet obyvatel České republiky se na konci tohoto roku dostal na svou nejvyšší úroveň od konce druhé světové války.

Na celostátní úrovni pozorované trendy ve vývoji celkového počtu obyvatel přirozeně neprobíhaly po celém území ve stejných časových rámcích ani se stejnou intenzitou. Typickým dokladem tohoto tvrzení je populační vývoj zaznamenaný v česko-německém příhraničí. Jestliže v České republice byl průměrný roční celkový úbytek obyvatel zaregistrován již v období 1996–1999, ve studovaném příhraničním regionu došlo k relativnímu poklesu počtu obyvatel teprve na začátku nového tisíciletí (tab. 32). Jeho výše byla navíc naprosto minimální (–0,1 ‰). Ve vymezeném šestnáctiletém transformačním období ztratilo česko-německé příhraničí obyvatelstvo pouze dvakrát (2000 a 2001), zatímco v České republice docházelo k populačním deficitům hned v devíti kalendářních letech (1994–2002). Kromě pozdějšího nástupu a kratšího trvání byl pro celkové úbytky obyvatel v příhraničí charakteristický i mírnější průběh. Oproti minimální republikové hodnotě –2,5 ‰ vykázané v roce 2001 činila nejvyšší hrubá míra celkového populačního úbytku v česko-německém příhraničí pouze –1,5 ‰ (též rok 2001). Dlouhodobě příznivější celková populační bilance příhraničního území způsobená především výrazně lepšími výsledky přirozené měny skončila teprve v posledním období, kdy zásluhou vyšší intenzity migračního salda dosáhla Česká republika poprvé vyššího relativního celkového přírůstku obyvatel než zkoumané příhraničí (tab. 32).

<sup>12</sup> Jedinou výjimku představoval rok 2001, kdy podle oficiálních úředních statistik obyvatelstva migrací v ČR ubylo.

Vývoj početního stavu obyvatelstva v definovaném prostoru podél hranice s Německem na mezoregionální úrovni můžeme rozdělit do dvou etap. Jestliže v 90. letech se vyznačovalo vyššími relativními přírůstky obyvatel saské příhraničí, v novém tisíciletí panuje v obou hodnocených obdobích příznivější celková populační bilance v bavorském úseku (tab. 32). Obě srovnávaná území se proto liší i obdobím dosažení populačního deficitu. Zatímco pás okresů podél hranice s Bavorskem registruje celkový úbytek obyvatel již ve druhé polovině 90. let, region sousedící se Saskem zaznamenává záporný výsledek celkové bilance obyvatelstva až na počátku nového tisíciletí, kdy obyvatel v bavorském úseku již mírně přibývá. Za dynamičtějším relativním růstem počtu obyvatel v saském příhraničí v minulém desetiletí stála v první polovině 90. let příznivější bilance přirozené měny, ve druhé polovině 90. let potom vyšší intenzita migračního salda. Na druhé straně vyšší relativní přírůstky obyvatel v bavorské části v novém tisíciletí jsou primárně důsledkem pozitivní bilance stěhováním.

**Tab. 32 – Vývoj hrubé míry celkového populačního přírůstu/úbytku v česko-německém příhraničí v období 1992–2007 (v ‰)**

Území, okres	Roční průměr za období				
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007	1992–2007
<b>Bavorské příhraničí (BP)</b>	<b>1,0</b>	<b>-0,9</b>	<b>0,3</b>	<b>3,9</b>	<b>1,1</b>
Rozdíl BP-SP	-0,3	-1,7	0,5	1,2	-0,1
Prachatice	1,4	-1,1	0,8	0,0	0,3
Domažlice	-1,0	0,0	0,6	4,9	1,1
Klatovy	-1,1	-2,5	-2,0	2,5	-0,8
Tachov	4,3	1,3	0,2	5,5	2,8
Cheb	1,2	-2,2	1,6	6,8	1,9
<b>Saské příhraničí (SP)</b>	<b>1,3</b>	<b>0,8</b>	<b>-0,3</b>	<b>2,7</b>	<b>1,1</b>
Karlovy Vary	0,1	0,5	-2,0	2,1	0,2
Sokolov	3,8	0,7	-0,8	-0,9	0,7
Děčín	0,2	-0,1	-0,7	3,2	0,7
Chomutov	1,9	0,7	0,0	1,8	1,1
Most	0,1	-2,0	-1,8	0,0	-0,9
Teplice	-0,6	4,5	2,4	4,1	2,6
Ústí nad Labem	0,5	0,1	-0,6	5,5	1,4
Česká Lípa	4,8	2,7	2,3	2,3	3,0
Liberec	0,8	-0,3	-1,0	6,5	1,5
<b>Česko-německé příhraničí</b>	<b>1,2</b>	<b>0,2</b>	<b>-0,1</b>	<b>3,1</b>	<b>1,1</b>
Rozdíl ČNP-ČR	1,0	1,2	0,7	-1,0	0,5
<b>ČR celkem</b>	<b>0,2</b>	<b>-1,0</b>	<b>-0,8</b>	<b>4,1</b>	<b>0,6</b>

**Poznámky:** Průměrné hodnoty hrubé míry celkového populačního přírůstu za jednotlivá čtyřletá období byly vypočteny jako průměry hodnot hrubých měř v příslušných 4 kalendářních letech.

Průměrná hodnota hrubé míry celkového populačního přírůstu v období 1992–2007 byla vypočtena jako průměr hodnot hrubých měř v 16 sledovaných letech.

Maximální okresní hodnota daného období v rámci ČNP je označena červeně, minimální modře.

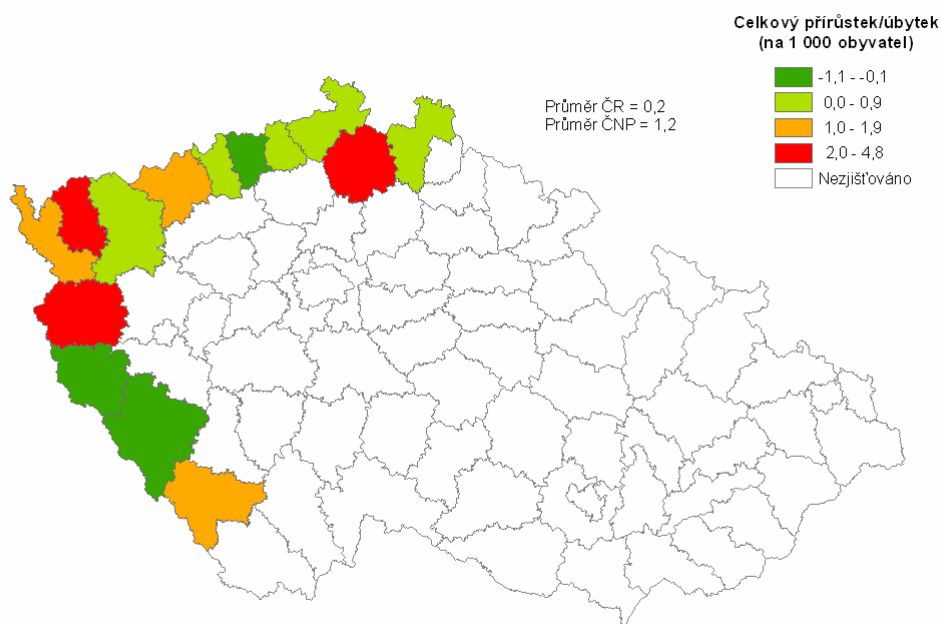
#### Zdroje:

Hrubé míry celkového populačního přírůstu v jednotlivých okresech vycházejí z ročních časových řad v publikacích ČSÚ Demografická ročenka okresů České republiky 1991–2006 a Demografická ročenka okresů 1998–2007.

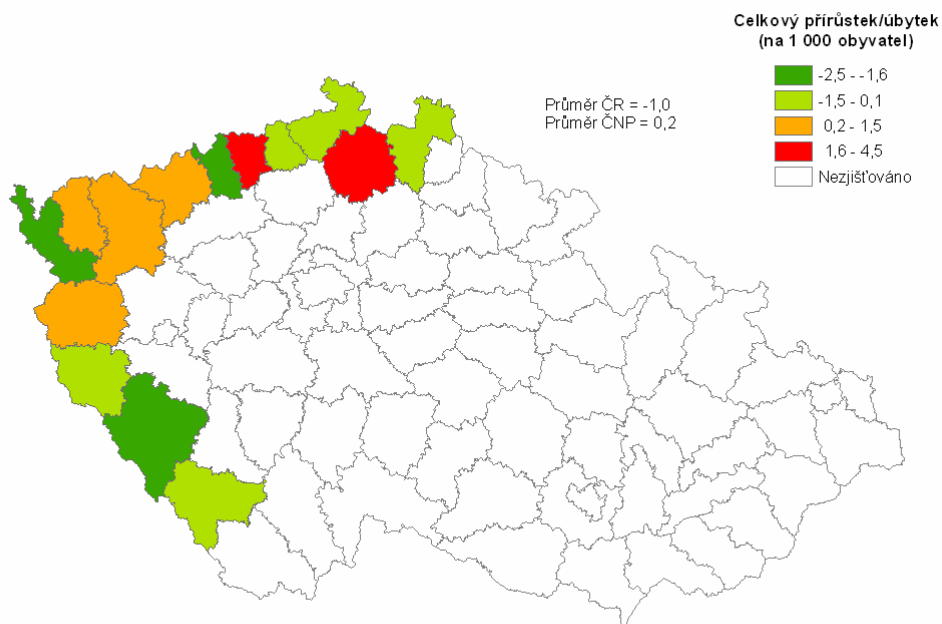
Průměrné hodnoty za Českou republiku byly vypočteny na základě údajů za jednotlivé kalendářní roky v publikaci Populační vývoj České republiky 2007.

Detailní představu o územní diferenciaci hrubé míry celkového populačního přírůstku na okresní úrovni v prostoru podél hranice s Německem a jejím vývoji v transformačním období nám zprostředkovávají kartogramy 61–64. Z komparace regionální struktury tohoto ukazatele v jednotlivých sledovaných časových úsecích na první pohled vyniká zejména nízká územní kompaktnost, resp. vysoká rozrůzněnost, která je navíc provázána značnou temporální proměnlivostí. Zjištěný poznatek je důkazem toho, že celkový populační vývoj probíhal v jednotlivých okresech dosti diferencovaně a v čase procházel poměrně dramatickými změnami. Tento fakt lze přičíst vysoké míře komplexity početního vývoje populace, který je determinován jak její věkovou strukturou, tak jednotlivými složkami přirozené reprodukce, stejně jako charakterem a intenzitou migrační bilance. Nízká územní kompaktnost regionálního obrazu intenzity celkového přírůstku, resp. úbytku se zákonitě odráží v minimální tendenci okresů k vytváření geograficky koncentrovaných shluků velmi podobných hodnot. Jediný regionální cluster sdružující tři sousední okresy tak můžeme zaregistrovat pouze v období 1996–1999 v prostoru vymezeném okresy Sokolov a Chomutov (obr. 62). Za zmínku stojí ještě relativně homogenní populační vývoj v bavorském příhraničí v pásu mezi okresy Tachov a Prachatice na začátku nového tisíciletí, který však narušuje výrazně ztrátový okres Klatovy (obr. 63). V posledním období se potom formuje rozsáhlejší oblast vysokých relativních přírůstků obyvatel v horní části bavorského úseku mezi okresy Domažlice a Cheb (obr. 64). Nízký stupeň územní integrity dokumentuje i kartogram průměrné výše celkového populačního přírůstku, resp. úbytku na 1 000 obyvatel za celé transformační období (obr. 65).

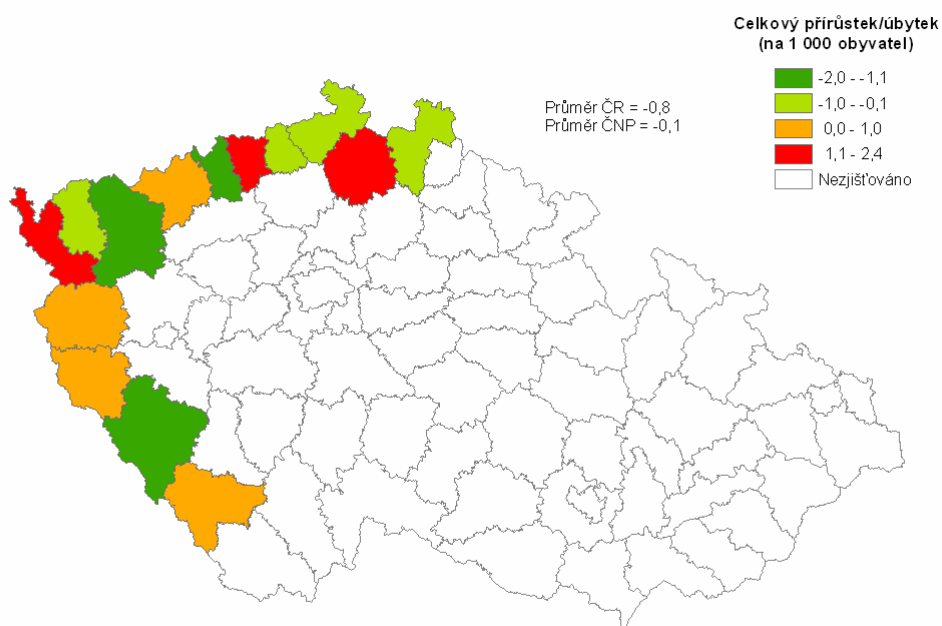
**Obr. 61 – Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–1995**



**Obr. 62 – Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1996–1999**

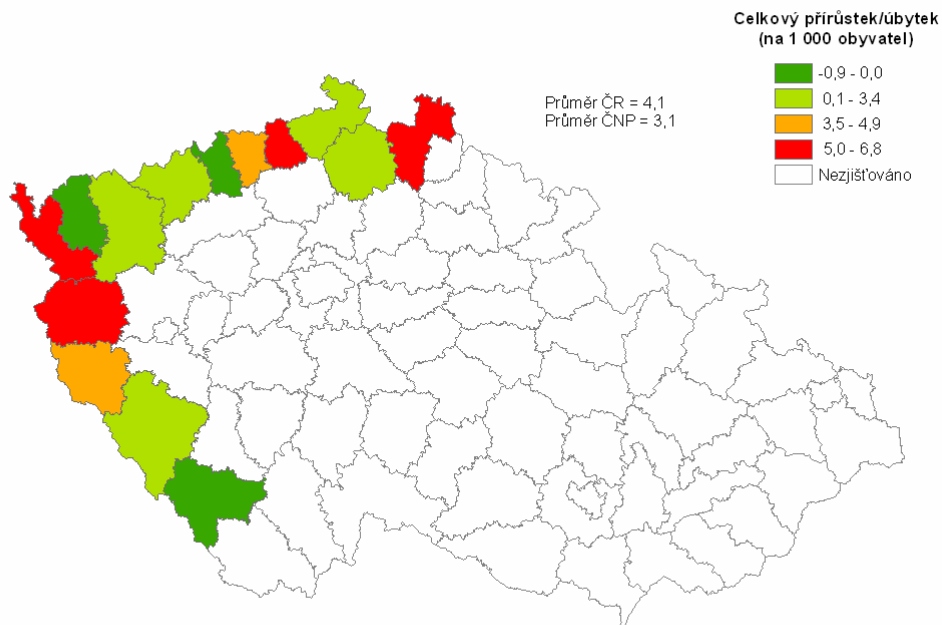


**Obr. 63 – Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2000–2003**

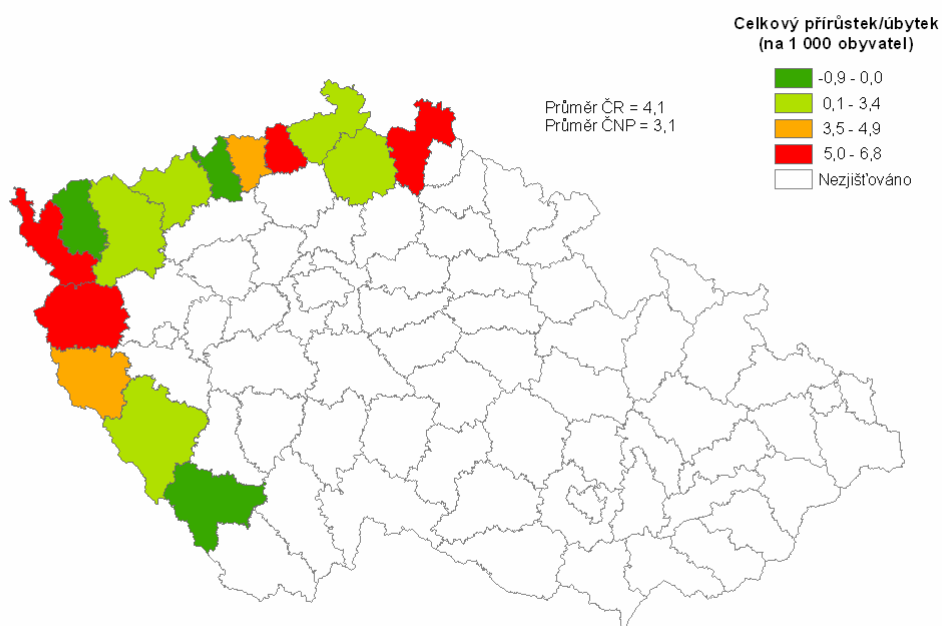




**Obr. 64 – Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 2004–2007**



**Obr. 65 – Hrubá míra celkového populačního přírůstku/úbytku v okresech česko-německého příhraničí v období 1992–2007**



Na základě doposud zjištěných poznatků o regionální diferenciaci hrubé míry celkového populačního přírůstku by se dalo zcela oprávněně očekávat, že se prokázaná vývojová variabilita dotkne také okresů s exponovanými hodnotami. Tento předpoklad se však potvrzuje jen pro okresy s maximální hodnotou relativního přírůstku. Naopak u okresů s nejnižším celkovým přírůstkem na 1 000 obyvatel, resp. nejvyšším úbytkem je pořadí na prvním místě víceméně stabilní (tab. 32). Po celá devadesátá léta a na začátku nového tisíciletí se vyznačuje nejméně příznivým celkovým populačním vývojem okres Klatovy, v posledním hodnoceném období přebírá jeho pozici okres Sokolov. Zatímco v případě prvně jmenovaného okresu je nejvyšší relativní úbytek obyvatel výsledkem rekordně negativní bilance přirozené měny ze všech příhraničních okresů, u okresu Sokolov má hlavní vliv na jeho umístění na okraji variační řady nejvyšší záporné saldo v bilanci stěhováním.

Nejvyšší relativní přírůstek obyvatel vykazuje v první polovině 90. let okres Česká Lípa, v dalších dvou časových úsecích je vystřídán okresem Teplice a v závěrečném období zaujímá pozici okresu s nejpříznivějším relativním vývojem počtu obyvatel okres Cheb. Jelikož identickou podobu má i přehled okresů s maximálními hodnotami hrubé míry migračního salda (viz tab. 30), je zřejmé, že v případě těchto tří okresů hrála v uvedených obdobích při určování jejich celkového populačního vývoje klíčovou roli migrace<sup>13</sup>. Z postavení příhraničních okresů v celostátním srovnání zároveň vyplývá, že okresy Česká Lípa, Tachov, Sokolov a Teplice patřily v 90. letech k okresům s nejvyššími relativními celkovými přírůstky obyvatel v celé ČR (Bartoňová, 2002).

Vývoj početního stavu populace všech okresů v česko-německém příhraničí mezi roky 1992 až 2007 bilancuje průměrná výše celkového populačního přírůstku, resp. úbytku na 1 000 obyvatel za toto období (tab. 32 a obr. 65). Počet okresů, které dosáhly v průměru za sledovaný časový úsek relativního přírůstku obyvatel (12), výrazně převyšoval počet těch, u nichž ve stejném období obyvatelstvo ubývalo (2). Naprosto stejný výsledek byl zaznamenán i v případě intenzity migračního salda, což opět nasvědčuje platnosti výroku, že na okresní úrovni představuje určující složku celkového populačního vývoje migrace. Jedinými okresy, kde průměrná hrubá míra celkového populačního přírůstku sklouzla do záporných hodnot, byly Most a Klatovy (−0,9 ‰, resp. −0,8 ‰). Rozhodující podíl na jejich celkovém populačním deficitu měla záporná bilance přirozené měny, kterou v případě okresu Klatovy pouze zmírňovalo kladné migrační saldo. U okresu Most došlo k relativnímu úbytku obyvatel i na základě bilance stěhováním. Na druhém konci variační řady hodnoceného ukazatele figurovaly okresy, pro něž byl společný příznivý výsledek migrační bilance. Jestliže však u okresů Tachov a Česká Lípa kladné migrační saldo zhruba odpovídalo relativní výši přírůstku přirozenou měnou, tak v případě okresu Teplice výrazně vyšší intenzita migračního salda (nejvyšší v rámci ČNP) zvrátila negativní výsledek bilance přirozené měny.

Podobně jako u předchozích charakteristik úrovně přirozené reprodukce a intenzity migrace použijeme i pro hodnocení vývoje meziokresních rozdílů z hlediska intenzity celkového

<sup>13</sup> Výjimku představuje okres Česká Lípa, kde vyšší příspěvek k celkovému populačnímu přírůstku zaznamenává v předmětném období bilance přirozené měny.

populačního růstu směrodatnou odchylku. Při sledování jejích změn v transformačním období jak na úrovni celého česko-německého příhraničí, tak zejména v jeho jednotlivých úsecích nicméně musíme mít na paměti, že negativní vlastností této absolutní charakteristiky variability je její silné ovlivnění extrémními hodnotami (Hendl, 2008). Znamená to, že jedna nebo dvě odlehlé hodnoty v souboru mohou výrazně změnit její celkovou výši. Možná právě tato skutečnost může být jednou z příčin značně nevyrovnaného vývoje směrodatné odchylky hrubé míry celkového populačního přírůstku v česko-německém příhraničí i v obou jeho zkoumaných regionech po roce 1989 (tab. 33). Častá proměnlivost trendů koresponduje s výše formulovanými závěry z porovnání kartogramů územní diferenciacie analyzovaného ukazatele v jednotlivých časových úsecích a vypovídá o pronikavých změnách, které se v populačním vývoji okresů při hranici s Německem v transformačním období odehrály. Po celá 90. léta si však absolutní variabilita na úrovni kompletního příhraničního území udržuje stabilní hodnotu, která přechází v mírný pokles teprve na začátku nového tisíciletí. Naopak v závěrečném období 2004–2007 se variační rozpětí a směrodatná odchylka pro okresy česko-německého příhraničí z hlediska jejich relativní výše celkového populačního přírůstku opět zvyšují, když hodnota směrodatné odchylky téměř o třetinu překračuje svou úroveň z devadesátých let.

**Tab. 33 – Charakteristiky variability hrubé míry celkového populačního přírůstku/úbytku v česko-německém příhraničí, 1992–2007, čtyřletá období**

Charakteristika	Česko-německé příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-1,1	-2,5	-2,0	-0,9
Maximální hodnota	4,8	4,5	2,4	6,8
Variační rozpětí	5,8	7,0	4,3	7,8
Průměr	1,2	0,2	-0,1	3,1
Směrodatná odchylka	1,9	1,9	1,5	2,5
Charakteristika	Bavorské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-1,1	-2,5	-2,0	0,0
Maximální hodnota	4,3	1,3	1,6	6,8
Variační rozpětí	5,4	3,8	3,6	6,9
Průměr	1,0	-0,9	0,3	3,9
Směrodatná odchylka	2,2	1,6	1,3	2,7
Charakteristika	Saské příhraničí			
	1992–1995	1996–1999	2000–2003	2004–2007
Minimální hodnota	-0,6	-2,0	-2,0	-0,9
Maximální hodnota	4,8	4,5	2,4	6,5
Variační rozpětí	5,3	6,5	4,3	7,4
Průměr	1,3	0,8	-0,3	2,7
Směrodatná odchylka	1,8	1,9	1,6	2,4

**Zdroje:** Vlastní výpočty na základě dat z tab. 32.

Z komparace vývoje absolutní variability v obou příhraničních úsecích se jak svým průběhem, tak svou výší přibližuje trendům v celém příhraničí jeho saská část. U okresů podél hranice s Bavorskem se od počátku 90. let až do období 2000–2003 vzájemné rozdíly

v intenzitě celkového přírůstu kontinuálně snižují, avšak v posledních letech jsme svědky zdvojnásobení směrodatné odchylky na nejvyšší úroveň ze všech srovnávaných územních jednotek.

Přestože je relativní celkový populační přírůstek současně ovlivněn jak úrovní přirozené reprodukce, tak intenzitou migračního salda, na základě porovnání průběhu a hodnot charakteristik absolutní variability vybraných ukazatelů se zdá, že na velikost meziokresních rozdílů u hrubé míry celkového populačního přírůstu měly na počátku 90. let větší vliv územní difference v relativní výši přirozeného přírůstu, zatímco od druhé poloviny minulého desetiletí převzala dominantní postavení regionální variabilita hrubé míry migračního salda.

## Kapitola 4

### Determinanty regionální diferenciaci populačního vývoje v česko-německém příhraničí

V minulých dvou kapitolách prezentované analýzy socioekonomických a demografických poměrů ve zkoumaném příhraničním území měly převážně povahu autonomního deskriptivního hodnocení jednotlivých indikátorů a jen v omezené míře se zabývaly explanací kauzálních vztahů či hledáním určitých příčinných souvislostí a vazeb mezi oběma těmito kategoriemi. Za tímto účelem byla do diplomové práce zařazena následující kapitola, jejíž hlavní cíl spočívá v identifikaci dominantních faktorů vysvětlujících regionální diferenciaci sledovaných demografických ukazatelů.

Nerovnoměrné územní rozložení demografických proměnných může mít několik různých příčin. Jednou z nich jsou odlišné strukturální charakteristiky obyvatel, druhý determinant představují diferencované životní podmínky, resp. rozdílná socioekonomická úroveň, u některých demografických indikátorů mohou být významným diferencujícím činitelem také environmentální faktory, resp. rozdílná kvalita přírodního prostředí. Všechny tyto stimuly regionálních rozdílů byly v transformačním období přítomny i v našem zájmovém území.

Základy specifického složení obyvatelstva česko-německého příhraničí byly položeny na konci druhé světové války, kdy došlo nejprve k odsunu původního německého obyvatelstva, které bylo vzápětí nahrazováno novými osídlenci české a slovenské národnosti z vnitrozemí, ale i repatrianty a příslušníky etnických menšin ze zahraničí. Výsledkem těchto bezprecedentních, masivních migračních přesunů bylo vytvoření sociálně i kulturně heterogenní populace, která se ve srovnání s vnitrozemím vyznačovala horším vzdělanostním a kvalifikačním profilem, nižším sociálním statusem, menší územní stabilitou a nadprůměrnou fluktuací, vyšším stupněm sekularizace a mladší věkovou strukturou (Zich, 1996; Kastner, 1996; Kučera, 1994; Burcin, Kučera 2000). Podle většiny těchto autorů přetrvaly některé specifické rysy obyvatel česko-německého příhraničí až do současnosti, což koneckonců potvrdily i výsledky námi provedené socioekonomické a demografické analýzy.

Pokud jde o územní rozdíly v kvalitě života, po čtyři desetiletí uplatňovaná striktní nivelizační regionální politika komunistické vlády se prostřednictvím redistribučních mechanismů snažila o jejich minimalizaci (Hampl, 1996; Blažek, 1995; Burcin, Kučera, 2000). Po roce 1989 nastartovaný transformační proces však znamenal revitalizaci selektivních tendencí v regionální diferenciaci sociálních i ekonomických poměrů, které se projevil

v prohlubujícím se rozrůžňování materiálních podmínek a způsobu života mezi jednotlivými okresy i regiony (Burcin, Kučera, 2000). Některé regionální studie v této souvislosti uvádějí, že právě odlišné materiální životní podmínky spolu se zhoršením některých socioekonomických ukazatelů měly nejvýraznější dopad na polistopadové změny v demografickém chování obyvatelstva České republiky. Kretschmerová (2003) naproti tomu tvrdí, že územní diferenciací demografického vývoje je dána především sociální strukturou obyvatelstva v jednotlivých regionech. Naším záměrem proto bude specifikovat, zda jsou regionální disparity studovaných demografických proměnných determinovány spíše faktory sociálně-ekonomické povahy, či je lze primárně vysvětlit strukturálními charakteristikami populace. Statisticky řečeno půjde o zkoumání závislosti vybraných socioekonomických faktorů a indikátorů sociální struktury populace s analyzovaným demografickým ukazatelem.

Jako optimální metodický nástroj pro řešení této statistické úlohy se jeví použití metody vícenásobné regresní a korelační analýzy. Vícenásobná lineární regrese je prostředkem pro zkoumání statistické závislosti pomocí modelu, jenž zahrnuje jednu závisle proměnnou a několik nezávisle proměnných (Hendl, 2008, s. 383). Závisle proměnnou představuje v našem případě vybraný demografický ukazatel, skupina nezávisle proměnných bude vycházet z obsahu socioekonomické analýzy. Volba vhodné podmnožiny vysvětlujících proměnných pro jednotlivé demografické ukazatele bude provedena metodou stupňovité regrese (STEPWISE). Tato metoda zařadí do regresního modelu jako první vysvětlující proměnnou s nejvyšším párovým korelačním koeficientem, přičemž v dalších krocích je možno již zařazenou proměnnou vyřadit, pokud je nová kombinace proměnných lepší. Do regresního modelu se přidávají další proměnné jedině tehdy, pokud je jejich přínos ještě významný, tzn. pokud přidání další proměnné významně zvýší podíl vysvětlené variability závisle proměnné (Blatná, 2004, s. 34).

#### 4.1 Korelační analýza socioekonomických ukazatelů

Ještě před provedením vlastní vícenásobné regresní a korelační analýzy se ovšem doporučuje ověřit, zda jsou proměnné zařazené do vícenásobného vztahu vzájemně nezávislé (nebo slabě závislé). Smysl tohoto opatření spočívá v eliminaci tzv. multikolinearity, tzn. lineární závislosti mezi vysvětlujícími (nezávislými) proměnnými, která má za následek, že odhady regresních koeficientů mohou být nepřesné. To platí zejména v případě, když párové korelační koeficienty mezi vysvětlujícími proměnnými jsou větší než 0,8 (Blatná, 2004, s. 33). Ověření lineární nezávislosti souboru nezávisle proměnných socioekonomického charakteru provedeme pomocí jednoduché (párové) korelační analýzy. Jejím výstupem budou Pearsonovy korelační koeficienty, které jsou nejčastěji používanou mírou síly (těsnosti) lineární závislosti dvou numerických proměnných (tamtéž). U těch dvojic ukazatelů, které nebudou splňovat podmínku lineární nezávislosti, tzn. budou silně vzájemně korelované, vybereme pro následnou vícenásobnou regresní a korelační analýzu vždy pouze jeden z nich.

**Tab. 34 – Přehled ukazatelů socioekonomické analýzy vybraných do vícenásobné regresní a korelační analýzy**

Označení	Ukazatel	Jednotka	Časové určení
URBAN	podíl obyvatel ve městech	%	31.12.2007
ZEM_PUDA	podíl zemědělské půdy z rozlohy okresu	%	31.12.2007
EMISE	měrné emise oxidu siřičitého	t/km <sup>2</sup>	2006
VZDEL	koeficient vzdělanosti		1.3.2001
NAROD	podíl obyvatel s českou, moravskou a slezskou národností	%	1.3.2001
EA_TERCIER	podíl zaměstnaných v terciéru	%	1.3.2001
MZDA	průměrná hrubá měsíční mzda	Kč	2005
NEZAM	průměrná míra nezaměstnanosti	%	2008
KRIMINAL	počet zjištěných trestných činů na 1 000 obyvatel		2006–2007
RODACI	podíl narozených v obci trvalého pobytu	%	1.3.2001
CIZINCI	podíl cizinců v populaci	%	31.12.2007

Výsledky korelační analýzy 18 ukazatelů geografické, ekologické, sociální a ekonomické povahy<sup>1</sup>, které byly hodnoceny ve 14 příhraničních okresech v rámci socioekonomické analýzy, přináší tab. III (viz Příloha). Na první pohled je patrný vysoký výskyt statisticky významných párových korelací (63), přičemž celou třetinu z nich můžeme klasifikovat jako velmi silnou (21).<sup>2</sup> Nejvíce hodnot korelačního koeficientu v pásmu 0,8 až 1,0 evidujeme u geografických ukazatelů průměrného počtu obyvatel na 1 část obce a obec (7, resp. 6). Oba tyto ukazatele tedy vyřadíme z množiny proměnných vstupujících do vícenásobné regresní a korelační analýzy jako první. Stejný postup zvolíme i v případě ekonomického indikátoru podíl zaměstnaných v priméru, který silně koreluje se šesti dalšími proměnnými. Vysokou těsnost lineární závislosti se čtyřmi dalšími proměnnými vykazují i ukazatele hustota zalidnění a podíl trvale obydlených bytů v rodinných domech. Z charakteristik sociální struktury populace dosahuje největšího počtu signifikantních silných korelací podíl věřících (3), a ani tento ukazatel proto do vícenásobného regresního vztahu zařazovat nebudeme. V případě ryze ekonomických indikátorů průměrné měsíční mzdy a míry nezaměstnanosti registrujeme vysoký stupeň asociace rovněž se třemi, ovšem již vyloučenými proměnnými (HUSTOTA, OBYV\_OBEC, OBYV\_CAST), tudíž tyto dva elementární ekonomické ukazatele i z důvodu jejich zásadní role při řešení výzkumného záměru této kapitoly do následné statistické analýzy zahrneme. Poslední charakteristikou, kterou jsme se rozhodli do finální podmnožiny vysvětlujících proměnných nezařadit, je délka státní hranice se SRN, u níž žádná závislost nebyla ani na 5%, ani na 1% hladině významnosti zjištěna jako statisticky významná<sup>3</sup>. Z původního počtu osmnácti proměnných jich tedy bude vstupovat do vícenásobné regresní a korelační analýzy jedenáct (tab. 34), přičemž šest z nich poskytuje souhrnnou informaci o socioekonomické úrovni a životním prostředí obyvatel (URBAN, ZEM\_PUDA, EMISE, MZDA, NEZAM), zbylých pět

<sup>1</sup> Seznam vybraných 18 ukazatelů socioekonomické analýzy obsahuje Tab. I v Příloze.

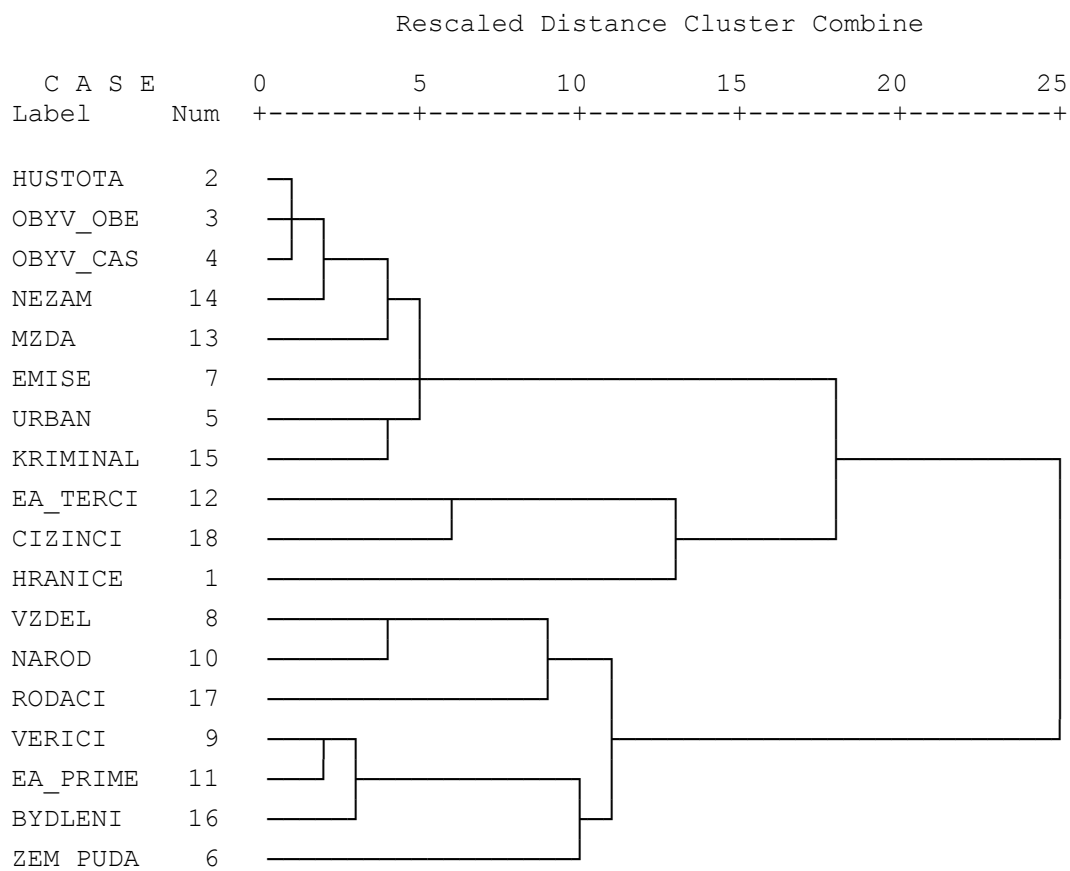
<sup>2</sup> Za velmi silnou korelaci považujeme takovou, kdy hodnota Pearsonova korelačního koeficientu je větší nebo rovna 0,8.

<sup>3</sup> Žádná signifikantní lineární závislost nebyla nalezena ani u proměnné RODACI, jelikož však představuje významnou strukturální charakteristiku populace, rozhodli jsme se ji v souboru vysvětlujících proměnných ponechat.

potom z různých úhlů pohledu charakterizuje strukturu populace (VZDEL, NAROD, RODACI, CIZINCI, KRIMINAL).

Pokud jde o věcný obsah jednotlivých závislostí, můžeme konstatovat, že na souboru dat za 14 okresů podél hranice s Německem došlo k potvrzení některých obecně platných skutečností pozorovaných na vyšších řádovostních úrovních. Potvrdil se například velmi silný záporný lineární vztah mezi mírou urbanizace a podílem věřících, zaměstnaných v priméru a obydlených bytů v rodinných domech. Stejně tak se ukázalo, že vyšší podíly věřícího obyvatelstva jsou příznačné pro méně urbanizované oblasti s vyšším zastoupením zaměstnaných v priméru a menší sekularizace zároveň znamená i nižší výskyt kriminality. Zajímavá, avšak ne zcela nečekaná, byla nepochybně pozitivní asociace mezi zastoupením cizinců v populaci a podílem zaměstnaných v terciéru, která představovala vůbec jedinou statisticky významnou závislost zjištěnou pro proměnnou CIZINCI. Tato závislost je důkazem toho, že cizinci se přednostně stěhují do těch příhraničních okresů, kde jsou hojně rozšířeny obchodní a podnikatelské ekonomické aktivity, jelikož zde nacházejí širší možnosti pracovního uplatnění (Bartoňová, 2008).

**Obr. 66 – Hierarchický strom množin shluků vybraných ukazatelů socioekonomické analýzy**



**Zdroj:** Vlastní výpočty



Při vyšším stupni generalizace analyzovaných proměnných lze zpozorovat, že geograficky profilované charakteristiky (HUSTOTA, OBYV\_OBEC, OBYV\_CAST) vykazovaly velmi často silné pozitivní korelace s ukazateli ekonomické povahy (MZDA, NEZAM, EA\_PRIMER). V případě většiny strukturálních charakteristik (s výjimkou proměnných VERICI a KRIMINAL) se naproti tomu indikované lineární závislosti s ostatními proměnnými neprokázaly buď jako statisticky významné, a pokud ano, pak nebyly tolik těsné. Za zmínku stojí i skutečnost, že ekonomické indikátory průměrná mzda a míra nezaměstnanosti měly u všech signifikantních korelací stejné znaménko, z čehož lze usuzovat na jejich značnou podobnost, kterou potvrzuje i vysoká kladná hodnota jejich párového korelačního koeficientu ( $r = 0,708$ ). Podobný těsný vztah můžeme zaznamenat také u některých charakteristik složení populace, které dosahují nejsilnějších lineárních závislostí právě mezi sebou navzájem (platí pro dvojice proměnných VZDEL a NAROD, VERICI a KRIMINAL). Sílu asociace, resp. podobnost studovaných ukazatelů velmi dobře dokresluje i hierarchický strom množin shluků proměnných z provedené shlukové analýzy (obr. 66).

## 4.2 Korelační analýza demografických ukazatelů

S úmyslem ověřit některé naše domněnky, které naznačovaly výsledky demografické analýzy v kapitole 3, jsme provedli výpočet párových korelačních koeficientů i pro všechny hodnocené demografické ukazatele<sup>4</sup> (tab. IV v Příloze). Podařilo se nám díky tomu zároveň odhalit i některé nové, doposud skryté souvislosti. Srovnáme-li nejprve sílu indikovaných lineárních závislostí mezi demografickými ukazateli spolu s těsností korelací mezi geografickými, sociálními a ekonomickými charakteristikami, vychází zcela jednoznačně najevo, že statisticky významné asociace mezi proměnnými demografické povahy jsou mnohem méně silné. Dokládá to především fakt, že se v korelační matici demografických ukazatelů vyskytly jen dva případy, kdy se hodnoty korelačního koeficientu významně přiblížily absolutní statistické závislosti ( $r$  bylo vyšší než 0,8). První z těchto silných lineárních vztahů byl zjištěn mezi ukazateli věkové struktury – indexem stárí a indexem ekonomického zatížení. Vysoká hodnota korelace ( $r = 0,834$ ) signalizuje značnou podobnost obou proměnných. Ještě vyšší kladná hodnota Pearsonova korelačního koeficientu ( $r = 0,932$ ) byla zaznamenána mezi hrubou mírou celkového populačního přírůstku a intenzitním ukazatelem migračního salda. Tato skutečnost tak potvrdila náš dřívější předpoklad, že na okresní úrovni je celkový populační vývoj v posledních letech ovlivňován především výsledky migrační bilance. Všeobecně rozšířená domněnka, že mladší populace vykazuje vyšší úroveň reprodukce, platí i v česko-německém příhraničí, což dokládá silná nepřímá závislost mezi oběma ukazateli věkové struktury a relativní úrovni přirozené měny.

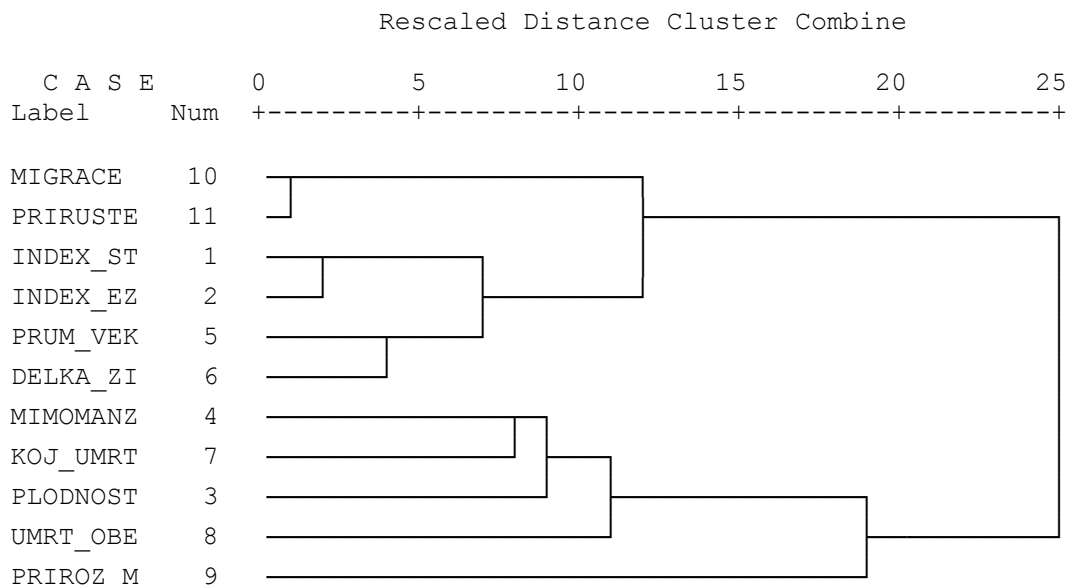
V případě ukazatelů plodnosti byl ovšem nepřímý lineární vztah s charakteristikami stárnutí populace poněkud překvapivě prokázán pouze u podílu narozených mimo manželství, pro

<sup>4</sup> Seznam všech analyzovaných 11 demografických ukazatelů obsahuje Tab. II v Příloze.

úhrnnou plodnost nebyla zjištěná závislost dostatečně signifikantní. Ukazatel úhrnné plodnosti zaznamenává pouze jednu statisticky významnou korelaci, a to poněkud překvapivě s nadějí dožití při narození, přičemž záporná hodnota korelačního koeficientu indikuje, že příhraniční okresy s vyšší úrovní plodnosti zároveň charakterizuje kratší střední délka života. Jedinou statisticky významnou závislost mezi samotnými charakteristikami plodnosti tak představuje silná negativní asociace mezi sledovaným ukazatelem časování plodnosti a podílem narozených mimo manželství. Obě dvě vzájemně korelované proměnné se však vyznačují i velkým počtem signifikantních závislostí s ostatními demografickými ukazateli. Například se ukazuje, že vyšší průměrný věk matek při narození prvního dítěte je v okresech podél hranice s Německem obvykle úzce spojen i se starší věkovou strukturou a příznivou úrovní celkové i diferencní úmrtnosti (DELKA\_ZIV, UMRT\_OBEH). V případě mimomanželské plodnosti nejsou výše popsané závislosti pozitivní, ale negativní. Na 5% hladině významnosti navíc existuje signifikantní středně silná přímá závislost mezi mimomanželskou plodností a kvocientem kojenecké úmrtnosti. Naopak jako poměrně neobvyklou můžeme označit pozitivní asociaci mezi průměrným věkem matek při narození prvního dítěte a hrubou mírou migračního salda.

Spolu s ukazatelem časování plodnosti dosahuje nejvyššího počtu statisticky významných korelací s ostatními demografickými proměnnými naděje dožití při narození (6). Ta kromě již zmíněných závislostí s charakteristikami plodnosti podle očekávání silně negativně koreluje i s oběma zbylými ukazateli úmrtnosti – kvocientem kojenecké úmrtnosti a standardizovanou mírou úmrtnosti na novotvary. Na 5% hladině významnosti byla zjištěna jako signifikantní i středně silná pozitivní závislost s indexem stáří, která v podstatě potvrzuje fakt, že prodlužování délky života významnou měrou přispívá ke stárnutí populace.

**Obr. 67 – Hierarchický strom množin shluků analyzovaných demografických ukazatelů**



**Zdroj:** Vlastní výpočty

### 4.3 Vícenásobná regresní a korelační analýza demografických ukazatelů

#### 4.3.1 Věková struktura a stárnutí

V rámci naší snahy o identifikování klíčových determinantů regionální diferenciace indexu stáří a indexu ekonomické zátěže je potřeba mít na paměti, že věková struktura jakékoliv populace je primárně formována a ovlivňována dlouhodobým vývojem porodnosti, úmrtnosti a migrace. Případný vliv dalších proměnných skrze tyto elementární demografické komponenty lze proto již považovat za sekundární. Z tohoto důvodu bude hledání faktorů vysvětlujících územní rozdíly ve věkovém složení populací okresů v česko-německém příhraničí značně ztížené. Tato skutečnost nám však nebrání vyslovit domněnku, že hlavní příčinu územních nerovnoměrností procesu stárnutí populace v okresech sousedících s Německem najdeme pravděpodobně ve skupině proměnných charakterizujících sociální strukturu populace.

K odmítnutí spojitosti s regionálním rozrůzněním sociálních a ekonomických podmínek nás vedou dva racionální důvody. První důvod vyplývá z vývoje regionální variability obou analyzovaných indexů věkové struktury v transformačním období, který se nesl jak ve zkoumaném příhraničním území, tak na celostátní úrovni (viz Džurová, 2002) ve znamení intenzivní homogenizace. Konkrétní údaje o kvantitativních změnách v prostorové diferenciaci socioekonomických rozdílů sice k dispozici nemáme, nastartování selektivních tendencí regionálního vývoje s příchodem nového režimu však podle naprosté většiny autorů vedlo k jejich výraznému prohlubování (Hampl, 1996; Čermák, 2001; Kretschmerová, 2003). Inverzní vývoj meziokresních rozdílů obou kategorií proměnných prakticky vylučuje možnost, že by regionální diferenciace věkových struktur v okresech česko-německého příhraničí významně závisela na jejich odlišném sociálním a ekonomickém rozvoji. Druhý argument pro odmítnutí této asociace představuje fakt, že stejně jako vybrané strukturální charakteristiky populace vypovídají i použité věkové indexy o jednom z typů struktury obyvatel, tudíž lze vcelku logicky předpokládat spíše jejich podobnost s jinými strukturálními charakteristikami populace než s vybranými indikátory kvality života.

Celá řada regionálních analýz demografického stárnutí v ČR dává mladší věkovou strukturu v západním a severozápadním pohraničí do souvislosti jednak s poválečným dosídlováním tohoto území, jednak s náborovou pracovní imigrací do pánevních okresů v 70. a 80. letech minulého století (Džurová, 2001; Kučera, 1994). Podle Maškové (2002) hraje důležitou roli i vyšší koncentrace romského etnika. V kontextu těchto zjištění se jako proměnné s největším vlivem na regionální strukturu procesu stárnutí z množiny námi vybraných faktorů jeví podíl rodáků v populaci nebo zastoupení obyvatel s českou, moravskou a slezskou národností.

Provedená vícenásobná regresní a korelační analýza správnost této úvahy potvrzuje. Jak v případě indexu stáří, tak v případě indexu ekonomického zatížení se jako klíčový determinant teritoriálních odlišností věkové struktury profiluje nezávisle proměnná RODACI (tab. 35). Žádné další proměnné do regresního modelu již nevstupují, což lze zdůvodnit jejich slabou mírou závislosti s oběma indikátory stárnutí populace. Zastoupení obyvatel narozených v místě trvalého pobytu naproti tomu vykazuje s indexem stáří středně silnou ( $r = 0,631$ ) a s indexem

ekonomické zátěže dokonce velmi silnou korelaci ( $r = 0,841$ ). Pozitivní korelační vztah mezi jednotlivými ukazateli můžeme interpretovat tak, že okresy s vyšším podílem rodáků mají v průměru starší obyvatelstvo a méně příznivý poměr závislých složek na produktivní populaci. Potvrzuje se tak výše formulovaný předpoklad, že specifická věková struktura prostoru podél hranice s Německem má svůj původ v rozsáhlých migračních přesunech v rámci poválečného dosídlování a následných náborových akcích. Okresy, kde proces dosídlování pohraničí probíhal s větší intenzitou a ve druhé polovině minulého století u nich došlo k výrazným imigračním vlnám, jsou proto charakteristické mladší věkovou strukturou a nižším ekonomickým zatížením obyvatelstva v produktivním věku závislými složkami populace.

**Tab. 35 – Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro ukazatele věkové struktury**

Ukazatel	Proměnné regresního modelu	Vícenásobný regresní koeficient R	Koeficient determinace $R^2$	Standardizovaný koeficient Beta
INDEX_STARI	RODACI	0,631	0,398	0,631
INDEX_EZ	RODACI	0,841	0,707	0,841

**Poznámky:** Podrobná identifikace proměnných je uvedena v tab. I a II v Příloze.

**Zdroj:** Vlastní výpočty

Zařazení pouze jedné nezávisle proměnné do regresního modelu má podstatný vliv na relativně nízký podíl variability územního rozložení věkové struktury, který lze zastoupením rodáků v populaci vysvětlit (tab. 35). Koeficient determinace činí v případě indexu stáří pouze necelých 40 %, u indexu ekonomické zátěže dosahuje solidní výše 70 %. Přesto výsledky statistické analýzy poměrně přesvědčivě ukazují, že prostorové rozmístění věkového složení obyvatel v česko-německém příhraničí neodráží až tolik územní rozdíly v sociálních a ekonomických podmínkách života lidí, jako spíše teritoriální diferenciaci sociálních struktur populací jednotlivých okresů.

#### 4.3.2 Plodnost

Reprodukční chování populace České republiky procházelo na konci minulého tisíciletí fundamentální přeměnou, která byla reakcí na transformaci politických, sociálních a ekonomických podmínek života lidí a změnu jejich hodnotové orientace. Formování nového modelu demografické reprodukce mělo univerzální charakter a projevilo se tedy ve všech částech republiky. Burcin a Kučera (2000, s. 399) tuto skutečnost zdůvodňují tím, že významnost a hloubka změn v charakteru reprodukce přechodně, zejména v počáteční fázi transformace, potlačila diferenační faktor specifických regionálních podmínek, především meziregionálních rozdílů ve vzdělanostní, zaměstnanecké či příjmové struktuře populace. Četné geografické studie však dokazují, že se územní diferenciaci sociálních a ekonomických poměrů v průběhu transformačního období prohlubovala, tudíž lze odůvodněně předpokládat, že se vliv rozdílné kvality života v jednotlivých regionech na úroveň plodnosti zvýšil. Otázkou zůstává, do jaké míry modifikovaly regionální vývoj plodnosti víceméně stabilní charakteristiky sociální struktury obyvatelstva, které podle Kretschmerové (2003) představují rozhodující determinanty

územní diferenciaci demografického vývoje. V následující vícenásobné regresní a korelační analýze se proto pokusíme zjistit, jaké konkrétní faktory z těchto dvou skupin činitelů nejvíce ovlivňují regionální obraz demografických ukazatelů, charakterizujících úroveň, strukturu a časování plodnosti v česko-německém příhraničí v posledních letech.

Hledáním vysvětlujících faktorů regionální diferenciaci úhrnné plodnosti v ČR na úrovni krajů a okresů v období 2000–2003 se ve své diplomové práci detailně zabývá Šídlo (2006). Korelační a faktorovou analýzou bezmála padesáti ukazatelů sociogeografické, sociodemografické, socioekonomické a sociokulturní povahy dospěl k závěru, že teritoriální rozdíly úhrnné plodnosti nejvíce vysvětlují ty skupiny faktorů, které jsou založeny na sociokulturní a sociodemografické bázi (úroveň dosaženého vzdělání, náboženská struktura, národnostní složení, věková struktura aj.). Nicméně poměrně významnou skupinou z hlediska ovlivňování reprodukčního chování se podle něj ukázaly být i indikátory kvality života. V tomto případě je však potřeba doplnit, že u ryze ekonomických faktorů (průměrná mzda a nezaměstnanost) byl prokázán efekt minimální.

Prakticky totožné výsledky zjistila při analýze regionálního vývoje plodnosti v ČR v období 1990/91–2000/01 i Kretschmerová (2003). Jako jeden z nejméně výraznějších diferenciacních faktorů územního rozložení intenzity plodnosti se projevila úroveň vzdělání, přičemž byl potvrzen vztah, že s rostoucím stupněm dosaženého vzdělání se obecně snižuje průměrný počet dětí narozených jedné ženě (tamtéž, s. 106). Určitá závislost regionálních nerovnoměrností v úhrnné plodnosti žen, která se však na přelomu tisíciletí změnila z pozitivní na negativní, byla prokázána i na podílu věřících. Rozdílné zastoupení městského obyvatelstva a obyvatelstva romské národnosti v jednotlivých okresech naproti tomu nebylo z hlediska vlivu na úroveň plodnosti příliš významné. Stejný závěr byl zjištěn i pro jediný analyzovaný ukazatel ekonomické povahy – míru nezaměstnanosti, nicméně Kretschmerová upozorňuje na fakt, že nadprůměrnou intenzitu plodnosti vykazovaly spíše okresy s vyšší mírou nezaměstnanosti.

V kontextu výše uvedených poznatků obou autorů se jeví výsledek naší statistické analýzy jako dosti překvapivý. Proměnnou, která v okresech česko-německého příhraničí nejvíce koreluje s úrovní plodnosti a má tak nejvýznamnější podíl na jejím regionálním rozložení v hodnoceném období, se totiž stala míra nezaměstnanosti (tab. 36). Odlišný závěr námi provedené analýzy lze s největší pravděpodobností přičíst jinému časovému, a zejména územnímu vymezení. Jak vyplynulo z hodnocení socioekonomických poměrů zkoumaného příhraničního prostoru, regionální variabilita míry nezaměstnanosti je zde velmi vysoká. Navíc se poměrně jasně ukázalo, že okresy s nadprůměrnou úrovní nezaměstnanosti se velmi často shodují s okresy, které dosahují nejvyššího počtu dětí na jednu ženu a naopak nízká úroveň plodnosti byla charakteristická spíše pro okresy s nižším podílem ekonomicky aktivních obyvatel bez práce (viz obr. 6 a obr. 25). Zjištěná pozitivní závislost obou ukazatelů je v rozporu s přístupem, který tvrdí, že nárůst nezaměstnanosti vede k horší finanční situaci rodin a tím i k poklesu plodnosti. V česko-německém příhraničí se spíše prosazuje druhý pohled, který nízkou hladinu plodnosti v okresech s nízkou úrovní nezaměstnanosti zdůvodňuje větším

zapojením žen do pracovního procesu, vysoké hodnoty obou proměnných jsou zase spojovány s jistým „únikem“ nezaměstnaných žen do rodinného života (Šídlo, 2006, s. 17).

O tom, že územní diferenciaci úrovně plodnosti v prostoru podél hranice s Německem více determinují socioekonomické faktory, nás může přesvědčit i silná korelace analyzovaného demografického ukazatele s další ekonomickou proměnnou – průměrnou mzdou ( $r = 0,665$ ). Až třetí nejtěsnější závislost byla zjištěna u charakteristiky vypovídající o sociální struktuře populace, konkrétně u úrovně kriminality ( $r = 0,557$ ). Podstatně slabší korelace s ostatními strukturálními proměnnými se potom ukázaly jako statisticky nevýznamné (tab. V v Příloze). Kromě míry nezaměstnanosti ovšem žádné další proměnné do regresního modelu nevstupují, což se zákonitě projevuje relativně nízkým koeficientem determinace ( $R^2 = 0,597$ ). Znamená to, že variabilita územního rozložení úhrnné plodnosti je vysvětlena úrovní nezaměstnanosti pouze z necelých 60 %.

**Tab. 36 – Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro ukazatele plodnosti**

Ukazatel	Proměnné regresního modelu	Vícenásobný regresní koeficient R	Koeficient determinace $R^2$	Standardizovaný koeficient Beta
PLODNOST	NEZAM	0,773	0,597	0,773
MIMOMANZ	VZDEL	0,970	0,940	-0,712
	MZDA			0,521
	ZEM_PUDA			-0,210
PRUM_VEK	VZDEL	0,930	0,865	0,780
	EA_TERCIER			0,522
	KRIMINAL			-0,320

**Poznámky:** Podrobná identifikace proměnných je uvedena v tab. I a II v Příloze.

**Zdroj:** Vlastní výpočty

Naprosto odlišné výsledky přinesla vícenásobná regresní a korelační analýza v případě druhého hodnoceného ukazatele plodnosti – podílu mimomanželsky narozených dětí (tab. 36). Faktorem, který má největší vliv na regionální diferenciaci zastoupení dětí narozených nevdaným ženám v česko-německém příhraničí, je míra urbanizace ( $r = 0,808$ ). Zjištěný poznatek tak potvrzuje velmi těsnou vazbu mimomanželské plodnosti se sňatkovým chováním, které se výrazně odlišuje právě mezi urbanizovanými industrializovanými oblastmi a převážně zemědělským venkovem (Bartoňová, 2001, s. 62). Druhý nejvyšší párový korelační koeficient s mimomanželskou plodností vykazuje sice míra nezaměstnanosti ( $r = 0,791$ ), nicméně vzhledem k její silné závislosti s již zařazenou mírou urbanizace do regresního modelu nevstupuje. Místo ní je proto do vícenásobného vztahu přidána až třetí nejvíce korelující proměnná VZDEL ( $r = -0,755$ ). Dosazením koeficientu vzdělanosti se podíl vysvětlené variability územního rozložení mimomanželské plodnosti zvýšil z původních 65 % na více než 86 %. I v námi definovaném prostoru podél hranice s Německem se tak ukázalo jako platné tvrzení, že zastoupení dětí narozených mimo manželství závisí vedle řady demografických charakteristik významně právě i na vzdělání žen (Rychtaříková, 2008). Existující negativní lineární vztah mezi oběma ukazateli potom znamená, že vyšší podíl dětí mimo manželství se

rodí v okresech s nižší úrovní vzdělání. Třetí vstupující proměnnou do regresního modelu je průměrná mzda, která s analyzovaným demografickým ukazatelem koreluje pozitivně ( $r = 0,522$ ). Společným působením všech tří proměnných (URBAN, VZDEL, MZDA) je variabilita regionální diference podílu nemanželsky narozených dětí vysvětlena téměř z 93 %. V dalším kroku vícenásobné regresní analýzy dochází k vyřazení původně nejsilnější proměnné URBAN, která přidáním zbylých dvou ztratila své dominantní postavení, a jejímu nahrazení jiným ukazatelem socioekonomické povahy – podílem zemědělské půdy z rozlohy okresu. Nově sestavený regresní model (VZDEL, MZDA, ZEM\_PUDA) dosahuje vůbec nejvyššího koeficientu determinace ( $R^2 = 0,940$ ), přičemž z obsažených proměnných nejvíce ovlivňuje meziokresní rozdíly v podílu dětí narozených nevdaným ženám úroveň vzdělanosti (tab. 36).

Výsledek vícenásobné regresní a korelační analýzy pro ukazatel mimomanželské plodnosti proto můžeme interpretovat tak, že vyšší zastoupení dětí narozených mimo manželství nacházíme obvykle v urbanizovaných, průmyslově zaměřených okresech s vyšší mzdou a nižší úrovní vzdělanosti, zatímco podprůměrný podíl dětí narozených nevdaným ženám pozorujeme především ve venkovských okresech zemědělského charakteru s nižšími příjmy, zato však s příznivějším vzdělanostním profilem. Právě úroveň dosaženého vzdělání se přitom projevuje jako nejdůležitější diferenační faktor územního rozložení mimomanželské plodnosti. Závěrem proto můžeme konstatovat, že na regionální strukturu mimomanželské plodnosti v česko-německém příhraničí se významně podílí nejen sociální složení obyvatel, zastoupené v regresním modelu koeficientem vzdělanosti, ale také socioekonomické poměry a způsob života lidí dané oblasti, reprezentované průměrnou mzdou a podílem zemědělské půdy, resp. mírou urbanizace.

Současný model reprodukčního chování populace České republiky je charakteristický tím, že úroveň dosaženého vzdělání podstatným způsobem ovlivňuje nejen intenzitu, či strukturu plodnosti podle rodinného stavu, ale i její časování. Mezi dosaženým vzděláním žen a věkem rození jejich dětí přitom platí pozitivní lineární vztah, který říká, že s rostoucím stupněm dosaženého vzdělání se obecně zvyšuje průměrný věk matek při narození dítěte (např. Kretschmerová, 2003; Rychtaříková, 2007). Tato přímá závislost se prokázala i v územním rozložení obou ukazatelů v námi vymezeném prostoru česko-německého příhraničí. Koeficient vzdělanosti dosáhl navíc s průměrným věkem matky při narození prvního dítěte nejvyššího párového korelačního koeficientu ze všech analyzovaných proměnných ( $r = 0,752$ ) a nejvíce tak determinuje regionální diference okresů podle výše průměrného věku matek při narození dítěte prvního pořadí (tab. 36). Vypočtený koeficient determinace je však poměrně nízký ( $R^2 = 0,565$ ). K jeho významnému zvýšení dochází po přidání druhé proměnné do regresního modelu – podílu zaměstnaných v terciéru ( $R^2 = 0,773$ ). Zjištěnou přímou závislost mezi zkoumaným demografickým a hospodářským indikátorem bychom zdůvodnili asi tak, že ženy zaměstnané v sektoru služeb mají zpravidla i vyšší vzdělání, od něhož se odvíjí i jejich pozdější zakládání rodiny. Proti tomuto vysvětlení však hovoří skutečnost, že pozitivní asociace mezi úrovní vzdělanosti a podílem zaměstnaných v terciéru nebyla prokázána. Zjištěný výsledek ovšem může být zkreslen také tím, že podíl zaměstnaných v terciéru nezahrnuje pouze ženy, ale

i muže. Poslední proměnnou, která měla významný přínos ke zvýšení vysvětlené regionální variability průměrného věku matek při narození prvního dítěte, a byla proto zařazena do regresního modelu, se stala úroveň registrované kriminality. Její korelace s analyzovaným ukazatelem časování plodnosti vyšla negativní, což znamená, že v okresech s vyšší úrovní kriminality rodí ženy své první dítě obvykle dříve. Přidáním této charakteristiky do vícenásobného vztahu se potvrdilo, že regionální diferenciaci průměrného věku matek při narození dítěte prvního pořadí souvisí v okresech podél hranice s Německem především se sociální strukturou obyvatelstva, přičemž stejně jako v případě mimomanželské plodnosti hraje při vytváření meziokresních rozdílů v časování plodnosti rozhodující roli odlišná úroveň dosaženého vzdělání (tab. 36).

### 4.3.3 Úmrtnost

Úmrtnost se obecně považuje za poměrně stabilní demografický proces, což se podle Burcina a Kučery (2000, s. 400) odráží i v tom, že je ve srovnání s ostatními demografickými jevy mnohem méně ovlivněna vnějšími podmínkami a jejich variabilitou. Na základě tohoto tvrzení by se tedy dalo vcelku logicky předpokládat, že regionální diferenciaci úmrtnostních poměrů bude souviset především s víceméně stabilní sociální strukturou obyvatelstva, která významným způsobem vypovídá o životním stylu, postojích a chování lidí k vlastnímu zdraví. Územní disparity v úrovni úmrtnosti populací však mohou být také určitým signálem odlišného stupně rozvoje v oblasti sociální, politické, ekonomické i ekologické, jinak řečeno komplexním indikátorem diferenciaci kvality života (Dzúrová, 1996; Kučera, Burcin, 2002). V tomto pojetí hrají klíčovou roli úroveň a dostupnost zdravotní péče a kvalita životního prostředí. Životní prostředí je přitom potřeba chápat nikoliv v jeho nejužším vymezení jako prostředí přírodní, nýbrž jako „integrováný dynamický systém jak přírodních, tak i sociálních jevů a procesů, které mají vliv na zdraví a pohodu lidí.“ (Dzúrová, 1996). Na základě této definice tak můžeme za indikátory kvality životního prostředí považovat i nejrůznější socioekonomické a psychosociální faktory (nezaměstnanost, chudoba, stabilita rodinného prostředí apod.). Při pokusu o kvantifikaci vlivu jednotlivých skupin činitelů na zdravotní stav, resp. úroveň úmrtnosti obyvatel dospěla Světová zdravotnická organizace k závěru, že zhruba 80% podíl připadá na kvalitu životního prostředí a životní styl a zbylých 20 % na organizaci a vyspělost zdravotní péče (Dzúrová, 1996).

Pokud jde o identifikování principiálních faktorů podmiňujících prostorovou diferenciaci úrovně úmrtnosti v České republice během transformačního období, představy či závěry jednotlivých autorů se značně rozcházejí. Podle Burcina a Kučery (2000) by mohla představovat jeden z nejvýznamnějších diferencujících faktorů regionální struktury úmrtnosti kvalita životního prostředí, zejména pak čistota ovzduší. Materiál Státní politika životního prostředí ovšem předpokládá těsný přímý vztah mezi znečištěným životním prostředím a úrovní úmrtnosti v podmínkách České republiky zpochybňuje (citováno podle Dzúrová, 1996). K tomuto stanovisku se přiklání i Dzúrová (1996), která se domnívá, že na zdravotní stav obyvatel razantněji působí nikoliv kvalita prostředí přírodního, ale kvalita prostředí sociálního.



V tomto ohledu se nejvíce projevuje dosažená úroveň vzdělání a rodinný stav (Blažek, Dzúrová, 2000). Obecně platí, že nižší intenzitu úmrtnosti mají lidé s vyšším stupněm vzdělání a lidé žijící v manželství, přičemž statistická analýza změn v úrovni úmrtnosti v první polovině 90. let v České republice prokázala další posilování těchto závislostí (Blažek, Dzúrová, 2000). Stejná studie zároveň tvrdí, že hlavním faktorem vysvětlujícím meziokresní rozdíly v poklesu úmrtnosti byla míra nezaměstnanosti, přičemž se potvrdila původní očekávání, že úmrtnost klesala pomaleji v těch okresech, které byly zasaženy vyšší nezaměstnaností.

Z odborných prací zabývajících se hodnocením vlivu jednotlivých faktorů na úroveň úmrtnosti v našem zájmovém území můžeme zmínit např. studii Šráma (2007), který zkoumal příčiny nadprůměrné intenzity celkové a strukturované úmrtnosti v pánevních okresech severních Čech. Rozsáhlý výzkumný projekt realizovaný v této oblasti v 90. letech prokázal, že zdejší zaostávání v úmrtnostních ukazatelích za průměrem ČR významně ovlivňuje horší vzdělanostní profil populace, početná romská menšina, nezdravý životní styl projevující se v častějším výskytu rizikového chování (kouření) a nedostacích ve výživě, ale i znečištěné ovzduší a vyšší míra environmentálního stresu.

Všechny výše citované práce rovněž upozorňují na možná úskalí zkoumání vlivu sociálních, ekonomických či environmentálních podmínek na zdravotní stav, resp. úmrtnostní poměry populace, které spočívají jednak v tom, že řada faktorů působí souběžně, a některé z nich se navíc mohou v úrovni úmrtnosti zřetelněji projevit až s určitým časovým odstupem. S vědomím této skutečnosti musíme přistupovat i k získaným výsledkům.

Provedená vícenásobná regresní a korelační analýza na souboru 14 zkoumaných okresů podél hranice s Německem pro průměrné hodnoty naděje dožití při narození za období 2001 až 2005 dala za pravdu výsledkům statistické analýzy Blažka a Dzúrové (2000), když se jako proměnná s dominantním vlivem na regionální diferenciaci celkové úrovně úmrtnosti ukázala míra nezaměstnanosti (tab. 37). Tento ekonomický indikátor představuje jedinou proměnnou sestaveného regresního modelu, který vysvětluje variabilitu naděje dožití při narození v příhraničních okresech téměř ze dvou třetin ( $R^2 = 0,640$ ). V souladu s našimi očekáváními a výsledky jiných prací se potvrdil silný negativní vztah obou ukazatelů ( $r = -0,800$ ), který lze interpretovat tak, že v okresech s vyšší úrovní nezaměstnanosti se lidé dožívají v průměru nižšího věku. V naší analýze se tak výrazně projevil negativní význam nezaměstnanosti jako zdroje psychosociálního stresu (Blažek, Dzúrová, 2000).

Jak bylo zmíněno výše, další proměnné již do regresního modelu nevstupují, ačkoliv jejich asociace se sledovaným ukazatelem úmrtnosti jsou také poměrně silné (tab. V v Příloze). Druhý nejvyšší párový korelační koeficient s nadějí dožití při narození zaznamenal indikátor kvality ovzduší (EMISE) a třetí nejsilnější závislost vykazala proměnná KRIMINAL, v naší analýze zjednodušeně považovaná za charakteristiku sociální struktury populace, třebaže se nabízí i její ekonomická souvislost s úrovní nezaměstnanosti, kterou podporuje i vysoký vzájemný párový korelační koeficient ( $r = 0,733$ ). Výsledky korelační analýzy dále ukázaly, že nižšího věku se dožívají lidé v industriálních, vysoce urbanizovaných okresech s vyšší mzdou, avšak s horším vzdělanostním profilem. Této charakteristice tak dokonale odpovídají pánevní okresy v saském

příhraničí. Naopak nižší celková intenzita úmrtnosti je charakteristická pro venkovské, zemědělské okresy s dobrou kvalitou ovzduší a příznivější sociální a vzdělanostní strukturou populace, které se nacházejí především podél hranice s Bavorskem. Získané poznatky o vzájemných korelacích naděje dožití při narození s ostatními socioekonomickými faktory v česko-německém příhraničí tudíž korespondovaly s výsledky podobných analýz realizovaných na celostátní úrovni (Blažek, Dzúrová, 2000; Burcin, Kučera, 2000).

Kvocient kojenecké úmrtnosti bývá obecně považován za indikátor ekonomického a sociálního rozvoje dané země, resp. společnosti. Z tohoto důvodu můžeme usuzovat, že hlavní podíl na vysvětlení regionální variability úmrtnosti v prvním roce života budou mít právě socioekonomické ukazatele. Vyslovenou tezi zároveň podporuje skutečnost, že kojenecká úmrtnost zaznamenala v česko-německém příhraničí během transformačního období výrazný nárůst regionálních diferencí. Vzhledem k relativně stabilnímu vývoji strukturálních charakteristik populace se lze proto domnívat, že za ním stály zejména rychlé a zásadní změny ekonomických a sociálních podmínek v jednotlivých regionech.

**Tab. 37 – Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro ukazatele úmrtnosti**

Ukazatel	Proměnné regresního modelu	Vícenásobný regresní koeficient R	Koeficient determinace R <sup>2</sup>	Standardizovaný koeficient Beta
DELKA_ZIV	NEZAM	0,800	0,640	-0,800
KOJ_UMRT	NEZAM	0,713	0,509	0,713
UMRT_OBEH	EMISE	0,677	0,458	0,677

**Poznámky:** Podrobná identifikace proměnných je uvedena v tab. I a II v Příloze.

**Zdroj:** Vlastní výpočty

Výsledky námi provedené vícenásobné regresní a korelační analýzy správnost těchto úvah potvrzují. Proměnnou, která nejsilněji působila na územní rozdíly v intenzitě kojenecké úmrtnosti v prostoru při hranici s Německem v období 2004–2007, se stala stejně jako v případě naděje dožití při narození míra nezaměstnanosti (tab. 37). Další společnou vlastností regresních modelů obou ukazatelů je jejich sycení pouze jednou proměnnou. Odlišují se tak jedině hodnotami koeficientů determinace, když regresní model pro intenzitu úmrtnosti v prvním roce života má koeficient determinace nižší ( $R^2 = 0,509$ ). Znamená to, že míra nezaměstnanosti vysvětluje regionální variabilitu kvocientu kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí pouze z přibližně 50 %. Vzájemná závislost obou proměnných je však silná a má pozitivní charakter ( $r = 0,713$ ), což indikuje častější úmrtnost kojenců do 1 roku věku v okresech s vyšší mírou nezaměstnanosti. Negativní dopad nezaměstnanosti na úroveň kojenecké úmrtnosti lze vysvětlit pravděpodobně zhoršeným zdravotním a psychickým stavem takto postižených matek, stejně jako jejich méně příznivou ekonomickou a sociální situací. Tomu nasvědčuje vysoká kladná hodnota párového korelačního koeficientu sledovaného demografického ukazatele s průměrnou mzdou ( $r = 0,676$ ). Výsledky korelační analýzy však prokázaly signifikantní působení i dvou dalších indikátorů kvality života. Druhá nejsilnější asociace byla zaznamenána s proměnnou EMISE ( $r = 0,698$ ), poměrně těsná pozitivní vazba existuje i se stupněm

urbanizace ( $r = 0,612$ ). Jedinou charakteristikou sociální struktury populace, která má s kojeneckou úmrtností statisticky významnou závislost na 5% hladině významnosti ( $r = 0,685$ ), se stala registrovaná úroveň kriminality. Poněkud překvapivě tak nebyl zjištěn signifikantní vliv dosažené úrovně vzdělání ani proměnné NAROD. Obecně se ukázalo, že statisticky významné byly pouze silné pozitivní asociace (tab. V v Příloze). Dalším zajímavým poznatkem je stejné pořadí prvních třech vysvětlujících proměnných podle výše korelačního koeficientu jako v případě naděje dožití při narození, což vypovídá o značné podobnosti regionálních struktur obou úmrtnostních ukazatelů.

Regresní model sestavený na základě vícenásobné regresní a korelační analýzy pro standardizovanou míru úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy se od analogických modelů předchozích dvou ukazatelů úmrtnosti již odlišuje. Rozhodující roli při objasnění meziokresních rozdílů v úrovni úmrtnosti na zkoumanou skupinu příčin smrti v česko-německém příhraničí totiž nehrála míra nezaměstnanosti, ale kvalita ovzduší vyjádřená proměnnou EMISE. Její podíl na vysvětlení variability územního rozložení analyzovaného ukazatele úmrtnosti ovšem není ani poloviční ( $R^2 = 0,458$ ) a ve srovnání s nadějí dožití při narození a kvocientem kojenecké úmrtnosti je koeficient determinace dosažený pro standardizovanou míru úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy vůbec nejnižší (tab. 37). To se pochopitelně odráží i v relativně nižší hodnotě párového korelačního koeficientu mezi závisle a nezávisle proměnnou ( $r = 0,677$ ). V této souvislosti stojí za zmínku, že vzájemná asociace proměnné EMISE s intenzitou úmrtnosti na vybranou skupinu příčin smrti měřená hodnotou párového korelačního koeficientu je ve srovnání s předchozími dvěma ukazateli úmrtnosti nejslabší. Poslední proměnnou, která zaznamenala se sledovaným demografickým ukazatelem statisticky významný vztah, byla ještě míra nezaměstnanosti ( $r = 0,630$ ). Přínos této proměnné ke zvýšení podílu vysvětlené variability standardizované míry úmrtnosti na kardiovaskulární nemoci však byl vyhodnocen jako nevýznamný, a proto míra nezaměstnanosti do vícenásobného vztahu nevstupuje. Jediný faktor zařazený do regresního modelu tak reprezentuje kvalita ovzduší.

Námi získané výsledky se v podstatě shodují se závěry jiných českých autorů. Burcin a Kučera (2000) například jako jeden z nejvýznamnějších determinantů regionálních rozdílů ve vývoji úmrtnosti v 90. letech zmiňují právě odlišnou kvalitu životního prostředí, zejména pak čistotu ovzduší. Zjištěné signifikantní korelace s indikátory kvality života implicitně potvrzují i poznatky Blažka a Dzúrové (2000), podle nichž nemoci oběhového systému velmi rychle a intenzivně reagovaly na pronikavé změny ekonomického a sociálního prostředí. Stejní autoři ve své studii faktorů zodpovědných za nárůst regionální diferenciace úmrtnosti v České republice v první polovině 90. let rovněž odhalily, že vztah mezi úmrtností a kvalitou ovzduší je silnější ve vyšších věkových skupinách, což by hovořilo právě ve prospěch nemocí oběhové soustavy, které jsou někdy označovány jako příčina úmrtí vysokého věku (Dzúrová, 1996). V transformačním období zaznamenané zlepšení kvality životního prostředí, především pak kvality ovzduší, podle nich ale ovlivnilo pozitivně spíše úmrtnost na nemoci respiračního systému a některé druhy zhoubných novotvarů dýchacího ústrojí. Hledáním vysvětlujících proměnných regionálních rozdílů hlavních skupin příčin smrti v České republice v období

1987–1997 se zabýval například i nizozemský demograf Spijker (2001). Dominantním diferencujícím faktorem územního rozložení standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhového systému vyšla v jeho analýze mzdová úroveň, což Spijker zdůvodňuje tím, že pozitivní efekt vyšší mzdy v pánevních okresech potlačil negativní vliv tamního zhoršeného ovzduší.

#### 4.3.4 Přirozená reprodukce a migrace

Ačkoliv se tyto dva procesy společně podílejí na formování celkového početního vývoje populace, z hlediska vlastní podmíněnosti jsou značně diferencované. Zatímco proces přirozené reprodukce je primárně ovlivňován momentální úrovní porodnosti, úmrtnosti a věkovým složením populace, migrace představuje typický příklad komplexně determinovaného jevu vnějšími činiteli nejrůznější povahy. Z odlišné podmíněnosti obou procesů lze racionálně usuzovat i na rozdílné výsledky jejich regresních analýz.

Z biologické podstaty procesu přirozené reprodukce by se dalo vyvozovat, že meziokresní rozdíly v intenzitě bilance přirozené měny v česko-německém příhraničí budou převážně způsobeny odlišným sociálním složením obyvatelstva. Tomuto scénáři by nasvědčoval také konvergenční charakter změn v teritoriálním rozrůznění hrubé míry přirozeného přírůstku během transformačního období, který ostře kontrastuje s prudce rostoucí diferenciací socioekonomických podmínek. Výsledky regresních analýz pro celkovou úroveň plodnosti a úmrtnosti na druhé straně ukázaly, že rozhodující roli při vysvětlení jejich regionálních disparit hrál v obou případech ryze ekonomický indikátor míry nezaměstnanosti. Sestavené regresní modely pro oba ukazatele věkové struktury naopak určily jako nejvýznamnější determinant územních nerovnováh ve věkovém složení obyvatel v prostoru podél hranice s Německem rozdílnou sociální skladbu populací jednotlivých okresů vyjádřenou podílem rodáků. Vícenásobná regresní a korelační analýza pro hrubou míru přirozeného přírůstku tak přinese de facto odpověď na otázku, která ze tří podmiňujících demografických komponent ovlivňuje bilanci přirozené reprodukce nejvíce.

Jestliže jsme v případě relativní úrovně přirozené měny vyslovili domněnku, že při vysvětlení její územní diferenciace budou plnit hlavní úlohu strukturální charakteristiky populace, u intenzity migračního salda můžeme označit za pravděpodobné klíčové diferenciační faktory jejího nerovnoměrného prostorového rozložení odlišné socioekonomické podmínky a rozdílnou kvalitu života v jednotlivých okresech. Robustnost této premisy podporuje nejen v transformačním období zaznamenaný vývoj regionální variability intenzity migrační bilance, který odhalil markantní prohlubování meziokresních rozdílů, ale zejména poznatky jiných autorů na toto téma. Čermák (2001) například považuje za nejdůležitější faktory ovlivňující migrační mobilitu mzdovou úroveň, kvantitativní i kvalitativní poměry na trhu práce a v neposlední řadě i situaci na trhu s byty. Tyto ekonomické faktory se podle něj společně podílí na utváření migrační atraktivity regionů. Polistopadová transformace ekonomických a sociálních poměrů doprovázená výrazným útlumem bytové výstavby byla hlavní příčinou radikálních změn v regionální struktuře vnitřního stěhování i podle Bartoňové (2002). Na

vzniku nových regionálních nerovnováh migrační atraktivity se však podle Čermáka (2001) kromě rozdílné ekonomické úrovně významně podepsal i geopolitický vývoj, především pak postupná revitalizace západovýchodní zonality, která měla pozitivní dopad na celkový rozvoj v česko-německém příhraničí. Odpověď na otázku, jaké konkrétní činitele v posledních letech (2004–2007) hlavní měrou přispívají k rozdílné migrační atraktivitě v tomto prostoru, nám poskytne výsledek vícenásobné regresní a korelační analýzy.

Použití této statistické metody pro intenzitní ukazatel bilance přirozené změny potvrdilo správnost našich výchozích předpokladů, když se proměnnou s nejvyšším podílem vysvětlené variability analyzovaného demografického ukazatele stala strukturální charakteristika podíl rodáků v populaci (tab. 38). Tato nezávisle proměnná totiž dosáhla s hrubou mírou přirozeného přírůstku nejvyššího párového korelačního koeficientu, ačkoliv jeho hodnota ( $r = -0,557$ ) vypovídá pouze o středně silné závislosti obou proměnných. Negativní znaménko korelačního koeficientu lze potom interpretovat tak, že okresy s nižším podílem narozených v místě trvalého bydliště mají zpravidla vyšší relativní přirozený přírůstek. I na začátku nového tisíciletí se tak zřetelně projevuje souvislost příznivější bilance přirozené změny s poválečným dosídlováním příhraničních okresů s významným podílem německého obyvatelstva, ale i s rozsáhlými náborovými migračními akcemi do pánevních okresů v období socialistické výstavby. Podařilo se nám tak ověřit existenci této závislosti zmiňované v pracích řady autorů (Kastner, 1996; Kučera, 1994).

**Tab. 38 – Výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro celkové charakteristiky přirozené reprodukce**

Ukazatel	Proměnné regresního modelu	Vícenásobný regresní koeficient R	Koeficient determinace $R^2$	Standardizovaný koeficient Beta
PRIROZ_MENA	RODACI	0,557	0,310	-0,557
MIGRACE	ZEM_PUDA	0,872	0,761	0,685
	EA_TERCIER			0,425
PRIRUSTEK_CELKEM	ZEM_PUDA	0,887	0,787	0,723
	EA_TERCIER			0,395

**Poznámky:** Podrobná identifikace proměnných je uvedena v tab. I a II v Příloze.

**Zdroj:** Vlastní výpočty

Zajímavý je bezesporu rovněž poznatek, že asociace všech dalších proměnných sociální struktury či socioekonomického charakteru s intenzitou přirozené reprodukce se neprokázaly jako statisticky významné (tab. V v Příloze). Kromě zastoupení rodáků v populaci proto žádná další proměnná do regresního modelu nevstupuje. I z tohoto důvodu je procento vysvětlené variability vytvořeným regresním vztahem velmi nízké ( $R^2 = 0,310$ ), dokonce nejnižší ze všech jedenácti analyzovaných demografických ukazatelů, a proto bychom neměli výsledek vícenásobné regresní a korelační analýzy pro hrubou míru přirozeného přírůstku nijak přeceňovat. Odpovědí na v úvodu položenou otázku, která ze tří demografických komponent podmiňujících proces přirozené reprodukce ovlivňuje relativní úroveň bilance přirozené změny

v česko-německém příhraničí nejvýrazněji, se vzhledem k identickému obsazení regresních modelů pro index stáří a index ekonomického zatížení zdá být věková struktura.

Zcela odlišný obrázek nám podle očekávání přináší výstup vícenásobné regresní a korelační analýzy pro hrubou míru migračního salda (tab. 38). Ukazatel, který jako první vstupuje do regresního modelu, a má tudíž s intenzitou bilance stěhování nejvyšší hodnotu párového korelačního koeficientu ( $r = 0,766$ ), je podíl zemědělské půdy z rozlohy okresu. Tento ekonomický indikátor vysvětluje regionální diferenciaci relativní úrovně migračního salda z více než 58 % ( $R^2 = 0,587$ ). Do regresního modelu je v dalším kroku přidána ještě jedna proměnná ekonomického charakteru, vyjadřující podíl zaměstnaných v terciéru (EA\_TERCIER). Jejím zařazením do vícenásobného vztahu se zvýšil podíl vysvětlené variability zkoumané demografické proměnné na více než tři čtvrtiny ( $R^2 = 0,761$ ). Mezi ukazatelem sektorové struktury zaměstnanosti a intenzitou migračního salda existuje rovněž přímá závislost ( $r = 0,555$ ).

Sestavený regresní model indikuje, že nejvyšších přírůstků stěhování na 1 000 obyvatel dosahují v česko-německém příhraničí zejména okresy s významnou úlohou zemědělství, ale také okresy s vysoce rozvinutým sektorem služeb. Z tohoto vícenásobného vztahu tedy vyplývá, že migračně méně atraktivní budou podél hranice s Německem okresy s dominantním postavením průmyslu. Formulovaný závěr koresponduje s konstatováním Čermáka (2001, s. 87–88), podle nějž v současné době ve vyspělých zemích roste migrační atraktivita jednak území s rozvojem progresivních výrobních odvětví a jednak oblastí s kvalitním životním prostředím. Z hlediska migrační bilance zůstávají naopak dlouhodobě ztrátové periferní regiony a oblasti profilované starými průmyslovými odvětvími, jako je textilní výroba, těžba surovin, hutnictví, těžké strojírenství apod.

Vzhledem k určitému podílu zahraniční migrace na relativní úrovni bilance stěhování se naše pozornost soustředila také na to, jak bude s hrubou mírou migračního přírůstku korelovat proměnná CIZINCI. I přes nestejný charakter dat<sup>5</sup> o cizincích byla mezi oběma analyzovanými proměnnými (MIGRACE a CIZINCI) zjištěna středně silná pozitivní asociace ( $r = 0,496$ ), která vyjadřuje, že okresy s vyšším podílem cizinců mají zároveň vyšší intenzitu migračního salda. Třetí nejsilnější závislost se sledovanou demografickou proměnnou svědčí o rostoucím významu zahraniční migrace v rámci vnitřního stěhování (viz i Bartoňová, 2008). Zaznamenané korelační koeficienty ostatních strukturálních charakteristik nejsou na 5% hladině významnosti signifikantní, což jen podtrhuje dominantní úlohu socioekonomických podmínek při regionální diferenciaci migrační atraktivity příhraničního prostoru (tab. V v Příloze).

Provedená vícenásobná regresní a korelační analýza pro hrubou míru celkového populačního přírůstku odhalila naprosto identickou konstituci regresního modelu jako v případě intenzity migračního salda (tab. 38). Klíčovými vysvětlujícími faktory územních disparit v relativní úrovni populačního růstu jsou tedy socioekonomické ukazatele podíl zemědělské půdy a podíl zaměstnaných v terciéru. Společné působení těchto proměnných přispívá

<sup>5</sup> Zatímco podíl cizinců v populaci okresu poskytuje informaci o „stavu“, tzn. podílu cizinců k určitému datu, údaje týkající se zahraniční migrace cizinců vyjadřují „pohyb“ cizinců během definovaného období. (Cizinci v regionech ČR, 2006).

k objasnění meziokresních rozdílů v intenzitě celkového populačního přírůstku z více než tří čtvrtin ( $R^2 = 0,761$ ), na čemž se majoritně podílí indikátor zemědělského využití území, jehož párový korelační koeficient se zkoumaným demografickým ukazatelem činí 0,798, což vypovídá o velmi silné přímé závislosti. Zařazení ukazatele sektorové struktury zaměstnanosti zvýšilo podíl vysvětlené variability závisle proměnné o 15 %, přičemž jejich vzájemnou asociaci můžeme označit jako středně silnou ( $r = 0,532$ ). Podobně jako v případě relativní úrovně přírůstku stěhování se na 5% hladině významnosti ještě ukázal jako signifikantní kladný vztah intenzity celkové populační bilance s proměnnou CIZINCI ( $r = 0,502$ ).

Stejně obsazení regresních modelů a velmi podobné hodnoty regresních koeficientů pro hrubou míru migračního salda a hrubou míru celkového populačního přírůstku verifikovaly naše předchozí zjištění, že vývoj početního stavu populace okresů podél hranice s Německem je v posledních letech rozhodujícím způsobem determinován nikoliv charakterem přirozené reprodukce, ale výsledkem migrační bilance.

## Kapitola 5

### Závěr

Česko-německé příhraničí představuje v regionálním systému České republiky specifický územní typ, což je dáno jak jeho periferní polohou ve vztahu k centru, tak jedinečným ekonomickým vývojem v období socialismu, ale v neposlední řadě i specifickou migrační historií ve 20. století. Právě masové migrační pohyby spojené s událostmi druhé světové války a v menší intenzitě i s následným obdobím socialistické výstavby měly zásadní vliv na formování zdejších demografických poměrů. Specifická sociální struktura nově přistěhovalých obyvatel totiž způsobila, že se území podél hranice s Německem ve svých demografických charakteristikách významně lišilo od zbytku republiky. Jedním z našich cílů bylo proto zjistit, zda-li se populační vývoj v česko-německém příhraničí vymykal celostátnímu průměru i po čtyřech desetiletích totalitním režimem uplatňované nivelizační regionální politiky a jakým směrem se jejich vzájemná relace vyvíjela v období pronikavých politických, ekonomických a sociálních změn polistopadové transformace.

Pokud jde o srovnání věkových struktur obou územních jednotek, potvrdily se naše výchozí předpoklady a všeobecně rozšířené představy o celkově mladší populaci podél německých hranic. Stabilní vývoj jejich vzájemné relace v transformačním období navíc svědčí o podobném tempu stárnutí obyvatelstva. Kromě mladší věkové struktury charakterizuje česko-německé příhraničí také nižší ekonomické zatížení obyvatelstva v aktivním věku závislými složkami populace, ačkoliv v tomto případě není rozdíl oproti celostátnímu průměru tak markantní.

Jako správná se ukázala i naše domněnka o vyšší intenzitě plodnosti ve sledovaném příhraničním prostoru. Minimální relativní odchylka na počátku transformačního období se ovšem výrazněji prohloubila až v novém tisíciletí. Mnohem významnější disparita, nejvyšší mezi všemi analyzovanými ukazateli, však byla zjištěna u podílu dětí narozených živě mimo manželství. Relativní rozdíl mezi oběma srovnávanými územími měl však během zkoumaného časového rámce klesající tendenci. Z hlediska časování plodnosti prvního pořadí dosahovalo česko-německé příhraničí po roce 1989 podstatně nižšího průměrného věku matek, než činil průměr ČR, v průběhu transformačního období se však obě hodnoty postupně přibližovaly.

Komparativní analýza úmrtnosti prokázala v prostoru podél hranice s Německem podle očekávání vyšší úroveň úmrtnosti ve všech třech sledovaných ukazatelích. Navíc pozitivní polistopadový vývoj v podobě zmírňování relativního zaostávání za celostátním průměrem zaznamenala pouze naděje dožití při narození. Jak v případě kvocientu kojenecké úmrtnosti, tak



v případě standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy jsme tedy byli svědky relativního zhoršování pozice studovaného příhraničí během hospodářské a sociální transformace. Navzdory převážně pomalejší dynamice pozitivních změn v úrovni úmrtnosti ve srovnání se zbytkem republiky však bylo transformační období v česko-německém příhraničí u všech hodnocených ukazatelů ve znamení intenzivního poklesu.

Vyšší úroveň plodnosti, ale nepochybně i mladší věková struktura se odrazily v dlouhodobě příznivější relativní bilanci přirozené měny zájmového příhraničního území, ačkoliv během analyzovaného období pozorujeme zřetelnou konvergenci hodnot. Jako poměrně překvapivá se jeví s výjimkou druhé poloviny 90. let nižší intenzita migračního salda v příhraničním prostoru. Nepotvrdila se tak naše původní očekávání vyšších relativních migračních přírůstků v česko-německém příhraničí v důsledku nárůstu atraktivity tohoto prostoru po změně geopolitické a geoeconomické orientace České republiky na Západ. I přesto však zkoumané území v sousedství s Německem ve všech sledovaných časových úsecích obyvatelstvo migrací získávalo. Srovnání relativních změn početního stavu populace potom vyznívá zásluhou výrazně vyšší úrovně přirozené reprodukce až do počátku nového tisíciletí lépe pro příhraniční oblast, teprve v posledních letech se pozice obou územních jednotek v důsledku dominantního postavení migrace v jejich celkové populační bilanci obrátila.

S ohledem na zjištění poměrně významných rozdílů mezi česko-německým příhraničím a průměrem ČR u naprosté většiny sledovaných charakteristik populačního vývoje můžeme naši první hypotézu předpokládající existenci specifických demografických poměrů v prostoru podél hranice s Německem v transformačním období bez výhrad přijmout.

Česko-německé příhraničí bývá v mnoha ohledech považováno za značně heterogenní prostor, což ostatně potvrdila i námi provedená komparativní analýza socioekonomické situace. Zvláště markantní rozdíly se často vyskytují zejména na mezoregionální úrovni mezi bavorským a saským příhraničím. V naší další hypotéze jsme proto ověřovali, zda-li můžeme existenci této dichotomie mezi oběma příhraničními úseky pozorovat i v případě jednotlivých aspektů populačního vývoje.

Analýza charakteristik procesu stárnutí populace výskyt výrazné disparity mezi oběma srovnávanými celky neprokázala. Přesto o něco mladší věkovou strukturu najdeme v saském příhraničí, přičemž vzájemná relace obou úseků zůstala v průběhu transformačního období relativně stabilní.

Komparace příhraničních úseků z hlediska vybraných ukazatelů plodnosti přinesla velmi různé výsledky. Silná dichotomie mezi bavorskou a saskou částí příhraničního prostoru byla zjištěna u mimomanželské plodnosti. Dlouhodobě vyšší podíl dětí narozených nevdaným ženám se rodil v okresech podél hranice se Saskem, ačkoliv zejména v novém tisíciletí se relativní rozdíly mezi oběma příhraničními úseky rychle vyrovnávaly. Naopak velmi podobné hodnoty registrujeme v případě průměrného věku matek při narození prvního dítěte, třebaže se v důsledku intenzivnějšího odkládání rodičovství do vyššího věku v bavorském příhraničí vzájemné diference v časování plodnosti v transformačním období mírně prohloubily. Nízká

diferenciace byla zaznamenána i v případě úhrnné plodnosti, ačkoliv i zde docházelo následkem rychlejšího vzestupu intenzity plodnosti v saském příhraničí v novém tisíciletí k jejímu postupnému zvyšování.

Poměrně výraznou dichotomií mezi oběma příhraničními úseky odhalila analýza ukazatelů úmrtnosti. Platí to především pro úroveň úmrtnosti v prvním roce života, která byla ve všech fázích polistopadového vývoje podstatně vyšší v prostoru sousedícím se Saskem. Během transformačního období se přitom relativní zaostávání saského příhraničí za bavorským ještě více prohloubilo. Signifikantní rozdíl pozorujeme i při vzájemném porovnání celkové úrovně úmrtnosti prostřednictvím naděje dožití při narození. I v tomto případě panuje příznivější situace v oblasti podél hranice s Bavorskem, na rozdíl od kojenecké úmrtnosti však zůstává relace mezi oběma úseky během transformačního období takřka beze změny. K mírnému nárůstu nepříliš významné disparity na počátku 90. let došlo v dalších časových úsecích u standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy, která obdobně jako oba dva předchozí ukazatele úmrtnosti vykazovala v celém sledovaném období nižší intenzitu v bavorském příhraničí.

Celkově horší úmrtnostní poměry v saském příhraničí ovšem nezvrátily jeho příznivější relativní bilanci přirozené měny ve srovnání s příhraničním územím v sousedství s Bavorskem. Jejich vzájemný rozdíl se však v novém tisíciletí podstatně snížil a dosahuje spíše zanedbatelné úrovně. Zcela opačný vývoj zaznamenáváme u hrubé míry migračního salda. S výjimkou druhé poloviny 90. let byly vyšší relativní přírůstky stěhováním registrovány v prostoru podél hranice s Bavorskem, přičemž v novém tisíciletí se jejich odstup od migračních přírůstků dosahovaných v pásu okresů ležících při hranici se Saskem výrazně prohloubil. Rozdíl v intenzitě celkové populační bilance mezi oběma srovnávanými územími v průběhu sledovaného období značně kolísal. Nejnižší a nejvyšší hodnoty dosáhla vzájemná diference v první, resp. ve druhé polovině 90. let. V obou obdobích přitom vykazoval vyšší relativní růst počtu obyvatel saský úsek. V novém tisíciletí měl naproti tomu příznivější celkovou bilanci obyvatelstva úsek sousedící s Bavorskem.

Na základě výše uvedených výsledků komparace mezi bavorským a saským příhraničím, které potvrdily výraznou dichotomií mezi oběma územními celky pouze u několika analyzovaných ukazatelů, můžeme druhou hypotézu přijmout pouze částečně.

Třetí hypotéza byla postavena na postulátu, že transformačními procesy vyvolané zvyšování sociálních a ekonomických nerovnováh mezi jednotlivými okresy česko-německého příhraničí povede zároveň k jejich většímu rozrůznění z hlediska demografických poměrů. Zajímalo nás přitom také, zda růst meziokresní variability zasáhne všechny analyzované demografické charakteristiky bez rozdílu, nebo se vyskytnou i některé, jejichž územní diferenciace bude mít spíše konvergenční tendenci. Naše pozornost přitom byla soustředěna jak na makroregionální úroveň celého studovaného příhraničí, tak na mezoregionální úroveň obou příhraničních úseků.

V případě zvolených ukazatelů věkové struktury se platnost výše uvedené hypotézy nepotvrdila. Index stáří totiž u všech tří srovnávaných územních jednotek zaznamenal mezi

počátečním a závěrečným obdobím sledování pokles meziokresní variability a u indexu ekonomického zatížení došlo ve stejném časovém rámci na úrovni česko-německého příhraničí i v jeho bavorské části ke stagnaci územních rozdílů. Jediný nárůst teritoriálního rozrůznění byl zjištěn v případě indexu ekonomického zatížení u saského příhraničí.

Analýza ukazatelů plodnosti potvrdila formulovanou hypotézu pouze částečně. Zatímco u průměrného věku matek při narození dítěte prvního pořadí se regionální diferenciaci u všech tří hodnocených celků prohloubila, v případě podílu dětí narozených mimo manželství došlo naopak k jejímu snížení. Inverzní vývoj variability na úrovni příhraničních úseků byl zaznamenán u intenzity plodnosti. Zatímco zpočátku výraznější územní rozdíly mezi okresy při hranici s Bavorskem se v průběhu transformačního období vyrovnávaly, v původně homogennějších okresech sousedících se Saskem docházelo k jejich postupnému zvyšování. Na makroregionální úrovni celého příhraničí se tento protichůdný vývoj projevil v nárůstu míry rozrůznění regionálního rozložení intenzity plodnosti.

Nejvíce diferencovaný vývoj meziokresní variability ze všech vymezených demografických kategorií se odehrál v případě procesu úmrtnosti. Ani u jednoho analyzovaného ukazatele úmrtnosti totiž nebyl mezi úvodním a závěrečným časovým obdobím pozorován u všech třech zkoumaných regionů shodně orientovaný průběh regionálních disparit. K prohloubení územních nerovnováh došlo v případě kvocientu kojenecké úmrtnosti v česko-německém příhraničí i v jeho bavorském úseku. Naproti tomu v prostoru podél hranice se Saskem se rozrůzněnost okresů během transformačního období snížila. Inverzní vývoj relativní variability v obou příhraničních úsecích byl zaznamenán rovněž u standardizované míry úmrtnosti na nemoci oběhového systému. V okresech ležících v sousedství s Bavorskem se vzájemné rozdíly postupně vyrovnávaly, zatímco v saském úseku stejně jako v celém česko-německém příhraničí vykazovaly výrazně divergenční tendence. Minimální změny meziokresních disparit se během transformačního období odehrály v případě naděje dožití při narození, a to jak na makroregionální úrovni celého příhraničí, tak na mezoregionální úrovni saského úseku. V bavorském příhraničí jsme byly opět svědky kontinuálního snižování meziokresní variability.

Souhlasný vývoj meziokresních rozdílů u všech sledovaných územních jednotek zaznamenala kategorie ukazatelů přirozené změny a migrace. V případě hrubé míry migračního salda a hrubé míry celkového populačního přírůstu se jednalo o nárůst regionální diferenciaci, v případě intenzity přirozené reprodukce byl naproti tomu v česko-německém příhraničí stejně jako v obou jeho definovaných částech pozorován její plynulý pokles.

Výše uvedené poznatky o vývoji meziokresní variability vybraných demografických charakteristik v prostoru česko-německého příhraničí a jeho dvou zkoumaných úsecích v transformačním období ukázaly, že v bavorském příhraničí dominovaly spíše homogenizační tendence, zatímco na úrovni celého příhraničí a v saském úseku se prosadily především heterogenizační trendy projevující se postupným prohlubováním územních rozdílů. Na základě tohoto konstatování můžeme naši třetí hypotézu považovat víceméně za správnou.

Kromě vlastního zachycení územního rozložení analyzovaných ukazatelů populačního vývoje v česko-německém příhraničí bylo jedním z výzkumných cílů naší práce také identifikování faktorů, které zjištěnou regionální diferenciaci nejvíce podmiňují. Náš zájem se přitom soustředil na dvě skupiny faktorů, které můžeme považovat za hlavní příčiny vzniku prostorových nerovnoměrností demografických poměrů. Jednu kategorii představovaly faktory vypovídající o socioekonomické situaci, resp. kvalitě života obyvatel, ve druhé skupině byly zastoupeny proměnné charakterizující sociální strukturu populace. Naším cílem bylo následně aplikací vhodných statistických metod zjistit, jaká skupina hraje při vysvětlení meziokresních rozdílů vybraných demografických ukazatelů v česko-německém příhraničí dominantní roli.

Provedená vícenásobná regresní a korelační analýza ukázala, že v případě šesti sledovaných proměnných populačního vývoje byl klíčovým determinantem jejich teritoriálních disparit faktor socioekonomické povahy. Strukturální charakteristiky obyvatelstva měly tedy rozhodující vliv na územní diferenciaci pěti hodnocených demografických ukazatelů.

V souladu s našimi předpoklady se prokázala souvislost meziokresních rozdílů ve věkové struktuře a v úrovni přirozené reprodukce s regionálními odlišnostmi v sociální skladbě populace v česko-německém příhraničí. Faktorem, který se v tomto ohledu projevil nejvíce, byl podíl rodáků v populaci, čímž se nám podařilo potvrdit domněnku, že specifická věková struktura a specifický charakter reprodukce v prostoru podél hranice s Německem mají svůj původ v rozsáhlých migračních přesunech v rámci poválečného dosídlování a následných náborových akcích. Strukturální charakteristika obyvatelstva, konkrétně úroveň dosaženého vzdělání, se ukázala být primárním vysvětlujícím faktorem meziokresních rozdílů i u dvou ukazatelů plodnosti (podíl dětí narozených mimo manželství a průměrný věk matek při narození dítěte prvního pořadí). V případě intenzity plodnosti byla jako hlavní příčina územních nerovnoměrností zjištěna míra nezaměstnanosti. Tato socioekonomická proměnná se stala rozhodujícím determinantem meziokresní variability i v případě dvou charakteristik úrovně úmrtnosti (naděje dožití při narození a kvocient kojenecké úmrtnosti). Územní rozdíly ve standardizovaných mírách úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy nejlépe vysvětlil použitý indikátor kvality ovzduší. Socioekonomické proměnné, konkrétně procento zemědělské půdy a podíl zaměstnaných v terciéru, hrály dominantní roli také při objasnění regionálních disparit v intenzitě migračního salda a v relativních změnách početního stavu populace.

Předkládaná práce pochopitelně nemohla postihnout veškeré aspekty populačního vývoje ve zkoumaném území. Zajímavým námětem pro další studium by bezesporu bylo vytvoření demografické regionalizace česko-německého příhraničí či původně zamýšlené hodnocení vlivu přeshraničních faktorů na demografické chování zdejších obyvatel.

## SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY

- ALECKE, B.; UNTIEDT, G. 2003. *Pendlerpotenzial in den Grenzregionen an der EU-Außengrenze* [online]. Beitrag zur International Summerschool Economics of EU Enlargement University of Hohenheim, July 28-August 1, 2003 [cit. 2008-05-27]. Dostupný z WWW: <[http://www.markovich.de/hisu/docs/untiedt1\\_german.pdf](http://www.markovich.de/hisu/docs/untiedt1_german.pdf)>.
- ANDĚL, J.; JEŘÁBEK, M.; ORŠULÁK, T. 2004. *Vývoj sídelní struktury a obyvatelstva pohraničních okresů Ústeckého kraje*. Ústí nad Labem : Univerzita J. E. Purkyně v Ústí nad Labem, Pedagogická fakulta, Katedra geografie, 2004, 229 s. Acta Universitatis Purkynianae 88, Studia Geographica IV. ISBN 80-7044-493-2.
- ANDĚL, Jiří. 2004. Zaniklá sídla, vývoj a specifika. In ANDĚL, J.; JEŘÁBEK, M.; ORŠULÁK, T. *Vývoj sídelní struktury a obyvatelstva pohraničních okresů Ústeckého kraje*. Ústí nad Labem : Univerzita J. E. Purkyně v Ústí nad Labem, Pedagogická fakulta, Katedra geografie, 2004, s. 85–108. ISBN 80-7044-493-2.
- BARTOŇOVÁ, D. 1996. Regionální diference sociálně-demografických znaků obyvatelstva. In HAMPL, M. a kol. *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 1996, s. 127–154. ISBN 80-902154-2-4.
- BARTOŇOVÁ, D. 1999. Vývoj regionální diferenciací věkové struktury se zřetelem k územním rozdílům ve vývoji reprodukce v České republice. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 1999, roč. 104, č. 1, s. 13–23. ISSN 1210-115X.
- BARTOŇOVÁ, D. 2001. Demografické chování populace České republiky v regionálním a evropském kontextu. In HAMPL, M. a kol. *Regionální vývoj : specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 2001, s. 45–73. ISBN 80-902686-6-8.
- BARTOŇOVÁ, D. 2002. Migrace. In PAVLÍK, Z.; KUČERA, M. (eds.). *Populační vývoj České republiky 1990–2002*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, 2002, s. 69–86. ISBN 80-902686-8-4.
- BARTOŇOVÁ, D. 2007. Migrace. In *Populační vývoj České republiky 2001–2006*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy, 2007, s. 57–62. ISBN 978-80-86561-77-6.

- BARTOŇOVÁ, D. 2008a. Zahraniční migrace a cizinci v České republice. In *Populační vývoj České republiky 2007*. 1. vyd. Praha : Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, 2008, s. 73–80. ISBN 978-80-86561-46-2.
- BARTOŇOVÁ, D. 2008b. Počet a složení obyvatelstva. In *Populační vývoj České republiky 2007*. 1. vyd. Praha : Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, 2008, s. 15–23. ISBN 978-80-86561-46-2.
- BLATNÁ, D. 2003. *Metody statistické analýzy*. 1. vyd. Praha : Bankovní institut vysoká škola, 2003. 92 s. ISBN 80-7265-062-9.
- BLAŽEK, J. 1995. Současné tendence regionálního vývoje v České republice. *Geografické rozhledy*. 1994–1995, roč. 4, č. 5, s. 134–135.
- BLAŽEK, J. 1996. Meziregionální rozdíly v České republice v transformačním období. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 1996, roč. 101, č. 4, s. 265–277. ISSN 1210-115X.
- BLAŽEK, J.; DZÚROVÁ, D. 2000. The Decline of Mortality in the Czech Republic during the Transition : A Counterfactual Case Study. In CORNIA, G. A.; PANICCIA, R. (eds.). *The Mortality Crisis in Transitional Economies*. Oxford : Oxford University Press, 2000, s. 303–327.
- BURCIN, B. 2007. Úmrtnost. In *Populační vývoj České republiky 2001–2006*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy, 2007, s. 45–55. ISBN 978-80-86561-77-6.
- BURCIN, B.; KUČERA, T. 2000. Changes in Fertility and Mortality in the Czech Republic: An Attempt of Regional Demographic Analysis. In KUČERA, T. et al. (ed.). *New Demographic Faces of Europe : the changing population dynamics in countries of Central and Eastern Europe*. Berlin, Heidelberg : Springer, 2000, s. 371–417. ISBN 3-540-67801-8.
- BURCIN, B.; KUČERA, T. 2008a. Úmrtnost. In *Populační vývoj České republiky 2007*. 1. vyd. Praha : Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, 2008, s. 57–71. ISBN 978-80-86561-46-2.
- BURCIN, B.; KUČERA, T. 2008b. Regionální diferenciacie odvrátiteľné a neodvrátiteľné úmrtnosti v České republice a její vývoj v období 1987–2006. *Demografie*. 2008, roč. 50, č. 2, s. 77–87.
- Cizinci v regiónoch ČR*. 2006. 1. vyd. Praha : Český statistický úřad, Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2006. 144 s. ISBN 80-86878-48-1.
- ČERMÁK, Z. 1996. Transformační procesy a migrační vývoj v České republice. In HAMPL, M. a kol. *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 1996, s. 179–197. ISBN 80-902154-2-4.

- ČERMÁK, Z. 2001. Vývoj migrační mobility v devadesátých letech v České republice. In HAMPL, M. a kol. *Regionální vývoj : specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 2001, s. 87–98. ISBN 80-902686-6-8.
- DANĚK, P. 2000. Existuje politická kultura českého pohraničí? *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 2000, roč. 105, č. 1, s. 50–62. ISSN 1210-115X.
- Demografická příručka 2007* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2008 [cit. 2009-03-02]. Dostupná z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2008edicniplan.nsf/publ/4032-08-2007>>.
- Demografická ročenka okresů České republiky 1991 až 2006* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2007 [cit. 2008-06-25]. Dostupná z WWW: <[http://www.czso.cz/csu/2007edicniplan.nsf/publ/4034-07-1991\\_az\\_2006](http://www.czso.cz/csu/2007edicniplan.nsf/publ/4034-07-1991_az_2006)>.
- Demografická ročenka okresů 1998 až 2007* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2008 [cit. 2009-03-02]. Dostupná z WWW: <[http://www.czso.cz/csu/2008edicniplan.nsf/publ/4034-08-1998\\_az\\_2007](http://www.czso.cz/csu/2008edicniplan.nsf/publ/4034-08-1998_az_2007)>.
- DOKOUPIL, J. 2000. Teoretické přístupy k problematice pohraničí s aplikací v česko-bavorském prostoru. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 2000, roč. 105, č. 1, s. 10–18. ISSN 1210-115X.
- DOKOUPIL, J. 2004. Hranice a hraniční efekt. In JEŘÁBEK, M.; DOKOUPIL, J.; HAVLÍČEK, T. a kol. *České pohraničí : bariéra nebo prostor zprostředkování?* 1. vyd. Praha : Academia, 2004, s. 47–58. ISBN 80-200-1051-3.
- DRBOHLAV, D. 1996. Česká republika a mezinárodní imigrace. In HAMPL, M. a kol. *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 1996, s. 199–218. ISBN 80-902154-2-4.
- DRBOHLAV, D. 2001. Mezinárodní migrace v České republice v kontextu evropských integračních procesů. In HAMPL, M. a kol. *Regionální vývoj : specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 2001, s. 99–126. ISBN 80-902686-6-8.
- DRBOHLAV, D.; BLAŽEK, J. 1992. Typologie a podmíněnost migrace obyvatelstva podle okresů České republiky. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 1992, roč. 97, č. 4, s. 209–231. ISSN 1210-115X.
- DZÚROVÁ, D. 1996. Zdravotní stav obyvatel : regionální rozdíly. In HAMPL, M. a kol. *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 1996, s. 155–177. ISBN 80-902154-2-4.
- DZÚROVÁ, D. 2001. Demografické stárnutí v České republice. In HAMPL, M. a kol. *Regionální vývoj : specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 2001, s. 75–86. ISBN 80-902686-6-8.
- DZÚROVÁ, D. 2002. Regionální aspekty stárnutí české populace. *Demografie*. 2002, roč. 44, č. 1, s. 34–37.

- FIALOVÁ, L. 2008. Úvod. In *Populační vývoj České republiky 2007*. 1. vyd. Praha : Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, 2008, s. 5–8. ISBN 978-80-86561-46-2.
- FRÝDMANOVÁ, M. a kol. 1998. Trh práce a lidské zdroje. In VEČERNÍK, J. (ed.). *Zpráva o vývoji české společnosti 1989–1998*. 1. vyd. Praha : Academia, 1998, s. 21–43. ISBN 80-200-0703-2.
- HAMPL, M. 1996. Regionální rozdíly a proces transformace. In PAVLÍK, Z. aj. (ed.). *Zpráva o lidském rozvoji : Česká republika 1996*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 1996, s. 67–74. ISBN 80-902154-1-6.
- HAMPL, M. 2000. Pohraniční regiony České republiky : současné tendence rozvojové diferenciace. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 2000, roč. 105, č. 3, s. 241–253. ISSN 1210-115X.
- HAMPL, M. 2005. *Geografická organizace společnosti v České republice : transformační procesy a jejich obecný kontext*. Praha : DemoArt, 2005. ISBN 80-86746-02-X.
- HAVLÍČEK, T. 2004. Teorie vymezení pohraničí. In JEŘÁBEK, M.; DOKOUPIL, J.; HAVLÍČEK, T. a kol. *České pohraničí : bariéra nebo prostor zprostředkování?* 1. vyd. Praha : Academia, 2004, s. 59–66. ISBN 80-200-1051-3.
- HAVLÍČEK, T.; REINÖHLOVÁ, E. 1999. Obyvatelstvo, osídlení a bydlení. In JEŘÁBEK, M. (ed.). *Geografická analýza pohraničí České republiky*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky Praha, pracoviště Ústí nad Labem, 1999. s. 71–87. Working papers WP 99:11. ISBN 80-85950-76-6.
- HAVRLANT, M. 1999. Antropogenní reliéf. In JEŘÁBEK, M. (ed.). *Geografická analýza pohraničí České republiky*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky Praha, pracoviště Ústí nad Labem, 1999. s. 36–42. Working papers WP 99:11. ISBN 80-85950-76-6.
- HENDL, J. 2009. *Přehled statistických metod : analýza a metaanalýza dat*. 3. přeprac. vyd. Praha : Portál, 2009. 695 s. ISBN 978-80-7367-482-3.
- HOUŽVIČKA, V. 1996. *Sudetoněmecká otázka v názorech a postojích obyvatel českého pohraničí*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky, 1996. 38 s. Working papers WP 96:2. ISBN 80-85950-76-6.
- HOUŽVIČKA, V. 2002. Profily sociologických pracovišť : Sociologický ústav AV ČR, pracoviště Ústí nad Labem. *Sociologický časopis*. 2002, xxxviii, č. 1–2, s. 181–184. ISSN 0038-0288.
- CHROMÝ, P. 2000. Historickogeografické aspekty vymezení pohraničí jako součást geografické analýzy. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 2000, roč. 105, č. 1, s. 63–76. ISSN 1210-115X.



- CHROMÝ, P. 2004. Historickogeografický pohled na české pohraničí. In JEŘÁBEK, M.; DOKOUPIL, J.; HAVLÍČEK, T. a kol. *České pohraničí : bariéra nebo prostor zprostředkování?* 1. vyd. Praha : Academia, 2004, s. 33–44. ISBN 80-200-1051-3.
- ILLNER, M. 1997. Regional Structure and Post-communist Transformation – the Case of the Czech Republic. In MUSIL, J; STRUBELT, W. (eds.). *Räumliche Auswirkungen des Transformationsprozesses in Deutschland und bei den östlichen Nachbarn*. Opladen : Leske und Budrich, 1997, s. 29–44. ISBN 3-8100-1617-9.
- JEŘÁBEK, M. 1996. Přeshraniční aktivity obyvatel na česko-německé hranici. In ZICH, F.; HOUŽVIČKA, V.; JEŘÁBEK, M.; KASTNER, Q. *Kdo žije v pohraničí : česká část česko-německého pohraničí v procesech společenské transformace a evropské integrace*. Ústí nad Labem : Sociologický ústav Akademie věd České republiky, výzkumný tým Ústí nad Labem, 1996, s. 77–100. ISBN 80-85950-18-9.
- JEŘÁBEK, M. 1998a. „Geogrant pohraničí“ – společný výzkum geografických pracovišť. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 1998, roč. 103, č. 4, s. 458–460. ISSN 1210-115X.
- JEŘÁBEK, M. 1998b. Vytváření přeshraničního trhu práce – pendlerství v česko-německém pohraničí. *Demografie*. 1998, roč. 40, č. 1, s. 39–42. ISSN 0011-8265.
- JEŘÁBEK, M. (ed.). 1999. *Geografická analýza pohraničí České republiky*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky Praha, pracoviště Ústí nad Labem, 1999. 180 s. Working papers WP 99:11. ISBN 80-85950-76-6.
- JEŘÁBEK, M. (ed.). 2000a. *Euroregion Elbe/Labe – v číslech, grafech a mapách*. Ústí nad Labem : Univerzita J. E. Purkyně v Ústí nad Labem, Pedagogická fakulta, Katedra geografie, 2000, 74 s. ISBN 80-7044-293-X.
- JEŘÁBEK, M. 2000b. Pohraničí v regionálním rozvoji a jeho výzkum. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 2000, roč. 105, č. 1, s. 1–9. ISSN 1210-115X.
- JEŘÁBEK, M. (ed.). 2001. *Reflexe regionálního rozvoje pohraničí České republiky*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky Praha, pracoviště Ústí nad Labem, 2001. 107 s. ISBN 80-85950-85-5.
- JEŘÁBEK, M. 2004. Představení projektu. In JEŘÁBEK, M.; DOKOUPIL, J.; HAVLÍČEK, T. a kol. *České pohraničí : bariéra nebo prostor zprostředkování?* 1. vyd. Praha : Academia, 2004, s. 17–24. ISBN 80-200-1051-3.
- JEŘÁBEK, M.; DOKOUPIL, J.; HAVLÍČEK, T. et al. 2004. *České pohraničí – bariéra nebo prostor zprostředkování?* Praha: Academia, 2004. 296 s. ISBN 80-200-1051-3.
- JEŘÁBEK, M.; KOWALKE, H.; ORŠULÁK, T. et al. 2005. *Atlas Euroregionu ELBE/LABE jako prostředek vzájemného přeshraničního poznávání*. Ústí nad Labem : Univerzita Jana Evangelisty Purkyně v Ústí nad Labem, 2005, 128 s. ISBN 80-239-6862-9.

- KANTOROVÁ, V. 2002. Porodnost. In PAVLÍK, Z.; KUČERA, M. (eds.). *Populační vývoj České republiky 1990–2002*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, 2002, s. 39–48. ISBN 80-902686-8-4.
- KASTNER, Q. 1996. *Osídlování českého pohraničí od května 1945*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky Praha, pracoviště Ústí nad Labem, 1996. 68 s. Working papers WP 96:12. ISBN 80-85950-19-7.
- KOSTELECKÝ, T. 1994. *Regionální diferenciacie sociálních problémů v České republice*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky, 1994. 107 s. Working Papers 94:5. ISBN 80-901674-3-8.
- KRETSCHMEROVÁ, T. 2003. Regionální vývoj plodnosti v období 1990/91–2000/01. *Demografie*. 2003, roč. 45, č. 2, s. 99–110.
- KUČERA, M. 1994. *Populace České republiky 1918 – 1991*. Praha : Česká demografická společnost, Sociologický ústav Akademie věd České republiky, 1994. 198 s. Acta Demographica XII. ISBN 80-901674-7-0.
- KUČERA, M. 2002. XXXI. konference České demografické společnosti „Stárnutí populace České republiky a jeho důsledky“, 30. květen 2001. *Demografie*. 2002, roč. 44, č. 1, s. 30.
- KUČERA, M.; FIALOVÁ, L. 1996. *Demografické chování obyvatelstva České republiky během přeměny společnosti po roce 1989*. Praha : Sociologický ústav Akademie věd České republiky, 1996. 99 s. Working Papers 96:1 ISBN 80-85950-07-3.
- KUČERA, T.; BURCIN, B. 2002. Úmrtnost. In PAVLÍK, Z.; KUČERA, M. (eds.). *Populační vývoj České republiky 1990–2002*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, 2002, s. 57–67. ISBN 80-902686-8-4.
- KULDOVÁ, S. 2006. *Vliv historické česko-německé jazykové hranice na geografickou organizaci české společnosti*. Praha, 2006. 109 s. Diplomová práce (Mgr.). Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje.
- MAIER, J. et al. 2002. *Herausforderungen der EU-Osterweiterung um die Tschechische Republik für die Landesentwicklung in Bayern : Abschluß-Bericht zur gutachterlichen Stellungnahme* [online]. Bayreuth : RRV-Gesellschaft für Raumanalysen, Regionalpolitik und Verwaltungspraxis mbH, 2002. [cit. 2007-08-08]. Dostupný z WWW: <[http://www.uni-kl.de/FG-RuR/gn/03\\_portrait/studie/maier\\_studie\\_komplett.pdf](http://www.uni-kl.de/FG-RuR/gn/03_portrait/studie/maier_studie_komplett.pdf)>.
- MAŠKOVÁ, M. 2002. Věková struktura. In PAVLÍK, Z.; KUČERA, M. (eds.). *Populační vývoj České republiky 1990–2002*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, 2002, s. 13–22. ISBN 80-902686-8-4.
- Náboženské vyznání obyvatelstva*. 2003. Praha : Český statistický úřad, 2003. Územní rozložení obyvatelstva podle náboženského vyznání. Elektronická verze publikace dostupná z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2003edicniplan.nsf/p/4110-03>>.

- Naděje dožití v okresech ČR a její vývoj v uplynulých dvaceti letech* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2002 [cit. 2009-02-25]. Dostupná z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2002edicniplan.nsf/p/1115-02>>.
- NOVOTNÁ, M. 2001. *Vimpersko : geografická analýza příhraničního regionu*. Plzeň : Západočeská univerzita v Plzni, katedra geografie, 2001. 120 s. Analýza dostupná také z WWW: <<http://www.kge.zcu.cz/veda/misc/novotna/vi/texty.pdf>>. ISBN 80-7082-746-7.
- Okresy České republiky v roce 2007* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2008 [cit. 2009-02- 22]. Dostupný z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2008edicniplan.nsf/p/1303-08>>.
- PAVLÍK, Z., RYCHTAŘÍKOVÁ, J., ŠUBRTOVÁ, A. 1986. *Základy demografie*. 1. vyd. Praha : Academia, 1986, 736 s.
- PAVLÍK, Z. aj. (ed.). 1996. *Zpráva o lidském rozvoji : Česká republika 1996*. 1. vyd. Praha : DemoArt, 1996, 89 s. ISBN 80-902154-1-6.
- PAVLÍK, Z.; KUČERA, M. (eds.). 2002. *Populační vývoj České republiky 1990–2002*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy v Praze, 2002, 98 s. ISBN 80-902686-8-4.
- Pohyb obyvatelstva v České republice v roce ... (1993 až 2001)* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2009 [cit. 2009-05-10]. Dostupný z WWW: <[http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/casova\\_rada\\_demografie](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/casova_rada_demografie)>.
- Pohyb obyvatelstva v Českých zemích v letech 1785–2008, relativní údaje* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2009 [cit. 2009-03-15]. Dostupný z WWW: <[http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/obyvatelstvo\\_hu](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/obyvatelstvo_hu)>.
- Průměrná míra nezaměstnanosti od roku 1997* [online]. Praha : Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2009-03-12 [cit. 2009-02-22]. Časové řady. Dostupný z WWW: <[http://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/casove\\_rady](http://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/casove_rady)>.
- Regionální rozdíly v demografickém, sociálním a ekonomickém vývoji České republiky v letech 2000 až 2005*. 2007. Praha : Český statistický úřad, 2007. [Kap.] 1, Charakteristika územního uspořádání České republiky, s. 9–10. Elektronická verze publikace dostupná z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2007edicniplan.nsf/p/1379-07>>. ISBN 978-80-250-1559-9.
- Registr sčítacích obvodů a budov : metodická dokumentace k 1. lednu 2009* [online]. Verze 1. Pardubice : Český statistický úřad, oddělení statistických územních jednotek, 2009 [cit. 2009-08-20]. [Kap.] 5, Územně evidenční prvky. Dostupný z WWW: <[http://www.czso.cz/csu/rso.nsf/i/ke\\_stazeni\\_rso](http://www.czso.cz/csu/rso.nsf/i/ke_stazeni_rso)>.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 2002. Czech mortality patterns : the past, the present, and regional dissimilarities. *Geografie : Sborník České geografické společnosti*. 2002, roč. 107, č. 2, s. 156–170.

- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 2007. Porodnost v České republice : současný stav a nedávné trendy. In *Populační vývoj České republiky 2001–2006*. 1. vyd. Praha : Katedra demografie a geodemografie Přírodovědecké fakulty Univerzity Karlovy, 2007, s. 79–93. ISBN 978-80-86561-77-6.
- RYCHTAŘÍKOVÁ, J. 2008. Porodnost. In *Populační vývoj České republiky 2007*. 1. vyd. Praha : Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze, 2008, s. 41–49. ISBN 978-80-86561-46-2.
- Sčítání lidu, domů a bytů 2001 – Pramenné dílo*. [online]. Praha : Český statistický úřad, 2005 [cit. 2009-03-08]. Územní přehledy. Dostupný z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2005edicniplan.nsf/kapitola/4132-05--36800>>.
- SOBOTKA, T. 2003. Změny v časování mateřství a pokles plodnosti v České republice v 90. letech. *Demografie*. 2003, roč. 45, č. 2, s. 77–87.
- SPIJKER, J. J. A. 2004. *Socioeconomic determinants of regional mortality differences in Europe*. Amsterdam : Dutch University Press, 2004. 325 s. Population Studies. Disertační práce (PhD.). Rijksuniversiteit Groningen, 2004. Dostupná také z WWW: <<http://irs.ub.rug.nl/ppn/267379749>>. ISBN 90-3619-012-6.
- STANĚK, T. 1991. *Odsun Němců z Československa 1945 – 1947*. Praha : Academia a Naše vojsko, 1991. 536 s. ISBN 80-200-0328-2.
- ŠÍDLO, L. 2006. *Faktory ovlivňující regionální diferenciaci plodnosti v Česku v období 2000–2003*. Praha, 2006. 128, 38 s. příl. Diplomová práce (Mgr.). Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Katedra demografie a geodemografie.
- ŠRÁM, R. J. 2007. *Vliv znečištění ovzduší na zdraví obyvatel – PROGRAM TEPLICE* [online]. Článek vložen 2007-01-29 [cit. 2009-08-14]. Dostupný z WWW: <<http://www.sysifos.cz/index.php?id=vypis&sec=1170058174>>.
- TÉTAUER, M. 2004. *Demografické důsledky odsunu německého obyvatelstva z českých zemí po II. světové válce*. Praha, 2004. 72 s. Diplomová práce (Mgr.). Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Katedra demografie a geodemografie.
- TOMEŠ, J. 1996. Vývoj regionálních rozdílů v nezaměstnanosti jako indikátor transformačních změn. In HAMPL, M. a kol. *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. 1. Praha : DemoArt, 1996, s. 255–301. ISBN 80-902154-2-4.
- Úmrtnostní tabulky za okresy ČR v období 2001 až 2005* [online]. Praha : Český statistický úřad, 2007 [cit. 2009-03-14]. Dostupný z WWW: <<http://www.czso.cz/csu/2007edicniplan.nsf/p/4024-07>>.
- VALENTOVÁ, O. 2006. *Vybrané charakteristiky demografického vývoje jihočeského a západočeského pohraničí v období 1961–2001*. Praha, 2006. 60 s. Bakalářská práce (Bc.). Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, Katedra demografie a geodemografie.

- VAVREČKOVÁ, J. a kol. 2002. *Migrační potenciál příhraničí České republiky s Německem : analýza terénního šetření*. [online]. Praha : VÚPSV, 2002 [cit. 2008-04-01]. Dostupná z WWW: <[http://praha.vupsv.cz/Fulltext/CR\\_SRN.pdf](http://praha.vupsv.cz/Fulltext/CR_SRN.pdf)>.
- VEČERNÍK, J. (ed.). 1998. *Zpráva o vývoji české společnosti 1989–1998*. 1. vyd. Praha : Academia, 1998, 364 s. ISBN 80-200-0703-2.
- Vývoj vybraných ukazatelů životní úrovně v České republice v letech 1993-2005*. Praha : Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR, 2006. 99 s. ISBN 80-86878-34-1.
- WILAM, P. 2004. Situační analýza českého pohraničí. In JEŘÁBEK, M.; DOKOUPIL, J.; HAVLÍČEK, T. a kol. 2004. *České pohraničí : bariéra nebo prostor zprostředkování?* 1. vyd. Praha : Academia, 2004, s. 115–122. ISBN 80-200-1051-3.
- ZICH, F. 1996. Sociodemografická charakteristika obyvatel pohraničí. In ZICH, F.; HOUŽVIČKA, V.; JEŘÁBEK, M.; KASTNER, Q. *Kdo žije v pohraničí : česká část česko-německého pohraničí v procesech společenské transformace a evropské integrace*. Ústí nad Labem : Sociologický ústav Akademie věd České republiky, výzkumný tým Ústí nad Labem, 1996, s. 49–75. ISBN 80-85950-18-9.
- ZICH, F. a kol. 1996. *Kdo žije v pohraničí : česká část česko-německého pohraničí v procesech společenské transformace a evropské integrace*. Ústí nad Labem : Sociologický ústav Akademie věd České republiky, výzkumný tým Ústí nad Labem, 1996, 129 s. ISBN 80-85950-18-9.

## PŘÍLOHY

**Tab. I – Přehled ukazatelů socioekonomické analýzy zařazených do jednoduché korelační analýzy**

Označení	Ukazatel	Jednotka	Časové určení
HRANICE	délka státní hranice se SRN	km	1.1.2008
HUSTOTA	hustota zalidnění	obyv./km <sup>2</sup>	31.12.2007
OBYV_OBEC	průměrný počet obyvatel na 1 obec		31.12.2007
OBYV_CAST	průměrný počet obyvatel na 1 část obce		31.12.2007
URBAN	podíl obyvatel ve městech	%	31.12.2007
ZEM_PUDA	podíl zemědělské půdy z rozlohy okresu	%	31.12.2007
EMISE	měrné emise oxidu siřičitého	t/km <sup>2</sup>	2006
VZDEL	koeficient vzdělanosti		1.3.2001
VERICI	podíl věřících	%	1.3.2001
NAROD	podíl obyvatel s českou, moravskou a slezskou národností	%	1.3.2001
EA_PRIMER	podíl zaměstnaných v priméru	%	1.3.2001
EA_TERCIER	podíl zaměstnaných v terciéru	%	1.3.2001
MZDA	průměrná hrubá měsíční mzda	Kč	2005
NEZAM	průměrná míra nezaměstnanosti	%	2008
KRIMINAL	počet zjištěných trestných činů na 1 000 obyvatel		2006–2007
BYDLENI	podíl trvale obydlených bytů v rodinných domech	%	1.3.2001
RODACI	podíl narozených v obci trvalého pobytu	%	1.3.2001
CIZINCI	podíl cizinců v populaci	%	31.12.2007

**Tab. II – Přehled všech analyzovaných demografických ukazatelů**

Označení	Ukazatel	Jednotka	Časové určení
INDEX_STARI	index stáří (65+/0–14)	%	2004–2007
INDEX_EZ	index ekonomického zatížení (0–14 + 65+/15–64)	%	2004–2007
PLODNOST	úhrnná plodnost (počet dětí na 1 ženu)		2004–2007
MIMOMANZ	podíl živě narozených dětí narozených mimo manželství	%	2004–2007
PRUM_VEK	průměrný věk matky při narození dítěte 1. pořadí	rok	2001–2005
DELKA_ZIV	naděje dožití při narození	rok	2004–2007
KOJ_UMRT	kvocient kojenecké úmrtnosti	‰	2004–2007
UMRT_OBEH	standardizovaná míra úmrtnosti na nemoci oběhové soustavy		2004–2007
PRIROZ_MENA	hrubá míra přirozeného přírůstku	‰	2004–2007
MIGRACE	hrubá míra migračního salda	‰	2004–2007
PRIRUSTEK_CELKEM	hrubá míra celkového populačního přírůstku	‰	2004–2007

**Tab. III – Korelační matice vybraných ukazatelů socioekonomické analýzy**

Ukazatel	HRANICE	HUSTOTA	OBYV_OBEC	OBYV_CAST	URBAN	ZEM_PUDA	EMISE	VZDEL	VERICI	NAROD	EA_PRIMER	EA_TERCIER	MZDA	NEZAM	KRIMINAL	BYDLENI	RODACI	CIZINCI
HRANICE	1	-0,289 0,316	-0,217 0,455	-0,264 0,363	0,008 0,978	0,333 0,244	-0,288 0,318	-0,391 0,167	0,164 0,575	-0,181 0,535	0,145 0,621	0,277 0,338	-0,487 0,078	-0,113 0,701	-0,333 0,245	0,189 0,518	0,087 0,768	0,361 0,205
HUSTOTA	-0,289 0,316	1	<b>0,958(**)</b> 0,000	<b>0,920(**)</b> 0,000	0,673(**) 0,008	-0,337 0,238	0,702(**) 0,005	-0,168 0,566	-0,671(**) 0,009	-0,102 0,728	-0,775(**) 0,001	0,425 0,130	<b>0,819(**)</b> 0,000	<b>0,829(**)</b> 0,000	0,704(**) 0,005	-0,688(**) 0,007	0,270 0,350	-0,001 0,996
OBYV_OBEC	-0,217 0,455	<b>0,958(**)</b> 0,000	1	<b>0,934(**)</b> 0,000	0,784(**) 0,001	-0,362 0,203	0,726(**) 0,003	-0,304 0,291	-0,739(**) 0,003	-0,264 0,362	<b>-0,843(**)</b> 0,000	0,541(*) 0,046	<b>0,800(**)</b> 0,001	<b>0,842(**)</b> 0,000	0,761(**) 0,002	<b>-0,828(**)</b> 0,000	0,190 0,515	0,157 0,591
OBYV_CAST	-0,264 0,363	<b>0,920(**)</b> 0,000	<b>0,934(**)</b> 0,000	1	0,759(**) 0,002	-0,565(*) 0,035	<b>0,837(**)</b> 0,000	-0,339 0,236	-0,736(**) 0,003	-0,329 0,251	<b>-0,819(**)</b> 0,000	0,280 0,333	<b>0,827(**)</b> 0,000	<b>0,909(**)</b> 0,000	0,725(**) 0,003	<b>-0,837(**)</b> 0,000	0,079 0,789	0,025 0,933
URBAN	0,008 0,978	0,673(**) 0,008	0,784(**) 0,001	0,759(**) 0,002	1	-0,418 0,137	0,533(*) 0,050	-0,420 0,135	<b>-0,870(**)</b> 0,000	-0,505 0,066	<b>-0,940(**)</b> 0,000	0,408 0,147	0,672(**) 0,009	0,737(**) 0,003	0,792(**) 0,001	<b>-0,839(**)</b> 0,000	-0,073 0,804	0,327 0,254
ZEM_PUDA	0,333 0,244	-0,337 0,238	-0,362 0,203	-0,565(*) 0,035	-0,418 0,137	1	-0,563(*) 0,036	0,392 0,166	0,348 0,223	0,473 0,087	0,472 0,088	0,190 0,516	-0,263 0,363	-0,537(*) 0,048	-0,395 0,162	0,610(*) 0,021	0,165 0,574	0,166 0,570
EMISE	-0,288 0,318	0,702(**) 0,005	0,726(**) 0,003	<b>0,837(**)</b> 0,000	0,533(*) 0,050	-0,563(*) 0,036	1	-0,456 0,102	-0,520 0,057	-0,370 0,193	-0,544(*) 0,045	-0,014 0,963	0,623(*) 0,017	0,796(**) 0,001	0,638(*) 0,002	-0,760(**) 0,002	-0,149 0,612	-0,165 0,573
VZDEL	-0,391 0,167	-0,168 0,566	-0,304 0,291	-0,339 0,236	-0,420 0,135	0,392 0,166	-0,456 0,102	1	0,411 0,144	0,767(**) 0,001	0,359 0,208	-0,229 0,430	0,075 0,798	-0,481 0,082	-0,285 0,324	0,565(*) 0,035	0,471 0,089	-0,449 0,107
VERICI	0,164 0,575	-0,671(**) 0,009	-0,739(**) 0,003	-0,736(**) 0,003	<b>-0,870(**)</b> 0,000	0,348 0,223	-0,520 0,057	0,411 0,144	1	0,419 0,136	<b>0,893(**)</b> 0,000	-0,242 0,404	-0,750(**) 0,002	-0,763(**) 0,001	<b>-0,852(**)</b> 0,000	0,768(**) 0,001	0,318 0,268	-0,273 0,345
NAROD	-0,181 0,535	-0,102 0,728	-0,264 0,362	-0,329 0,251	-0,505 0,066	0,473 0,087	-0,370 0,193	0,767(**) 0,001	0,419 0,136	1	0,515 0,059	-0,197 0,500	-0,031 0,917	-0,238 0,412	-0,236 0,416	0,666(**) 0,009	0,521 0,056	-0,433 0,122
EA_PRIMER	0,145 0,621	-0,775(**) 0,001	<b>-0,843(**)</b> 0,000	<b>-0,819(**)</b> 0,000	<b>-0,940(**)</b> 0,000	0,472 0,088	-0,544(*) 0,045	0,359 0,208	<b>0,893(**)</b> 0,000	0,515 0,059	1	-0,411 0,144	-0,745(**) 0,002	-0,728(**) 0,003	<b>-0,800(**)</b> 0,001	<b>0,854(**)</b> 0,000	0,075 0,800	-0,220 0,449
EA_TERCIER	0,277 0,338	0,425 0,130	0,541(*) 0,046	0,280 0,333	0,408 0,147	0,190 0,516	-0,014 0,963	-0,229 0,430	-0,242 0,404	-0,197 0,500	-0,411 0,144	1	0,107 0,715	0,187 0,522	0,223 0,444	-0,396 0,161	0,373 0,189	0,673(**) 0,008
MZDA	-0,487 0,078	<b>0,819(**)</b> 0,000	<b>0,800(**)</b> 0,001	<b>0,827(**)</b> 0,000	0,672(**) 0,009	-0,263 0,363	0,623(*) 0,017	0,075 0,798	-0,750(**) 0,002	-0,031 0,917	-0,745(**) 0,002	0,107 0,715	1	0,708(**) 0,005	0,753(**) 0,002	-0,611(*) 0,020	0,024 0,935	-0,139 0,636
NEZAM	-0,113 0,701	<b>0,829(**)</b> 0,000	<b>0,842(**)</b> 0,000	<b>0,909(**)</b> 0,000	0,737(**) 0,003	-0,537(*) 0,048	0,796(**) 0,001	-0,481 0,082	-0,763(**) 0,001	-0,238 0,412	-0,728(**) 0,003	0,187 0,522	0,708(**) 0,005	1	0,733(**) 0,003	-0,734(**) 0,003	0,015 0,959	0,019 0,950
KRIMINAL	-0,333 0,245	0,704(**) 0,005	0,761(**) 0,002	0,725(**) 0,003	0,792(**) 0,001	-0,395 0,162	0,638(*) 0,014	-0,285 0,324	<b>-0,852(**)</b> 0,000	-0,236 0,416	<b>-0,800(**)</b> 0,001	0,223 0,444	0,753(**) 0,002	0,733(**) 0,003	1	-0,780(**) 0,001	-0,268 0,354	0,084 0,775
BYDLENI	0,189 0,518	-0,688(**) 0,007	<b>-0,828(**)</b> 0,000	<b>-0,837(**)</b> 0,000	<b>-0,839(**)</b> 0,000	0,610(*) 0,021	-0,760(**) 0,002	0,565(*) 0,035	0,768(**) 0,001	0,666(**) 0,009	<b>0,854(**)</b> 0,000	-0,396 0,161	-0,611(*) 0,020	-0,734(**) 0,003	-0,780(**) 0,001	1	0,210 0,470	-0,304 0,290
RODACI	0,087 0,768	0,270 0,350	0,190 0,515	0,079 0,789	-0,073 0,804	0,165 0,574	-0,149 0,612	0,471 0,089	0,318 0,268	0,521 0,056	0,075 0,800	0,373 0,189	0,024 0,935	0,015 0,959	-0,268 0,354	0,210 0,470	1	-0,157 0,593
CIZINCI	0,361 0,205	-0,001 0,996	0,157 0,591	0,025 0,933	0,327 0,254	0,166 0,570	-0,165 0,573	-0,449 0,107	-0,273 0,345	-0,433 0,122	-0,220 0,449	0,673(**) 0,008	-0,139 0,636	0,019 0,950	0,084 0,775	-0,304 0,290	-0,157 0,593	1
Signifikantní korelace	0	10	11	11	10	4	10	2	9	2	10	2	10	11	10	13	0	1
Velmi silné korelace	0	4	6	7	3	0	1	0	3	0	6	0	3	3	2	4	0	0

**Poznámky:** Hladina významnosti (signifikance) každého Pearsonova korelačního koeficientu je umístěna pod ním a je označena kurzívou.

Červeně zvýrazněné hodnoty korelačních koeficientů značí velmi silnou lineární závislost proměnných, tzv. multikolinearitu.

\*\* Korelace je signifikantní na 1% hladině významnosti

\* Korelace je signifikantní na 5% hladině významnosti

Podrobná identifikace proměnných je uvedena v tab. I a II.

**Zdroj:** Vlastní výpočty

Tab. IV – Korelační matice analyzovaných demografických ukazatelů

Ukazatel	INDEX_STARI	INDEX_EZ	PLODNOST	MIMOMANZ	PRUM_VEK	DELKA_ZIV	KOJ_UMRT	UMRT_OBEH	PRIROZ_MENA	MIGRACE	PRIRUSTEK_CELKEM
INDEX_STARI	1	0,834(**)	-0,434	-0,540(*)	0,756(**)	0,565(*)	-0,110	-0,336	-0,750(**)	0,436	0,149
		0,000	0,121	0,046	0,002	0,035	0,708	0,239	0,002	0,119	0,610
INDEX_EZ	0,834(**)	1	-0,097	-0,557(*)	0,676(**)	0,469	-0,027	-0,196	-0,695(**)	0,288	0,028
	0,000		0,741	0,039	0,008	0,091	0,928	0,503	0,006	0,318	0,925
PLODNOST	-0,434	-0,097	1	0,513	-0,306	-0,539(*)	0,511	0,311	0,287	0,127	0,228
	0,121	0,741		0,061	0,288	0,047	0,062	0,279	0,320	0,666	0,434
MIMOMANZ	-0,540(*)	-0,557(*)	0,513	1	-0,753(**)	-0,770(**)	0,538(*)	0,454	0,274	-0,375	-0,266
	0,046	0,039	0,061		0,002	0,001	0,047	0,103	0,343	0,186	0,358
PRUM_VEK	0,756(**)	0,676(**)	-0,306	-0,753(**)	1	0,761(**)	-0,187	-0,569(*)	-0,310	0,637(*)	0,503
	0,002	0,008	0,288	0,002		0,002	0,522	0,034	0,280	0,014	0,067
DELKA_ZIV	0,565(*)	0,469	-0,539(*)	-0,770(**)	0,761(**)	1	-0,691(**)	-0,762(**)	-0,007	0,354	0,341
	0,035	0,091	0,047	0,001	0,002		0,006	0,002	0,980	0,215	0,232
KOJ_UMRT	-0,110	-0,027	0,511	0,538(*)	-0,187	-0,691(**)	1	0,518	-0,160	-0,003	-0,064
	0,708	0,928	0,062	0,047	0,522	0,006		0,058	0,586	0,991	0,829
UMRT_OBEH	-0,336	-0,196	0,311	0,454	-0,569(*)	-0,762(**)	0,518	1	-0,298	-0,419	-0,515
	0,239	0,503	0,279	0,103	0,034	0,002	0,058		0,300	0,136	0,060
PRIROZ_MENA	-0,750(**)	-0,695(**)	0,287	0,274	-0,310	-0,007	-0,160	-0,298	1	-0,099	0,268
	0,002	0,006	0,320	0,343	0,280	0,980	0,586	0,300		0,736	0,354
MIGRACE	0,436	0,288	0,127	-0,375	0,637(*)	0,354	-0,003	-0,419	-0,099	1	0,932(**)
	0,119	0,318	0,666	0,186	0,014	0,215	0,991	0,136	0,736		0,000
PRIRUSTEK_CELKEM	0,149	0,028	0,228	-0,266	0,503	0,341	-0,064	-0,515	0,268	0,932(**)	1
	0,610	0,925	0,434	0,358	0,067	0,232	0,829	0,060	0,354	0,000	
Statisticky významné korelace	5	4	1	5	6	6	2	2	2	2	1
Velmi silné korelace	1	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1

**Poznámky:** Hladina významnosti (signifikance) každého Pearsonova korelačního koeficientu je umístěna pod ním a je označena kurzívou.

Červeně zvýrazněné hodnoty korelačních koeficientů značí velmi silnou lineární závislost proměnných, tzv. multikolinearitu.

\*\* Korelace je signifikantní na 1% hladině významnosti

\* Korelace je signifikantní na 5% hladině významnosti

Podrobná identifikace proměnných je uvedena v tab. I a II.

**Zdroj:** Vlastní výpočty



**Tab. V – Korelační matice analyzovaných demografických ukazatelů a vybraných socioekonomických a strukturálních charakteristik**

Ukazatel	INDEX_STARI	INDEX_EZ	PLODNOST	MIMOMANZ	PRUM_VEK	DELKA_ZIV	KOJ_UMRT	UMRT_OBEH	PRIROZ_MENA	MIGRACE	PRIRUSTEK_CELKEM
URBAN	-0,262 <i>0,182</i>	-0,298 <i>0,150</i>	0,527 <i>0,026</i>	<b>0,808</b> <i>0,000</i>	-0,304 <i>0,146</i>	-0,544 <i>0,022</i>	0,612 <i>0,010</i>	0,169 <i>0,282</i>	0,198 <i>0,249</i>	-0,068 <i>0,409</i>	0,004 <i>0,494</i>
ZEM_PUDA	0,239 <i>0,205</i>	0,085 <i>0,387</i>	-0,158 <i>0,295</i>	-0,626 <i>0,008</i>	0,582 <i>0,014</i>	0,532 <i>0,025</i>	-0,292 <i>0,155</i>	-0,549 <i>0,021</i>	0,154 <i>0,299</i>	<b>0,766</b> <i>0,001</i>	<b>0,798</b> <i>0,000</i>
EMISE	-0,373 <i>0,094</i>	-0,253 <i>0,191</i>	0,508 <i>0,032</i>	0,708 <i>0,002</i>	-0,538 <i>0,024</i>	-0,773 <i>0,001</i>	0,698 <i>0,003</i>	<b>0,677</b> <i>0,004</i>	-0,020 <i>0,473</i>	-0,408 <i>0,074</i>	-0,403 <i>0,076</i>
VZDEL	0,351 <i>0,109</i>	0,435 <i>0,060</i>	-0,280 <i>0,166</i>	-0,755 <i>0,001</i>	<b>0,752</b> <i>0,001</i>	0,572 <i>0,016</i>	-0,185 <i>0,263</i>	-0,232 <i>0,212</i>	-0,128 <i>0,331</i>	0,222 <i>0,223</i>	0,167 <i>0,284</i>
NAROD	0,345 <i>0,114</i>	0,471 <i>0,045</i>	-0,057 <i>0,424</i>	-0,714 <i>0,002</i>	0,540 <i>0,023</i>	0,310 <i>0,140</i>	-0,137 <i>0,320</i>	-0,022 <i>0,470</i>	-0,311 <i>0,140</i>	0,330 <i>0,125</i>	0,206 <i>0,240</i>
EA_TERCIER	0,289 <i>0,158</i>	0,203 <i>0,243</i>	0,361 <i>0,103</i>	0,202 <i>0,245</i>	0,272 <i>0,173</i>	0,041 <i>0,444</i>	0,200 <i>0,246</i>	-0,413 <i>0,071</i>	-0,001 <i>0,499</i>	0,555 <i>0,020</i>	0,532 <i>0,025</i>
MZDA	-0,351 <i>0,109</i>	-0,193 <i>0,254</i>	0,665 <i>0,005</i>	0,522 <i>0,028</i>	-0,121 <i>0,340</i>	-0,438 <i>0,059</i>	0,676 <i>0,004</i>	0,358 <i>0,104</i>	0,299 <i>0,149</i>	-0,087 <i>0,383</i>	0,022 <i>0,471</i>
NEZAM	-0,324 <i>0,129</i>	-0,163 <i>0,289</i>	<b>0,773</b> <i>0,001</i>	0,791 <i>0,000</i>	-0,522 <i>0,028</i>	<b>-0,800</b> <i>0,000</i>	<b>0,713</b> <i>0,002</i>	0,630 <i>0,008</i>	-0,033 <i>0,455</i>	-0,203 <i>0,243</i>	-0,209 <i>0,236</i>
KRIMINAL	-0,477 <i>0,042</i>	-0,463 <i>0,048</i>	0,557 <i>0,019</i>	0,737 <i>0,001</i>	-0,426 <i>0,064</i>	-0,727 <i>0,002</i>	0,685 <i>0,003</i>	0,323 <i>0,130</i>	0,300 <i>0,148</i>	-0,192 <i>0,256</i>	-0,081 <i>0,392</i>
RODACI	<b>0,631</b> <i>0,008</i>	<b>0,841</b> <i>0,000</i>	0,169 <i>0,282</i>	-0,437 <i>0,059</i>	0,651 <i>0,006</i>	0,313 <i>0,138</i>	0,041 <i>0,445</i>	-0,125 <i>0,335</i>	<b>-0,557</b> <i>0,019</i>	0,383 <i>0,089</i>	0,167 <i>0,284</i>
CIZINCI	0,185 <i>0,263</i>	-0,196 <i>0,251</i>	-0,005 <i>0,494</i>	0,300 <i>0,149</i>	0,044 <i>0,440</i>	0,083 <i>0,389</i>	-0,111 <i>0,353</i>	-0,336 <i>0,120</i>	0,081 <i>0,392</i>	0,496 <i>0,036</i>	0,506 <i>0,032</i>

**Poznámky:** Hladina významnosti (signifikance) každého Pearsonova korelačního koeficientu je umístěna pod ním a je označena kurzívou.

Nejvyšší hodnota Pearsonova korelačního koeficientu u každého demografického ukazatele je zvýrazněna červeně.

Podrobná identifikace proměnných je uvedena v tab. I a II.

**Zdroj:** Vlastní výpočty