

**Univerzita Karlova v Praze**

Přírodovědecká fakulta

Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje



**Prostorové aspekty sociálních nerovnoměrností:  
Česko v kontextu střední a východní Evropy.**

Dizertační práce

Vojtěch Nosek

Praha 2010

Vedoucí dizertační práce: RNDr. J. Novotný, Ph.D.

## Prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto dizertační práci vypracoval samostatně pod vedením školitele RNDr. Josefa Novotného, Ph.D. a že jsem řádně citoval všechny použité prameny. Dále prohlašuji, že tato dizertační práce (ani žádná z jejích částí) nebyla použita k získání stejného či jiného vysokoškolského titulu.

Materiál z některých částí dizertační práce byl (či případně bude) publikován v následujících odborných publikacích:

NOVOTNÝ, J., NOSEK, V. (2010): Comparison of regional inequality in unemployment among four Central European countries: an inferential approach. *Applied Economics Letters*, nabídnuto k publikaci.

NOSEK, V., NETRDOVÁ, P. (2010): Regional and Spatial Concentration of Socio-economic Phenomena: Empirical Evidence from the Czech Republic. *Journal of Economics (Ekonomický časopis)*, přijato k publikaci.

NOVOTNÝ, J., NOSEK, V. (2009): Nomothetic geography revisited: statistical distributions, basic generative mechanisms, and inequality measures. *Geografie*, 114, č. 4, 282-298.

NETRDOVÁ, P., NOSEK, V. (2009): Přístupy k měření významu geografického rozměru nerovnoměrností. *Geografie*, 114, 1, s. 52-65.

NOSEK, V., SPURNÁ, P. (2008): Regional Dimension of Socio-economic Inequality in Czechia: a Comparison of Generalized Entropy Indices Decomposition and Spatial Autocorrelation. In: Svatoňová a kol. (ed.): *Geography in Czechia and Slovakia: Theory and Practice at the Onset of 21st Century*, Masarykova Univerzita, Brno, s. 256-261.

V Praze dne 3. 5. 2010

Podpis.....

## **Poděkování**

Na tomto místě je mi potěšením poděkovat všem, kteří přispěli ke vzniku této práce. Z obavy, abych na nikoho nezapomněl, nebudu raději jmenovat. Výjimkou je můj školitel RNDr. Josef Novotný, Ph.D. Bez jeho téměř vždy konstruktivních připomínek a doporučení i času, který mi v průběhu celého studia věnoval, by tato práce nemohla nikdy vzniknout.

Rád bych poděkoval také svým kolegům a spolužákům z „dřeváku“, kde byla vždycky radost pracovat, svým rodičům, ke kterým je pokaždé radost se vracet, a přítelkyni, se kterou je radost bydlet.

# Obsah

<b>1. Úvod.....</b>	<b>1</b>
<b>2. Teoretický rámec .....</b>	<b>5</b>
2.1 Povaha geografie a postavení kvantitativně orientovaného výzkumu.....	5
2.2 Přístupy k hodnocení nerovnoměrností, sledované jednotky a jevy, používaná terminologie.....	7
2.3 Obecné pravidelnosti.....	12
2.4 Diskuze literatury a odvození hypotéz .....	16
<b>3. Metody kvantifikace nerovnoměrností a datová základna .....</b>	<b>25</b>
3.1 Agregátní ukazatele nerovnoměrností .....	26
3.2 Hodnocení prostorových aspektů nerovnoměrností .....	29
3.2.1 Rozklad nerovnoměrností na vnitro-skupinovou a mezi-skupinovou variabilitu .....	30
3.2.2 Měření prostorových závislostí.....	33
3.2.3 Další metody.....	36
3.3 Testování významnosti měř nerovnoměrností .....	37
3.4 Datová základna a sledované územní jednotky.....	40
3.4.1 Česko.....	40
3.4.2 Mezinárodní porovnání .....	42
<b>4. „Teoretické výsledky“ a shrnutí metodologické části práce .....</b>	<b>45</b>
4.1 Modelování ve čtvercové síti .....	46
4.2 Shrnutí metodologické části práce .....	51
<b>5. Výsledky empirické analýzy .....</b>	<b>53</b>
5.1 Situace v Česku .....	53
5.1.1 Výsledky za jednotlivé ukazatele.....	53
5.1.2 Dopady rozdílné regionalizace na výsledky .....	71
5.1.3 Aktuální vývoj .....	72
5.1.4 Další aspekty sociálních nerovnoměrností .....	75
5.1.5 Shrnutí empirické analýzy pro Česko .....	78
5.2 Mezinárodní porovnání.....	81
5.2.1 Výsledky za jednotlivé ukazatele.....	81
5.2.2 Aktuální vývoj .....	98
5.2.3 Shrnutí mezinárodního porovnání.....	104
<b>6. Závěr .....</b>	<b>107</b>
<b>Literatura.....</b>	<b>115</b>
<b>Zdroje dat.....</b>	<b>128</b>
<b>Přílohy .....</b>	<b>130</b>

## Seznam tabulek

Tab. 1 – Základní metody sledování nerovnoměrností .....	25
Tab. 2 – Vlastnosti vybraných měř nerovnoměrnosti .....	28
Tab. 3 – Ukázka extrémních případů relativního významu regionálních nerovnoměrností .....	31
Tab. 4 – Shrnutí výhod a nevýhod při použití rozkladu Theilova indexu .....	32
Tab. 5 – Shrnutí výhod a nevýhod při použití Moranova I a analýzy LISA .....	36
Tab. 6 – Základní charakteristika obou regionálních úrovní ve sledovaných zemích .....	42
Tab. 7 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo I pro různý celkový počet jednotek se zachováním velikostí regionů .....	47
Tab. 8 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo I pro různý celkový počet jednotek se zachováním počtu regionů .....	47
Tab. 9 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo I pro různý počet regionů beze změny celkového počtu jednotek .....	48
Tab. 10 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo I v závislosti na změně celkové populační variability .....	49
Tab. 11 – Kategorizace proměnných při použití rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace .....	52
Tab. 12 – Základní popisné statistiky sociogeografických mikroregionů v Česku v letech 1991 a 2001 .....	54
Tab. 13 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu .....	56
Tab. 14 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v letech 1991 a 2001 – Moranovo I .....	56
Tab. 15 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v indexu stáří v letech 1991 a 2001 .....	57
Tab. 16 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu .....	59
Tab. 17 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v letech 1991 a 2001 – Moranovo I .....	59
Tab. 18 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v letech 1991 a 2001 .....	59
Tab. 19 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu .....	61
Tab. 20 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v letech 1991 a 2001 – Moranovo I .....	61
Tab. 21 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v letech 1991 a 2001 .....	62
Tab. 22 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu .....	64
Tab. 23 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v letech 1991 a 2001 – Moranovo I .....	64
Tab. 24 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v letech 1991 a 2001 .....	64
Tab. 25 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu .....	66
Tab. 26 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v letech 1991 a 2001 – Moranovo I .....	67
Tab. 27 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v letech 1991 a 2001 .....	67
Tab. 28 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu .....	70
Tab. 29 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v letech 1991 a 2001 – Moranovo I .....	70

Tab. 30 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v letech 1991 a 2001 .....	70
Tab. 31 – Srovnání hodnot $T_B$ a $T_B/T$ při použití sociogeografických podle Hampla a administrativních regionů (2001).....	71
Tab. 32 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrností v indexu stáří a míře nezaměstnanosti v Česku v letech 2001 a 2008 – rozklad Theilova indexu.....	75
Tab. 33 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrností v indexu stáří a míře nezaměstnanosti v letech 2001 a 2008 – rozklad Theilova indexu – Moranovo I.....	75
Tab. 34 – Další aspekty sociálních nerovnoměrností (hodnoty $T_B$ podle různých dimenzí).....	76
Tab. 35 – Průměrná pořadí důležitosti jednotlivých dimenzí .....	77
Tab. 36 – Základní popisné regionální (REG 1) statistiky ve vybraných zemích (sčítání lidu 2001) .....	82
Tab. 37 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v roce 2001 – rozklad Theilova indexu.....	85
Tab. 38 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v roce 2001 – Moranovo I.....	85
Tab. 39 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v roce 2001 – celý region .....	85
Tab. 40 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v roce 2001 – rozklad Theilova indexu .....	88
Tab. 41 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v roce 2001 – Moranovo I.....	88
Tab. 42 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v roce 2001 – celý region .....	88
Tab. 43 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – rozklad Theilova indexu .....	90
Tab. 44 - Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – Moranovo I .....	90
Tab. 45 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – celý region.....	91
Tab. 46 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – rozklad Theilova indexu .....	92
Tab. 47 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v roce 2001 – Moranovo I.....	93
Tab. 48 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v roce 2001 – rozklad Theilova indexu.....	94
Tab. 49 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v roce 2001 – Moranovo I.....	95
Tab. 50 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v roce 2001 – celý region.....	95
Tab. 51 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v roce 2001 – rozklad Theilova indexu .....	97
Tab. 52 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v roce 2001 – Moranovo I .....	97
Tab. 53 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v roce 2001 – celý region.....	98
Tab. 54 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti na Slovensku v letech 2001 a 2008 – rozklad Theilova indexu .....	100
Tab. 55 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti na Slovensku letech 2001 a 2008 – Moranovo I.....	100
Tab. 56 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti v Polsku v letech 2003 a 2008 – rozklad Theilova indexu.....	103
Tab. 57 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti na Slovensku letech 2001 a 2008 – Moranovo I.....	103

Tab. 58 – Typologie studovaných proměnných pro všechny studované země podle hodnot $T_B/T$ a MI v letech 2001 až 2008 .....	105
Tab. 59 – Prostorové aspekty sociálních nerovnoměrností – česká specifika a srovnání s ostatními zeměmi .....	112

## Seznam obrázků

Obr. 1 – Koncepty geografické nerovnoměrnosti.....	12
Obr. 2 – Statistické distribuce 3141 regionů USA (counties) vzhledem k typu charakteristiky .	13
Obr. 3 – Vývoj rozdělení zemí světa podle jejich odhadované naděje dožití.....	15
Obr. 4 – LISA mapy s různou prostorovou vážící funkcí a porovnání s kartogramem ve čtvercové síti.....	35
Obr. 5 – Sociogeografické regiony podle SLDB 1991 a 2001 .....	41
Obr. 6 – Regionální úroveň 1 (Česko, Slovensko, Polsko, Rakousko 2001) .....	43
Obr. 7 – Lognormální distribuce s různými směrodatnými odchylkami.....	46
Obr. 8 – LISA mapa pro nulový model z lognormálního rozdělení (10000 jednotek) s různou celkovou populační variabilitou .....	49
Obr. 9 – Hodnoty $T_B/T$ a MI při postupné konvergenci jednotek (10 000) k regionálním průměrům (100), lognormální rozložení ( $\sigma=1,2$ ).....	50
Obr. 10 – Index stáří, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001 ....	54
Obr. 11 – Index stáří, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001.....	55
Obr. 12 – Podíl sezdaných, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001 .....	57
Obr. 13 – Podíl sezdaných, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001.....	58
Obr. 14 – Podíl rozvedených, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001 .....	60
Obr. 15 – Podíl rozvedených, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001.....	61
Obr. 16 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001 .....	62
Obr. 17 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001 .....	63
Obr. 18 – Podíl pracujících v zemědělství, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001 .....	65
Obr. 19 – Podíl pracujících v zemědělství, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001 .....	66
Obr. 20 – Míra nezaměstnanosti, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001.....	68
Obr. 21 – Míra nezaměstnanosti, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001.....	69
Obr. 22 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti, kartogramy za obce v letech 2001 a 2008 .....	73
Obr. 23 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti v Česku, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „kritická vzdálenost 10km“ v letech 2001 a 2008.....	74
Obr. 24 – Typologie studovaných proměnných podle hodnot $T_B/T$ a MI v letech 1991 a 2001	80
Obr. 25 – Index stáří, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001 .....	83
Obr. 26 – Index stáří, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001 .....	84
Obr. 27 – Podíl sezdaných, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001 .....	86
Obr. 28 – Podíl sezdaných, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001 .....	87
Obr. 29 – Podíl rozvedených, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001 .....	89
Obr. 30 – Podíl rozvedených, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001 ....	89
Obr. 31 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001 .....	91
Obr. 32 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001 .....	92
Obr. 33 – Podíl pracujících v zemědělství, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001 .....	93



Obr. 34 – Podíl pracujících v zemědělství, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ za rok 2001 .....	94
Obr. 35 – Míra nezaměstnanosti, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001.....	96
Obr. 36 – Míra nezaměstnanosti, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ za rok 2001 .....	96
Obr. 37 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti, kartogramy za okresy v letech 2001 a 2008 .....	99
Obr. 38 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti na Slovensku, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ v letech 2001 a 2008 .....	99
Obr. 39 – Index stáří a registrovaná míra nezaměstnanosti, kartogramy za powiaty v letech 2003 a 2008.....	101
Obr. 40 – Index stáří a registrovaná míra nezaměstnanosti v Polsku, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ v letech 2003 a 2008.....	102
Obr. 41 – Index stáří a registrovaná míra nezaměstnanosti, kartogramy za NUTS2 regiony (Länder) v letech 2001 a 2008.....	104

## Seznam příloh

Příloha 1 – Kategorie podle jednotlivých skupin individuálních dat (2001).....	130
Příloha 2 – Funkce THEIL, GINI, CV, H (digitální příloha, viz příložené DVD) .....	131
Příloha 3 – Sociogeografické regiony pro rok 1991 podle Hampla a kol. (1996) (digitální příloha, viz příložené DVD).....	131
Příloha 4 – Sociogeografické regiony pro rok 2001 podle Hampla (2005) (digitální příloha, viz příložené DVD) .....	131
Příloha 5 – Historická hranice Polska 1938 (digitální příloha, viz příložené DVD).....	131
Příloha 6 – Polské „podregiony“ 2001 (digitální příloha, viz příložené DVD).....	131

## 1. Úvod

Nerovnoměrnosti ve společnosti jsou jedním ze základních témat sociálních věd. V českém prostředí byl zájem o sociální nerovnoměrnosti umocněn změnou společenského systému v roce 1989. S růstem sociálních rozdílů ve společnosti a kvůli nestejným ekonomickým podmínkám v různých částech republiky začaly narůstat i nerovnoměrnosti regionální. Také proto se toto téma stalo jedním z častých námětů geografického výzkumu v průběhu transformačního období (nejznáměji Hampl a kol. 1996, 2001; Blažek 1996a a řada dalších). Studium regionálních nerovnoměrností se v Česku, ale i v jiných zemích, soustředí převážně na hodnocení ekonomické výkonnosti regionů a souvisejících socio-ekonomických ukazatelů. Systematické studium prostorového rozmístění dalších sociálních ukazatelů s přihlédnutím k jejich lokální variabilitě, o které se pokoušíme v této práci (v rámci možností daných existujícími zdroji dat), je alespoň mezi českými autory méně časté. Nejběžnější jsou empirické studie, které pracují s administrativními či jinými regiony. Analýzy prováděné na této úrovni se však nevyvarují možnosti ekologické chyby, jež je často zmiňována jako jedno z úskalí regionální analýzy. Hodnocení prostorových nerovnoměrností na subregionální úrovni v rozsahu celého Česka je spíše ojedinělé (z posledních let např. Blažek a Netrdová 2009 nebo Ouředníček a kol. 2010).

Další možnosti se ve výše zmíněném ohledu v současnosti otevírají i díky rostoucí kapacitě výpočetní techniky, novým metodám a novému softwaru, ale také díky stále dostupnějším souborům dat, které jsou integrovány do geografických informačních systémů (GIS). Příkladem může být rostoucí zájem o metody prostorové statistiky a integrace těchto metod do prostředí GIS (Anselin 1995, Rey a Janikas 2006). Tento trend s sebou však přináší nejen příležitosti, ale také problémy. Zdánlivě velmi jednoduché zpracování dat a aplikace sofistikovaných (statistických) metod může vyústit v jejich nesprávné použití nebo v zavádějící interpretace. Harvey (1969, s. 11) tvrdí, že používání takových metod může potlačit schopnost spekulace, utlumit intuici a otupit geografickou představivost. Řešením však podle našeho názoru není na tyto možnosti rezignovat, ale snažit se o jejich vhodné uplatnění včetně náležité interpretace výsledků. V zahraniční literatuře se podrobnému studiu statistických metod a jejich využití při analýze geografických nerovnoměrností věnuje nemálo autorů (např. Rey 2001 nebo Shorrocks a Wan 2005), v Česku se jedná o tematiku relativně novou (Spurná 2008) a pro někoho možná překvapivě nedoceňovanou.

Většina autorů snažících se o kvantifikaci regionálních nerovnoměrností se spokojí s vyčíslením prosté variability regionálních ukazatelů. Je však zajímavé zabývat se také vztahem této regionální nerovnoměrnosti k celkové nerovnoměrnosti mezi jednotlivci (či jinými sub-regionálními jednotkami, které mohou být k vyjádření celkové „populační“ nerovnoměrnosti použity) a odhadovat podíl regionální úrovně na celkové sociální nerovnoměrnosti. Statistickou terminologií řečeno, na regionální ukazatele v tomto případě nepohlížíme jako na populaci, ale

spíše jako na určitý soubor výběrových charakteristik (byť většinou nikoliv nezávislých) z populace jednotlivců (či jiných sub-regionálních entit).

Sledujeme-li například příjmovou nerovnoměrnost, můžeme tak odhadnout, jaká část „populační“ diferenciací v rozdělení příjmů ve společnosti je vysvětlena rozdíly mezi regiony – tzn. místem bydliště hodnocených jednotlivců či domácností. Sledování takovýchto prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností a snaha o jejich systematictější studium v české odborné literatuře schází (viz pouze Netrdová a Nosek 2009 nebo Novotný 2004b). V zahraniční literatuře se objevuje zřídka (např. Rey 2001) a má zpravidla parciální charakter.

Již v úvodu práce je nutné poznamenat, že provedená hodnocení mají výrazně kvantitativní charakter a pojetí dané problematiky je v tomto smyslu spíše „statistické“, resp. analytické a metodické. Řada dalších aspektů této problematiky, které z tohoto studia přímo či nepřímo vyplývají, v práci zahrnuta není.

Jádrem práce je aplikace vybraných statistických metod pro studium geografických nerovnoměrností s využitím dat v detailním územním členění. Větší část empirických analýz je zaměřena na situaci v Česku, ale zahrnuto je také porovnání s okolními zeměmi. Vedle empirických výsledků práce přináší i „teoretické“ výsledky vztahující se k vybraným metodickým otázkám studia prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností. Používáme přístupy, které jsou v českém a v některých případech i v mezinárodním prostředí relativně nové, a jejich souběžné použití se v literatuře věnující se analýzám nerovnoměrností nevyskytuje.

Nyní již ke konkrétním cílům a struktuře práce. Dizertační práce může být rozdělena do tří relativně samostatných celků, které odpovídají jednotlivým z vymezených cílů a výzkumných otázek. Cíle dizertační práce můžeme shrnout v následujících bodech:

- Cílem metodické části práce je **zkoumat možnosti zvolených metod (zejm. rozkladu Theilova indexu a ukazatelů prostorové autokorelace) v ohledu k jejich využití pro výše uvedené hodnocení prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností.** Navazujeme tak na dřívější představení těchto metod odborné veřejnosti (viz Spurná 2008, Netrdová a Nosek 2009). Sledujeme například chování těchto metod při změnách parametrů, jako jsou počet studovaných jednotek (regionů), celková populační variabilita atp. Prostor je věnován také snaze o naznačení užitečnosti komplementárního použití zmíněných metod. Věnujeme se též otázkám proč a jak testovat významnost dosažených výsledků.
- Hlavním cílem empirické části a stěžejním úkolem celé práce je **analyzovat význam prostorové složky sociálních nerovnoměrností a blíže zkoumat její formy.** Analýza se soustřeďuje na nerovnoměrnosti v Česku a zahrnuto je i porovnání s některými středoevropskými zeměmi (Slovensko, Polsko, Rakousko). Zaměřujeme se i na hodnocení některých obecných pravidelností, jako vztahu mezi povahou dat (tzv. komplexitou ukazatelů – viz dále) a úrovní sledovaných měř nerovnoměrností. Protože využíváme podrobná data, která lze agregovat do více řádovostních úrovní, hodnotíme

také, jak se mění význam jednotlivých měřítek z hlediska podílu vysvětlené nerovnoměrnosti u jednotlivých proměnných. Dílčím cílem je také **porovnání prostorové (nebo také geografické) dimenze sociálních nerovnoměrností s dalšími dimenzemi** (věková, národnostní, vzdělanostní, sektorová, atp.). Pro tento typ analýz, které jsou provedeny pouze pro Česko, jsou ovšem zapotřebí individuální data. Analýza je proto omezena na data ze sčítání lidu v roce 2001.

Analogicky k cílům práce můžeme do několika bodů shrnout také základní výzkumné otázky:

- Jakým způsobem ovlivňují odlišné vstupní podmínky výsledky dosažené pomocí rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace (Moranovo I a LISA)?
- Jak důležité jsou prostorové aspekty sociálních nerovnoměrností v Česku, jaké jsou jejich obecné rysy a v čem jsou naopak specifické v rámci středoevropského prostoru?
- Jaký vliv mají jednotlivé měřítkové úrovně při hodnocení diferenciací sledovaných jevů?
- Existuje souvislost mezi typem/charakterem dat (sledovaných ukazatelů) a významem prostorové složky sociálních nerovnoměrností?
- Jak důležitá je prostorová složka sociálních nerovnoměrností v porovnání s významem rozdílů jinak (tzn. neprostorově) definovaných podskupin? Jaké jsou v tomto ohledu rozdíly mezi jednotlivými typy sledovaných jevů?

Výzkumné otázky vztahující se k empirické kapitole později rozvíjíme a na jejich základě stanovujeme podrobnější pracovní hypotézy. Tyto hypotézy jsou z větší části odvozeny z existující literatury a nalezneme je v závěrečné části kapitoly č. 2.

Jak již vyplývá z předchozího textu, dizertační práce je strukturovaná do tří hlavních oddílů: teoretického, metodologického a empirického. Po krátkém uvedení do problematiky a představení základních cílů a výzkumných otázek v úvodu následuje kapitola č. 2 s názvem „Teoretický rámec“. V této kapitole se nejdříve zabýváme povahou geografie jako vědní disciplíny a postavením kvantitativně orientovaného výzkumu. V další části jsou představeny odlišné přístupy k hodnocení geografických nerovnoměrností. Zdůrazněn je především koncept relativního významu prostorových/regionálních nerovnoměrností vzhledem k nerovnoměrnosti celkové a koncept prostorové autokorelace, které dominují analýzám v průběhu celé práce. Blíže také vysvětlujeme stěžejní terminologii. Následně jsou diskutovány některé obecné pravidelnosti, se kterými se setkáváme při studiu nerovnoměrností. Poslední oddíl teoretické části práce (kapitola 2.4) tvoří rešerše empirické literatury, zabývající se nerovnoměrnostmi v Česku a dalších studovaných zemích. Na základě literatury a teoretické diskuze jsou odvozeny hypotézy, které jsou ověřovány v průběhu empirické části dizertační práce.

Následuje část č. 3, v níž se věnujeme metodickým a metodologickým otázkám. V kapitole č. 3.1 a 3.2 jsou představeny metody vhodné k zodpovězení vytyčených otázek, přičemž postupujeme od metod nejjednodušších až po metody specifické. Blíže se věnujeme dvěma vybraným metodám, a to rozkladu Theilova indexu a ukazatelům prostorové autokorelace. V krátkosti jsou ale zmíněny další metody, které mohou být pro sledování prostorových aspektů

sociálních nerovnoměrností využity. V kapitole 3.3 se věnujeme také testování statistické významnosti, jež je při studiu nerovnoměrností velmi často opomíjeno. V závěru třetí kapitoly (3.4) představujeme datovou základnu a sledované územní jednotky, které jsou dále použity v empirické části práce.

Další kapitola č. 4 je zaměřena na bližší studium používaných metod. Pokoušíme se hodnotit, jaký vliv mají různé vstupní podmínky na výsledky dosažené pomocí rozkladu Theilova indexu a ukazatelů prostorové autokorelace. Díky simulačním experimentům provedeným v kapitole 4.1 můžeme v empirické kapitole výsledky přesněji interpretovat. Nejpodstatnější zjištění z teoreticko-metodologické části práce jsou shrnuta v závěrečné podkapitole č. 4.2.

Po metodicky a metodologicky zaměřené části následuje prezentace empirických výsledků. Nejdříve hodnotíme v kapitole č. 5.1 prostorové aspekty sociálních nerovnoměrností v Česku – nejprve podrobněji s využitím dat ze sčítání (1991 a 2001) a následně také prostřednictvím dostupných aktuálnějších dat. V kapitole 5.1.2 se zamýšlíme nad odlišnostmi výsledků, které jsou způsobeny rozdílným vymezením regionů, a v kapitole 5.1.4 analyzujeme individuální data ze sčítání v roce 2001 a porovnááme prostorovou složku nerovnoměrnosti s jejími jinými (neprostorovými) složkami. V další části empirické kapitoly (5.2) porovnááme výsledky dosažené v Česku s výsledky z okolních zemí. Práci uzavíráme závěrečným shrnutím v kapitole 6.

## **2. Teoretický rámec**

V této části textu se věnujeme podrobnějšímu studiu teoretických otázek spojených s výzkumem geografických nerovnoměrností. Nejdříve se v kapitole 2.1 stručně zabýváme povahou geografie a postavením kvantitativně orientovaného výzkumu. V následující kapitole 2.2 popisujeme různé přístupy k hodnocení nerovnoměrností a definujeme základní termíny používané v průběhu celé práce. Samostatnou kapitolu (2.3) věnujeme diskuzi některých pravidelností při studiu nerovnoměrností. Kapitola 2.4 je zaměřena na diskuzi empirické literatury zabývající se sledováním socio-geografických nerovnoměrností v Česku i v dalších analyzovaných zemích. Zmíníme induktivně odvozené poznatky, ale pokoušíme se i o některé deduktivní hypotézy, které se ke sledované problematice vztahují.

### **2.1 Povaha geografie a postavení kvantitativně orientovaného výzkumu**

Dříve než se budeme věnovat hlavním tématům práce, pokusíme se učinit několik krátkých poznámek k povaze geografie a postavení kvantitativního výzkumu. Protože geografie nepatří mezi typické empirické vědy, v nichž jsou objekt i předmět studia jasně definovány, musí geografové čelit relativně velkému množství méně či více obecných dilemat. Odpovědi podávané na takové obecné otázky prošly v průběhu let mnoha změnami, a to nejen v souvislosti s vývojem náhledu na předmět studia (sociální) geografie, ale také s vnímáním vědy samotné. Pro vývoj sociogeografického myšlení je příznačné střídání alternativních konceptů, a proto je obtížné hledat v geografickém poznání progresivní a kumulativní charakter, jak je tomu u přírodních věd (Hampl 1998). V průběhu historie oboru se vystřídalo několik principiálně odlišných přístupů. Geografický determinismus (Ratzel 1896) vystřídaly idiograficky orientované regionální syntézy (Hettner 1927, Hartshorne 1939, 1955). Po odmítnutí idiografických koncepcí vedoucích ke zjišťování jedinečností a věcí specifických převážil nomoteticky orientovaný výzkum (Haggett 1966, Harvey 1969), jehož rozvoj souvisí s dominantním filozofickým a metodologickým směrem tehdejší vědy, kterým byl tzv. pozitivismus. Od sedmdesátých let minulého století začíná být pozitivisticky orientovaný kvantitativní přístup kritizován, a to především kvůli ztrátě kvalitativního obsahu. Začínají se postupně vynořovat přístupy opoziční, označované jako post-pozitivistické.

Oproti dřívějším paradigmatickým posunům však nedošlo k jednoznačnému přijetí jednoho proudu přístupů a dnešní geografie je spíše multiparadigmatická, když příznačným (přesto stále spíše okrajovým) směrem této doby je geografický postmodernismus. Postmodernisticky orientovaní geografové tvrdí, že pro zachycení multidimenzionálního světa je zapotřebí mnoha geografíí (Hubbard a kol. 2002, citováno v Matlovič 2007). V tomto ohledu souhlasíme s Matlovičovým míněním, že hledání originality za každou cenu vede k prohlubování

rozmělnosti geografického studia a k oslabování geografie jako vědního oboru (2007). Je však pochopitelné, že metody a epistemologický rámec výzkumu jsou voleny v ohledu ke stanoveným cílům a potřeba vymezení jasného paradigmatu geografického výzkumu je pravděpodobně zbytečná.

Když si shrneme vývoj geografického myšlení, neubráníme se pocitu, že střídání jednotlivých koncepcí připomíná pohyb v kruhu (Hampl 1998). Avšak dá se souhlasit také s Matlovičem (2007, str. 8), který tvrdí, že vývoj by se dal lépe charakterizovat přirovnáním k pohybu po spirále. Každý z alternativních přístupů totiž obohatil teoretickou i metodologickou základnu geografie. Základnou pro častá střídání přístupů ke geografickému výzkumu je podle mnohých autorů spor nomotetické a idiografické koncepce geografie a rozlišení redukcionistického a holistického přístupu k výzkumu (Hampl 1998, Matlovič 2007). Diskuze o koncepci výzkumu ve smyslu sporu nomotetické a idiografické orientace, stejně tak jako sporu holistických a redukcionistických přístupů, pokračuje až do současnosti. Vždyť podle Matloviče (2007) je jedním ze strategických cílů Mezinárodní geografické unie (IGU) prosazování holistických přístupů a efektivní integrace nomotetického a idiografického způsobu produkce geografických poznatků. Integrace těchto přístupů je v mezinárodním kontextu téměř konsensuálně považována za žádoucí (viz např. Kwan 2004). I domácí autoři, kteří se do této diskuze v posledních letech zapojili (Matlovič 2007, Sýkora 2008a, Hampl 2008), se v obecné rovině shodují na potřebnosti scelení obou přístupů, avšak každý má jinou představu, jak by to mělo fungovat v praxi. Například podle Sýkory (2008a) Hampl (2008) přes proklamovanou nutnost kombinace idiografického a nomotetického zkoumání přikládá větší váhu hledání pravidelností a idiografické koncepce považuje do jisté míry za podřízené nomotetickým. Hamplovi může být také vyčteno založení geografické teorie na odvozování explanace z existence pravidelností (Hampl 2006, str. 389), přestože podle Sayera (1984) nelze opakovanost zaměňovat s kauzalitou. Tento spor se zdá být malicherný, ale kvůli tematické roztržitosti současného geografického výzkumu a prolínání geografie s jinými vědními obory (sociologie, ekonomie) může tato diskuze nabývat na aktuálnosti. Některé geografické práce mohou být v této souvislosti kritizovány za přejímání přístupů i poznatků z jiných vědních disciplín, které doplňují pouze o specifika různých geografických kontextů. Přidaná hodnota geografického bádání se tak omezí pouze na vyzdvižení nutnosti kontextualizace poznání (tj. zdůraznění idiografické povahy geografie)<sup>1</sup>.

S tímto tématem souvisí také rozpor mezi redukcionistickým a holistickým přístupem ke geografickému zkoumání. Byť IGU proklamuje potřebu holistických přístupů, již letmý pohled na prestižní zahraniční sociálně geografické časopisy prozrazuje, že dominantní jsou naopak velmi parciální a detailně zaměřené studie. Komplexní sociálně-geografické studie jsou ve výrazné menšině, výzkum propojující poznatky fyzické a sociální geografie je spíše výjimečný (ale viz např. Spilková a Šefrna 2010). Také z metodologického pohledu nemůžeme považovat „holistické“ přístupy v geografii za převažující. Geografické studie se ve velké většině zaměřují buď na kvantitativní postižení tématu, nebo naopak na ryze kvalitativní hodnocení, byť se přímo

---

<sup>1</sup> Příkladem z českého prostředí mohou být studie věnující se sociálním procesům na specifickém případě suburbii (např. Puldová a Novák 2008).



nabízí využití jejich vzájemné kombinace, a to například v duchu kritického realizmu. Na druhou stranu je častá redukcionistická povaha výzkumu z důvodů komplexnosti a složitosti geografického zkoumání pochopitelná<sup>2</sup>. Jeden z možných důvodů, který přispívá k rostoucí roztržitosti geografického výzkumu, je též v současnosti zřetelně se zvyšující tlak na publikační činnost. Jde především o upřednostňování publikací článků v odborných časopisech. Tento typ publikací (vždy omezeného rozsahu) většinou vyžaduje detailní/hloubkový rozbor určitého konkrétně a poměrně úzce vymezeného tématu, spíše než jeho široké zarámování umožňující komplexní rozbor všech možných souvislostí tohoto tématu.

Jak jsme již dříve poznamenali, cíle této práce jsou orientovány výrazně směrem ke kvantifikaci nerovnoměrností a jiné aspekty této problematiky (například témata subjektivního vnímání nerovnoměrností) v práci nejsou použity. Práci je proto možné zařadit do kategorie „kvantitativní geografie“. Toto označení v sobě dnes někdy skrývá i pejorativní nádech, a to především kvůli zažitě averzi vůči složitým a často těžko interpretovatelným číselným znázorněním velmi komplexních jevů a domnělé souvislosti s pozitivistickou filozofií (Poon 2005)<sup>3</sup>. Prostorová statistika jako zástupce kvantitativního přístupu používaného v geografii ale používá dedukce založené na pravděpodobnosti a všeobecná platnost těchto zjištění (determinismus) je mnohem volnější, než jak je často vnímána. Hampl (2008) v této souvislosti mluví o „rámcové“ platnosti pravidelností. Geografové používající kvantitativní metody bývají také často kritizováni za jednostranné generalizace a zjednodušování a za opomíjení sociální konstrukce reality, ale též za svůj svébytný matematický a statistický slovník, který výsledné skutečnosti často spíše zamlžuje, než vyjasňuje (Doel 2001, citováno v Poon 2003, str. 756). Přes všechny výtky musíme mít na paměti, že každá metoda, ať kvantitativní nebo kvalitativní, není sama o sobě špatná nebo dobrá – špatné nebo dobré je pouze její použití. Není tedy na místě kritizovat metodu samotnou, nýbrž její nevhodnou aplikaci. Na druhou stranu si uvědomujeme, že omezením tématu pouze na kvantitativní vyjádření nerovnoměrností zůstane v této práci patrně mnoho důležitých souvislostí skryto.

## **2.2 Přístupy k hodnocení nerovnoměrností, sledované jednotky a jevy, používaná terminologie**

K hodnocení geografických nerovnoměrností můžeme přistupovat mnoha způsoby. Tato kapitola slouží k jejich stručné rekapitulaci a vyzdvihnutí přístupů používaných po zbytek této práce. Připojujeme i několik obecných poznámek o sledovaných jednotkách a jevech a důležitou součástí následujícího textu je také ujasnění používaných termínů.

---

<sup>2</sup> Můžeme si uvést následující příklad. Je zřejmé, že tak odlišná témata jako „geografická dimenze společenských nerovnoměrností: kvantitativní analýza na příkladu Česka“ a „geografie noci“ budou vyžadovat rozdílné přístupy výzkumníků. Obě tato témata byla v roce 2008 podpořena grantovou agenturou UK, a můžeme se proto domnívat, že tematická různorodost je považována za žádoucí.

<sup>3</sup> Nutné je také poznamenat, že prostorová statistika neposkytla pouze nové metody, ale mnoho z těchto metod se dostalo do širokého povědomí odborné veřejnosti a umožnilo zprostředkovat mezioborový dialog. Na druhou stranu je s kvantitativním pojetím spojeno možné riziko omezení ontologické náplně bádání, a to na úkor metodologického, až metametodologického zaměření studia. S tím souvisí také připomínka Powella a Boyna (2001, str. 186), kteří zdůrazňují, že spíše než pouhé poukazování na existenci geografické variability je důležité studovat její podmiňující faktory.

### *Pozitivní, normativní a subjektivní přístupy*

Pod termínem nerovnoměrnost rozumíme v průběhu celé práce prosté statistické rozrůznění jevů (*differentiation*, viz Smith 1987, Johnston a kol. 2005). V tomto smyslu termín nerovnoměrnost odlišujeme od pojmu nerovnost, s kterým si v této práci spojujeme i určité normativní konotace.

Statistické („objektivní“) sledování nerovnoměrností nemusí nutně reflektovat skutečné (subjektivní) vnímání rozdílů ve společnosti. Příkladem dobře známým v českém prostředí může být centrálně plánovaná ekonomika, jejíž nivelizační snahy byly mnohdy pokládány za nespravedlivé (tzn. malý důraz na princip zásluhovosti). Proto nebyla alespoň v prvních porevolučních letech vzrůstající (příjmová) nerovnoměrnost vnímána většinou společností negativně. V důsledku tak můžeme tvrdit, že v českém kontextu se v určitých ohledech pohybujeme od nespravedlivé rovnoměrnosti ke spravedlivé nerovnoměrnosti (Matějů 1993), byť souhlasné postoje s touto diferenciací ze společnosti postupně mizí (Večerník 1997). Logicky záleží také na tom, jaký jev sledujeme, některé nerovnoměrnosti jsou společností vnímány mnohem intenzivněji než jiné. Uvažme opět příklad z našeho prostředí. Byť objem zahraničních investic může být považován za jeden z faktorů míry nezaměstnanosti, jejich extrémně nerovnoměrná územní alokace není společností vnímána tak citlivě jako samotná nezaměstnanost.

Také výběr zdánlivě neutrálních statistických ukazatelů je otázkou subjektivní volby. Pokud například pro hodnocení sociálních nerovnoměrností použijeme variační rozpětí, toto hodnocení reflektuje pouze extrémní hodnoty sledované distribuce a všechny hodnoty mimo tyto extrémy opomíjíme (Amiel 1998). Obdobně i jednotlivé míry nerovnoměrností různě citlivě reflektují různé vlastnosti sledovaných distribucí (viz dále). Přestože se mnozí autoři snaží subjektivní volbě statistických metod vyhnout například použitím axiomů (jak je tomu i v případě této práce – viz dále), vybrané metody budou vždy alespoň částečně odrážet postoje a znalosti toho, kdo je vybíral.

Vedle tradiční pozitivní analýzy nerovnoměrností, jež je hlavní náplní této práce, pak existují i přístupy, které pro hodnocení nerovnoměrností explicitně normativní a subjektivní soudy využívají. Sledování subjektivního přístupu k hodnocení nerovnoměrností se objevuje například v práci Cowella (1985). Subjektivní faktor měření nerovnoměrností explicitně vyjadřuje také Atkinson (1970), který do výpočtu koeficientu sledujícího nerovnoměrnost (tzv. Atkinsonův index) zabudoval proměnnou, jež odráží postoje společnosti (resp. respondentů) k hodnoceným nerovnoměrnostem. V této práci se subjektivním přístupům k hodnocení nerovnoměrností blíže věnovat nebudeme.

Stejně tak opomíjíme různé normativní pohledy na nerovnoměrnosti, resp. související teorie distributivní spravedlnosti (včetně poměrně dobře známých normativních teorií sociální, územní či environmentální spravedlnosti – např. Rawls 1971, Davies 1968, Boyne a Powell 1991, Matoušek 2008).

### *Sledované jednotky*

Pokud v této práci sledujeme nerovnoměrnost ve výše uvedeném smyslu, je důležité definovat, mezi jakými jednotkami bude nerovnoměrnost sledována, tzn. **mezi kým/čím můžeme nerovnoměrnosti měřit**. Termín sociální nerovnoměrnost, který v průběhu práce používáme, naznačuje, že se bude jednat o rozdíly v charakteristikách obyvatelstva. Protože empirická data za jednotlivce jsou zřídka k dispozici, jednotlivci bývají často nahrazováni skupinami, které mohou být sestaveny různými způsoby. Nejčastěji se setkáme s rozdělením do domácností, na muže a ženy, příjmové třídy, vzdělanostní skupiny, skupiny podle vykonávaného zaměstnání atp. Tímto dělením můžeme v rámci sociální nerovnoměrnosti odlišit velkou řadu různých dimenzí/aspektů (gender, ekonomickou, vzdělanostní, sektorovou apod.). Protože dizertační práce vzniká na poli geografie, zaměříme se především na prostorové aspekty sociální diferenciací. V tomto případě jsou jednotlivci rozděleni do skupin podle geografické polohy jejich bydliště, nejčastěji do regionů. Studium prostorové dimenze sociálních nerovnoměrností – odhad jejího významu i porovnání s ostatními dimenzemi – je jedním z hlavních cílů této práce. Jedním z problémů při vymezování geografických jednotek je řádovostní úroveň (měřítko) sledování. Pohybovat se můžeme od úrovně globální (svět) až po úroveň blízkou se individuální (např. základní sídelní jednotky – dále ZSJ). Přehledné utřídění a měřítkově strukturovaný přístup ve výzkumu globálních nerovnoměrností představil ve své práci Konečný (2004). V této práci sledujeme pouze nerovnoměrnosti vnitrostátní.

### *Sledované jevy*

Přístupy k hodnocení nerovnoměrností jsou pochopitelně ovlivněny i **jevem, který sledujeme**. V tomto ohledu bývá v obecné rovině rozlišováno mezi výslednými nerovnoměrnostmi (*inequality in outcomes*) a nerovnoměrnostmi v příležitostech (*inequality in opportunities*) (Dworkin 1981, Roemer 1998, 2006, Bourguignon a kol. 2003, Nunez a Tartakowsky 2007). Přestože směřovat svou snahu pouze směrem k hodnocení výsledných nerovnoměrností je podle mnohých autorů velmi omezující (Lefranc a kol. 2006), tento typ analýz v empirickém výzkumu jednoznačně převažuje (McKay 2002). Celkem pochopitelným důvodem je snazší dostupnost a větší (statistická) objektivita takových dat. Z provedených empirických šetření nevyplývá jasný kauzální vztah mezi těmito typy nerovnoměrností, jasně však ukazují, že výchozí podmínky a okolnosti výslednou nerovnoměrnost do velké míry ovlivňují (Bowles a Gintis 2002). S nerovnoměrnostmi příležitostí jsou většinou spojovány rozdílné šance na kvalitu života a uplatnění se ve společnosti (např. rozdíly v základních sociálních, ekonomických i politických právech a svobodách, přístupu ke vzdělání či zdravotní péči atd.), a to též v závislosti na rase, pohlaví, regionu původu či majetku rodičů (Bourguignon a kol. 2003). Nerovnoměrnost příležitostí může být ve smyslu předchozího výkladu také vnímána jako jedna z podmiňujících proměnných výsledných nerovnoměrností. Byť oba typy nelze nikdy zcela oddělit, lze říci, že v této práci se zabýváme pouze hodnocením výsledných nerovnoměrností.

I v případě zanedbání rozdílu mezi nerovnoměrnostmi v příležitostech a výslednými nerovnoměrnostmi je nutno definovat, na základě jakých jevů bude tato nerovnoměrnost hodnocena. Volba vhodného ukazatele pak závisí na cílech konkrétního výzkumu. Pokud v této

práci uvažujeme pouze nerovnoměrnosti sociální (tj. charakteristiky obyvatelstva), můžeme tyto ukazatele velmi zjednodušeně rozdělit do dvou základních kategorií: socio-demografické (např. míra sňatečnosti/rozvodovosti, index stáří, míra vzdělanosti atp.) a socio-ekonomické (míra podnikatelské aktivity, zaměstnanost v ekonomických sektorech, míra nezaměstnanosti atp.). Je zřejmé, že při takovém „mechanickém“ rozdělení indikátorů do těchto kategorií, je hranice mezi nimi velmi nezřetelná a některé z indikátorů nelze k žádné jednoznačně přiřadit. V kontextu našich hodnocení je však důležité poukázat na to, že tyto dva typy dat se liší především svou komplexitou (resp. komplexitou podmíněností). V daných souvislostech odvozujeme tyto rozdíly v komplexitě ukazatelů od poměru mezi jejich vnitřními a vnějšími podmíněnostmi. Za komplexnější jsou v souladu s Hamplem (1998, str. 38) považovány ty proměnné, u kterých jsou relativně významnější vnější podmíněnosti (vlivy vnějšího prostředí na diferenciaci těchto jevů) v porovnání s podmíněnostmi vnitřními (u kterých jsou relativně významnější „biologické“, resp. „druhové“ podmíněnosti). Socio-ekonomické proměnné (např. míra nezaměstnanosti atd.) můžeme proto označit za komplexnější než proměnné socio-demografické (např. index stáří).

Protože v průběhu práce používáme relativně velké množství specifických termínů, považujeme za nutné ty nejdůležitější z nich jasně definovat v následujícím krátkém „seznamu“.

***Absolutní a relativní nerovnoměrnost*** – Absolutní nerovnoměrnost reflektuje absolutní vzdálenosti jednotlivých pozorování. Míry absolutních nerovnoměrností se proto nehodí pro srovnávání variability souborů uvedených v nestejném měřítku či odlišných jednotkách. Klasickými mírami absolutní nerovnoměrnosti jsou rozptyl a směrodatná odchylka. Oproti tomu „relativní nerovnoměrnost“ odpovídá ukazatelům nerovnoměrností, které jsou nezávislé na měřítku. Této relativizace může být nejjednodušeji dosaženo vydělením absolutní nerovnoměrnosti průměrem (viz např. konstrukce variačního koeficientu), ale existují i jiné způsoby. V empirických analýzách této práce pracujeme výhradně s mírami relativních nerovnoměrností, byť v některých případech (např. sledování životní úrovně) by mohlo být smysluplné také sledování absolutních rozdílů (viz např. Novotný 2010a).

***Celková nerovnoměrnost*** – Termínem celková nerovnoměrnost (obdobně též celková populační variabilita) označujeme v této práci míru nerovnoměrností vypočtenou z údajů za maximálně disagregované jednotky. Ideálně by se jednalo o nerovnoměrnost mezi jednotlivci či domácnostmi. V našich empirických analýzách ale většinou (pokud nebude explicitně uvedeno jinak) ztotožňujeme celkovou nerovnoměrnost s rozdíly mezi průměry obcí či základních sídelních jednotek (tzn. kvůli neexistenci podchycení individuální variability zanedbáváme individuální variabilitu uvnitř těchto jednotek).

***Územní a socio-geografická nerovnoměrnost***<sup>4</sup> – Termín územní nebo také *teritoriální nerovnoměrnost* označuje rozdíly ve velikostních charakteristikách, které jsou

---

<sup>4</sup> V literatuře zabývající se tímto tématem (Hampl 1998, Dostál a Hampl 2004) se používá termínu „socio-geografické“ pro územní koncentraci a termínu „geo-sociální“ pro nerovnoměrnosti v attributech obyvatelstva (tzn. ty v tomto textu označované jako socio-geografické). Původní terminologie je zřejmě formálně správnější, přesto jsme zvolili alternativní pojmenování, které je podle našeho názoru výstižnější, resp. intuitivně srozumitelnější. K přehlednosti problematiky hodnocení geografických

„standardizovány“ vzhledem k různé územní velikosti jednotek – tzn. sledována je územní koncentrace či intenzita (např. HDP na km<sup>2</sup>). *Socio-geografickou nerovnoměrností* chápeme variabilitu v attributech územně vymezených subpopulací (např. HDP na obyvatele). Jelikož těmito subpopulacemi jsou nejčastěji regiony, v literatuře najdeme často termíny jako *regionální nerovnoměrnost*, *regionální disparity* nebo *regionální diferenciace*. Koncept socio-geografických nerovnoměrností tak ve skutečnosti odráží pouze sociální rozdíly, přičemž prostorové jednotky slouží jako „třídící“ kategorie, podle které jsou jednotlivé sub-populace porovnávány. Použijeme-li rozlišení termínů komplexní a semi-komplexní organizace, jak bylo zavedeno Hamplem (viz souhrnně Hampl 1998), územní nerovnoměrnosti souvisí/popisují komplexní geografickou/environmentální organizaci společnosti, zatímco socio-geografické nerovnoměrnosti zase organizaci semi-komplexní.

***Vážená a nevážená socio-geografická nerovnoměrnost*** - Tato práce je věnována hodnocení socio-geografických nerovnoměrností. V rámci socio-geografických nerovnoměrností můžeme rozlišit další dva sub-koncepty. Buď sledujeme rozdíly mezi prostými průměry regionů (či jiných prostorových jednotek), nebo pracujeme s populačně váženými průměry. Prvý příklad je typický především pro ekonomicky orientované autory a využívá se například při studiu výkonnosti regionů jako ekonomických jednotek (Summers and Heston 1991, Barro and Sala-i-Martin 1995). Druhý přístup lépe zachycuje „vnímání“ nerovnoměrností obyvateli těchto regionů, resp. společenskou významnost sledovaných nerovnoměrností (Firebaugh 2004, Korzeniewicz and Moran 1997, Schultz 1998). Na první pohled je zřejmé, že tyto sub-koncepty poskytují odlišnou informaci o míře socio-geografických nerovnoměrností a jsou vhodné pro rozdílné typy analýz. Přes zdánlivou trivialitu tohoto rozlišení se domníváme, že mnoho autorů si tento rozdíl neuvědomuje nebo jej opomíjí a výsledky jejich výzkumu proto mohou být v některých případech (zejména pracují-li s velikostně heterogenními jednotkami) zavádějící.

***Relativní význam socio-geografické nerovnoměrnosti*** – Zatímco obvyklé (výše uvedené) koncepty socio-geografických nerovnoměrností mohou efektivně naznačit rozdíly v agregátním směřování regionů, důležitou charakteristikou je i podíl socio-geografické nerovnoměrnosti na celkové nerovnoměrnosti. Tento podíl udává relativní význam socio-geografické nerovnoměrnosti, tzn. do jaké míry vysvětlují rozdíly mezi regiony nerovnoměrnost celkovou (variabilitu mezi sub-regionálními entitami, pomocí nichž je tato celková nerovnoměrnost určena). Máme-li k dispozici dostatečně disagregovaná data, můžeme pak tento relativní význam socio-geografické nerovnoměrnosti porovnat s relativním významem rozdílů mezi různě definovanými sociálními skupinami. Přestože je zřejmé, že prostorové a sociální aspekty od sebe nebude možné nikdy zcela separovat (viz tzv. „socio-spatial counfounding“ v Harvey 1973, s. 40), koncept relativního významu socio-geografické nerovnoměrnosti může pomoci význam regionálních rozdílů statisticky odhadnout.

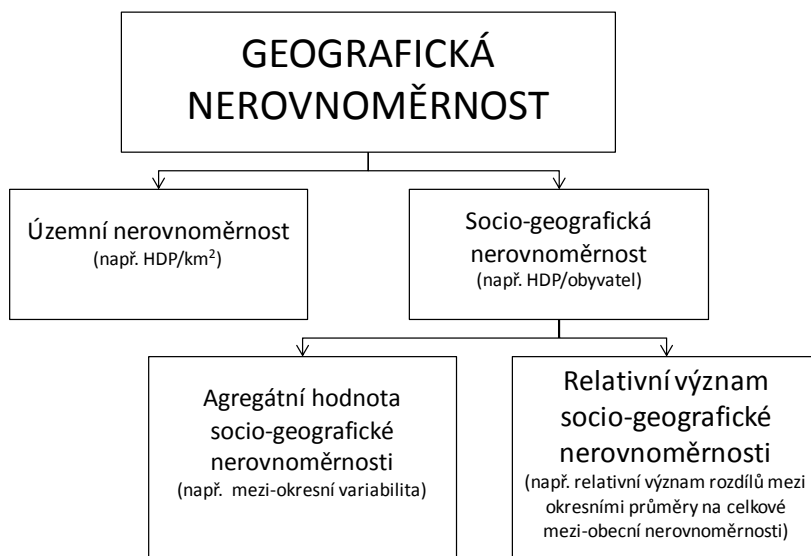
---

nerovnoměrností nepřispívá, že terminologie je v literatuře neucelená a autoři používají pro významově stejné typy nerovnoměrností různá pojmenování: teritoriální nerovnosti (*territorial inequality*, Smith 2002), regionální rozdíly (*regional differences*, Glebocki a Rogacki 2002), regionální disparity (*regional disparities*, Buček 1999), socio-geografická diferenciace (Novotný a Nosek 2009), geosociální diferenciace (Hampl 2007), prostorové disparity (*spatial disparities*, Ezcurra a kol. 2005) atp.

## 2.3 Obecné pravidelnosti

Prvním východiskem je rozlišení různých konceptů geografických nerovnoměrností, které již bylo naznačeno v předchozí kapitole č. 2.2. To je schematicky zachyceno na obrázku 1. Byť zde mluvíme o konceptech nerovnoměrností, je třeba si uvědomit, že nerovnoměrnost je (ve zde diskutovaném „statistickém“ významu) charakteristika statistického rozdělení sledovaného jevu. Statistické rozdělení je přitom možno považovat za základní, „jednorozměrné“ grafické vyjádření „dvojměrné“ prostorové diferenciace. V tomto smyslu také vyzdvihl obecnou důležitost statistického rozdělení již Korčák (1941, str. 172), který tvrdí, že „statistické rozložení v přírodovědném pojetí ukazuje určitou a obecnou pravidelnost ve struktuře vnějšího světa, a tím přispívá k poznání světového řádu, tedy k objasnění představy, jež patří k nejstarším ve filosofickém myšlení vůbec.“ Korčák přitom poukázal na principiální důležitost dvou obecných typů rozdělení – symetrického a krajně asymetrického s výraznou pravostrannou šikmostí. Zatímco první symbolizuje vnitřně podmíněnou „druhovou homogenitu“, druhý typ rozdělení, který je podle Korčáka typický pro jevy „pozorované z hlediska povrchu zemského“, odráží extrémní diferenciaci vnějšího prostředí. Hampl později upozornil i na význam tzv. „přechodného“ rozdělení, které je vlastní diferenciaci souborů „semikomplexních“ jevů (viz souhrnně Hampl 1998).

**Obr. 1 – Koncepty geografické nerovnoměrnosti**

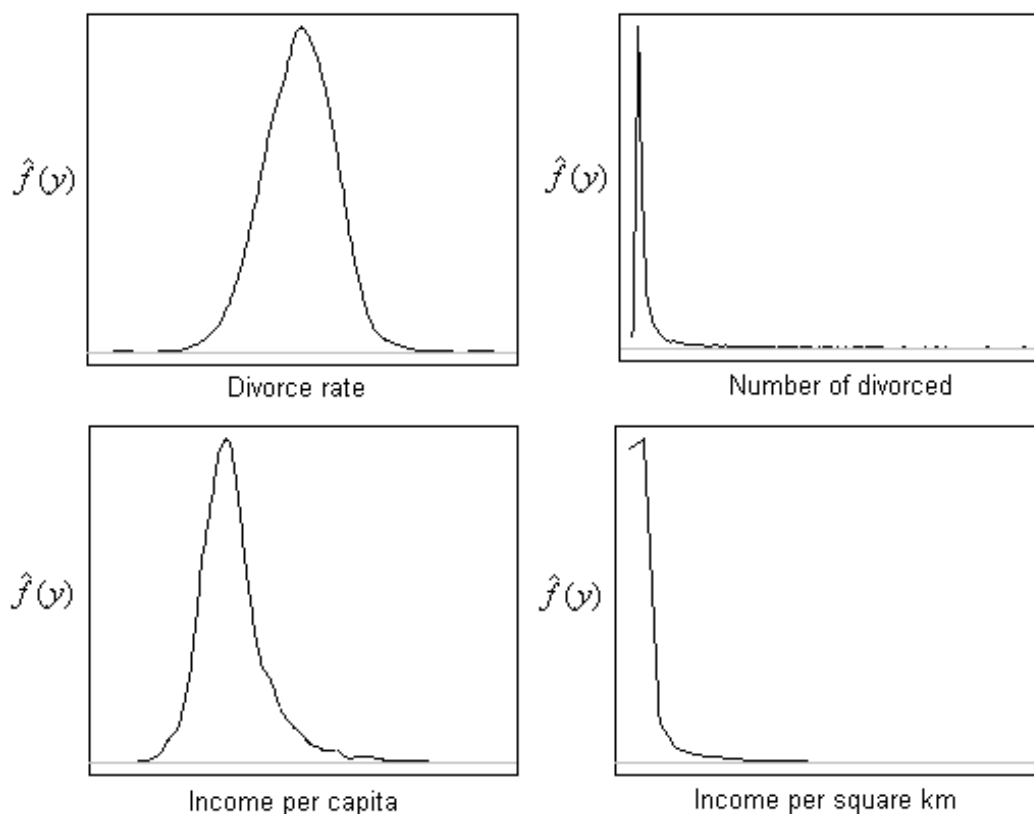


Zdroj: Novotný a Nosek 2007, upraveno.

Jak bude dále naznačeno, Korčákova dualita statistického rozdělení koresponduje s primárním rozlišením územních a socio-geografických nerovnoměrností (viz obr. 2). Tato primární dualita mezi relativně symetrickými a krajně asymetrickými distribucemi jevů sledovaných v geografii ovšem též koresponduje s rozlišením charakteristik „vnitřní struktury“ (či „vnitřní kvality“) těchto jevů a proměnnými, které popisují jejich velikost či význam (Thomas a Huggett 1980, Hampl 1971, 1998, Dostál a Hampl 1995). Příkladem proměnné velikostního typu může být například populační velikost regionů, ale obdobně i jejich hustota zalidnění („pravou“ velikostní

charakteristikou je zde opět populační velikost v čitateli, rozloha ve jmenovateli vlastně pouze zohledňuje nestejnou velikost jednotek). Charakteristikou vnitřní struktury, resp. „kvality“ (regionálních subpopulací – tzn. charakteristikou sociogeografickou ve výše uvedeném smyslu) je pak například podíl pracujících v zemědělství nebo průměrný příjem na 1 obyvatele regionu. Statistické rozložení „zeměpisných jevů“ podle jejich velikostních charakteristik typicky nabývá již zmíněného krajně asymetrického rozdělení s výraznou pravostrannou šikmostí (podobně jako množství dalších komplexních jevů studovaných v přírodovědných i sociálněvědných disciplínách – viz Novotný a Nosek 2009, Novotný 2010b), zatímco jejich rozdělení podle charakteristik vnitřní kvality či struktury (regionálních sub-populací) sleduje podstatně symetričtější formy statistického rozdělení (viz obr. 2). Také proto jsou územní nerovnoměrnosti typicky větší nežli nerovnoměrnosti socio-geografické (empirické doložení na příkladu Česka viz Hampl 1996, 2005 a na globální úrovni viz Novotný 2006).

**Obr. 2 – Statistické distribuce 3141 regionů USA (counties) vzhledem k typu charakteristiky**



Zdroj: Novotný a Nosek 2009.

V této práci jsou sledovány pouze sociogeografické nerovnoměrnosti (tzn. diferenciací v charakteristikách vnitřní kvality či vnitřní struktury územně vymezených sub-populací). Výše konstatovaná symetrie statistických rozdělení sociogeografických jevů je ve většině případů pouze přibližná. V tomto ohledu je právě ve zmíněném Hamplově přechodném statistickém rozdělení semikomplexů možno vidět sekundární odlišnosti v distribucích různých (různě komplexně podmíněných) sociogeografických jevů. Jak již bylo uvedeno, v této práci pro tyto

účely rozlišujeme dva typy socio-geografických charakteristik, a to socio-demografické a socio-ekonomické proměnné (viz též příklady v levé části obrázku 2). Ty se liší svou komplexitou ve smyslu podílu významu vnějších a vnitřních podmiňujících faktorů. U komplexnějších socio-ekonomických jevů proto lze očekávat asymetričtější formy statistického rozložení (a relativně vyšší míry pozorovaných nerovnoměrností) než u více symetrických rozdělení jevů socio-demografických.

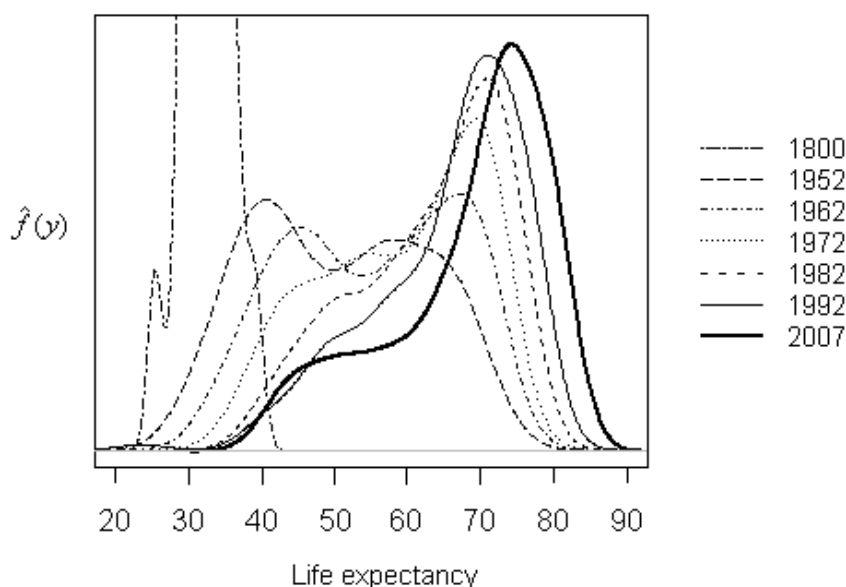
Empiricky neověřený je prozatím vztah míry komplexity sledované charakteristiky a hodnoty relativního významu socio-geografické nerovnoměrnosti na nerovnoměrnosti celkové. Můžeme se domnívat, že obdobně jako v předchozím případě bude platit, že s vyšší komplexitou sledovaného jevu poroste také podíl prostorové složky na celkové nerovnoměrnosti. Proto předpokládáme, že charakteristiky socio-demografického typu (naděje dožití, index stáří apod.) budou vykazovat nižší hodnoty relativního významu socio-geografické nerovnoměrnosti než charakteristiky socio-ekonomické povahy (míra nezaměstnanosti, příjem apod.).

Další otázkou je diferenciaci v mírách socio-geografických nerovnoměrností v závislosti na geografickém měřítku hodnocení. Hampl (1998, str. 86, obr. 12) generalizuje empiricky doložené poznatky o obecně vyšších mírách územních nerovnoměrností pozorovaných na vyšších měřítkových řádech. Obdobné závěry ovšem nemusí nutně platit pro nerovnoměrnosti socio-geografické. Pokusíme-li se namísto induktivních generalizací podívat na věc deduktivně, může nám určitá základní východiska poskytnout jedna z nejznámějších statistických pouček – centrální limitní věta (CLV). Klasická verze CLV nám (zjednodušeně) říká, že pokud provádíme nezávislé výběry z určité populace, bude statistické rozdělení výběrových průměrů konvergovat se zvyšujícím se rozsahem výběru k normálnímu rozdělení, a to bez ohledu na rozdělení sledované charakteristiky v původní populaci. Odhad rozptylu tohoto rozdělení výběrových průměrů je přitom  $\sigma^2/N$ , kde  $\sigma$  je populační směrodatná odchylka a  $N$  je rozsah výběru. Pokud si nyní představíme regiony (tj. územně vymezené sub-populace) jako zmíněné výběry, může nám CLV pomoci stanovit určitou nulovou hypotézu o klesající míře socio-geografických nerovnoměrností s rostoucím měřítkem (tzn. velikostí výběru, resp. regionálních sub-populací). Tento „nulový model“ ovšem platí pouze za podmínky, že tyto regiony představují výběry nezávislé – tzn. popisuje případy, kdy je sledovaná charakteristika náhodně rozmístěna v prostoru (náhodně alokována do jednotlivých regionů). Tato podmínka je v realitě evidentně splněna zřídka – typickou vlastností geografických dat je jejich prostorová závislost (měřená např. indikátory prostorové autokorelace). Čím silnější pozitivní prostorovou autokorelaci v pozorovaných datech nalezneme, tím více je podhodnocený odhad variability socio-geografické diferenciaci podle zmíněného nulového modelu (tj.  $\sigma^2/N$ ) a tím větší socio-geografickou nerovnoměrnost (a asymetričtější statistické rozdělení) lze očekávat (viz Novotný a Nosek 2009, str. 209). Tímto způsobem je i teoreticky zdůvodněn vztah mezi mírami prostorové autokorelace a mírami socio-geografické nerovnoměrnosti, jehož povaha je také dále studována v této práci. Výše naznačené východisko, založené na konstrukci zmíněného nulového modelu a jeho následném porovnávání se skutečnými daty, používáme v řadě empirických analýz této práce.



Charakter pozorovaného statistického rozdělení i pozorovanou míru nerovnoměrnosti ale pochopitelně ve skutečnosti vždy ovlivňuje množství dalších faktorů. Význam může mít například i to, zda sledujeme shora omezené jevy (např. podíl zaměstnanosti v zemědělství) či nikoliv (např. příjem na 1 obyvatele). Každé pozorované statistické rozdělení se také více či méně proměňuje v čase. U sociogeografických jevů můžeme často pozorovat, že sledované rozložení se nachází v určitém přechodu z původní symetrie do symetrie nové a že tento přechod je doprovázen různými asymetriemi v průběhu těchto změn. Vývojově se tak sledovaná distribuce často „přesouvá“ od původně přibližně symetrického rozdělení přes asymetrické rozdělení s pravostrannou šikmostí k asymetrii levostranné a teoreticky i k nové (kvalitativně odlišné) symetrii v závislosti na postupné difúzi nějaké „inovace“. Ilustrativní příklad nabízí obr. 3, který ukazuje dlouhodobý vývoj statistického rozdělení hodnot naděje dožití v zemích světa. Tvar jednotlivých křivek je odvislý od šíření epidemiologického, nutričního a demografického přechodu, které zde reprezentují analogie výše uvedené „inovace“<sup>5</sup>.

**Obr. 3 – Vývoj rozdělení zemí světa podle jejich odhadované naděje dožití**



Zdroj: Novotný a Nosek 2009.

Takový vývoj ostatně koresponduje s předpoklady teorií následnosti určitých fází (či cyklů) ve vývoji společnosti, resp. jednotlivých společností. Asi nejznámější jsou v tomto ohledu modely Rostova (1960) a Bella (1973). Geografickou interpretaci pak podává Friedman (1966) či Hampl (1998, 2005). Vývoj měř socio-geografické diferenciaci je přitom kvantitativním odrazem kvalitativních změn ve společnosti (a v geografické organizaci společnosti), které uvedení autoři popisují. Vyjdeme-li například z klasického dělení vývoje společnosti na preindustriální, industriální a postindustriální fáze<sup>6</sup>, je logické očekávat zvyšování dříve omezených nerovnoměrností (sociálních i socio-geografických) v období industriálním (extenzivní dynamický rozvoj, prostorová i „sociální“ koncentrace), ale postupně snižování

<sup>5</sup> Viz také rehomogenizace a rehierarchizace (Hampl 1998).

<sup>6</sup> Pojmenování podle dominance ekonomických sektorů by mohlo být nahrazeno charakteristikou vnitřní organizace společnosti: statická – dynamická – organická (Hampl 2005).

dynamiky těchto procesů a eventuálně i snížení sociální a socio-geografické diferenciaci v období postindustriálním.

V českém prostředí však byla tato vývojová posloupnost silně narušena více než 40 lety odlišného společensko-politického systému. Je proto otázkou, jak hodnotit změny v post-socialistickém prostředí, které mohou být vnímány nejenom jako specifický proces transformace, ale také jako návrat (byť opožděný, a tudíž zrychlený) na přirozenou trajektorii vývoje. Zajímavou navazující teorií je teorie závislosti na zvolené cestě (*path dependency*). Jádrem této teorie je tvrzení, že náhodný jev (či historický vývoj) může mít za následek dlouhý a kumulativní vliv na geografickou organizaci (David 1985). Při studiu post-socialistické transformace pak může být teorie závislosti na zvolené cestě interpretována jako vliv socialistického dědictví na průběh transformace (Pickles a Smith 1998, Sýkora 2008b). Transformace by proto měla být vnímána jako složitější proces, nejen jako plynulá a bezproblémová přeměna socialismu na kapitalismus (Pavlínek 2003).

Fáze vývoje společenské (příjmové) diferenciaci empiricky popisuje Kuznets (1955) známou trajektorii znázorněnou křivkou tvaru obráceného „U“<sup>7</sup>. Kuznets předpokládal, že díky výhodám vyplývajícím z geografické koncentrace ekonomické produkce je dočasné zvýšení regionálních rozdílů nutné pro (pozdější) snižování sociálních nerovnoměrností v životní úrovni. Po dosažení určité úrovně by mělo opět docházet k vyrovnávání těchto regionálních nerovnoměrností. V případě vývoje socio-geografických rozdílů pak dokládá obdobnou trajektorii Williamson (1965). Tuto problematiku by bylo možno diskutovat dále (viz Hampl 2005, Novotný 2004a), nicméně dlouhodobé vývojové trendy nejsou v empirických částech této práce přímo hodnoceny.

## **2.4 Diskuze literatury a odvození hypotéz**

V této kapitole popisujeme existující empirickou literaturu a stručně shrnujeme hlavní poznatky analýz socio-geografických nerovnoměrností v Česku i dalších zemích, které jsou též zařazeny do hodnocení v empirické části práce. Na základě těchto poznatků stanovujeme podrobnější hypotézy, které v empirické kapitole ověřujeme.

### *Česko*

Stěžejním tématem geografických analýz v devadesátých letech minulého století v Česku bylo hodnocení procesů postkomunistické transformace a jejích dopadů na jednotlivé aspekty geografické organizace společnosti. Později se pak přirozeně dostalo pozornosti i dalším důležitým procesům společenského vývoje, zejména dopadům vstupu do Evropské Unie nebo globalizačních procesů. Mezi autory, kteří se hodnocení různých socio-geografických nerovnoměrností věnují, patří Hampl (Hampl a kol. 1996, 1999, 2001, Hampl 2005, 2007), Blažek (1996b, 1997, 1999a, 1999b, 2001, Blažek a Csank 2007), Dostál (1992, Dostál a Hampl

---

<sup>7</sup> Podobný vztah může mít také míra znečištění (environmentální zátěže) a ekonomický rozvoj (vývoj) a bývá nazývána „Environmentální Kuznetsova křivka“ (*Environmental Kuznets Curve*) (Grosman and Krueger 1991, Dasgupta a kol. 2002).

1996, 2002a, 2002b, 2004) nebo Tomeš (1996a, 1996b). Sociálně prostorovou diferenciací obyvatelstva, jejím vlivem na kvalitu života ve městech a obcích České republiky se zabývá také výzkumný tým pod vedením Ouředníčka<sup>8</sup>. Ouředníček a kol. (2010) zdůrazňují potřebu sledovat diferenciaci na mikroúrovni, zůstávají však pouze u kartografického znázornění vybraných proměnných na úrovni obcí. Na této úrovni se pohybuje také Blažek (viz Blažek a Netrdová 2009). Z pohledu výzkumného zaměření této práce jsou dále zajímavé práce Maceškové (Blažek a Macešková 2009, Macešková a Žížalová 2009).

Studium geografických/regionálních nerovnoměrností však není pouze doménou geografů. Těmito otázkami se s oblibou zabývají například ekonomové a sociologové, byť ve svých pracích většinou akcentují jiné aspekty nerovnoměrností. Z ekonomické literatury zabývající se geografickými nerovnoměrnostmi jmenujme práce Wokouna, jenž se věnuje především regionálnímu rozvoji (1999, Wokoun a kol. 2008) a evropské integraci (2003). Přímou regionálními disparitami se zabývá také výzkumný projekt pod záštitou Ekonomické fakulty Vysoké školy báňské – Technické Univerzity Ostrava<sup>9</sup> (Kutscherauer a kol. 2008, Hučka a kol. 2008, 2009), který se snaží komplexně postihnout regionální disparity v Česku na úrovni krajů a regionů soudržnosti NUTS II. Regionálními rozdíly ve schopnostech inovace a konkurenceschopnosti se zabývá Viturka (1997, 2002, 2008).

Sociologicky orientovaní autoři se zajímají spíše o výzkum sociální struktury společnosti, a to většinou bez ohledu na její prostorové aspekty. Často se proto setkáme s názorem, že geografická složka společenských nerovnoměrností je zanedbatelná a že určující jsou jiné procesy (viz např. Večerník 1995). V sociologických pracích zkoumajících společenskou diferenciaci nalezneme nejčastěji výzkumy příjmové diferenciaci (Večerník 1995, 2004, 2006), která je pravidelně zjišťována výběrovými šetřeními. S příjmovou diferenciací souvisí také výzkum chudoby, kterou se v Česku zabývá například Mareš (1999, 2000). Oblíbeným tématem jsou podobně jako v jiných oborech rozsáhlé změny v transformačním období. Přehled sociálních studií, které hodnotí vývoj po roce 1989, shrnuje přehledně Večerník (2001). Hodnocení akcentující regionální rozměr vybraných společenských změn najdeme například v pracích Kosteckého, který se věnuje zejména regionální diferenciaci v dostupnosti bydlení nebo v politické orientaci voličů (Kostecký 2003, Kostecký a Čermák 2004, Heřmanová a Kostecký 2000).

Prakticky všichni odborníci se shodují na tom, že po roce 1989 došlo nejen k výměně vůdčích regionů, ale také k podstatnému zvýšení regionální variability (viz zejména Blažek 1996a, Hampl a kol. 2001, Tomeš 2001, Nosek 2006). Z toho vychází první logický předpoklad pro naše empirické analýzy, kterým je zvýšení regionálních nerovnoměrností mezi lety 1991 a 2001. Toto podle nás bude nicméně platit především u socio-ekonomických proměnných, u nichž lze očekávat, že byly procesy postkomunistické transformace ovlivněny podstatně více než socio-demografické proměnné. Zároveň se domníváme, že regionální struktura (vzorec regionálních rozdílů) zůstane v případě socio-demografických proměnných relativně stabilní.

---

<sup>8</sup> Viz <http://www.natur.cuni.cz/ksgrrsek/urrlab/?diferenciace>

<sup>9</sup> Viz <http://disparity.vsb.cz/cz/>

Podle Blažka a Csanka (2007) je již hlavní fáze transformačního procesu ukončena a období po roce 2000 se vyznačuje relativní stabilitou a stálostí regionálně-ekonomického vzorce. Podobné výsledky očekáváme na regionální i obecní úrovni také v empirickém výzkumu prezentovaném v této práci, byť někteří autoři předpokládají, že změny v hodnotách nerovnoměrností se v tomto období odehrávají uvnitř jednotlivých regionů (Macešková a kol. 2009, Ouředníček a kol. 2010). Je pravděpodobné, že prohlubování rozdílů můžeme pozorovat i na vnitroobecní úrovni, a to alespoň na úrovni větších měst a speciálně Prahy (Sýkora 2001). Studium diferenciací změn v mírách nerovnoměrností na jednotlivých měřítkových řádech představuje zajímavý a dosud nikoliv dostatečně studovaný úkol.

Je také známo, že ve většině ohledů je nejúspěšnějším regionem v transformačním období metropolitní areál hlavního města Prahy, který soustřeďuje podstatnou část ekonomického produktu, a je tak jedním z hlavních činitelů zaznamenaného nárůstu regionálních disparit (Nosek 2006). Zaostávající regiony naopak najdeme především ve strukturálně postižených oblastech s dominancí těžkého průmyslu a v periferních územích. Lze se proto domnívat, že při analýzách disagregovaných dat nalezneme v okolí metropolitního areálu Prahy shluky s příznivějšími hodnotami sledovaných ukazatelů (nižší míra nezaměstnanosti, vyšší vzdělanost apod.). Jak ve své práci ukazují Blažek a Netřdová (2009), mohly by se alespoň částečně formovat „rozvojové osy“ radiálně se rozvíjející právě z hlavního města. Naopak shluky obcí s vyšší mírou nezaměstnanosti a dalšími nepříznivými hodnotami sledovaných ukazatelů můžeme očekávat v oblasti strukturálně postižených regionů a v oblastech periferních. V případě prostorových shluků očekáváme mezi lety 1991 a 2001 spíše drobné změny, k větším změnám by mohlo dojít především v souvislosti se suburbanizačními procesy v okolí velkých měst (Ouředníček 1999, Sýkora 2003).

Změny mezi lety 1991 a 2001 očekáváme také při hodnocení prostorových aspektů nerovnoměrností. S ohledem na výsledky předchozích prací (Nosek 2006, Novotný a Nosek 2007) předpokládáme, že podíl regionální úrovně na celkové nerovnoměrnosti se mezi těmito lety zvýší, a to opět hlavně u socio-ekonomických ukazatelů (tzn. předpoklad, že regionální rozdíly narostly více než celková diferenciací). Zvýšení relativního významu regionální nerovnoměrnosti však nebude pravděpodobně tak razantní jako v případě průměrné mzdy a příjmu domácností, které byly zkoumány v předchozích zmiňovaných pracích.

Dále očekáváme, že podstatný vliv na interpretaci výsledků bude mít vymezení regionů, zejména pak regionů na mikroregionální úrovni. Základní trendy by měly být zachovány, hodnoty nerovnoměrností na úrovni okresů se však mohou výrazně odlišovat od hodnot dosažených při použití organičtěji vymezených sociogeografických mikroregionů (např. regionalizace podle Hampla 1996, 2005).

Analogicky se můžeme důvodně domnívat, že jednotlivé typy proměnných se budou lišit také z hlediska toho, jak významné budou jednotlivé měřítkové úrovně z hlediska zachyceného podílu celkové nerovnoměrnosti. Komplexněji podmíněné proměnné by měly vykazovat relativně vyšší podíl celkové nerovnoměrnosti na vyšší měřítkové úrovni. Například socio-demografické proměnné by tak měly vykazovat největší podíl celkové nerovnoměrnosti na lokální úrovni a regionální rozdíly by měly být spíše zanedbatelné.

Specifickým faktorem, jenž může v případě Česka doložení některých výše zmíněných obecných pravidelností deformovat, je dosídlení Sudet (Staněk 1991, Kastner 1996, Srb 2003). To platí například v ohledu k hodnocení podílu nerovnoměrností sledovaných na jednotlivých měřítkových úrovních. U socio-demografických ukazatelů může nižší podíl staršího obyvatelstva v oblastech Sudet posílit oproti očekávání význam regionální úrovně.

Při studiu rozvodovosti by díky relativně většímu významu vnějších podmínek měla hrát regionální úroveň poměrně významnější roli než u ostatních socio-demografických charakteristik. Regionální rozdíly v míře rozvodovosti jsou doloženy i v literatuře (Kučera a Fialová 1996, Bartoňová 1999). Přesto se domníváme, že většina celkové nerovnoměrnosti se i v tomto případě bude „koncentrovat“ uvnitř regionů.

Do jisté míry specifické chování předpokládáme u podílu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel. Je logické se domnívat, že lidé s vysokoškolským vzděláním se budou nacházet především v okolí univerzit, podíl regionální úrovně na celkové nerovnoměrnosti by proto mohl být poměrně výrazný.

Nejvyšších podílů regionů na celkové nerovnoměrnosti a stejně tak i hodnot prostorové autokorelace by měly dosahovat socio-ekonomické proměnné, jež jsou z velké části ovlivněny fungováním pracovního trhu a rozdílnou ekonomickou úspěšností regionů. V tomto případě, zejména u míry nezaměstnanosti, by měla být vnitro-regionální složka nerovnoměrnosti relativně nejméně významná. Obecně by tedy mělo platit, že s rostoucí komplexitou ukazatele se bude zvyšovat podíl regionální složky a hodnoty prostorové autokorelace.

Diskutovaná očekávání „extrahovaná“ z existující empirické literatury mohou být shrnuta do následujících hypotéz:

- Socio-ekonomické regionální rozdíly se budou mezi lety 1991 a 2001 prohlubovat, v posledních letech bude regionální vzorec stabilní. V případě socio-demografických proměnných budou rozsah i struktura regionálních nerovnoměrností v letech 1991-2001 relativně stabilní.
- Stejně tak by se ve sledovaném období měly u socio-ekonomických proměnných zvyšovat hodnoty podílu mezi-regionální složky na celkové nerovnoměrnosti (dále  $T_B/T$ ) a hodnoty Moranova I kritéria (dále MI), jejichž nárůst by neměl být tak markantní u proměnných socio-demografického typu. Mezi lety 2001 a 2008 očekáváme minimální odchylky hodnot  $T_B/T$  a MI.
- Mezi lety 1991 a 2001 očekáváme zvyšování důležitosti vnitro-obecních nerovnoměrností (tj. nárůst významu vnitro-obecní složky nerovnoměrnosti na nerovnoměrnosti mezi ZSJ).
- Příznivé hodnoty sledovaných ukazatelů se budou soustředit v okolí hlavního města Prahy, „negativní“ typy shluků najdeme nejspíš ve strukturálně postižených regionech a v oblastech označovaných jako periferie.
- Hranice Sudet bude zřetelná v ohledu k prostorové struktuře nerovnoměrností socio-demografického typu.

- Význam prostorových aspektů socio-geografických nerovnoměrností se bude zvyšovat s rostoucí komplexitou ukazatele. Tento vztah bude platit také v porovnání s jinými (tj. neprostorovými) složkami celkové nerovnoměrnosti.
- S rostoucí komplexitou ukazatele se bude zvyšovat také měřítko „zodpovědné“ za největší část změřené nerovnoměrnosti.
- Výsledky empirické analýzy se budou odlišovat v závislosti na použité regionalizaci.

#### *Mezinárodní porovnání*

Jestliže bylo zvýšení zájmu o sociální a socio-geografické nerovnoměrnosti v Česku zapříčiněno společensko-politickými změnami, nárůst zájmu o tuto problematiku v zemích Západní Evropy má na svědomí zejména pokračující evropská integrace a její nedávné rozšíření o větší počet zemí bývalého socialistického bloku. Zejména díky proklamované politice sociální soudržnosti, která také klade důraz na soudržnost evropských regionů, se mnoho současných autorů zaměřuje na studium konvergenčních/divergenčních tendencí evropských regionů. Základní data a popisné analýzy nabízí evropský statistický úřad EUROSTAT (2009), jenž zároveň organizuje projekt ESPON (2005) snažící se kontinuálně sledovat územní rozvoj a soudržnost evropských regionů a území. Jedním z nejznámějších a nejcitovanějších autorů zabývajících se regionální diferenciací v Evropské Unii je Dunford (především 1993, 1994 a 1996, Dunford a Smith 2000). Z dalších prací na toto téma jmenujme Martina a Sunleyho (1998), Cuadrado-Rouru (2001), z českých autorů například Blažka (2009) nebo Novotného (2010a).

V kontextu této práce se zajímáme především o země Východní Evropy. Bez potřeby bližšího studia je zřejmé, že rozdíl mezi Západní a Východní Evropou je i po vstupu post-socialistických zemí do Evropské Unie značný a nebude hned tak srovnán. Heidenreich (2003) předpokládá, že snížení regionálních disparit mezi Západem a Východem může trvat několik dekád. Přes postupnou konvergenci národních průměrů nově přistoupivších zemí k evropskému průměru problémem zůstává neustále rostoucí diferenciaci uvnitř těchto zemí. Tuto tezi empiricky dokládá také Petrakos (2001), který popisuje regionální disparity v Polsku, Maďarsku, Bulharsku a Rumunsku. Ve své práci dokonce tvrdí, že v průběhu transformačních procesů se regionální rozdíly zvýšily velmi výrazně a dnes již na poměry Evropské Unie dosahují alarmujících rozměrů. V porovnání s těmito zeměmi je však míra regionálních nerovnoměrností v Česku, ale i na Slovensku, podstatně nižší. Je pravděpodobné, jak uvádějí Felsenstein a Portnov (2005), že míru regionálních rozdílů také ovlivňuje relativně menší rozloha těchto zemí. Petrakos a kol. (2000) se zabývají obecnými rysy transformace post-socialistických zemí a souvislostmi s evropskou integrací. Transformujícím se post-socialistickým zemím (Bulharsku, Česku, Maďarsku, Polsku, Rumunsku a Rusku) a speciálně vlivu transformace na míru nezaměstnanosti se věnuje také Bornhorst a Commander (2004). V další části kapitoly se podrobněji zaměříme na Slovensko, Polsko a Rakousko.

### *Slovensko*

První země vybraná k mezinárodnímu porovnání je Slovensko, které má především díky dlouhé společné historii s Českem podobnou strukturu dat i administrativní členění. Proto pro Slovensko, na rozdíl od jiných zemí, nemusíme pro účely lepší porovnatelnosti upravovat vymezení administrativních jednotek. V důsledku dřívějšího jednotného státu by mezi Českem a Slovenskem měly existovat užší vazby, jež by se mohly projevit při přeshraničních analýzách.

Dlouhodobým vývojem regionálních nerovnoměrností na Slovensku se zabývá například Gajdoš (2005, 2008). Speciálně se soustředí na identifikaci a hodnocení transformačních procesů, a to v kontextu teorie stadií. Souhrnné dílo monitorující transformaci Slovenska mezi lety 1989 a 2004 nabízí publikace Pavola Korce (2005), hodnocení regionálního rozvoje z hlediska prostorové sociologie můžeme najít v pracích Pašiaka (2006, Gajdoš a Pašiak 2006, Falťan a Pašiak a kol. 2004). Regionálním rozdílním na Slovensku se obšírněji věnuje také Sloboda (2006). Přímo prostorovými aspekty nerovnoměrností a polarizací se zabývá Hurbánek (2005, 2008), který se však soustřeďuje převážně na venkovský prostor, nebo Džupinová a kol. (2008).

Také v případě Slovenska se autoři shodují, že mimo velké společenské změny došlo v průběhu transformace také k prohloubení regionální diferenciace (Korec 2004, 2005). Mezi úspěšné regiony patří zejména metropolitní oblasti, mezi zaostávající naopak regiony se zděděnou nevhodnou strukturou ekonomiky, především pak těžkého průmyslu, a regiony periferní a venkovské (Gajdoš 2008). Vyzdvihována je především role bratislavského metropolitního areálu, který, podobně jako pražský metropolitní areál, funguje jako vstupní brána pro zahraniční kapitál a vyspělejší technologie ze západu (Buček 1999). Za hlavní důvod prohlubování regionálních rozdílů jsou označovány „rozdílné možnosti regionů přizpůsobit se požadavkům ekonomické a sociální transformace a adaptovat se na nové podmínky“ (Gajdoš 2008, str. 22) a v současné době také rozdílná schopnost jednotlivých regionů přijímat podporu z evropských strukturálních fondů. Někteří autoři (Banerjee, Jarmuzek 2009) považují právě vstup do evropských integračních struktur za jeden z důvodů rychlejšího zvyšování regionálních disparit po roce 2000. Hodnocení regionálních disparit můžeme nalézt také v pracích Matloviče (Matlovič a kol. 2008, Matlovič a Matlovičová 2008), který však měří pouze krajskou a okresní nerovnoměrnost neváženou počtem obyvatel a svou pozornost směřuje především na postavení Prešovského kraje. Smith (2002) se zabývá vztahem nerovnoměrnosti, regionální produktivity a sektorového zaměření průmyslu, kterou považuje za jednu z nejdůležitějších dimenzí regionální diferenciace. Současný stav na makro-úrovni je většinou vnímán jako stabilizovaný (obdobně jako v Česku, viz Blažek a Csank 2007) a základní vzorec regionální struktury může být charakterizován jako „bohatý severozápad a chudý jihovýchod“ (Gajdoš 2008, str. 22). Další změny se budou pravděpodobně odehrávat již na mikroúrovni (Korec 2005).

Na základě uvedené literatury můžeme vzhledem k empirické kapitole očekávat, že struktura socio-geografických nerovnoměrností bude velmi podobná struktuře v Česku. Regionální vzorce budou po rychlém navýšení nerovnoměrností v prvních letech post-socialistické transformace pravděpodobně již relativně stabilní, dominantní postavení si uchová hlavní město

Bratislava a jeho bezprostřední okolí. Slovensko by se mělo vyznačovat výraznějším západovýchodním gradientem než Česko. Gajdoš (2008, str. 22) charakterizuje regionální strukturu Slovenska jako „bohatý severozápad a chudý jihovýchod“. O hodnotě relativního významu socio-geografické nerovnoměrnosti na nerovnoměrnosti celkové můžeme pouze spekulovat; předpokládáme však, že by mohla dosahovat podobných hodnot jako v Česku.

### *Polsko*

Jedním z prvních, kdo se v Polsku systematicky zabýval ekonomickou a společenskou transformací v souvislosti s regionálními disparitami, byl Kukliński (1992). Mezi nejznámější autory analyzující regionální vývoj v Polsku patří Gorzelak (1996, 1998), který hodnotí nejenom regionální rozdíly na úrovni NUTS 3 (*województwa*), ale snaží se také o obecné hodnocení transformačních procesů. Dalším souborným dílem hodnotícím post-socialistickou transformaci a speciálně regionální disparity je Korcelli (1995), o socio-ekonomickou transformaci na lokální úrovni se zajímá Parysek a Wdowicka (2002). Také Polsko není ve studovaných post-socialistických zemích výjimkou a všichni autoři se shodují, že regionální rozdíly se změnou společenského systému výrazně vzrostly (zejména Gorzelak 1996, 1999, 2002, Czerny 2002). Byť Polsko má západní hranici s tehdejším Východním Německem, východní část republiky zůstává zaostalejší (Barjak 2001, Gorzelak 2002). Rozdílné charakteristiky (nejen ekonomické) východní a západní části Polska jsou z velké části podmíněny historicky. Czerny a Czerny (2002, str. 60) uvádí, že západovýchodní polarita je „dědictvím dekad nebo dokonce staletí rozdílného vývoje“. Západní část byla mnohem dříve industrializována a dodnes je mnohem vyspělejší než převážně zemědělský východ. Polsko bylo v minulosti dlouho rozděleno mezi tři velmoci, Prusko, Rusko a Rakousko-Uhersko. Přestože Polská republika oslavila v roce 2008 již 90. výročí od svého založení, vazby na tyto historicky formované systémy jsou stále patrné a jsou označovány jako významnější než dědictví období socialismu (Glebocki a Rogacki 2002). Barjak (2001) sleduje vazbu ekonomického potenciálu a investičních aktivit na výsledné regionální disparity. V Polsku stejně jako v Česku a na Slovensku platí, že úspěšnější jsou metropolitní areály velkých měst, které se lépe adaptovaly na společenské změny. V poslední době převažují témata vlivu vstupu Polska do Evropské Unie a mnoho autorů se snaží doporučit vhodná opatření využitelná v rámci regionální politiky (Gorzelak 2002, Szlachta 2005, Churski a Strykiewicz 2006). Dopad evropské integrace Polska je často považován za faktor přispívající k nárůstu regionální diferenciace. Podle Gorzelaka (2002, str. 63) dochází k „periferizaci periferie“, která není konkurenceschopná a stává se východní periferií integrované Evropy, podobně jako východní části Slovenska a Maďarska.

V Polsku očekáváme v porovnání s Českem a Slovenskem obecně vyšší hodnoty socio-geografických nerovnoměrností a kvůli jeho polycentrické struktuře menší dominanci jednoho centra. V Polsku by měly být na struktuře geografických nerovnoměrností dodnes dobře patrné historické hranice z předválečného období (1938), a to u socio-demografických proměnných (Czerny a Czerny 2002), ale i socio-ekonomických ukazatelů. Také z tohoto důvodu se domníváme, že hodnoty relativního významu socio-geografické nerovnoměrnosti na



nerovnoměrnosti celkové budou vyšší než v ostatních zemích. Nárůst regionálních rozdílů i jejich relativního významu lze očekávat také po vstupu Polska do Evropské Unie.

### *Rakousko*

Rakousko je jedinou hodnocenou zemí, která neprošla obdobím socialismu a následujícími dramatickými společenskými změnami. Toto bude do značné míry důvodem relativně menšího zájmu o geografické disparity, a mohli bychom také proto předpokládat mnohem stabilnější regionální vzorec oproti ostatním hodnoceným zemím. Stabilitu regionálních disparit potvrzují studie Hofera a Wörgöttera (1993, 1997), kteří se snažili doložit konvergenční tendence na regionální úrovni mezi lety 1960 a 1990. V průběhu sledovaných let byly opravdu zjištěny konvergenční tendence, byť regiony konvergovaly ( $\beta$ -konvergence) v průměru zhruba o 1 % ročně. Regionální vzorec v Rakousku do značné míry formovala skutečnost, že východní regiony sousedily se socialistickými státy a staly se tak na dlouho evropskou periferií. Díky tomu se v Rakousku vyvinul západovýchodní gradient. Otevření hranic po pádu železné opony mělo na rakouské východní regiony pozitivní vliv, i když do menší míry, než se všeobecně očekávalo (Bröcker, Schneider 2002). Optimistická očekávání naopak vystřídal obavy (Steiner 1998). Další změny přišly se vstupem východních sousedů do Evropské Unie a později otevření Schengenského prostoru. Vlivem rozšíření Evropské Unie na regionální nerovnoměrnosti v Rakousku se zabývali například Mayerhofer a Palme (2002) a Palme (1995), kteří také blíže zkoumali vývoj ve východních regionech. Evropská integrace neměla podle těchto autorů žádný dramatický vliv, ale došlo k posílení pozice Vídně. Negativní dopad integrace může být pozorován u převážně zemědělských regionů v odlehlejších oblastech Rakouska. Podobně jako Smith (2002) v případě Slovenska se Hofer a Wörgötter (1997) domnívají, že hlavním vysvětlujícím faktorem regionální nerovnoměrnosti jsou regionální rozdíly v sektorové struktuře ekonomiky. Přehledné shrnutí regionálního vývoje a současných přístupů k řešení regionálních problémů nabízí Steiner (2005).

V Rakousku, podobně jako v Česku a na Slovensku, bude pravděpodobně dominovat region hlavního města (Buček 1999, Bröcker a Schneider 2002). Socio-geografické nerovnoměrnosti zde však očekáváme obecně nižší a vývojově stabilnější. V Rakousku by v hrubých rysech mohl platit opačný gradient, než jaký očekáváme v ostatních zemích, a to především z důvodů fyzicko-geografických (Mayerhofer a Palme 2002). Nic nenasvědčuje tomu, že by se vztah socio-geografické a celkové nerovnoměrnosti (tj. relativní význam regionálních rozdílů) měl výrazně odlišovat od ostatních zkoumaných zemí.

Na základě literatury a po předchozí diskuzi můžeme hypotézy, se kterými vstupujeme do empirické části věnující se mezinárodnímu porovnání, shrnout v následujících bodech:

- Nejvyšší hodnoty relativního významu regionálních nerovnoměrností a prostorové autokorelace budou zjištěny v Polsku, což souvisí s jeho očekávanou silnější západovýchodní polaritou. V Česku a na Slovensku budou tyto hodnoty naopak nejnižší.
- Podobně jako v Česku, také v Polsku budeme pozorovat vliv historické hranice na strukturu proměnných socio-demografického typu (hranice země z roku 1938).

- Ve všech zemích bude výrazně dominantní region hlavního města (např. „pozitivní“ shluky). Pouze v Polsku se budou na lokálních analýzách, kvůli jeho polycentrické struktuře, výrazně odlišovat také regiony několika dalších velkých měst.
- V mezinárodním porovnání se potvrdí souvislost komplexity sledovaného jevu a míry prostorových aspektů socio-geografických nerovnoměrností.
- Vývoj prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností bude v posledních letech ve všech zemích relativně stabilní, větší dynamikou se bude vyznačovat Polsko.

### 3. Metody kvantifikace nerovnoměrností a datová základna

Na úvod metodické kapitoly ukážeme nejjednodušší metody kvantifikace nerovnoměrností. V další části textu podrobněji představíme agregátní ukazatele nerovnoměrnosti, věnujeme se také prostorovým aspektům kvantifikace nerovnoměrností s důrazem na metody rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace. V této práci je navíc věnována pozornost i rozpracování teoretických východisek k použitým metodám. Nejde zde o pouhý popis daných postupů, ale také o rozbor argumentů zdůvodňujících jejich použití a testování chování daných metod za různých podmínek. Toto by mělo přispět k náležitému uchopení dále studované problematiky a vhodné interpretaci dosažených výsledků. Krátce se zabýváme také možnostmi statistického testování dosažených výsledků, které je podle našeho názoru často neprávem opomíjeno. Rozbor statistických metod doplňujeme o praktická výpočetní a softwarová doporučení. Závěrem kapitoly uvádíme data, se kterými dále pracujeme v empirické části práce, a regionální členění hodnocených zemí.

**Tab. 1 – Základní metody sledování nerovnoměrností**

Metoda	Příklad	Silné stránky	Slabé stránky
<b>Řazená empirická pozorování</b>	Frekvenční distribuční tabulka	Poskytuje plnou informaci o rozložení	Nesrozumitelné, špatně porovnatelné s jinými distribucemi
<b>Grafická znázornění</b>	Histogram, Frekvenční křivka, Lorenzův oblouk atp.	Snadno pochopitelné, po standardizaci vizuálně porovnatelné, popisuje celou distribuci	Určitá ztráta informace, složitější porovnatelnost většího počtu souborů dat
<b>Míry nerovnoměrnosti</b>	Distribuční momenty, míry nerovnoměrnosti jako např. Giniho koeficient	Snadno pochopitelné, zdánlivě snadno porovnatelné	Vyšší ztráta informace, možnost ovlivnění vstupními podmínkami

Zdroj: vlastní zpracování.

Přednosti a nevýhody tří základních typů metod znázornění nerovnoměrností jsou shrnuty v tab. 1. Všechny určitým způsobem zachycují rozrůznění měřeného jevu v rámci určitého souboru. Za nejjednodušší metodu lze považovat již samotnou variační řadu (tj. řazený výčet empirických pozorování). Statistické rozložení četností pak označuje nejběžnější „jednorozměrné“ vyjádření „dvojrůzného“ prostorového rozložení. Jednoduchým grafickým vyjádřením statistické distribuce je histogram. Další z běžně používaných možností je Lorenzův oblouk, který je grafickým základem výpočtu Giniho koeficientu (viz dále). Další možností, jak graficky znázornit průběh celé distribuce, je odhad pravděpodobnostní hustoty sledované distribuce (tj. v podstatě vyhlazení histogramu) pomocí jádrové funkce (kernel). V příslušných obrázcích odhadů pravděpodobnostní hustoty v této práci používáme odhady provedené jako:

$$\hat{f}(y) = \frac{1}{rh} \sum_{j=1}^r K\left(\frac{y - y_j}{h}\right)$$

Kde  $h$  označuje šířku pásma, tj. parametr na němž závisí úroveň vyhlazení výsledné křivky, a  $K$  je jádrová funkce, jejíž integrál odpovídá jedné. Pro odhad pravděpodobnostní hustoty jednotlivých rozdílů je použita Gaussovská funkce s automatickou volbou šířky pásma (viz Silverman 1986). Omezenější nicméně ovšem exaktně porovnatelnější informaci o variabilitě jednotlivých pozorování v rámci dané distribuce podávají jednočíselné koeficienty (viz následující kapitola).

Vyjma těchto metod můžeme sledovat také jiné aspekty nerovnoměrností. Například regionální konvergenční/divergenční můžeme považovat alespoň v kontextu zemí Evropské Unie za jeden z dominantních přístupů při studiu nerovnoměrností (viz také kapitola 2.3.2). Zjednodušeně řečeno, jedná se o sledování míry nerovnoměrností v čase a různých typů jejich změn. K nejznámějším patří koncepty  $\beta$ -konvergence, podmíněné  $\beta$ -konvergence a  $\sigma$ -konvergence (nejznáměji Barro a Sala-i-Martin 1991, 1992, Sala-i-Martin 1996). Absolutní (nepodmíněná)  $\beta$ -konvergence vyjadřuje tendenci podprůměrných regionů dotahovat regiony nadprůměrné (typicky vztaženo k příjmové diferenciaci). Oproti tomu hodnocení  $\sigma$ -konvergence je založeno na sledování vývoje některého z jednočíselných ukazatelů nerovnoměrnosti (byť autoři pracující s tímto konceptem většinou používají pouze variační koeficient). Stručný a přehledný výtah o regionální konvergenční včetně jejího aritmetického vyjádření najdeme v publikaci Villaverdeho (2009), který vysvětlení doplňuje o empirické příklady ze Španělska. Empirické sledování konvergence a dalších ukazatelů distribuční dynamiky v Evropě najdeme také v práci Novotného (2010a).

Další aspekt hodnocení distribuční dynamiky je polarizace. Pojem polarizace bývá většinou spojován s bipolarizací ve smyslu slábnoucí „střední třídy“ (Novotný 2010a). Polarizaci můžeme sledovat jednoduchým posouzením empirických frekvenčních funkcí jako shlukování hodnot kolem několika, v případě bipolarizace dvou, módů. Pro analýzu časových řad regionálních dat a konstrukci empirických frekvenčních funkcí (včetně animace jejich vývoje) stejně tak jako prostorovou lokalizaci změn v těchto distribucích byl vyvinut speciální software STARS (viz Rey a Janikas 2006). Existují také statistické míry sledující globální úroveň míry polarizace (Arbia 2000, Zhang a Kanbur 2001). Tyto míry se často využívají jako doplněk k hodnotám celkové nerovnoměrnosti, v určitém kontextu však může být polarizace důležitější než nerovnoměrnost. Příkladem může být zkoumání různých sociálních zátěží (např. chudoba nebo sociální vyloučení), ve kterém jsou důležité specifické části distribuce, především pak její dolní část. Tyto metody zde ovšem nebudeme dále rozebírat, neboť jich v této práci není využito.

### **3.1 Agregátní ukazatele nerovnoměrností**

Existuje velké množství jednočíselných koeficientů, které mohou být použity pro měření nerovnoměrnosti. Tyto koeficienty se liší nejen matematickou definicí, ale také tím, pro jaký typ analýzy jsou vhodné, jaké aspekty sledované distribuce reflektují, nebo tím, jak srozumitelná je jejich interpretace. Za účelem utřídění jednotlivých ukazatelů podle jejich vlastností, je proto vhodné pracovat s předpoklady (axiomy), které by ukazatele nerovnoměrnosti měly splňovat

(např. Litchfield 1999). Na tomto základě je pak podle charakteru studovaného problému možno zvolit vhodnou metodu kvantifikace vybrané nerovnoměrnosti. Zde s ohledem k cílům práce zmíníme osm základních axiomů, které jsou shrnuty v tabulce 2.

*Anonymita/Symetrie:* Princip anonymity vyjadřuje neměnnost dané míry nerovnoměrnosti při náhodných permutacích hodnot mezi zkoumanými jednotkami (tzn. všechny jednotky jsou v ohledu k výpočtu nerovnoměrnosti stejně významné).

*Normalizační požadavek:* Především při interpretaci dosažených hodnot je výhodné, aby nulová hodnota míry nerovnoměrnosti byla vyčleněna pro situaci, kdy jsou totožné hodnoty všech pozorování. Normalizační požadavek a princip anonymity splňují všechny běžné míry nerovnoměrnosti.

*Populační princip:* Populační princip předpokládá, že míry nerovnoměrnosti jsou nezávislé na proporčních změnách počtu obyvatel (resp. jiné adekvátní charakteristiky velikosti) jednotek vstupujících do analýzy. Jinými slovy, pokud spojíme dvě či více identických rozložení, nemělo by mít toto sloučení vliv na výslednou hodnotu nerovnoměrnosti. Tento požadavek nesplňuje například rozptyl a směrodatná odchylka.

*Nezávislost na měřítku:* Axiom nezávislosti na měřítku požaduje nezávislost měr nerovnoměrnosti na proporčních změnách zkoumané proměnné. Pokud například zkoumáme míru regionální nerovnoměrnosti v průměrných příjmech jednotlivců a tyto příjmy se všem obyvatelům zdvojnásobí, hodnoty měr nerovnoměrnosti splňující požadavek nezávislosti na měřítku zůstanou stejné. Tento jednoduchý požadavek splňuje většina z běžných agregátních ukazatelů nerovnoměrnosti (opět s výjimkou rozptylu a směrodatné odchylky) a o těchto mírách tak můžeme tvrdit, že měří tzv. relativní nerovnoměrnost.

*Relativní nezávislost na průměru:* Na předchozí axiom navazuje požadavek relativní nezávislosti na průměru. Například variační koeficient, byť ukazatel relativní nerovnoměrnosti, je přímo závislý na průměru. Z tohoto důvodu se nehodí pro hodnocení asymetrických distribucí, které jsou typické pro geografická data. Proto také bývá v geografii a obecně v sociálních vědách často doporučován Giniho koeficient (Cutrini 2008), který je v porovnání s ostatními relativně nezávislý na průměru a méně citlivý k extrémním hodnotám.

*Princip citlivosti k přerozdělení v rámci dané distribuce (tzv. Pigou-Dalton transfer sensitivity):* Dalším axiomem je schopnost míry nerovnoměrnosti reagovat odpovídajícím způsobem na přerozdělení hodnot sledovaného jevu v rámci dané distribuce. Pokud například hodnotíme příjmovou diferenciaci, tento axiom požaduje pokles hodnot dané míry nerovnoměrnosti při transferu jakékoliv části příjmu z „bohatší“ jednotky do jednotky „chudší“. Obdobně při transferu z chudší jednotky do bohatší se úroveň nerovnoměrnosti měřená ukazatelem splňujícím tento axiom naopak zvýší.

*Rozložitelnost:* Tento axiom po mírách nerovnoměrnosti požaduje schopnost matematického (bezezbytkového) rozkladu celkové míry nerovnoměrnosti na její dílčí části. Příkladem takového rozkladu může být odlišení populačních podskupin v rámci sledované populace s tím, že součet nerovnoměrností naměřených v rámci jednotlivých populačních podskupin je roven nerovnoměrnosti naměřené v rámci celku. Touto vlastností jsou známé ukazatele patřící do

skupin měr generalizované entropie, ze kterých se nejčastěji využívá Theilův index. Rozložitelný je také Giniho koeficient, ale při jeho rozkladu na mezi-skupinovou a vnitro-skupinovou složku může vznikat překryvová složka (*transvariation*, Gastwirth 1972, Lambert a Aronson 1993). Proto také říkáme, že Giniho koeficient není, na rozdíl od bezesbytkově rozložitelných ukazatelů (jako např. Theilův index), mezi-skupinově konzistentní.

*Jednoduchost interpretace:* Prakticky významným axiomem je také jednoduchost (přímočarost) interpretace. V tomto ohledu patří mezi nejhodnější variační koeficient (díky průhlednosti výpočtu ze směrodatné odchylky) nebo Giniho koeficient (díky odvození z Lorenzova oblouku). Naopak mezi snadno a intuitivně interpretovatelné metody nepatří ukazatele ze skupiny měr generalizované entropie – jejich odvození z konceptu tzv. Shannonovy informační entropie není příliš intuitivně srozumitelné (Subramanian 2004).

**Tab. 2 – Vlastnosti vybraných měr nerovnoměrnosti**

Předpoklady (Axiomy)	Rozptyl	Směrodatná odchylka	Variační koeficient	Giniho koeficient	Theilův index
Anonymita	+	+	+	+	+
Normalizační požadavek	+	+	+	+	+
Populační princip	-	-	+	+	+
Nezávislost na měřítku	-	-	+	+	+
Relativní nezávislost na průměru	-	-	-	+	+
Citlivost k přerozdělení	-	-	-	-	+
Rozložitelnost	+	-	+	-	+
Jednoduchost interpretace	+	+	+	+	-

Zdroj: Litchfield 1999, Subramanian 2004, upraveno a doplněno.

Obecně můžeme tvrdit, že výběr statistického ukazatele úzce souvisí s řešenou problematikou. Souhrn vlastností jednotlivých měr uvedený v tabulce 2 může dobře posloužit jako praktický návod při výběru vhodné metody při zvážení konkrétních cílů výzkumu. Všechny vyslovené předpoklady, s výjimkou jednoduchosti interpretace, splňují z běžných měr nerovnoměrností pouze míry generalizované entropie. Z tohoto důvodu jsou ukazatele z této skupiny vybrány k analýzám v empirické části práce. Přesnější interpretací těchto ukazatelů, která může limitovat jejich použití, se zabýváme v kapitole 4.

Obecný vzorec populačně vážených ukazatelů ze skupiny měr generalizované entropie je definován následujícím způsobem:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \sum_{i=1}^k \frac{n_i}{n} \left( \frac{y_i}{y} \right)^\alpha - 1 \right]$$

Hodnoty GE náleží do intervalu  $(0, \infty)$ , kdy 0 reprezentuje rovnoměrné rozdělení (všechny hodnoty jsou identické) a vyšší hodnoty větší nerovnoměrnost. Zlomek  $n_i/n$  ve vzorci udává podíl obyvatel v jednotce  $i$ ,  $y_i$  hodnotu sledované proměnné v této jednotce a  $y$  celkový populačně vážený průměr. Parametr  $\alpha$  vyjadřuje váhu, která je přiřazována jednotlivým částem distribuce. Pro nižší hodnoty  $\alpha$  je GE více citlivá ke změnám ve spodní části distribuce a pro vyšší hodnoty je naopak více citlivá ke změnám v její horní části. Běžně se používají hodnoty 0,1,2, přičemž platí, že pro  $\alpha = 1$  jsou váhy v celé distribuci stejné. Proto jsme pro empirickou analýzu zvolili GE(1). Tento ukazatel ze skupiny měr generalizované entropie bývá označován jako Theilův index (T) a po zahrnutí populačních vah můžeme jeho vzorec zapsat následovně:

$$GE(1) = T = \sum_{i=1}^k \frac{n_i}{n} \frac{y_i}{y} \ln \frac{y_i}{y}$$

Výsledky hodnocení regionálních nerovnoměrností jsou ověřovány pomocí Giniho koeficientu (G) a variačního koeficientu (CV). Variační koeficient odpovídá poměru populačně vážené směrodatné odchylky a populačně váženého průměru a Giniho koeficient je odvozen z Lorenzova oblouku. Tyto ukazatele mohou být definovány pomocí následujících rovnic:

$$CV = \frac{SD}{y} = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^k \frac{n_i}{n} |y_i - y|^2}}{y}$$

$$G = \frac{1}{2y} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k \left( \frac{n_i}{n} \frac{n_j}{n} |y_i - y_j| \right)$$

### 3.2 Hodnocení prostorových aspektů nerovnoměrností

Nejjednodušší metodou hodnocení prostorové variability sledovaného jevu je vynést data do mapy (prosté hodnoty nebo např. lokalizační koeficient) a sestavit kartogram. Znázorněním agregovaných regionálních dat však opomíjíme variabilitu daného jevu uvnitř regionů a vystavujeme se tzv. ekologické chybě (ecological fallacy), tzn. riziku uvažování o variabilitě individuálních charakteristik na základě skupinových (např. regionálních) průměrů. S tímto úzce souvisí také problematika MAUP (Unwin 1996, Cressie 1996), tj. „Modifiable Areal Unit Problem“ – otázka vlivu vymezení použitých regionálních agregátů na výsledky analýzy. V této souvislosti se vybaví například záměrné ovlivňování volebních výsledků manipulací s vymezením volebních okrsků (gerrymandering, Bunge 1966).

Posuneme-li se na lokální úroveň, může být dalším krokem vykreslení dat pro jednotlivé obce. Výsledný kartogram je přesnější, nicméně při větším počtu znázorněných dat se stává neinformativní, resp. obtížně srozumitelný a interpretovatelný. Na potřebu použití dalších metod, které umožňují určitou generalizaci podrobných dat, upozorňují také Blažek a Netrdová (2009).

Dalším úskalím metody kartogramu je způsob jeho konstrukce. Především určení hraničních intervalů a volba počtu kategorií může významně ovlivnit jeho konečnou podobu. Navíc

výsledná znázornění jsou hodnocena pouze vizuálně a neumožňují exaktní porovnání. Některé metody, které exaktnější hodnocení prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností umožňují, jsou představeny v následujících podkapitolách. Blíže se v nich zabýváme zejména „prostorovým“ rozkladu nerovnoměrnosti a metodami hodnocení prostorové autokorelace.

### 3.2.1 Rozklad nerovnoměrnosti na vnitro-skupinovou a mezi-skupinovou variabilitu

Prvou možností kvantifikace prostorové dimenze sociálních nerovnoměrností je využití rozkladu na mezi-skupinovou a vnitro-skupinovou složku variability, když zmíněné skupiny tvoří prostorově definované jednotky. Jak již bylo uvedeno v kapitole 3.1, bezzbytkový rozklad umožňují zejména ukazatele ze skupiny měr generalizované entropie. Rozkladům nerovnoměrnosti za pomoci měr generalizované entropie se věnuje velké množství autorů, za všechny jmenujme následující: Bourguignon (1979), Cowell (1977, 1985), Litchfield (1999) a Shorrocks (1982a, 1982b, 1984).

#### *Rozklad na vnitro-skupinovou a mezi-skupinovou variabilitu*

Celková nerovnoměrnost ( $GE$ ) může být rozložena na sumu nerovnoměrností uvnitř jednotlivých skupin ( $W$ ) a nerovnoměrnost mezi skupinami ( $B$ ). Pokud jsou tyto skupiny definovány na základě příslušnosti do regionů, můžeme mluvit o prostorovém rozkladu celkové nerovnoměrnosti. Vnitro-skupinová nerovnoměrnost je dána vzorcem:

$$GE_W = \sum_{j=1}^k w_j GE(\alpha)_j$$

$$w_j = v_j^\alpha f_j$$

Kde  $f_j$  vyjadřuje populační podíl skupiny  $j$  ( $j=1,2,\dots,k$ ) na celkové populaci a  $v_j$  podíl příjmu (či jiného ukazatele) skupiny  $j$  na celkovém příjmu. Prakticky to znamená, že jsou vypočteny míry nerovnoměrnosti uvnitř každé skupiny, které jsou následně sečteny při zohlednění populačních vah, příjmových vah či jejich kombinace (podle použitého koeficientu alfa – tzn. dle výběru konkrétního ukazatele). Mezi-skupinová nerovnoměrnost,  $GE_B$ , je založena na přiřazení průměrné hodnoty  $y$  skupiny  $j$  každému jejímu členu a výpočtu:

$$GE_B = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[ \sum_{j=1}^k f_j \left( \frac{y_j}{y} \right)^\alpha - 1 \right]$$

Jak ukazují například Cowell a Jenkins (1995), celková nerovnoměrnost ( $T$ ) je dána prostým součtem mezi-složkové ( $T_B$ ) a vnitro-složkové ( $T_W$ ) části.

$$GE = GE_B + GE_W$$

V průběhu empirické části práce pracujeme pouze s rozkladem Theilova indexu (tzn.  $\alpha = 1$ ), který je z uvedených koeficientů třídy generalizované entropie nejméně citlivý k extrémním hodnotám. Vzorec Theilova indexu a jeho rozklad můžeme zapsat následovně:

$$T = \left( \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y} \right) + \left( \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{y} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{y_{ij}}{y_j} \ln \frac{y_{ij}}{y_j} \right) = T_B + T_W$$



Kde zlomek  $n_j/n$  vyjadřuje populační podíl skupiny  $j$  a  $y_{ij}$  značí průměrnou hodnotu sledovaného jevu v  $i$ -té jednotce ve skupině  $j$ . Pokud následně vztáhneme mezi-skupinovou nerovnoměrnost k nerovnoměrnosti celkové,

$$T_{RELATIVNÍ} = T_B / (T_B + T_W) = T_B / T,$$

dostaneme relativní podíl celkové nerovnoměrnosti, která je vysvětlena rozdíly mezi průměry jednotlivých skupin (regionů). Logika rozkladu nerovnoměrnosti je demonstrována na modelovém příkladě v Tab. 3. Uvažujme tři regiony (A, B, C) a čtyři obce v každém z těchto regionů. V prvním případě (v levé části tabulky) mají obyvatelé v každém ze tří regionů stejný příjem, liší se pouze průměry v těchto regionech. Mezi-skupinové (mezi-regionální) složce nerovnoměrnosti tak může být přisouzeno 100 % sledované nerovnoměrnosti. Oproti tomu ve druhém případě (v pravé části tabulky) jsou regionální průměry shodné a veškerá nerovnoměrnost se nachází uvnitř těchto regionů. Je samozřejmě možné, abychom namísto obcí nebo regionů pracovali s jednotlivci, příjmovými kategoriemi či jinými „neprostorovými“ skupinami. V praxi tak můžeme, pokud disponujeme dostatečně podrobnými daty, porovnávat význam prostorové složky se složkou genderovou, vzdělanostní, věkovou či jinými složkami (viz kapitola 5.1.4).

**Tab. 3 – Ukázka extrémních případů relativního významu regionálních nerovnoměrností**

region	1 - extrémní mezi-regionální složka ( $T_B$ )					2 - extrémní vnitro-regionální složka ( $T_W$ )				
	obec 1	obec 2	obec 3	obec 4	průměr	obec 1	obec 2	obec 3	obec 4	průměr
<b>A</b>	10	10	10	10	10	10	20	20	30	20
<b>B</b>	20	20	20	20	20	10	20	20	30	20
<b>C</b>	30	30	30	30	30	10	10	30	30	20
	$T_B / T = 100 \%$					$T_B / T = 0 \%$				

Zdroj: Netrdová a Nosek 2009.

Pozn.: hodnoty v tabulce mohou představovat například průměrné příjmy v tisících Kč v jednotlivých regionech a obcích uvnitř těchto regionů.

#### *Rozklad podle měřítkových úrovní*

Specifickým příkladem prostorového rozkladu je rozklad podle více měřítkových úrovní, který umožňuje vyčíslit relativní podíly na celkové nerovnoměrnosti, které je možno vysvětlit rozdíly mezi regiony na jednotlivých měřítkových úrovních. Uvedme jednoduchý příklad. Mějme tři měřítkové úrovně: krajskou ( $T_k$ ), okresní ( $T_{ok}$ ) a obecní ( $T_{ob}$ ). Celková nerovnoměrnost  $T$  je dána nejnižší zkoumanou měřítkovou úrovní, v tomto případě tedy platí  $T = T_{ob}$ . Při splnění podmínky, že každá jednotka náleží právě do jedné jednotky vyššího řádu, je procentní podíl jednotlivých měřítkových úrovní ( $k_p$ ,  $ok_p$ ) na celkové nerovnoměrnosti určen následujícím vztahem:

$$k_p = \frac{T_k}{T} \cdot 100; ok_p = \frac{T_{ok}}{T} \cdot 100;$$

a zároveň platí, že

$$T_k \leq T_{ok} \leq T_{ob}$$

#### *Rozklad podle jednotlivých regionů*

Rozklad Theilova indexu také umožňuje vyčíslit individuální podíl každé z jednotek vstupujících do analýzy, anebo rozložit sledovaný ukazatel podle jeho parciálních složek. V případě sledování regionálních jednotek nás může zajímat, jak se jednotlivé regiony podílejí na celkové nerovnoměrnosti, tj. které regiony jsou nejvíce zodpovědné za změřenou nerovnoměrnost. Jedná se vlastně o lokální statistiku, kterou můžeme vyjádřit na mapě. Příspěvky jednotlivých regionů  $j$ , můžeme vyjádřit následujícím vztahem:

$$S_j = \frac{n_j}{n} \cdot \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y}$$

Rekapitulací předchozího textu můžeme odvodit základní výhody a nevýhody metody „prostorového“ rozkladu nerovnoměrnosti, které jsou shrnuty v tabulce 4.

**Tab. 4 – Shrnutí výhod a nevýhod při použití rozkladu Theilova indexu**

VÝHODY	NEVÝHODY
Splňuje většinu podstatných požadavků na míry nerovnoměrnosti.	Pracuje s předem vymezenými regiony, které nemusejí odrazet skutečné prostorové vztahy (závislost na zvolené regionalizaci).
Umožňuje bezzbytkový nerovnoměrnosti.	Interpretace výsledků může být obtížnější (shora neomezený definiční obor).
Určuje význam mezi-regionální a vnitro-regionální složky nerovnoměrnosti.	Inferenční statistiky jsou početně náročnější a chybí jednoduchý software.
Umožňuje pracovat s více měřítkovými úrovněmi najednou.	Hodnoty rozkladu mohou být ovlivněny stochastickou složkou nerovnoměrnosti (viz dále).
Počítá relativní příspěvky všech jednotek na jednotlivých složkách nerovnoměrnosti – možnost lokální analýzy.	
Výpočet není náročný na vstupní data - k analýzám nejsou nutně zapotřebí velmi podrobná data a informace o prostorovém umístění jednotek, postačí znalost příslušnosti k regionu.	

Zdroj: vlastní zpracování.

Výpočet Theilova indexu a jeho rozkladů může komplikovat také fakt, že neexistuje software, který by přímo tento výpočet umožňoval. Některé výpočty lze provést s pomocí softwaru STARS (Rey a Janikas 2006), který je však primárně určen k analýzám časových řad a proměnlivosti statistických distribucí. Také uživatelské rozhraní programu je pro běžného uživatele komplikované. V programech, které umožňují výpočty Giniho a variačního koeficientu, bývá obvykle opomenuta možnost populačního vážení (např. S-PLUS nebo StatsDirect). Přestože vlastní výpočet v tabulkovém procesoru není obtížný, součástí přílohy k dizertační práci je skript v jazyce Visual Basic, který značně zrychlí práci s velkými objemy dat a může tak usnadnit empirické analýzy. Skript lze spustit v programu Microsoft Excel (vložením „vlastní“ funkce THEIL) a kromě výpočtu váženého Theilova indexu obsahuje také

funkci na výpočet váženého Giniho koeficientu, váženého variačního koeficientu a koeficientu H.

### **3.2.2 Měření prostorových závislostí**

Při výzkumu geografických nerovnoměrností si můžeme položit otázku, zdali přítomnost nějakého jevu v jedné jednotce ovlivňuje pravděpodobnost výskytu tohoto jevu v jednotkách sousedních či prostorově blízkých. Pokud taková souvislost existuje, mluvíme o prostorové autokorelaci. Velmi častou přítomnost prostorové autokorelace ilustruje i tzv. první zákon geografie: „vše souvisí se vším, ale blízké věci spolu souvisí více než věci vzdálené“ (Tobler 1970, str. 234).

Kromě otázky týkající se míry, do jaké je výskyt určitého jevu v geografické jednotce analýzy závislý na výskytu tohoto jevu v blízkých jednotkách, je s problematikou prostorové autokorelace spojena též otázka shlukování, která úzce souvisí se sledováním prostorové variability a vymežováním strukturálně podobných geografických jednotek (Spurná 2008). Tyto metody byly primárně vyvinuty za jiným účelem, přesto mohou posloužit jako vhodný nástroj také v kontextu cílů vymezených v této práci.

Prvním propagátorem důležitosti prostorové souvislosti jevů byl v roce 1971 Berry<sup>10</sup>, který uvedl, že charakteristiky určitého místa nejsou závislé pouze na ostatních vlastních charakteristikách, ale také na charakteristikách okolních jednotek (Cliff a kol. 1975). Při tomto výkladu prostorové autokorelace snadno vystopujeme vazby na tradiční geografická témata jako prostorová difúze, šíření inovací apod. Pojem prostorová autokorelace však zavedli do geografie až Cliff a Ord (1973), kteří modifikovali výpočet již tehdy známé metody časové autokorelace. V českém geografickém výzkumu byla prostorová autokorelace a obecně metody prostorové analýzy dat dlouho opomíjeny, jejich důležitost zdůraznila až v nedávné době Spurná (2006, 2008). Prostorovou autokorelaci je nejjednodušeji možno definovat jako korelaci jednoho jevu se sebou samým v prostoru. Tato korelace se následně projevuje statisticky významným uspořádáním hodnot sledovaného jevu v prostoru (Spurná 2006). Prostorová autokorelace není pouze specifickým příkladem korelace. Zatímco klasická korelační analýza zkoumá vztah mezi dvěma proměnnými, prostorová autokorelace je navržena tak, aby ukazovala korelace uvnitř jedné proměnné mezi prostorově definovanými jednotkami (Getis 2007).

Základní myšlenku prostorové autokorelace lze slovně formulovat jako podobnost územních jednotek, která je zkoumána z hlediska jejich vzájemné vzdálenosti a která vyplývá z relativní kontinuity sociálně-geografických a fyzicko-geografických jevů v prostoru (Nezdařilová 1984). Prostorová autokorelace je měřena různými autokorelačními statistikami, které popisují souhrnnou mírou prostorové souvislosti zkoumaného jevu. Nejčastěji používanou statistikou je Moranovo I kritérium (Cliff a Ord 1973, dále MI), které je definováno vzorcem:

---

<sup>10</sup> Myšlenky prostorových vztahů však v implicitní podobě najdeme také v mnohem ranějších pracích, viz například koncept *distance decay*, který použil ve své nejznámější práci Zipf (1949).

$$MI = \frac{k \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k w_{ij} \sum_{i=1}^k (y_i - \bar{y})^2},$$

kde  $k$  je počet analyzovaných jednotek,  $y_i$  značí hodnotu proměnné v jednotce  $i$  a  $\bar{y}$  aritmetický průměr sledované proměnné,  $w_{ij}$  odpovídá zvolenému vážicímu schématu (viz níže). Moranovo I kritérium se blíží definici a interpretaci Pearsonovu korelačnímu koeficientu. Platí, že pokud se vyskytují vysoké hodnoty v blízkosti vysokých hodnot a nízké hodnoty v blízkosti nízkých hodnot, mluvíme o pozitivní prostorové autokorelaci (vysoká pozitivní hodnota MI), pokud mají naopak vysoké hodnoty tendenci vyskytovat se v blízkosti nízkých hodnot, mluvíme o negativní prostorové autokorelaci (vysoká negativní hodnota MI). Pokud nepozorujeme žádnou prostorovou souvislost dat, MI se blíží nulové hodnotě a můžeme mluvit o nulové prostorové autokorelaci. Podle Fotheringhama (Fotheringham a kol. 2002) však vykazují téměř všechna geografická data nějakou formu pozitivní prostorové autokorelace.

Vyčíslení prostorové autokorelace pomocí Moranova I kritéria tak do jisté míry odpovídá na otázku, kterou exaktněji měří rozklad Theilova indexu, a to jak důležitá je geografická složka nerovnoměrností. Je logické, že pokud pozorujeme vysokou prostorovou autokorelaci, geografická složka nerovnoměrnosti sledované proměnné bude vyšší než v případě nízké prostorové autokorelace. Oproti rozkladu Theilova indexu nepracuje prostorová autokorelace s předem vymezenými jednotkami a neuvažuje populační ani jiné váhy jednotek. V kontextu stanovených cílů tak může být výhodou její nezávislost na regionálním vymezení, nevýhodou naopak zanedbání populačních vah jednotek.<sup>11</sup>

Měření Moranova I kritéria můžeme považovat za tzv. globální statistiku, protože výsledná hodnota ukazuje na stav (míru prostorové autokorelace neboli shlukování) v celém zkoumaném území (*test for clustering*). Existují však také lokální varianty prostorové autokorelace – nejběžnější je pravděpodobně LISA analýza (*Local Indicators of Spatial Association*) vyvinutá Anselinem (1995). Pomocí analýzy LISA můžeme provést kategorizaci sledovaných proměnných do pěti skupin (*test for cluster*). Prvními dvěma typy jsou jednotky nadprůměrné/podprůměrné obklopené jednotkami nadprůměrnými/podprůměrnými (typ vysoká-vysoká a nízká-nízká). Další dva typy zachycují jednotky nadprůměrné/podprůměrné v blízkosti jednotek podprůměrných/nadprůměrných (typ vysoká-nízká a nízká-vysoká). Zbývající typ vystihuje jednotky s nulovou či nesignifikantní prostorovou autokorelací. Důležitým aspektem analýzy LISA je možnost jejího vyjádření v mapě. Mapový výstup tak pomůže lokalizovat dříve zjištěnou významnost prostorového aspektu nerovnoměrností.

Ukázka LISA map a porovnání se znázorněním hodnot v kartogramu je zachyceno na obr. 4. Jak bylo zmíněno výše, v případě měření Moranova I koeficientu, ale také vizualizace lokálních koeficientů pomocí analýzy LISA, závisí hodnoty z velké míry na prostorové vážicí funkci

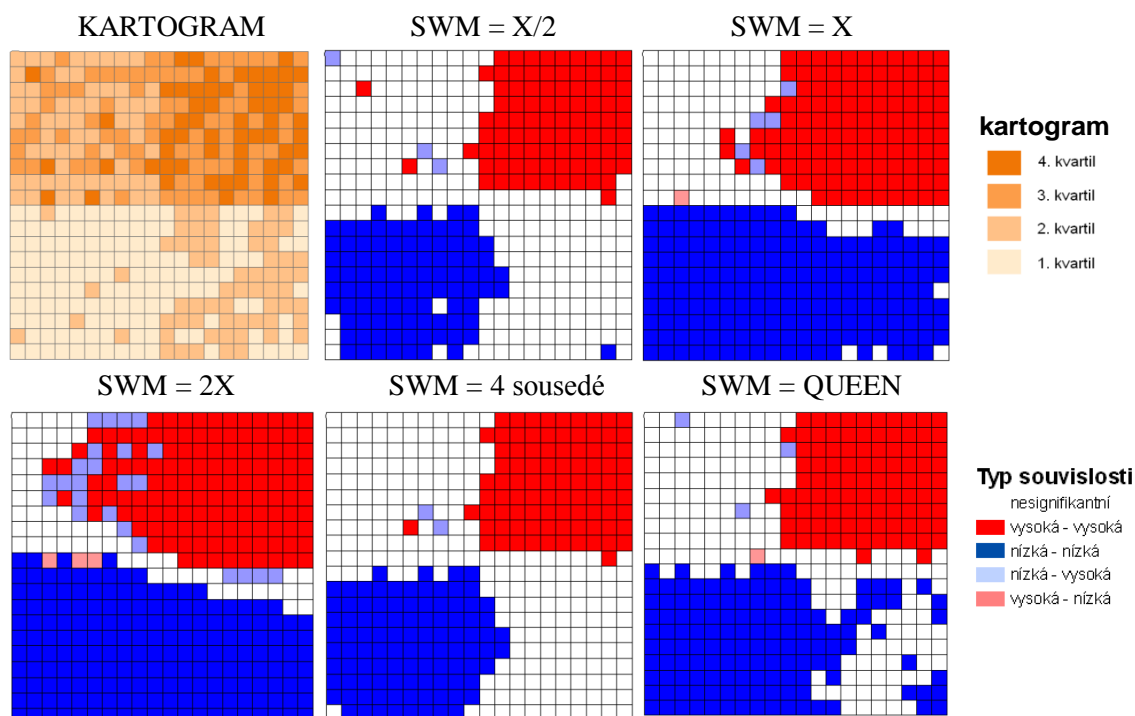
<sup>11</sup> Toto může být problém, na který je nutno pamatovat při interpretaci, pokud jsou jednotky vstupující do analýzy populačně velmi odlišné. Klasickým příkladem mohou být obce v Česku, jejichž populační rozpětí je mnohdy velmi výrazné.

(*spatial weight matrix*,  $W_{ij}$ ; blíže k významu prostorové vážící funkce viz např. Spurná 2006 nebo Blažek a Netrdová 2009). Různé prostorové vážící funkce sice mohou mít za následek změny rozsahu prostorových závislostí, hlavní rysy však zůstávají zachovány. Obecně řečeno, při volbě různých vážících funkcí se s rostoucí hodnotou minimální vzdálenosti uvažované pro porovnání se zkoumanou jednotkou (nebo s počtem sousedních jednotek zahrnutých do analýzy) mění také shluky prostorové autokorelace.

Mezi nejběžnější prostorové vážící funkce patří určení kritické vzdálenosti mezi jednotkami, které jsou ještě považovány za sousední. Tuto hodnotu můžeme odvodit na základě předchozí empirické zkušenosti (v Česku běžně používáme hranici 10 km, viz Nosek a Netrdová 2010 nebo Blažek a Netrdová 2009), případně software GeoDa dokáže automaticky nabídnout váhu, pomocí které dostaneme statisticky nejvýznamnější výsledek. Další běžnou prostorovou vážící funkcí je určení počtu nejbližších sousedů. Protože zdaleka ne při všech empirických analýzách pracujeme se stejnou územní strukturou, jak si ukážeme v další části práce, jako vhodnější možnost se jeví definovat prostorovou vážící funkci pomocí počtu nejbližších sousedů resp. zvolit typ „queen“.

Na obr. 4 je zachycen vliv různých prostorových vážících funkcí na formování shluků v území a porovnání těchto map s kartogramem. Použity byly prostorové vážící funkce kritické vzdálenosti ( $x/2$ ,  $x$ ,  $2x$ ), počtu nejbližších sousedů (4) a typu „queen“ (tzn. všechny jednotky dosažitelné pohybem šachové figurky dámy).

**Obr. 4 – LISA mapy s různou prostorovou vážící funkcí a porovnání s kartogramem ve čtvercové síti**



Zdroj: vlastní zpracování (Geoda095i).

Pozn.: LISA mapy se liší svými prostorovými vážícími funkcemi, které identifikují jednotky, které jsou dále považovány za sousední. Na obrázku jsou zastoupeny následující typy: kritická vzdálenost  $x/2$ ,  $x$  a  $2x$ ; nejbližší 4 sousedé; typ „queen“ (analogie pohybu šachové figurky dámy).

Přestože je koncept prostorové autokorelace znám již několik desetiletí, není mu stále věnována dostatečná pozornost. Podstatná část výzkumníků například při použití regresních metod obvykle nevěnuje dostatečnou pozornost požadavku nezávislosti reziduí, který prostorově autokorelovaná data nesplňují.

Shrnutím předchozího textu můžeme odvodit hlavní obecné přínosy i nedostatky metody prostorové autokorelace, konkrétně pak Moranova I a lokální analýzy LISA. Toto hodnocení je zachyceno v tabulce 5.

**Tab. 5 – Shrnutí výhod a nevýhod při použití Moranova I a analýzy LISA**

VÝHODY	NEVÝHODY
Určuje sílu prostorových závislostí vybrané proměnné.	Výpočty nezohledňují populační velikosti zkoumaných jednotek.
Pomáhá lépe pochopit sousedské efekty v území (LISA).	Výsledek je vždy do určité míry závislý na subjektivní volbě vážící funkce.
Srozumitelnost a jednoduchost interpretace výsledků hodnot MI (analogie s Pearsonovým korelačním koeficientem) i analýzy LISA (shluky nadprůměrných a podprůměrných hodnot vybrané proměnné v území)	Náročnost na vstupní informace - smysluplné výsledky jsou podmíněny podrobnou územní strukturou a všechna data musí obsahovat informaci o přesném prostorovém umístění.
	Relativní výpočetní náročnost.

Zdroj: Getis 2007, upraveno a doplněno.

Pro potřeby výpočtu MI a sestavení analýzy LISA byl vyvinut speciální software GeoDa (Anselin 1995). Software je volně dostupný<sup>12</sup>, má intuitivně srozumitelné ovládání a v porovnání se stejnými analýzami prováděnými pomocí softwaru ArcMap je také podstatně rychlejší a méně náročný na výpočetní kapacitu hardwaru. Pro potřeby prostorové autokorelace však musí být všechna data prostorově lokalizována – je nutné mít připravenou polygonovou vrstvu ve formátu „shp“, která v sobě nese všechna data, která chceme zkoumat. Dále musíme z nabízených možností zvolit prostorovou vážící funkci a nakonec vybrat potřebnou analýzu.

### 3.2.3 Další metody

Vedle rozkladu Theilova indexu a hodnocení prostorové autokorelace bychom pro hodnocení prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností mohli použít i další metody. Nabízí se například využití vícenásobné regrese, pomocí které lze též odhadovat význam prostorové složky nerovnoměrností. Kupříkladu při studiu příjmové diferenciaci bychom za podmiňující faktory mohli vybrat vedle dalších obvyklých proměnných (vzdělání, ekonomická vyspělost regionu atp.) také geografickou polohu. Vícenásobná regrese obsahující geografickou polohu jako jeden z faktorů bývá nazývána prostorovou regresí (spatial regression). Pokud definujeme regresní model jako:

$$R = \alpha + \left( \sum_{i=1}^n \beta_i X_i \right) + \mu$$

kde  $X_i$  značí vektor vysvětlujících proměnných a  $\beta_i$  jejich směrový vektor. Relativní příspěvky každého faktoru  $s_j$  mohou být odhadnuty následujícím vztahem:

<sup>12</sup> <http://geodacenter.asu.edu/software/downloads>

$$s_j = \text{cov} \left( X_j, \bar{Y} \right) / \sigma^2(Y)$$

kde  $a$  je vektor koeficientů  $(\alpha, \beta_i)$ ,  $X$  vektor vysvětlující proměnné a  $Y$  funkce sledované proměnné.

Metoda GWR (geograficky vážená regrese) rozšiřuje klasickou regresi o pohyblivé regresní parametry tím, že umožňuje odhadovat jejich lokální podobu. Rovnicí bychom mohli zapsat geograficky váženou regresi následovně<sup>13</sup>:

$$R_i = \alpha(u_i, v_i) + \left( \sum_{k=1}^n \beta_k(u_i, v_i) X_{ik} \right) + \mu$$

Kde  $(u_i, v_i)$  vyjadřuje souřadnice  $i$ -tého bodu v prostoru a koeficient  $\beta_k(u_i, v_i)$  hodnotu spojitě funkce  $\beta_k(u, v)$  v bodě  $i$ .

Geograficky vážená regrese tedy předpokládá prostorově odlišné vztahy v regresním modelu. Vynesením lokálních regresních koeficientů do mapy můžeme získat poměrně přesnou představu o odlišnostech zkoumaných vztahů v prostoru. GWR má oproti předchozím metodám explanační charakter a spíše než na prostorovou nestacionaritu jevů ukazuje na prostorovou nestacionaritu jejich vztahů. Tato metoda tak najde využití spíše ve výzkumech hledajících vysvětlující faktory určitého jevu než ve výzkumech usilujících o odhalení prostorových aspektů prostého nerovnoměrného rozložení tohoto jevu (viz např. Brunson a kol. 1998, Fotheringham a kol. 2001, Kyratso a Yiorgos 2004, Lloyd a Shuttleworth 2005).

### 3.3 Testování významnosti měř nerovnoměrností

Obecně podceňovanou otázkou při výpočtech ukazatelů nerovnoměrností je testování významnosti výsledků. To se nejčastěji provádí za účelem vyčíslení pravděpodobnosti, s kterou lze výsledky vypočtené z výběrového souboru zobecnit na celou populaci (základní soubor). Dále může být ale statistické testování užitečné i pro hodnocení významnosti dosažených efektů (např. vývojových změn sledované míry nerovnoměrnosti) nebo pokud nemůžeme vyloučit existenci nezávislých náhodně rozložených chyb. Testování je většinou založeno na hledání pravděpodobnosti, s jakou mohou dané výsledky být dílem náhody. V kontextu analýzy prostorových dat pak může jít o porovnávání dosažených výsledků se situací, kdy jsou pozorování v území rozložena rovnoměrně či náhodně.

Obvyklé asymptotické testy však pro většinu měř nerovnoměrností nelze aplikovat (např. kvůli omezenému definičnímu oboru ukazatelů nerovnoměrností). Alternativní možností je ovšem použití neparametrických metod založených na tzv. resamplingu, kdy interval spolehlivosti (či jiné potřebné statistiky) sestavujeme ze souboru simulovaných hodnot testované charakteristiky, který vypočteme z dat opakovaně generovaných z původního souboru

---

<sup>13</sup> Geograficky váženou regresi nejlépe vypočteme pomocí specializovaného softwaru GWR 3.0 (Fotheringham a kol. 2002).

pozorování (jednotlivé metody se liší zejména v tom, zda jsou tyto soubory generovány pomocí permutací s opakováním či bez něj). Tyto metody založené na resamplingu nejsou nové (viz například Efron 1979, Stine 1989, Mills a Zandvakili 1997, Davidson a Flachaire 2005). Přesto však dosud při výpočtech měr nerovnoměrností nebyly příliš používány (zřejmě též díky náročnosti na výpočetní kapacitu hardwaru). Ačkoliv se jedná o metody intuitivně srozumitelné, formální matematické vyjádření je poněkud složitější (viz přehledný článek Stineho 1989).

Testování signifikance měr nerovnoměrností (např. Theilova indexu) či zjištěných efektů (např. vývojových změn Theilova indexu) provádíme pomocí metody nazývané „bootstrapping“. Bootstrapping je založen na resamplingu pomocí permutací s opakováním. Z původního souboru tak k-krát vygenerujeme nový simulovaný soubor a z každého z těchto souborů vypočteme testovanou charakteristiku – například Theilův index. Ze získaného souboru výsledných Theilových indexů pak lze jednoduše určit příslušný interval spolehlivosti a porovnat ho s původní naměřenou hodnotou. Testování zjištěných efektů je analogické, přičemž testujeme, zda je daný efekt signifikantně vzdálen od nulové hodnoty.

Při hodnocení prostorových aspektů nerovnoměrností je dále relevantní testovat, zda je změřená regionální nerovnoměrnost signifikantně odlišná od situace, kdy jsou data náhodně rozprostřena v území. Takovou situaci dále označujeme jako tzv. nulový model. Je zřejmé, že i při náhodném územním rozložení dat zjistíme určitou regionální nerovnoměrnost. V tomto smyslu lze proto každou míru regionální nerovnoměrnosti považovat za výslednici dvou složek:

- a) „náhodné“ resp. stochastické složky (která odpovídá regionální nerovnoměrnosti nulového modelu),
- b) faktické resp. kontextuální složky (ta část pozorované regionální nerovnoměrnosti, která převyšuje stochastickou složku).

Stochastická složka nerovnoměrnosti může být definována na základě centrální limitní věty (viz též kap. 2.3.). Uvažujme základní soubor pozorování daného jevu popsany průměrem  $\mu$  a směrodatnou odchylkou  $\sigma$ . Představme si dále, že regiony (o průměrné populační velikosti  $N$ ) jsou nezávislé výběry z tohoto základního souboru. Podle centrální limitní věty platí, že výběrové průměry s rostoucím rozsahem výběru ( $N$ ) konvergují k normálnímu rozdělení, a to i když je rozdělení v základním souboru asymetrické. Na základě centrální limitní věty lze odhadovat i parametry tohoto rozdělení výběrových průměrů – průměr by se měl blížit k průměru základního souboru ( $\mu$ ) a směrodatnou odchylku pak lze odhadovat jako  $\sqrt{\sigma^2 / N}$ . Ekvivalent uvedené směrodatné odchylky přitom odpovídá stochastické složce mezi-regionální nerovnoměrnosti a jeho podíl na celkové nerovnoměrnosti populace (tj.  $\sqrt{1/N}$ ) pak stochastické složce prostorové dimenze celkové nerovnoměrnosti (pokud by byla vyčíslena rozkladem rozptylu). Za kontextuální složku nerovnoměrnosti naopak považujeme tu část regionální nerovnoměrnosti, která převyšuje stochastickou složku – tzn. převyšuje regionální nerovnoměrnost odpovídajícího nulového modelu.



Lze říci, že cílem testování měř regionálních nerovnoměrností je určení významnosti kontextuální složky – tzn. odhad složky stochastické a její porovnání s naměřenou hodnotou testované charakteristiky.

V provedených analýzách používáme k výpočtu stochastické složky opět techniku resamplingu, a která je založena na jednoduché randomizační metodě Monte Carlo (viz také Rey 2004, a Yildirim a kol. 2009). Jde opět o opakované výpočty testovaného ukazatele ze souborů dat generovaných ze souboru původních pozorování. Tyto soubory zde ale generujeme tak, že jednotlivá pozorování v rámci základního souboru náhodně rozmístíme v daném území pomocí „územních permutací“ původních hodnot bez opakování. Například postup testování rozkladu Theilova koeficientu je následující.

1. Vypočteme celkovou nerovnoměrnost ( $T$ ), regionální nerovnoměrnost ( $T_B$ ) a relativní význam regionální nerovnoměrnosti vzhledem k nerovnoměrnosti celkové ( $T_B/T$ ).
2. Náhodně rozmístíme původní pozorování v daném území (tzn. sestrojíme nulový model) a znovu z těchto hodnot vypočteme regionální průměry a testované míry regionálních nerovnoměrností – tzn.  $T_{0B}$  a  $T_{0B}/T$ .
3. Krok 2 opakujeme 1000 krát.
4. Ze souboru získaných 1000 hodnot testovaných charakteristik vypočteme příslušné intervaly spolehlivosti, resp. ověříme, zda se testované charakteristiky významně odlišují od hodnot nulového modelu.

Pro přesnější interpretaci rozkladu také dále můžeme hodnoty ukazatelů vypočtených z nulového modelu odečíst od skutečných hodnot vypočtených z pozorovaných dat. Takto upravené hodnoty  $T_B^*$  a  $(T_B/T)^*$  vyjadřují význam kontextuální složky hodnocené nerovnoměrnosti a představují důležitou dodatečnou informaci o jejích prostorových aspektech.

$$T_B^* = T_B - T_{0B}$$

$$(T_B/T)^* = T_B/T - T_{0B}/T$$

Tento typ testování může být vhodné provádět vždy, když pracujeme s prostorovými daty, to znamená například také při jednoduchém výpočtu nerovnoměrnosti pomocí variačního nebo Giniho koeficientu.

Při testování statistické významnosti se určitě neobejdeme bez podpůrného softwaru. Pro testy typu bootstrap je možno využít program S-PLUS<sup>14</sup>, který je pro studenty a vědecké pracovníky dostupný na jeden rok zdarma. Metodou bootstrap lze za pomoci tohoto software testovat libovolnou statistiku, kterou lze zapsat jedním vzorcem. Výpočetně náročná je také simulační metoda Monte Carlo. Jednoduchou extenzí v prostředí programu Microsoft Excel (PopTools<sup>15</sup>)

---

<sup>14</sup> <http://spotfire.tibco.com/>

<sup>15</sup> <http://www.cse.csiro.au/poptools/>

můžeme provést resampling a Monte Carlo či bootstrapping simulace pro jakoukoliv statistiku, tedy i pro rozklad Theilova indexu. Jediným úskalím je poměrně delší doba čekání na výsledný výpočet při větším objemu dat (např. simulace o 1000 opakováních na obcích v Česku), resp. potřeba výkonného hardwaru.

### **3.4 Datová základna a sledované územní jednotky**

V této kapitole představíme data, která využíváme v empirické části práce a věnujeme se také vymezení územních jednotek. Jak v případě Česka, tak ostatních zemí jsou využívána převážně data na obecní úrovni, která jsou agregována od vyšších územních celků (mikroregionů a mezoregionů). V Česku jsou používána také data za základní sídelní jednotky a za rok 2001 také data individuální.

#### **3.4.1 Česko**

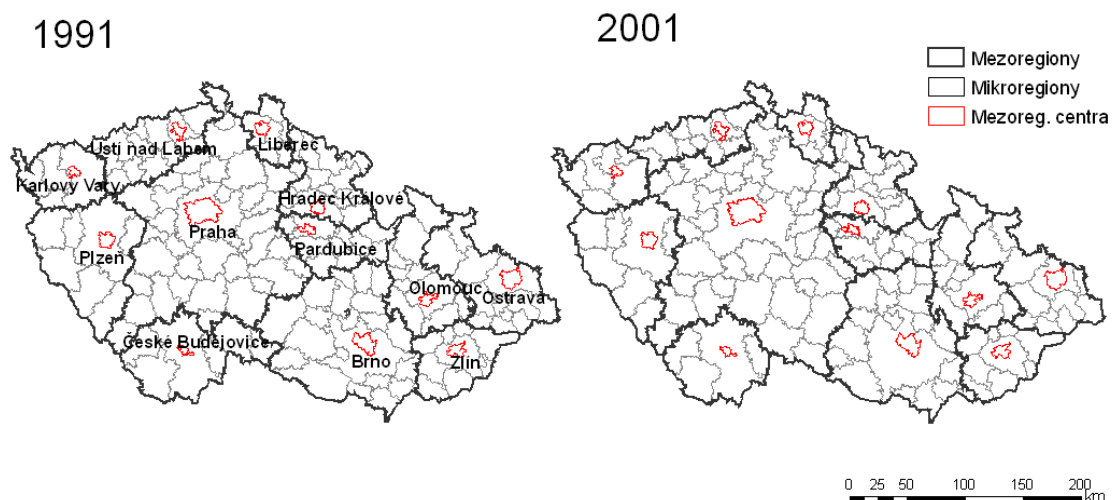
##### *Sledované jednotky*

Pro potřeby regionálních analýz se většinou využívá průměrů administrativních regionů. Důvodem je především dostupnost dat – mnohé charakteristiky se nezjišťují na měřítkově nižší úrovni. Výhodou je také možnost jednoduššího praktického uplatnění výsledků – například krajská úroveň je formou regionální samosprávy. Administrativní regiony jsou také oproti jiným vymezením poměrně dobře známé (a to i laické veřejnosti).

Mnozí autoři však upozorňují na nepřesné vymezení administrativních regionů z hlediska skutečné působnosti funkčních vztahů v území a z toho vyplývajících nepřesností při výpočtech nerovnoměrností nebo prostorové autokorelace. Právě při hodnocení prostorové závislosti se rozlišuje na složky označované jako „nuisance“ a „substantive“ (Anselin a Rey 1991). Část prostorové autokorelace považovaná za „substantive“ je způsobena skutečnými socio-ekonomickými procesy, kdežto „nuisance“ je zbytková část, která je nejčastěji způsobena právě neorganickým vymezením regionů. Podobně můžeme uvažovat také v případě měření regionálních nerovnoměrností. Pokud se tedy snažíme pracovat s organickými funkčně relativně integrovanými regiony, snažíme se vlastně minimalizovat „nuisance“ část prostorové autokorelace.

Pro analýzy na úrovni českých okresů proto například někteří autoři preferují použití některých sloučených okresů, zejm. ve snaze spojovat největší města s jejich přilehlým okolím (Novotný 2000, Hampl 2005, Nosek 2006 atd.). Když však máme k dispozici data za jednotlivé obce, můžeme je agregovat do přesněji vymezených funkčních celků. Nabízí se například regionalizace Hampla (Hampl a kol. 1987, 1996, Hampl 2005), které zmíněný autor sestavil na základě dat získávaných při pravidelných sčítáních lidu, a jsou relativně metodicky konzistentní. V této práci využíváme právě těchto regionalizací (roky 1991 a 2001, viz obr. 5). Nicméně výsledky dosažené při použití těchto členění jsou také porovnávány s běžnými úrovněmi administrativních regionů.

**Obr. 5 – Sociogeografické regiony podle SLDB 1991 a 2001**



Zdroj: Hampl a kol. 1996, Hampl 2005.

Pozn.: červenou barvou jsou vyznačeny hranice meziregionálních center. Počet těchto center (12) zůstal mezi lety 1991 a 2001 neměnný.

### *Sledované jevy*

Jak již bylo uvedeno výše, pracujeme s dvěma typy sledovaných jevů. Prvním typem dat jsou socio-demografické proměnné. V obou sčítáních jsou dostupná data za index stáří (tj. podíl obyvatel starších 60 let na obyvatelstvu ve věku 0-14 let) a podíl sezdaných obyvatel na obyvatelstvo starší 15 let. Dále sem pak patří ukazatel podílu vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva<sup>16</sup> a v roce 2001 také rozvodovosti (podíl rozvedených na obyvatelstvu starším 15 let).

Druhý typ je označován jako socio-ekonomické proměnné a pro účely sledování vývojových změn zahrnuje podíl ekonomicky aktivních pracujících v zemědělství a míru nezaměstnanosti. Míra nezaměstnanosti zjišťovaná v roce 1991 může být do jisté míry sporným ukazatelem. Domníváme se však, že struktury typické pro vývoj v dalších letech by mohly být, alespoň částečně, patrné již ve výsledcích sčítání z roku 1991.

Tato data byla vybrána na základě několika požadavků. V první řadě bylo – vzhledem k použitým metodám – nutné vybrat data v detailním územním členění, které bychom mohli slučovat do libovolných regionálních agregátů. Dále jsme chtěli pracovat s typově odlišnými ukazateli, socio-demografickými i socio-ekonomickými. Kvůli srovnatelnosti byly dále požadovány proměnné stejného statistického charakteru, tj. ukazatele „vnitřní struktury“ a nikoliv velikostního významu (viz Hampl 1998, Novotný a Nosek 2009). Dalším omezujícím faktorem výběru ukazatelů byla snaha porovnat dosažené výsledky pro Česko s okolními zeměmi, tzn., že výběr byl odvislý od jejich dostupnosti ve všech zemích (a zároveň od požadavku alespoň přibližné srovnatelnosti těchto dat mezi zeměmi). Drobné odchylky

<sup>16</sup> V literatuře se někdy objevuje tzv. index vzdělanosti, sestavený na základě nejvyššího dokončeného vzdělání, kterému je podle jeho výše dáвана různá váha (viz např. Blažek a Netrdová 2009). Pro naše účely předpokládáme, že v Česku i dalších sledovaných zemích je vzdělání nižší než vysokoškolské relativně prostorově homogenní a používáme prostý podíl obyvatel s vysokoškolským vzděláním.

v definici jednotlivých proměnných mohou být zanedbány, a to především proto, že v prováděných analýzách neporovnáváme samotné ukazatele, ale míry jejich nerovnoměrností.

Jelikož však poslední sčítání proběhlo před téměř desíti lety, doplnili jsme tyto výsledky příkladově novějšími daty. V kapitole 5.1.3 hodnotíme prostorové aspekty nerovnoměrností podle indexu stáří a míry registrované nezaměstnanosti v letech 2001 a 2008. Protože se však jedná o data získaná z různých evidencí (např. v případě měř nezaměstnanosti z úřadů práce), nejsou tyto výsledky plně porovnatelné s předchozími výpočty z dat ze sčítání lidu.

V Česku jsou využívána také individuální data (kapitola 5.1.4). Tato data za jednotlivce jsou vedle agregování do prostorových skupin (ZSJ, obce, regiony) slučována také do skupin neprostorových. Tyto skupiny jsou sestaveny na základě rodinného stavu, náboženského vyznání, věku, pohlaví, ekonomické aktivity, nejvyššího dokončeného vzdělání, oboru vzdělání, druhu bydlení a ekonomického odvětví vykonávané práce. Tato individuální data jsou však dostupná pouze v Česku ze sčítání lidu v roce 2001.

### 3.4.2 Mezinárodní porovnání

#### *Sledované jednotky*

Při mezinárodních porovnáních je důležité zajistit porovnatelnost dat. Nejedná se však pouze o skutečný význam a zdroje samotných dat, ale také o výběr vhodných (vzájemně porovnatelných) regionálních úrovní. Přestože všechny země jsou členy Evropské unie a používají shodné označení regionálních úrovní Unijní klasifikace (LAU, NUTS), stejně označované úrovně se však v jednotlivých státech velmi odlišují jak průměrnou rozlohou, tak i průměrnou populační velikostí. Museli jsme tedy v každé zemi vybrat odlišné měřítkové úrovně (alespoň z hlediska jejich označení), které budou alespoň přibližně srovnatelné napříč zkoumanými zeměmi. Rozhodovali jsme se také na základě populačního mediánu. Tabulka se základními charakteristikami dvou používaných regionálních úrovní je zobrazena v tabulce 6, vybrané úrovně jsou znázorněny také v mapě na obrázku 6.

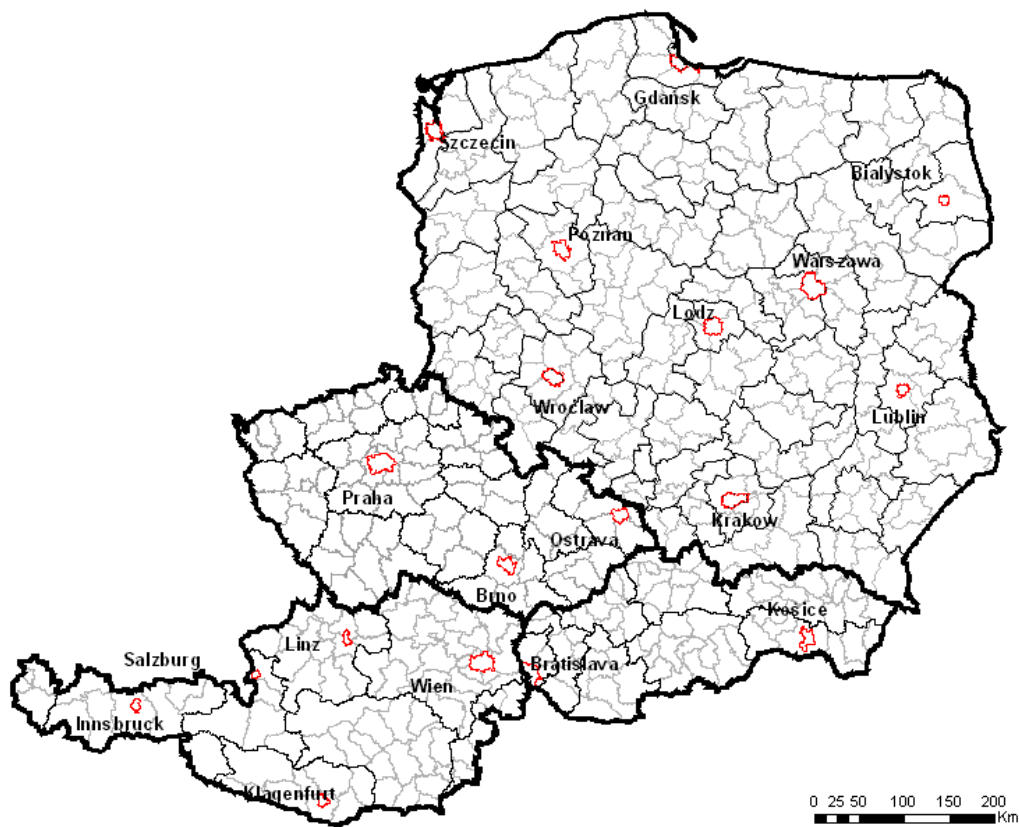
**Tab. 6 – Základní charakteristika obou regionálních úrovní ve sledovaných zemích**

Regionální úroveň	Česko		Slovensko		Polsko		Rakousko	
	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2
Počet jednotek	77	14	72	8	315	66	85	9
Populační průměr	132 858	730 636	74 675	672 074	121 365	579 244	81 088	891 964
Populační Medián	108 053	610 139	61 965	676 161	77 299	584 658	58 742	673 504
Km <sup>2</sup> Průměr	1 025	5 637	681	6 129	1 025	4 738	977	9 336
Km <sup>2</sup> Medián	1 030	5 241	611	6 546	920	4 898	928	9 563

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: regionální úroveň 1 (REG 1) reprezentují okresy v Česku (Praha jeden okres) a na Slovensku (Bratislava a Košice jeden okres), sloučené powiaty v Polsku (viz obr. 6) a sloučenými politickými okresy (bezirke, viz obr. 6) v Rakousku. Regionální úroveň 2 (REG 2) je tvořena kraji v Česku a na Slovensku, podregiony v Polsku a zeměmi (länder) v Rakousku.

**Obr. 6 – Regionální úroveň 1 (Česko, Slovensko, Polsko, Rakousko 2001)**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: Česko – okresy (Praha jeden okres), Slovensko – okresy (Bratislava a Košice jeden okres), Polsko – powiaty, Rakousko – bezirke (politické okresy). V Rakousku byly sloučeny všechny městecké regiony s výjimkou Vídně (tzn. Innsbruck, Salzburg, Villach, Klagenfurt, Wels, Linz, Steyr, Waldhofen an der Ybbs, Sankt Pölten, Graz, Wiener Neustadt, Eisenstadt, Rust, Krems an der Donau). Stejně tak byla sloučena většina městských regionů v Polsku s výjimkou následujících: Warszawa, Gdańsk, Krakow, Łódź, Szczecin, Wrocław.

### *Sledované jevy*

V empirické analýze byla pro mezinárodní porovnání použita stejná data, jako pro Česko, avšak pouze za rok 2001. Aktuální stav je v závěrečné části této podkapitoly zdokumentován pomocí indexu stáří a míry registrované nezaměstnanosti v letech 2001 a 2008. V Polsku jsou obě tyto proměnné dostupné za obce, na Slovensku jsme na úrovni obcí získali data pouze za index stáří (míru registrované nezaměstnanosti potom za okresy) a v Rakousku jsme mohli použít pouze data na úrovni jednotlivých zemí (länder).

Přestože většina dat pochází z populačních cenů, srovnatelnost některých proměnných může být díky jejich částečně odlišným definicím sporná. Výjimkou je Slovensko, které má díky dlouhé společné historii s Českem podobnou strukturu sčítání lidu. Žádný problém by neměl nastat také při studiu socio-demografických proměnných, tj. indexu stáří a podílu sezdaných a rozvedených. Problémovou proměnnou se může jevit podíl pracujících v zemědělství, ne všechny země totiž používají stejné sektorové a odvětvové členění ekonomiky. V Rakousku bylo při sčítání použito klasifikace ÖNACE (založena na klasifikaci Evropské unie NACE), v Česku a na Slovensku OKEČ a v Polsku PKD (Polska Klasyfikacji Działalności – Polská

klasifikace aktivit). Polská klasifikace PKD je podle vyjádření polského statistického úřadu v celé šíři porovnatelná se standardem EU. Rakouská klasifikace ÖNACE má s klasifikací NACE shodné první čtyři kategorie, ve kterých se nachází také zemědělské činnosti. Tyto kategorie odpovídají také v československé klasifikaci OKEČ. Za pracující v zemědělství jsou tedy považováni ekonomicky aktivní pracující v zemědělství, lesnictví, rybolovu a souvisejících odvětvích.

Částečně se liší také definice vysokoškolsky vzdělaných v Rakousku. Za vysokoškolské vzdělání nejsou v rakouských statistických výkazech považovány některé bakalářské obory, proto je celková vysokoškolská vzdělanost v porovnání s ostatními zeměmi nižší. Regionální struktura a míra nerovnoměrností však není touto skutečností výrazněji ovlivněna. Drobné odlišnosti nalezneme také v metodice zjišťování nezaměstnanosti<sup>17</sup>.

---

<sup>17</sup> Mezi drobné odlišnosti patří například skutečnost, že v Rakousku a na Slovensku počítají s osobami staršími 16 let, v ostatních zemích s osobami staršími 15 let. V některých případech je pro zhodnocení zaměstnanosti/nezaměstnanosti podstatný den sčítání, jindy (např. v Polsku) tzv. referenční týden.

#### **4. „Teoretické výsledky“ a shrnutí metodologické části práce**

Smyslem kapitoly věnující se „teoretickým výsledkům“ je zejména zjistit jakým způsobem ovlivňují odlišné vstupní podmínky výsledky dosažené pomocí rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace. Důležitost obdobných teoreticko-metodologických cílů bádání vyzdvihuje řada autorů (např. Rey 2001, Rey a Janikas 2005, Shorrocks a Wan 2005, Felsenstein a Portnov 2005). V této kapitole studujeme danou problematiku pomocí simulací založených na opakovaných výpočtech sledovaných ukazatelů ze souborů dat (pseudonáhodných čísel) náhodně rozmístěvaných v určitém území (čtvercové síti). Snažíme se tak izolovat zmíněnou stochastickou složku regionální nerovnoměrnosti, zkoumat jak se tato složka mění v závislosti na změnách různých parametrů a jak tyto změny ovlivňují výpočty ukazatelů regionálních nerovnoměrností sledovaných v této práci (zejm. Theilův koeficient a jeho rozklad, Moranovo I). Studujeme zejména vlivy: velikosti sledovaného území a vliv územní struktury tohoto území, počtu a velikosti sledovaných regionů, charakteru celkové populační variability. Dále sledujeme také průběh hodnot  $T_B/T$  a MI při modelovaných změnách jednotlivých složek nerovnoměrnosti  $T_B$  a  $T_W$ .

Dříve než přistoupíme k vlastním hodnocením, podívejme se stručně na tuto problematiku z teoretického hlediska. Shorrocks a Wan (2005, str. 66) předpokládají, že  $T_B$  a  $T_B/T$  se zvyšují (nebo alespoň nedochází k jejich poklesu) s rostoucím počtem jednotek ( $k$ ). Obdobně můžeme předpokládat, že s rostoucím měřítkem (tzn. s klesajícím počtem regionů) klesá výběrová chyba a tudíž také stochastická složka nerovnoměrnosti. Přestože se tyto předpoklady mohou jevit jako samozřejmé, nebyly dosud dostatečně prozkoumány. Obě hypotézy jsou ovšem založeny na tom, že navyšování počtu regionů je způsobeno výhradně rozdělením jedné či více regionů na několik částí. Neznamena to však, že  $T_{B_{k+1}}$  (a  $T_{B_{k+1}}/T$ ) je nutně vyšší než  $T_{B_k}$  (a  $T_{B_k}/T$ ) pro všechna možná regionální uspořádání. Pokud například budeme považovat rozdělení městských a venkovských oblastí za formu regionálního členění, mezi-regionální složka nerovnoměrnosti ( $T_B$ ) bude vysoká přesto, že se jedná pouze o dva „regiony“ (Novotný 2007, str. 566). Hodnoty Moranova I (MI) by od určitého počtu jednotek ( $k > 20$ ) neměli být jejich absolutním počtem výrazněji ovlivněny (i když zvyšující se počet regionů bude mít pochopitelně vliv na zjištěnou statistickou významnost výsledků). Ani tato domněnka však nebyla doposud ověřena.

Zajímavá je také otázka vlivu velikosti (plošné i populační) regionů na hodnoty  $T_B$ ,  $T_B/T$  a MI. O vlivu velikosti na mezi-regionální nerovnoměrnosti se zmiňují například Felsenstein a Portnov (2005, str. 22), jejich očekávání však nejsou podpořena formální analýzou ani přesvědčivou empirickou dokumentací. Pokud pomineme kontextuální faktory, zdá se být logické očekávat menší nerovnoměrnost s klesající velikostí regionů. Velikost regionů může hrát velkou roli také při výpočtu MI, zejména s ohledem k prostorové váhící funkci (blíže k prostorové váhící funkci viz kapitola 3.2.2). Také tyto hypotetické vztahy nebyly doposud uspokojivě prozkoumány.

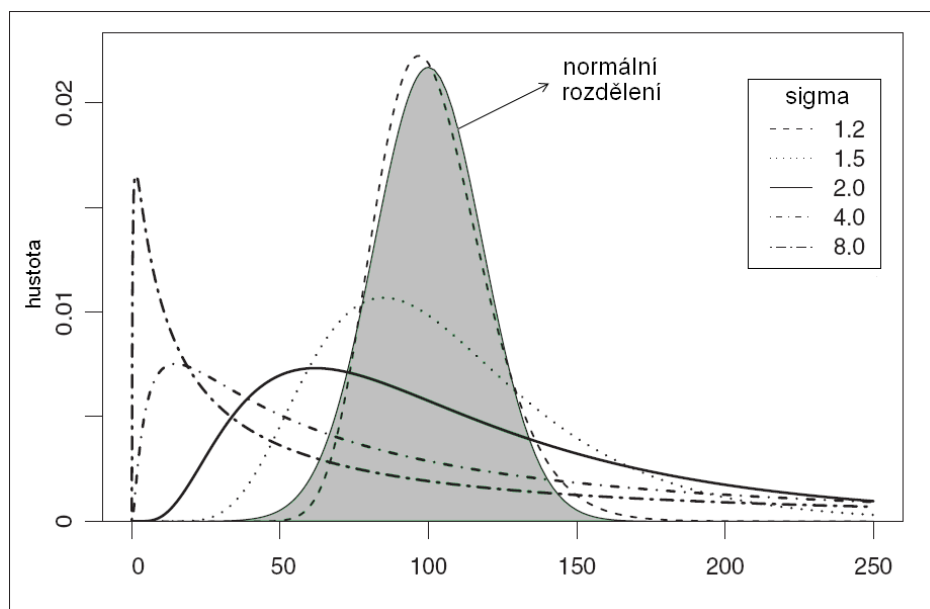
Velký vliv na hodnoty sledovaných regionálních ukazatelů bude mít bezpochyby také charakter celkové variability (variability základního souboru jednotlivců či jiných sub-regionálních jednotek). Je vcelku zřejmé, že s rostoucí celkovou variabilitou ( $T$ ) poroste také její mezi-regionální složka ( $T_B$ ). Komplikovanější může být vztah  $T$  a  $T_B/T$  a jejich souvislost s prostorovou autokorelací. Vztahem celkové variability  $T$  a její regionální složky  $T_B$  s hodnotou MI se zabýval Rey (2001, str. 11), který dospěl k závěru, že tyto hodnoty spolu úzce souvisí, což dokumentoval na příkladu vývoje diferenciacie amerických států.

V následující části (kapitola 4.1) se snažíme zabývat zmíněnými otázkami podrobněji. Namísto skutečných empirických dat k těmto účelům používáme náhodné (resp. pseudo-náhodné) hodnoty opakovaně generované z určitého statistického rozdělení. Vliv územní struktury na výsledky se snažíme omezit s použitím pravidelné čtvercové sítě.

#### 4.1 Modelování ve čtvercové síti

Čtvercová síť použitá za účelem simulací má celkem 10 000 jednotek ( $100 \times 100$ ), které jsou dále rozděleny na 100 regionů ( $10 \times 10$ ). Dále tuto síť různě upravujeme (zmenšujeme, měníme počet a velikost regionů) a měníme celkovou výchozí „populační“ variabilitu a sledujeme přitom chování hodnot  $T_B$ ,  $T_B/T$  a MI. Při jednotlivých simulacích jsou vypočtené hodnoty těchto ukazatelů založeny na základě 1000 nezávislých opakování vygenerování souborů náhodných dat. Pro výpočet MI je použita prostorová váhící funkce založená na nejbližších osmi sousedech.

**Obr. 7 – Lognormální distribuce s různými směrodatnými odchylkami**



Zdroj: Limpert a kol. (2001).

Pozn.: pro lognormální náhodné veličiny  $X$  platí, že hodnoty  $\log(X)$  jsou rozděleny normálně. Parametry lognormálního rozdělení jsou pro příklady na obrázku zpětně transformovány z ekvivalentního normálního rozdělení: střed zůstává na hodnotě 100, směrodatná odchylka  $\log(X)$  nabývá hodnot 1,2 až 8, modus se postupně blíží k nule (blíže viz Limpert a kol. 2001). Křivka s šedou výplní reprezentuje normální rozdělení.



Celkovou variabilitu měníme náhodným rozmisťováním modelových dat pocházejících z lognormálního rozdělení s různou směrodatnou odchylkou. Použití lognormálních rozložení je vhodné proto, že při změně směrodatné odchylky mohou dobře reprezentovat kontinuum statistických distribucí od unimodálního symetrického rozdělení k rozdělení s výraznou pravostrannou šikmostí (viz obr. 7). Další unikátní a užitečnou vlastností lognormálních rozdělení s různou šikmostí je, že se neprotínají, znázorníme-li je pomocí Lorenzových oblouků – směrodatná odchylka je zde proto (na rozdíl od ostatních modelů statistických rozdělení) jednoznačným kritériem při porovnávání jejich míry nerovnoměrnosti (Aitchinson a Brown 1957).

*Vliv počtu jednotek, počtu a velikosti regionů a celkové variability*

V prvním případě je zachován počet jednotek v regionech, ale postupně se snižuje celkový počet těchto regionů. Čtvercová síť je tak postupně zmenšována z 10 000 na 2 500, 900, 400 a 200 jednotek (pozorování). Uvažována je zde pouze jedna hodnota celkové (populační) nerovnoměrnosti – data jsou generována z lognormálního rozdělení s parametrem  $\sigma = 1,2$ . Výsledky jsou prezentovány v tabulce 7.

**Tab. 7 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo I pro různý celkový počet jednotek se zachováním velikostí regionů**

Počet jednotek	Počet jednotek v regionech	Počet regionů	sigma	T	T <sub>B</sub>	T <sub>B</sub> /T	MI
10 000	100	100	1,2	3,50	0,52	14,8 %	0,004
2 500	100	25	1,2	3,41	0,45	13,2 %	- 0,002
900	100	9	1,2	3,18	0,32	10,1 %	- 0,003
400	100	4	1,2	2,93	0,22	7,4 %	0,002
200	100	2	1,2	2,64	0,10	3,8 %	- 0,001

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: hodnoty T a T<sub>B</sub> byly dosaženy pomocí průměru z 1000 náhodně uspořádaných nulových modelů; celková nerovnoměrnost je reprezentována směrodatnou odchylkou normálního rozdělení, ze kterého bylo odvozeno lognormální rozdělení dat. Střední hodnota tohoto normálního rozdělení je 100; T vyjadřuje hodnotu celkové nerovnoměrnosti, T<sub>B</sub> hodnotu mezi-regionální složky a T<sub>B</sub>/T podíl meziregionální složky na celkové nerovnoměrnosti, MI značí hodnotu Moranova I kritéria.

Druhou možností změny vnitřní struktury čtvercové sítě při redukci počtu jednotek je zachování počtu regionů, což nutně vede ke snižování počtu jednotek v těchto regionech. Výsledky jsou zahyceny v tabulce 8.

**Tab. 8 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo I pro různý celkový počet jednotek se zachováním počtu regionů**

Počet jednotek	Počet jednotek v regionech	Počet regionů	sigma	T	T <sub>B</sub>	T <sub>B</sub> /T	MI
10 000	100	100	1,2	3,50	0,52	14,8 %	0,004
2 500	25	100	1,2	3,08	0,80	30,0 %	- 0,002
900	9	100	1,2	2,96	1,40	47,3 %	- 0,003
400	4	100	1,2	2,79	1,62	58,1 %	0,002
200	2	100	1,2	2,60	2,16	83,1 %	- 0,001

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 7.

Výsledky obou příkladů simulací přinášejí některá zjištění. To, že s klesajícím počtem jednotek klesají hodnoty celkové nerovnoměrnosti ( $T$ ) i její mezi-regionální složky ( $T_B$ ) není překvapivé. Zajímavější ovšem může být, že s klesajícím počtem jednotek (tzn. klesající velikostí daného územního systému) a regionů klesá také hodnota podílu  $T_B/T$ , podobně jak předpokládali Shorrocks a Wan (2005). Můžeme se tedy také domnívat, že alespoň ze statistického úhlu pohledu by měly být hodnoty  $T_B$  a  $T_B/T$  nižší v menších zemích, což je v souladu s předpoklady Felsensteina a Portnova (2005). Když však zmenšujeme počet jednotek v regionech, ale zachováváme celkový počet regionů, výsledkem je trend opačný. Toto zjištění bylo výše zdůvodněno na základě centrální limitní věty. Hodnoty Moranova  $I$  se v závislosti na zde uvažovaných změnách v uspořádání čtvercové sítě nemění. Můžeme tedy konstatovat, že  $MI$  není závislé na celkovém počtu jednotek vstupujících do analýzy. Větší vliv na hodnoty  $MI$  než absolutní počet jednotek má jejich prostorové uspořádání (územní struktura). Je pravděpodobné, že jiných hodnoty by  $MI$  dosahovalo v území s protáhlým tvarem či s výrazně se odlišujícími rozměry hodnocených jednotek.

Ve třetím případě zachováváme celkový počet jednotek (na základě výše uvedených zjištění můžeme tedy předpokládat, že  $MI$  bude konstantní) a postupně zvyšujeme počet regionů (tzn. snižujeme sledované měřítko). Výsledky těchto výpočtů jsou znázorněny v tabulce 9. Tyto výsledky potvrdily předpoklad, že s rostoucím počtem regionů a klesajícím počtem jednotek v regionech (tj. se snižujícím se měřítkem sledování) roste „výběrová chyba“ a tudíž rostou hodnoty  $T_B$  a  $T_B/T$ .

**Tab. 9 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo  $I$  pro různý počet regionů beze změny celkového počtu jednotek**

Počet jednotek	Počet jednotek v regionech	Počet regionů	sigma	$T$	$T_B$	$T_B/T$	$MI$
10 000	10 000	1	1,2	3,50	0,00	0 %	0,004
10 000	2 500	4	1,2	3,50	0,03	0,9 %	0,004
10 000	625	16	1,2	3,50	0,15	4,2 %	0,004
10 000	100	100	1,2	3,50	0,52	14,8 %	0,004
10 000	25	400	1,2	3,50	1,09	31,0 %	0,004
10 000	1	10000	1,2	3,50	3,50	100 %	0,004

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 7.

Ve čtvrtém případě zkoumáme vztah mezi úrovní celkové populační variability a úrovní hodnot Theilova indexu a  $MI$ . Postupně tedy generujeme náhodná data z lognormálního rozdělení se zvyšující se standardní odchylkou. Výsledky jsou shrnuty v tabulce 10. V první řadě je z nich zřejmý pozitivní vztah mezi celkovou nerovnoměrností ( $T$ ) a hodnotami  $T_B$  a (zajímavěji)  $T_B/T$ . Takové zjištění může být důležité při interpretaci empirických výsledků, zvláště když je z průběhu hodnot  $\sigma$  a  $T_B$  zřejmé, že vztah celkové nerovnoměrnosti a  $T_B/T$  není lineární.

Oproti tomu hodnoty  $MI$  se v souvislosti se změnou celkové nerovnoměrnosti nemění. Toto zjištění je vzhledem k náhodnému rozmístění jednotek logické, nicméně nikoliv zcela triviální – intuitivně bychom mohli předpokládat vyšší pravděpodobnost shlukování hodnot u souborů dat s vyšší populační variabilitou. Zde tedy bylo doloženo že, v případě  $MI$  nehraje, na rozdíl od rozkladu Theilova koeficientu, stochastická složka roli.

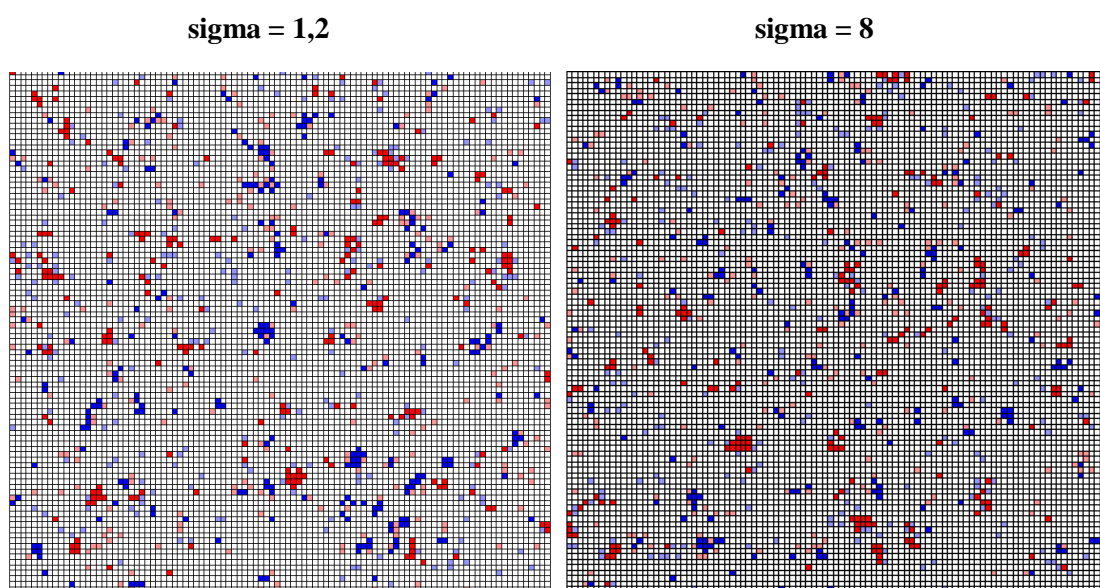
**Tab. 10 – Rozklad Theilova indexu a Moranovo I v závislosti na změně celkové populační variability**

Počet jednotek	Počet jednotek v regionech	Počet regionů	sigma	T	T <sub>B</sub>	T <sub>B</sub> /T	MI
10 000	100	100	1,2	3,50	0,52	14,83 %	0,004
10 000	100	100	1,5	4,97	1,20	24,25 %	0,001
10 000	100	100	2	6,31	2,03	32,17 %	- 0,002
10 000	100	100	4	8,11	3,53	43,54 %	- 0,003
10 000	100	100	8	8,79	4,18	47,61 %	0,003

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 7

Díky lokální variantě prostorové autokorelace (LISA) můžeme statisticky významné jednotky vyznačující se silnou prostorovou autokorelací vynést do mapy. Podle nízkých hodnot MI se můžeme domnívat, že analýza LISA při náhodném prostorovém rozmístění neodhalí žádné významnější shluky. Ukázka takové mapy je prezentována na následujícím obrázku 8. Jak jsme podle hodnot MI předpokládali, shluky se v území (čtvercové síti) téměř nevyskytují. Shluky se neodlišují v závislosti na celkové populační variabilitě. Toto zjištění pouze podpořilo předchozí konstatování, že očištění výsledků pomocí jejich porovnání s nulovým modelem není – na rozdíl od rozkladu Theilova indexu – při empirickém zpracování dat metodou prostorové autokorelace nutné.

**Obr. 8 – LISA mapa pro nulový model z lognormálního rozdělení (10000 jednotek) s různou celkovou populační variabilitou**

Zdroj: vlastní výpočty (Geoda095i).

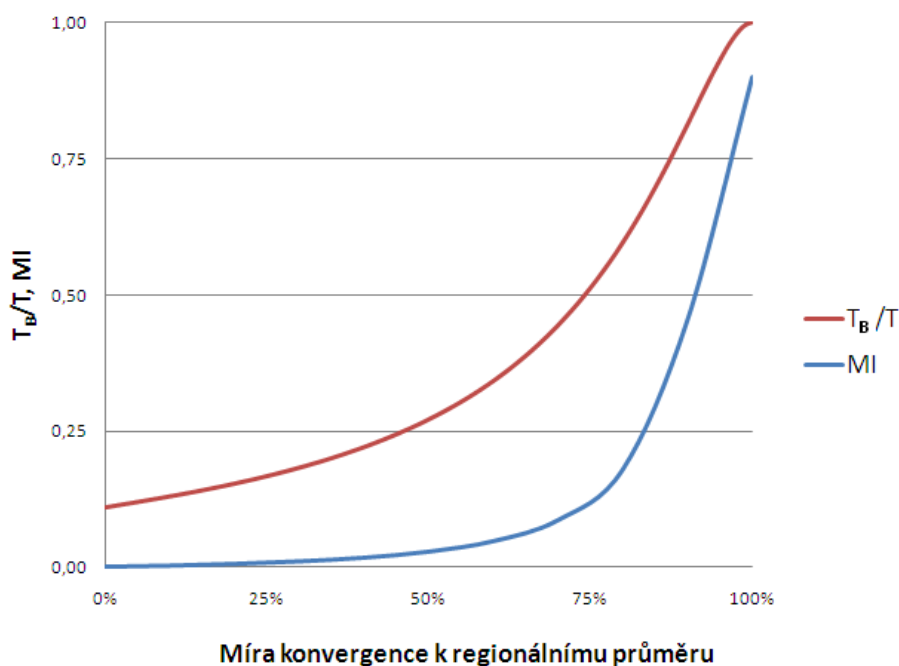
Pozn.: hodnota MI pro sigma=1,2 je rovna 0,0037 (sig. 0,145), pro sigma=8 dosáhlo MI hodnoty 0,0031 (sig. 0,201). Signifikance byly vypočteny na základě 1000 permutací.

Všechny z uvedených simulačních experimentů potvrdily nutnost sestavení nulových modelů při empirickém výzkumu, stochastická složka se ukázala být poměrně významným faktorem změřeného podílu T<sub>B</sub>/T. Naopak při výpočtu MI není konstrukce nulového modelu nutná.

*Průběh hodnot  $T_B/T$  a MI při postupném omezování  $T_w$* 

V dalším příkladu testujeme chování zvolených metod při postupných změnách hodnot analyzovaných dat. Představme si, že zkoumaná pozorování jsou rozprostřena v území náhodně. Poté definujeme ve sledovaném území regiony, u kterých vypočteme průměrnou hodnotu z jednotek tvořících tyto regiony. Jak vyplývá z předchozích simulací, MI se bude blížit nulové hodnotě, podíl  $T_B/T$  bude závislý na celkové populační variabilitě a ostatních vstupních podmínkách. V dalších krocích pak budeme postupně „zvyšovat uspořádanost“ postupným omezováním vnitro-regionální složky nerovnoměrnosti ( $T_w$ ). V každém kroku upravujeme každou z jednotek tak, aby se o 1 % přiblížila k průměru svého regionu. Průměry regionů tak zůstávají zachovány, ale postupně (díky omezování vnitro-regionální složky –  $T_w$ ) snižujeme celkovou nerovnoměrnost ( $T$ ) souběžně se zvyšováním podílu regionální složky na celkové nerovnoměrnosti ( $T_B/T$ ). Stejně tak tím zvyšujeme míru prostorové autokorelace, a podobným způsobem může být proto simulován také průběh hodnot MI. Cílem této simulace je zjistit, jak se při postupných lineárních změnách chovají podíly  $T_B/T$  a hodnoty MI. Zjištěný průběh jejich hodnot znázorňuje obr. 9.

**Obr. 9 – Hodnoty  $T_B/T$  a MI při postupné konvergenci jednotek (10 000) k regionálním průměrům (100), lognormální rozložení (sigma=1,2)**



Zdroj: vlastní výpočty.

Pozn.: nulový model pro míru konvergence k regionálnímu průměru roven 0 % byl odvozen z 1000 náhodně sestavených nulových modelů.

Pro podíl  $T_B/T$  platí, že průběh jeho hodnot je značně nelineární, přestože úpravy hodnot ve všech jednotkách byly lineárního charakteru. Ještě větší nelinearita byla zjištěna pro hodnoty MI. Z obrázku 9 je patrné, že již hodnota MI rovna 0,1 odpovídá zhruba 75% odlišnosti od situace, kdy jsou data náhodně rozprostřena v území. Zjištění nelineárního chování průběhu hodnot  $T_B/T$  a MI je důležité především při interpretaci vývojových změn. Zjistili jsme, že

jednotková změna sledovaných měř  $T_B/T$  a MI ve spodních částech intervalu jejich definičního oboru může mít reálně větší „praktický“ význam, než jednotková změna v jeho horní části.

## **4.2 Shrnutí metodologické části práce**

V první části dizertační práce jsme se snažili naplnit cíl „zkoumat možnosti zvolených metod v ohledu k jejich využití pro hodnocení geografických aspektů sociálních nerovnoměrností“ a odpovědět na výzkumnou otázku „jakým způsobem ovlivňují odlišné vstupní podmínky výsledky dosažené pomocí rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace“.

Nejdříve byly v krátkosti představeny základní míry nerovnoměrnosti a výhody i nedostatky při jejich aplikaci. Vyjma představení ostatních metod je největší prostor věnován metodám přímo použitým v empirické části práce, tedy prostorovému rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelaci měřené Moranovým  $I$  a jeho lokálním vyjádřením LISA.

Dále jsme upozornili na různá využití testování statistické signifikace, založená na variantách technik tzv. resamplingu. Poukázali jsme na relevanci testování statistik nerovnoměrností při sledování významnosti jejich změn. Také významnost měř hodnotících prostorové aspekty speciálních nerovnoměrností  $T_B/T$  a MI je vhodné podrobit příslušným testům. Pro tyto účely byla představena metoda založená na porovnání pozorované nerovnoměrnosti se situací, kdy jsou daná pozorování náhodně rozmístěna ve sledovaném území (tzv. nulový model). Důležitost konstrukce nulového modelu, a to především pro hodnoty  $T_B/T$ , potvrdily také simulované teoretické výsledky. S využitím těchto postupů lze kvantitativně odlišit dvě základní složky pozorované nerovnoměrnosti – složku stochastickou a složku kontextuální. Pro přesnější interpretaci podílu  $T_B/T$  navrhuje stochastickou složku od pozorované hodnoty odečítat. Při výpočtu MI je stochastická složka (z podstaty výpočtu prostorové autokorelace) většinou zanedbatelná.

V další části jsme se snažili pomocí modelových případů simulovat odlišné vstupní podmínky při kvantifikaci nerovnoměrností pomocí rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace a hodnotit vliv těchto podmínek na výsledné hodnoty. Závislost hodnoty  $T_B$  na počtu a velikosti regionů (tj. změně měřítka) při znalosti CLV nepřekvapí. Zajímavější je vliv celkového počtu jednotek na podíl  $T_B/T$ . S klesajícím počtem analyzovaných jednotek totiž sice klesá jak celková nerovnoměrnost ( $T$ ), tak regionální nerovnoměrnost ( $T_B$ ), ale též podíl  $T_B/T$  (tzn.  $T_B$  klesá relativně rychleji než  $T$ ). Bylo také prokázáno, že  $T_B/T$  roste při zvyšující se celkové variabilitě. Naopak hodnoty MI se ukázaly být na těchto modifikacích nezávislé. Pomocí simulací bylo také poukázáno na nelineární chování hodnot MI a také podílu  $T_B/T$ . Zjištění nelinearity průběhu hodnot může pomoci upřesnit interpretace daných měř nerovnoměrností.

Na závěr této části se pokusme sestavit typologii proměnných podle očekávaných hodnot měř prostorových nerovnoměrností. Pokud výsledky zjednodušíme do binární podoby (vysoké, nízké), mohou nastat čtyři odlišné možnosti, na základě kterých můžeme provést typologii proměnných. V realitě můžeme nalézt ukazatele, které nevykazují téměř žádné prostorové aspekty (tzn. podíl mezi-regionální složky při rozkladu Theilova indexu stejně jako hodnota MI

budou velmi nízké) a tuto kategorii můžeme nazvat „prostorově nezávislé proměnné“. Příkladem takové proměnné na národní úrovni mohou být podle našich očekávání relativně homogenní demografické ukazatele. Jiné ukazatele, u kterých pozorujeme výraznou geografickou dimenzi nerovnoměrnosti, můžeme dále rozdělit do dvou kategorií. První kategorie reprezentuje proměnné, které jsou v prostoru silně koncentrované, avšak tyto shluky nerespektují vymezení obvyklých (sociogeografických) regionů. Takto organizovaná může být například zemědělská produkce, která je výrazněji podmíněna fyzicko-geografickými charakteristikami území než socio-geografickým vymezením regionů. Tyto proměnné mohou být pojmenovány jako „prostorově podmíněné“. Další možnou kategorií jsou proměnné, které jsou nejen koncentrované v prostoru, ale tyto koncentrace do velké míry odpovídají vymezení (socio-geografických) regionů. Do této kategorie by mohly patřit například proměnné závislé na socio-geografických vztazích, a to kupříkladu dojížděka do zaměstnání. Poslední možností je vysoká hodnota  $T_B/T$  doprovázená nízkou hodnotou MI. Takovou situaci můžeme pozorovat v případě vysoké stochastické složky rozkladu Theilova indexu, která však nemá vliv na hodnotu MI. Při očištění rozkladu o stochastickou složku by proměnné tohoto typu neměly mít v realitě zastoupení. Kategorizace může v empirické části posloužit především k utřídění získaných poznatků a obecného rozlišení proměnných. Případně se nabízí také využití kategorizace k obecnému zacílení regionálních i jiných politik. Jednotlivé kategorie jsou znázorněny v tab. 11.

**Tab. 11 – Kategorizace proměnných při použití rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace**

	<b><math>T_B/T</math> vysoké</b>	<b><math>T_B/T</math> nízké</b>
<b>MI vysoké</b>	Prostorově i regionálně podmíněné	Převážně prostorově podmíněné
<b>MI nízké</b>		Prostorově a regionálně nezávislé

Zdroj: vlastní zpracování.

Analýza pomocí rozkladu Theilova indexu a Moranova I doplněného o analýzu LISA je výhodná především proto, že obě metody kladou důraz na jiné aspekty diferenciací (Rey a Janikas 2005). Rey (2001, str. 10) tvrdí, že „jejich vzájemná kombinace v průběhu analýz...může poskytnout komplementarity umožňující bližší náhled na zkoumané jevy, které žádná z těchto metod sama nenabízí.“ Přímým srovnáním a snahou o společnou interpretaci se věnuje Netrdová a Nosek (2009). Shrňme-li možnosti společné interpretace obou metod, můžeme říci, že prostorová autokorelace je přínosnější v její lokální podobě (LISA), odhalující lokální specifika, Theilův index a jeho rozklad naopak ve statistice globální. Rozklad Theilova indexu je lépe představitelný a může vyjádřit podíl více regionálních úrovní. Při studiu významnosti prostorových aspektů (geografického rozměru) odpovídá prostorová autokorelace spíše na otázku **jak velký** je tento rozměr, **kde** konkrétně jej můžeme pozorovat a **jakým způsobem** se promítá v prostoru. Rozklad Theilova indexu doplní tyto informace o nejvýznamnější **měřítkovou úroveň**, případně jinou **složku** nerovnoměrnosti.

## **5. Výsledky empirické analýzy**

Empirická kapitola je věnována analýze nerovnoměrností a jejich prostorových aspektů v Česku a ve vybraných sousedních zemích. Oproti většině ostatních prací zaměřených na související problematiku (viz přehled v kapitole 2.4), je zde důraz položen i na zahrnutí nižších měřítkových úrovní do provedených hodnocení.

Právě snaha o podchycení nižších měřítkových úrovní pochopitelně omezuje možnosti analýzy a je důvodem, proč pracujeme převážně s daty ze sčítání lidu z let 1991 a 2001 a pouze doplňkově (v kapitole 5.1.2) s aktuálnějšími údaji. Následující část této práce prezentující výsledky empirických analýz má následující strukturu. V kapitole 5.1 se soustředíme na hodnocení situace v Česku. V rámci ní jsou v podkapitole 5.1.1 po představení základních popisných statistik postupně analyzovány jednotlivé proměnné. Podkapitola 5.1.2 je věnována vlivu rozdílného vymezení regionů na výsledky. V podkapitole 5.1.3 sledujeme prostorové aspekty vybraných nerovnoměrností také v letech 2001 až 2008. Před shrnutím empirické analýzy v Česku se v podkapitole 5.1.4 zabýváme také analýzou individuálních dat ze sčítání v roce 2001 a dalšími aspekty sociálních nerovnoměrností. V kapitole 5.2 hodnotíme prostorové aspekty nerovnoměrností v ostatních zemích.

### **5.1 Situace v Česku**

#### ***5.1.1 Výsledky za jednotlivé ukazatele***

Tabulka 12 ukazuje základní popisné statistiky – střední hodnoty a základní koeficienty regionálních nerovnoměrností – pro sledované regionální ukazatele na úrovni sociogeografických mikroregionů. Největší změny ve středních hodnotách mezi sledovanými roky můžeme pozorovat u indexu stáří (proces stárnutí obyvatelstva – viz např. Dzúrová 2001), podílu pracujících v zemědělství a míře nezaměstnanosti (oboje reflektuje změny v charakteru ekonomiky průběhu postkomunistické transformace). Nejvyšší regionální nerovnoměrnost sledujeme vcelku pochopitelně u zaměstnanosti v zemědělství (největší význam vnějších makro-determinací), nejnižší naopak u socio-demografických proměnných (převaha vnitřních podmínek). Výrazné změny v hodnotách regionální nerovnoměrnosti můžeme, tak jak jsme očekávali, zaznamenat u socio-ekonomických proměnných. Podstatně se zvýšila nerovnoměrnost v zaměstnanosti v zemědělství, výrazně vzrostla také regionální nerovnoměrnost míry nezaměstnanosti, což souvisí především s několikanásobným nárůstem průměrné nezaměstnanosti v celém Česku.

**Tab. 12 – Základní popisné statistiky sociogeografických mikroregionů v Česku v letech 1991 a 2001**

proměnná	rok	průměr	medián	CV	G	T
Index stáří	1991	0,850	0,825	0,179	0,101	0,016
	2001	1,138	1,092	0,153	0,087	0,012
Podíl sezdaných	1991	0,626	0,635	0,031	0,017	0,000
	2001	0,553	0,566	0,041	0,023	0,001
Podíl rozvedených	1991	.	.	.	.	.
	2001	0,095	0,085	0,201	0,114	0,021
Podíl vysokoškolsky vzdělaných	1991	0,072	0,047	0,487	0,253	0,106
	2001	0,089	0,062	0,427	0,226	0,084
Podíl pracujících v zemědělství	1991	0,116	0,163	0,578	0,325	0,168
	2001	0,044	0,059	0,663	0,365	0,213
Míra nezaměstnanosti	1991	0,023	0,019	0,243	0,137	0,030
	2001	0,093	0,086	0,428	0,235	0,086

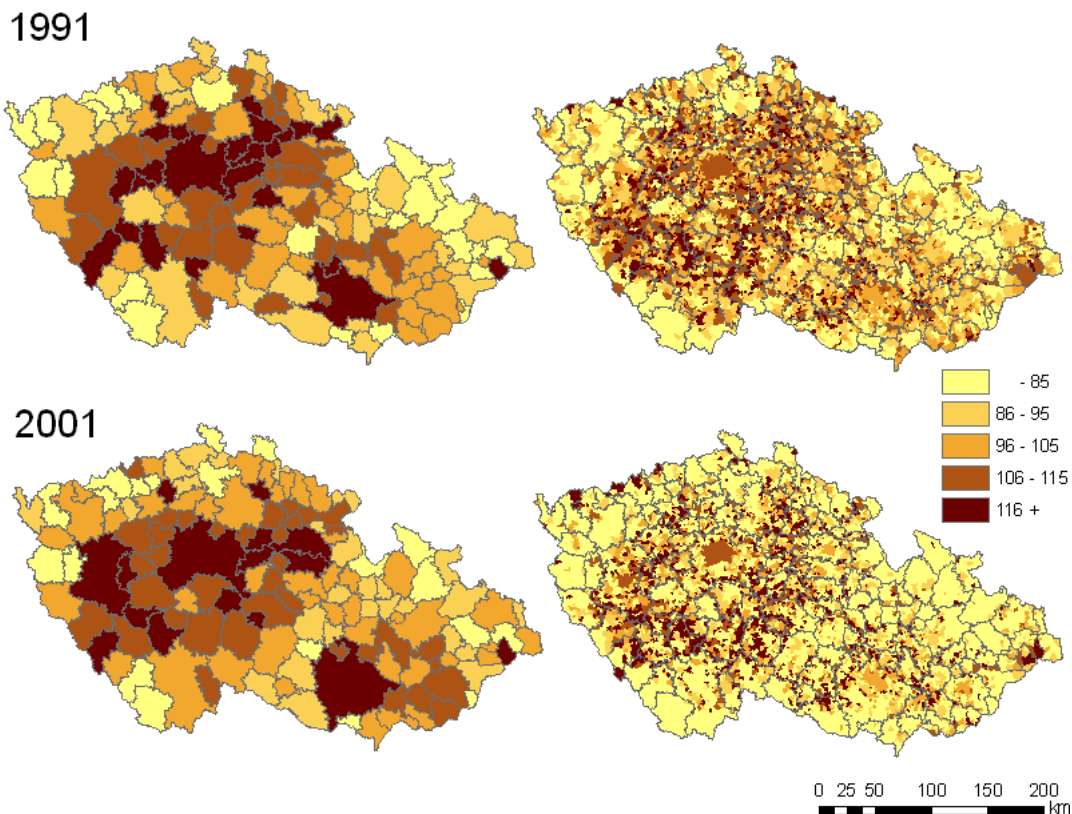
Zdroj: viz zdroje dat, vymezení sociogeografických regionů viz Hampl a kol. (1996) a Hampl (2005).

Pozn.: v roce 1991 bylo vymezeno 147 sociogeografických regionů, v roce 2001 144. CV = vážený variační koeficient, G = vážený Giniho koeficient, T = vážený Theilův koeficient (blíže viz kapitola 3.1).

### Index stáří

První hodnocenou proměnnou je index stáří. Jeho průměrná hodnota se mezi lety 1991 a 2001 podstatně zvýšila, míra regionální nerovnoměrnosti naopak mírně poklesla. Kartogramy na úrovni sociogeografických regionů (podle Hampla 2005) a na úrovni obcí jsou zachyceny na obr. 10. Kartogramy zobrazují relativní hodnoty ve vztahu k republikovému průměru.

**Obr. 10 – Index stáří, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001**



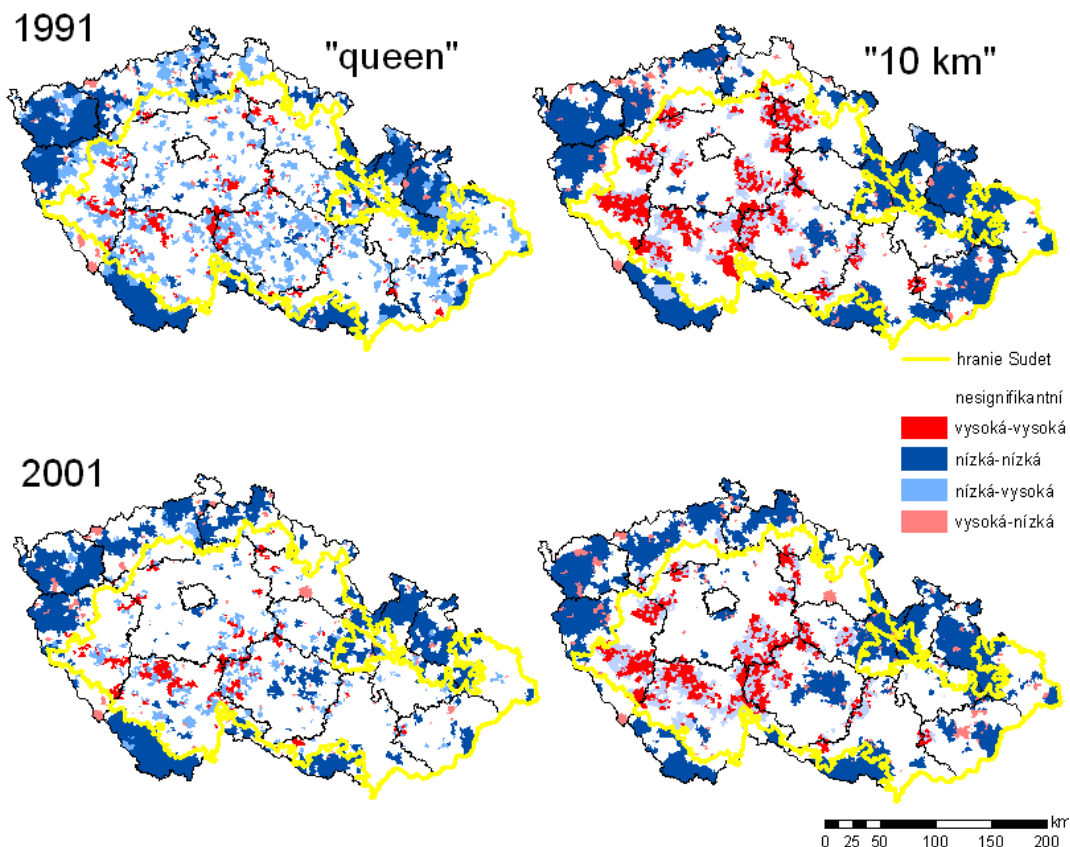
Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: průměr Česka = 100.



Prostorovou koncentrací jednotek s podobnými hodnotami indexu stáří můžeme lépe identifikovat pomocí analýzy LISA (viz obr. 11). Protože výsledky analýzy jsou ovlivněny volbou prostorové vážící funkce, uvádíme dvě varianty použití dvou různých funkcí („queen“ a „kritická vzdálenost 10km“, blíže viz kapitola 3.2.2). Kvůli předpokladu vlivu dosídlení Sudet, znázorňujeme v mapách také jejich hranici.

**Obr. 11 – Index stáří, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Kromě grafického znázornění prostorových aspektů pomocí kartogramů a analýzy LISA (tj. lokální analýza), můžeme také vyčíslit jejich hodnotu jedním souhrnným číslem (tj. globální analýza). S analýzou lokálních shluků přímo souvisí určení globální hodnoty prostorové autokorelace pomocí Moranova I (MI). Interpretace hodnot se blíží interpretaci Pearsonova korelačního koeficientu a je tak relativně snadno představitelný. Prostorová autokorelace však v našem případě uvažuje pouze na úrovni obcí. Za účelem vyčíslení nerovnoměrností, která může být přisouzena různým měřítkovým úrovním (v tomto případě sociogeografické mikroregiony a mezoregiony podle Hampla) používáme rozklad Theilova indexu. V obou případech ověřujeme vypočtené hodnoty pomocí nulového modelu (porovnání naměřených hodnot se situací, kdy by daná pozorování byla v daném území náhodně územně rozmístěna – viz kapitola 3.3) a uvádíme tak i hodnotu nulového modelu, resp. stochastické složky ( $T_{0B}/T$ ) a také odhad kontextuální složky relativního významu regionální nerovnoměrnosti ( $T_B/T$ )\*. Výsledky výpočtů těchto měr jsou zachyceny v tabulkách 13 a 14.

**Tab. 13 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu**

	1991		2001	
	mikroregiony	mezoregiony	mikroregiony	mezoregiony
$T_B$	0,016	0,007	0,012	0,004
T	0,050	0,050	0,037	0,037
$T_B/T$	<b>32 %<sup>1</sup></b>	<b>14 %<sup>1</sup></b>	<b>31 %<sup>1</sup></b>	<b>11 %<sup>1,2</sup></b>
$T_{OB}/T$ (stochastická složka)	22 %	12 %	26 %	9 %
$(T_B/T)^*$ (kontextuální složka)	10 %	5 %	6 %	2 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.:  $T_B$  = mezi-regionální nerovnoměrnost, T = celková mezi-obecní nerovnoměrnost,  $T_B/T$  = podíl mezi-regionální složky na celkové nerovnoměrnosti; 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti; x – hodnoty nejsou statisticky signifikantní na 5% hladině významnosti; 2 – byla prokázána statisticky signifikantní odlišnost (1% hladině významnosti) od hodnot v roce 1991 (test pomocí metody „bootstrapping“, založen na 1000 permutacích).

**Tab. 14 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v letech 1991 a 2001 – Moranovo I**

	1991		2001	
	queen	10 km	queen	10 km
<b>MI</b>	<b>0,19<sup>1</sup></b>	<b>0,11<sup>1</sup></b>	<b>0,06<sup>1</sup></b>	<b>0,06<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: MI = hodnota Moranova I kritéria; 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

Z hodnot MI je patrné, že se prostorová autokorelace mezi lety 1991 a 2001 snížila, což podporuje předpoklad postupného snižování významu odsunu sudetských Němců z pohraničí jako podmiňujícího faktoru koncentrace mladšího obyvatelstva v těchto oblastech. Výsledky dosažené za pomoci odlišných prostorových vážících funkcí se v roce 2001 neliší, v roce 1991 je podstatně vyšší hodnota MI s použitím váhy typu queen. Důvodem tohoto rozdílu je pravděpodobně menší počet jednotek v roce 1991, který umožnil vznik mozaikovitě struktury (tj. střídání podprůměrných a nadprůměrných hodnot).

Stejně jako MI poklesly také hodnoty  $T_B/T$ , a to jak na úrovni mikroregionů, tak na úrovni mezoregionů. Statisticky signifikantní odlišnost mezi lety 1991 a 2001 jsme však prokázali pouze v případě mezoregionů. Rozdíly mezi průměry sociogeografických mikroregionů se na celkové (tj. mezi-obecní) nerovnoměrnosti podílely v obou sledovaných letech zhruba 30 %. To znamená, že více než dvě třetiny nerovnoměrností mohou být vysvětleny rozdíly mezi obcemi uvnitř mikroregionů. Nicméně více než polovinu z uvedených 30 % je možno připsat stochastické složce.

Lze předpokládat, že uvnitř jednotlivých obcí a především pak částí měst mohou existovat rozdíly mnohem výraznější, než mezi obcemi. Doplnující informaci proto podává tabulka 15, která zachycuje podíly mezi-obecních a vnitro-obecních rozdílů na celkové nerovnoměrnosti mezi jednotlivými ZSJ. V obou sledovaných letech se prokázalo, že většina nerovnoměrnosti podle indexu stáří se nachází uvnitř obcí. Zjišťujeme tedy, že vnitro-obecní úroveň je nejdůležitější měřítkovou úrovní při studiu nerovnoměrnosti podle indexu stáří. Jelikož se ovšem absolutně jedná o nízké hodnoty, příslušné testy nepotvrdily jejich statistický význam.

**Tab. 15 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v indexu stáří v letech 1991 a 2001**

	1991	2001
Podíl mezi-obecní složky	22 % <sup>x</sup>	18 % <sup>x</sup>
Podíl vnitro-obecní složky	78 % <sup>x</sup>	82 % <sup>x</sup>

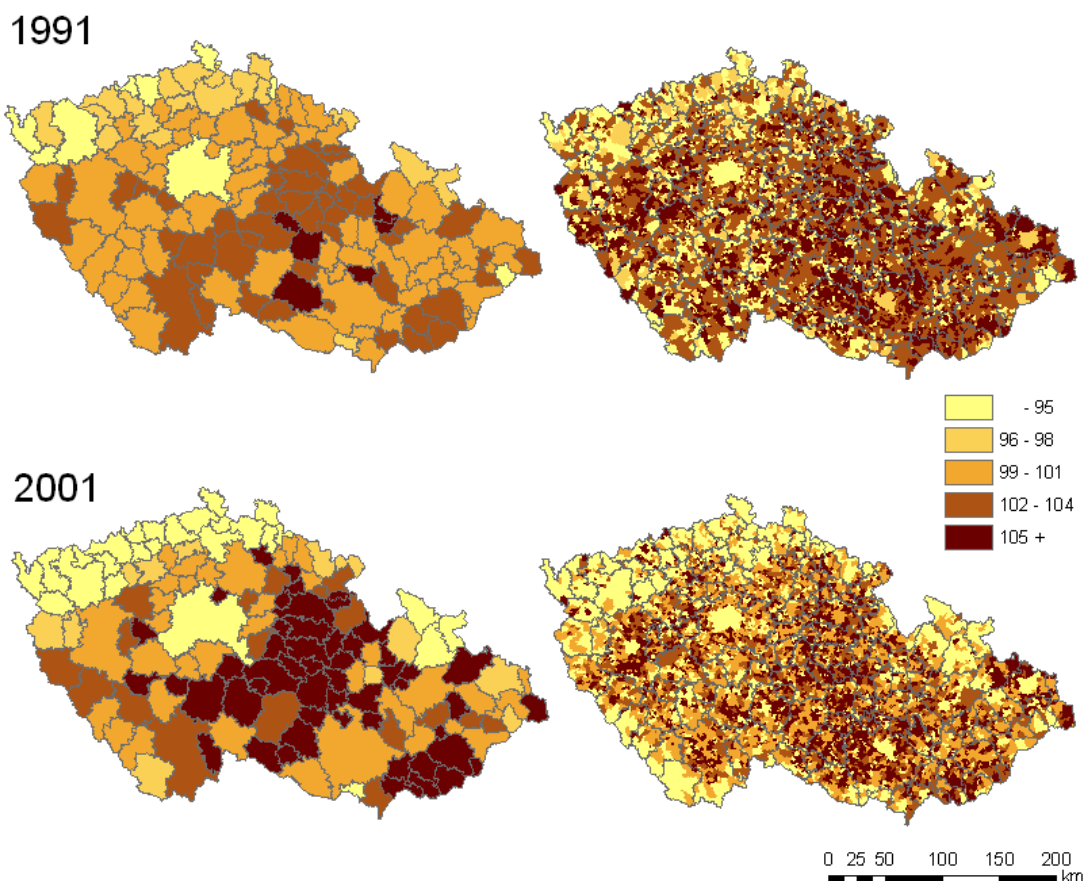
Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: x – hodnoty nejsou statisticky signifikantní na 5% hladině významnosti.

### Podíl sezdaných

Druhou proměnnou, kterou můžeme zařadit mezi socio-demografické proměnné je podíl sezdaných na populaci starší 15 let. Mezi lety 1991 a 2001 průměrná hodnota podílu sezdaných mírně klesla a v obou sledovaných letech se tato proměnná vyznačovala velmi nízkou variabilitou. Grafické znázornění mezi-regionální a mezi-obecní nerovnoměrnosti podílu sezdaných pomocí kartogramů najdeme na obr. 12. V porovnání s indexem stáří je z důvodů nižší celkové nerovnoměrnosti pro sestavení kartogramů použita škála mnohem menšího rozpětí.

**Obr. 12 – Podíl sezdaných, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001**

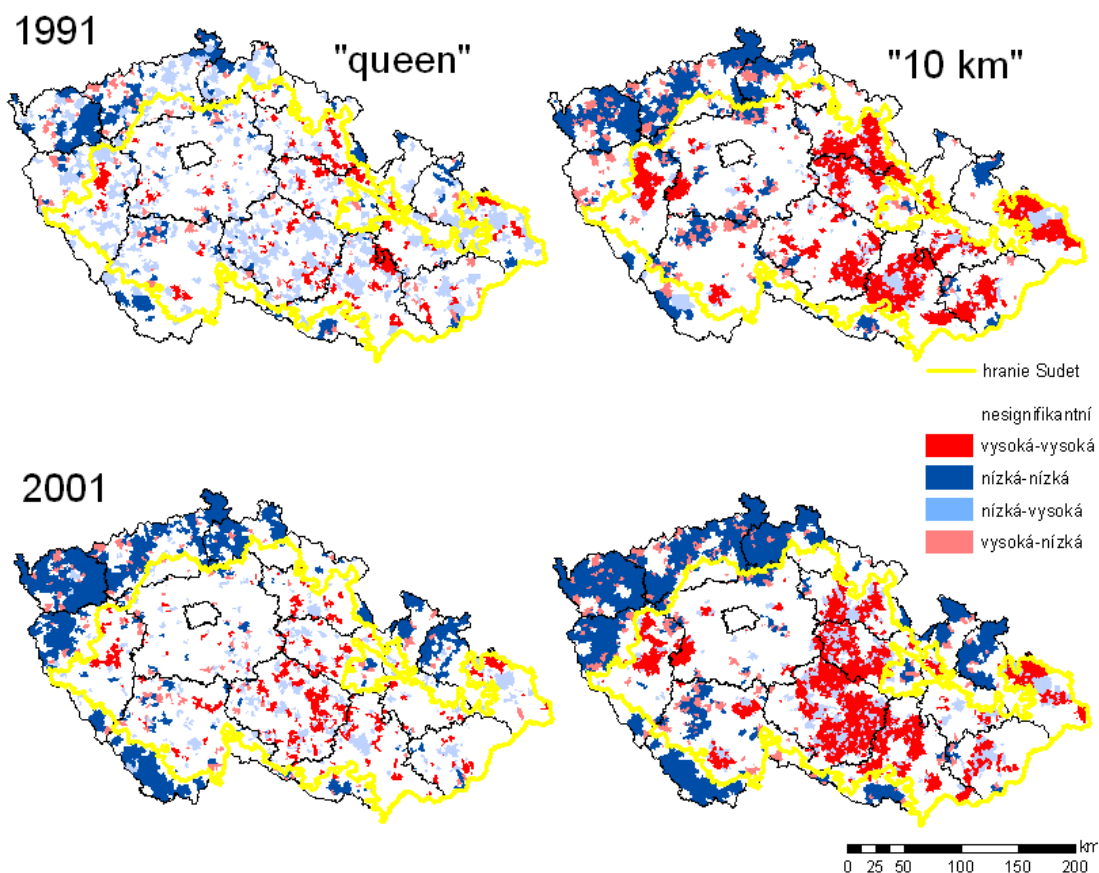


Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: průměr Česka = 100.

V roce 1991 je z kartogramu za sociogeografické regiony patrné, že úroveň podílu sezdaných je v tomto roce v Česku relativně homogenní. Podprůměrné hodnoty se kromě pražského regionu koncentrují částečně také v oblasti Severních Čech. Naopak mírnou koncentraci nadprůměrných hodnot pozorujeme v oblasti česko-moravského pomezí. Kartogram za regiony v roce 2001 má podobnou strukturu jako pro rok 1991, nicméně rozdíly mezi podprůměrnými hodnotami v oblasti Severních Čech a nadprůměrnými hodnotami v česko-moravském pomezí (a také na jihovýchodě Moravy) se prohloubily. Také v roce 2001 neposkytuje kartogram za obce příliš dobře interpretovatelné informace, byť koncentrace podprůměrných hodnot v Severních Čechách (ale také v jihozápadním pohraničí a na Jesenicku) je oproti roku 1991 více patrná.

**Obr. 13 – Podíl sezdaných, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Předchozí zjištění potvrzuje také analýza LISA (viz obr. 13). Z těchto analýz je ještě více patrné optické zvýšení koncentrace podprůměrných a nadprůměrných hodnot v území mezi lety 1991 a 2001. Opět je patrný vliv hranice Sudet, v rámci nichž se soustředí autokorelované hodnoty typu „nízká-nízká“. Důvodem je patrně věková struktura v kombinaci s postupnými změnami v chování obyvatel po roce 1990, jejichž součástí je také nárůst preference nesezdaného soužití (Bartoňová 2001). S klesající mírou sňatečnosti mladých párů po roce 1991 má věková struktura na podíl sezdaných stále větší vliv. Patrná je také nižší sňatečnost ve velkých městech i poměrně výrazný rozdíl mezi Čechy a Moravou (Kučera a Fialová 1996, Bartoňová 1999).

Rozdíly mezi výsledky dosaženými za použití prostorové vážící funkce typu queen a kritické vzdálenosti 10km ve shlucích typ „vysoká-vysoká“ ukazují na „volnější ráz“ těchto koncentrací, kdy prostorovou autokorelaci vykazují jednotky blízké, nikoliv však jednotky přímo sousedící. Shluky typu „nízká-nízká“ jsou při použití různých prostorových vážících funkcí naopak velmi podobné.

**Tab. 16 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu**

	1991		2001	
	mikroregiony	mezoregiony	mikroregiony	mezoregiony
$T_B$	0,000	0,000	0,001	0,000
T	0,001	0,001	0,002	0,002
$T_B/T$	<b>34 %<sup>1</sup></b>	<b>16 %<sup>1</sup></b>	<b>38 %<sup>1,2</sup></b>	<b>18 %<sup>1,2</sup></b>
$T_{0B}/T$ (stochastická složka)	26 %	10 %	27 %	8 %
$(T_B/T)^*$ (kontextuální složka)	8 %	6 %	11 %	10 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 13.

**Tab. 17 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v letech 1991 a 2001 – Moranovo I**

	1991		2001	
	queen	10 km	queen	10 km
<b>MI</b>	<b>0,10<sup>1</sup></b>	<b>0,13<sup>1</sup></b>	<b>0,17<sup>1</sup></b>	<b>0,26<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 14.

Z hodnot MI a  $T_B/T$  (viz tab. 16 a 17) je zřejmé, že mezi lety 1991 a 2001 opravdu došlo ke zvýšení prostorové autokorelace a prohloubení regionálního rozměru nerovnoměrnosti v podílech sezdaných. Hodnoty MI roku 1991 se za deset let zvýšily zhruba na dvojnásobek. Navýšil se také podíl  $T_B/T$ . Byť bylo toto navýšení poměrně malé, podařilo se jeho význam potvrdit také statistickým testem. Hodnoty  $T_B/T$  v případě podílu sezdaných jsou podobné hodnotám vypočteným pro index stáří. Většina nerovnoměrnosti se tedy koncentruje uvnitř sociogeografických regionů. Podobná jako v případě indexu stáří je také velikost stochastické složky, která tvoří více než polovinu výsledné hodnoty.

**Tab. 18 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v letech 1991 a 2001**

	1991	2001
Mezi-obecní nerovn.	28 % <sup>x</sup>	39 % <sup>x</sup>
Vnitro-obecní nerovn.	72 % <sup>x</sup>	61 % <sup>x</sup>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: x – hodnoty nejsou statisticky signifikantní na 5% hladině významnosti.

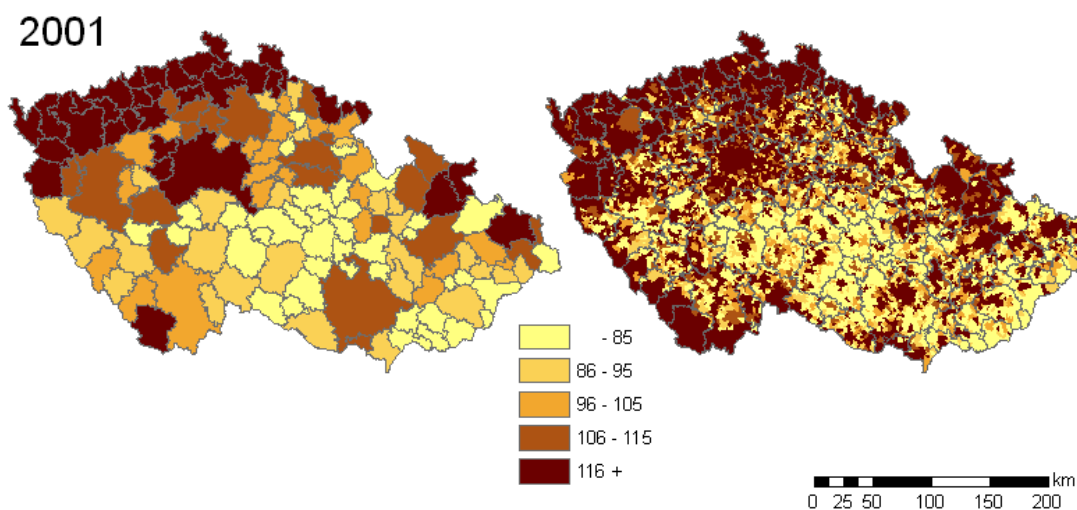
Pokud nerovnoměrnost dále rozložíme na mezi-obecní a vnitro-obecní složku (viz tab. 18), zjistíme opět, že většina nerovnoměrnosti je tvořena rozdíly uvnitř jednotlivých obcí (tj. mezi ZSJ). Tento poměr se za deset sledovaných let mírně zvýšil a rozdíly mezi obcemi v roce 2001 vysvětlují již téměř 40 % nerovnoměrnosti mezi ZSJ. Tyto hodnoty však musíme interpretovat

velmi obezřetně – absolutně se jedná o nízké hodnoty a příslušné testy nepotvrzují jejich statistickou významnost.

#### *Podíl rozvedených*

Další analyzovanou socio-demografickou proměnnou je podíl rozvedených na populaci starší 15 let. Údaje o počtech rozvedených byly dostupné pouze pro rok 2001. Podíl rozvedených se vyznačuje oproti předchozím socio-demografickým proměnným vyšším podílem vnějších podmíněností, což se promítá také v jeho nerovnoměrnějším rozložení – koeficienty regionálních nerovnoměrností jsou téměř 10krát vyšší než v případě podílu sezdaných (viz tab. 12). Kartogramy zachycující podíl rozvedených najdeme na obr. 14.

**Obr. 14 – Podíl rozvedených, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001**

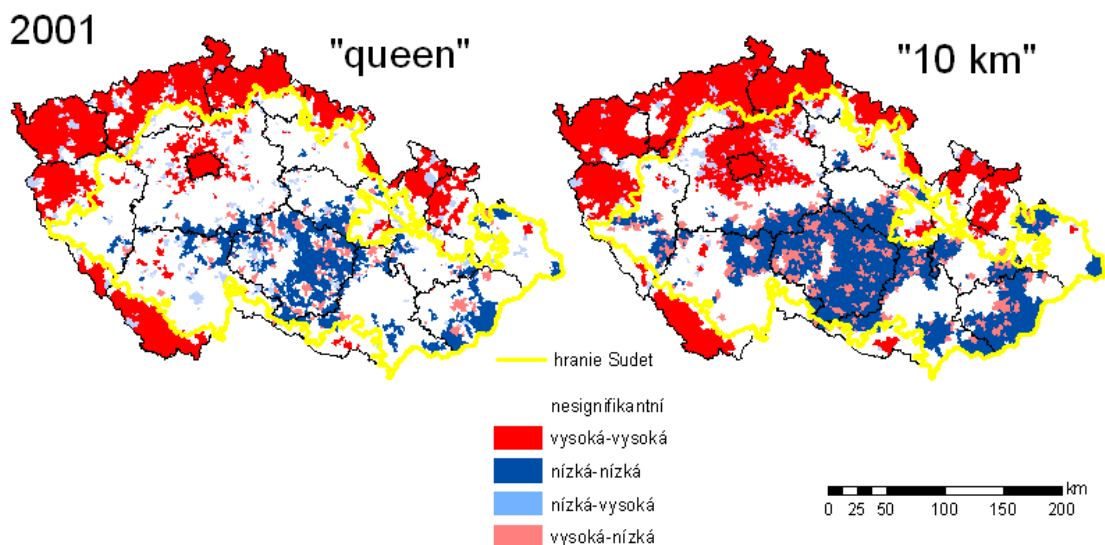


Zdroj: vlastní konstrukce.  
Pozn.: průměr Česka = 100.

Na první pohled je zřejmé, že vysoký podíl rozvedených najdeme podél celé severozápadní hranice Česka a v omezenější míře také podél hranice jihozápadní, v pražském regionu a jeho okolí, na Jesenicku a na Ostravsku. Nižší podíly rozvedených najdeme naopak v česko-moravském a česko-slovenském pomezí. Kartogram za obce působí opět relativně nepřehledně, v tomto případě však má díky větší regionální nerovnoměrnosti v porovnání s předchozími proměnnými vcelku dobrou vypovídací schopnost.

Obdobné, ale přehlednější výsledky poskytuje analýza LISA na obr. 15. Hranice Sudet opět poměrně přesně ohraničuje oblast shluků typu „vysoká-vysoká“. Vymyká se pouze okolí hlavního města Prahy, kde tento typ shluků nalézáme také. Vysoké podíly rozvedených v oblasti Sudet však nesouvisí pouze s věkovou strukturou obyvatel. Podmiňujícím faktorem je také sociální prostředí (velká města, industriální oblasti se zvýšeným počtem socio-patogenních jevů vs. venkov, zemědělské a periferní oblasti), v případě shluků typu „nízká-nízká“ v oblasti (jižní) Moravy přichází v úvahu také odlišná religiozita v těchto regionech.

**Obr. 15 – Podíl rozvedených, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Také hodnoty MI jsou vyšší, než v případě předcházejících socio-demografických proměnných, a to poměrně významně. Hodnoty  $T_B/T$  jsou však jen nepatrně vyšší než hodnoty tohoto ukazatele pro podíl sezdaných. Po „očišťení“ o stochastickou složku jsou nicméně hodnoty  $(T_B/T)^*$  pro podíl sezdaných i rozvedených stejné. Tyto výsledky zobrazené v tabulkách 19 a 20 nám ukazují, že přestože celková nerovnoměrnost i míra prostorové autokorelace je pro podíl rozvedených vyšší, relativní význam sociogeografických regionů vzhledem k celkové nerovnoměrnosti je srovnatelný s předchozími socio-demografickými proměnnými. Jinými slovy, tvoří se tak ve větší míře shluky, které nerespektují vymezení socio-geografických regionů.

**Tab. 19 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu**

	1991		2001	
	mikroregiony	mezoregiony	mikroregiony	mezoregiony
$T_B$	.	.	0,021	0,009
$T$	.	.	0,052	0,052
$T_B/T$	.	.	<b>40 %<sup>1</sup></b>	<b>17 %<sup>1</sup></b>
$T_{OB}/T$ (stochastická složka)	.	.	29 %	7 %
$(T_B/T)^*$ (kontextuální složka)	.	.	11 %	10 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 13.

**Tab. 20 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v letech 1991 a 2001 – Moranovo I**

	1991		2001	
	queen	10 km	queen	10 km
<b>MI</b>	.	.	<b>0,39<sup>1</sup></b>	<b>0,37<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 14.

Podíl rozvedených se od předchozích socio-demografických ukazatelů nicméně liší ve struktuře nerovnoměrnosti uvnitř obcí (viz tab. 21). Zatímco pro index stáří a podíl sezdaných platilo, že většina nerovnoměrnosti se nachází mezi ZSJ uvnitř obcí, v případě podílu rozvedených nalézáme opak – více než polovina nerovnoměrnosti mezi ZSJ může být vysvětlena rozdíly mezi průměry obcí. Dosažené hodnoty jsou navíc statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

**Tab. 21 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v letech 1991 a 2001**

	1991	2001
Mezi-obecní nerovn.	.	64 % <sup>1</sup>
Vnitro-obecní nerovn.	.	36 % <sup>1</sup>

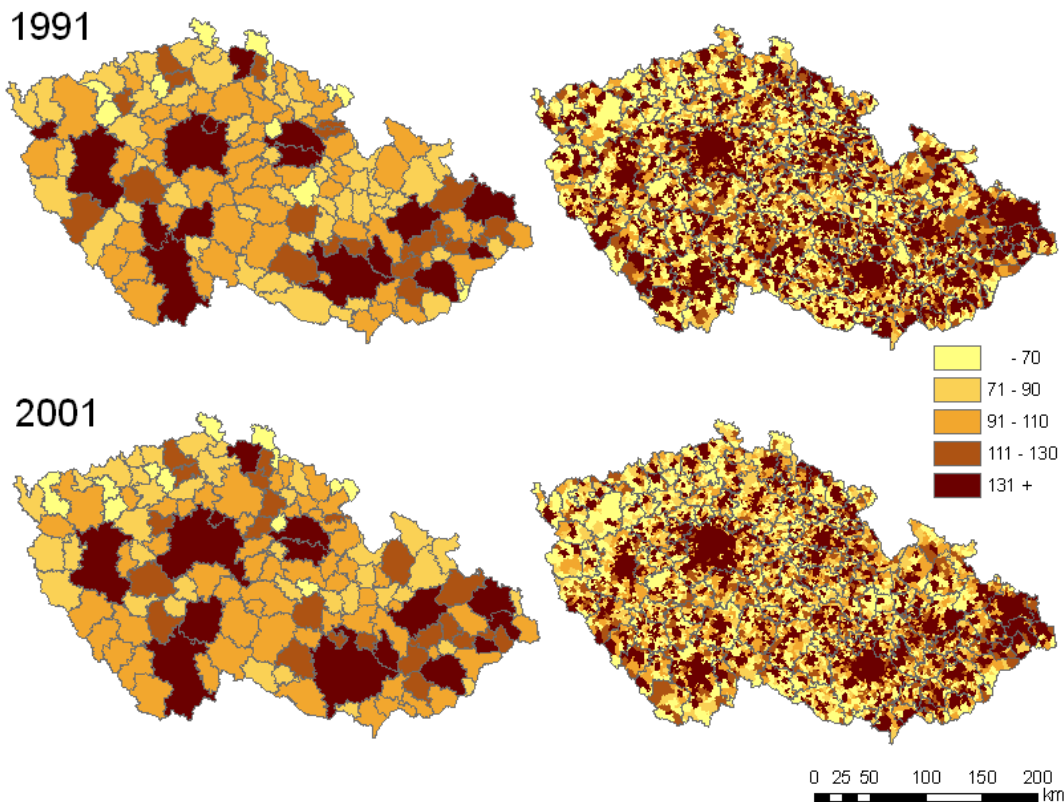
Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

#### *Podíl vysokoškolsky vzdělaných*

Další sledovanou proměnnou je podíl vysokoškolsky vzdělaných v populaci starší 15 let. Podíl obyvatel s vysokoškolským titulem se mezi lety 1991 a 2001 zvýšil, regionální nerovnoměrnost se však naopak snížila. Na strukturu nerovnoměrnosti se podíváme nejdříve pomocí kartogramů (obr. 16). Kartogramy za obě období jsou poměrně fragmentované. Zřetelná je ale koncentrace vysokoškolsky vzdělaných obyvatel do velkých měst a jejich okolí. Změny mezi lety 1991 a 2001 jsou na první pohled minimální.

**Obr. 16 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001**



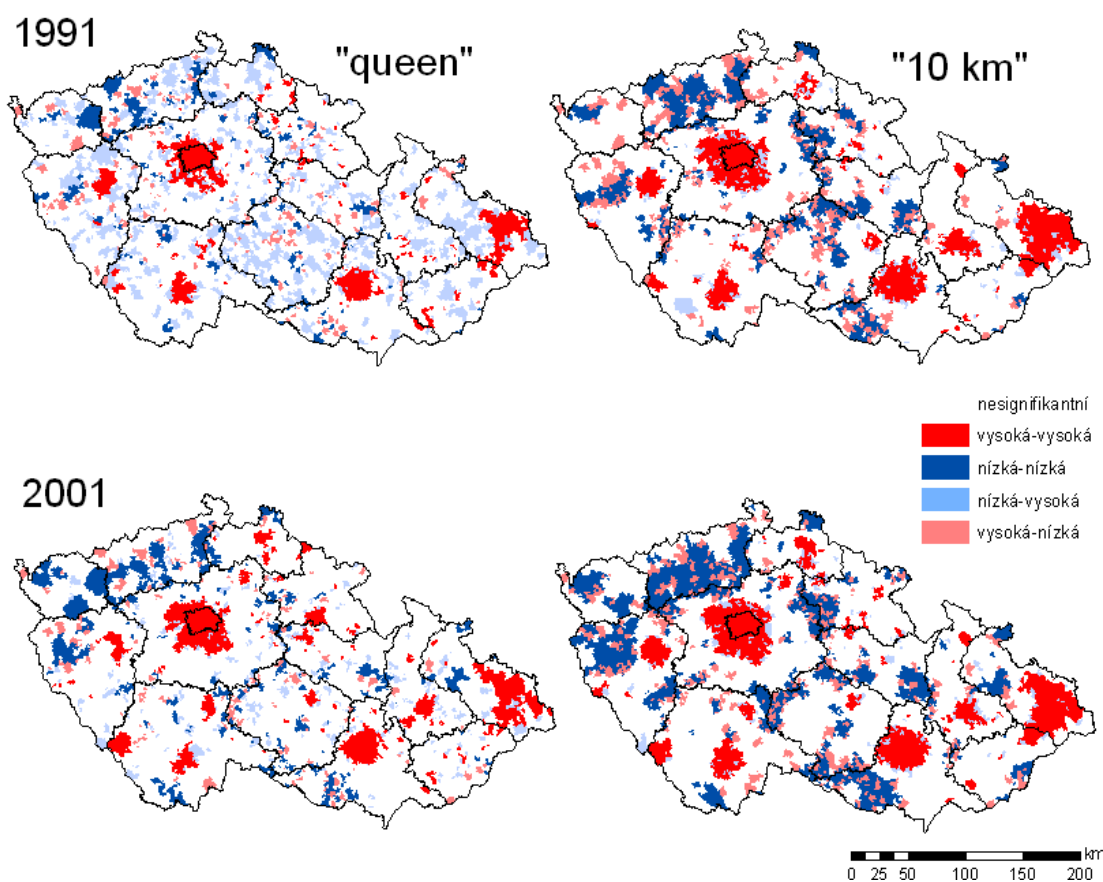
Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: průměr Česka = 100.



Výše uvedené poznatky odvozené z kartogramů se potvrzují také při sestrojení LISA map (obr. 17). Prostorový vzorec je velmi zřetelný a také relativně stabilní. Nadprůměrné hodnoty (prostorová autokorelace typu „vysoká-vysoká“) se koncentrují v okolí velkých měst, která tvoří jádra těchto shluků, speciálně pak v okolí Prahy, Brna a Ostravy. Překvapením není také poměrně nízká úroveň vysokoškolského vzdělání v periferních oblastech. Menší shluky tohoto typu najdeme v okolí téměř každého univerzitního města. Změna mezi lety 1991 a 2001 je minimální, opticky se nepatrně zvýšily shluky typu „nízká-nízká“. Podobně jako v předchozích případech se liší výsledky analýzy LISA podle použité prostorové vážící funkce. Shluky jsou při použití váhy typu „queen“ menší a méně souvislé, ve větším množství se vyskytují také nepříliš obvyklé shluky typu „nízká-vysoká“.

**Obr. 17 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Z hodnot MI v tab. 23 můžeme usoudit, že mezi sledovanými lety se poměrně výrazně zvýšila prostorová autokorelace, což nebylo z předchozích map příliš zřejmé. Jedná se o relativně velký nárůst, a to o více než 50 % z původní hodnoty. V porovnání s předchozími ukazateli se také nejvýrazněji odlišují hodnoty MI dosažené při použití různých prostorových vážících funkcí. Na druhou stranu hodnoty  $T_B/T$  (tab. 22) jsou v obou letech téměř totožné (tzn. zvýšení prostorové autokorelace mezi uvedenými lety se zřejmě odehrává zejména uvnitř regionů nebo napříč jejich hranice). Hodnota  $T_B/T$  je nejvyšší z doposud představených proměnných a největší díl z celkové nerovnoměrnosti tak může být přisouzen rozdílu mezi průměry sociogeografických

regionů. Na rozdíl od ostatních socio-demografických proměnných se však nepodařilo podpořit tyto výsledky statistickým testem. Pro žádný podíl  $T_B/T$  jsme nemohli zamítnout nulovou hypotézu odlišnosti jeho hodnoty od situace, kdy jsou data v území rozmístěna náhodně. Důvodem je zřejmě skutečnost, že shluky se obvykle nacházejí pouze kolem regionálních jader a průměry celých regionů jsou výrazně nižší (ekologická chyba). Potvrdil se tak předpoklad, že data s vyšší celkovou nerovnoměrností mají relativně významnější také stochastickou složku nerovnoměrnosti. Nezamítnutí nulové hypotézy však neznamená, že tuto hypotézu můžeme považovat za platnou. S vypočítanými hodnotami můžeme dále pracovat, musíme však mít na paměti větší vliv stochastické složky.

**Tab. 22 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu**

	1991		2001	
	mikroregiony	mezoregiony	mikroregiony	mezoregiony
$T_B$	0,106	0,029	0,084	0,021
$T$	0,206	0,206	0,167	0,167
$T_B/T$	<b>52 %<sup>x</sup></b>	<b>14 %<sup>x</sup></b>	<b>50 %<sup>x</sup></b>	<b>12 %<sup>x</sup></b>
$T_{OB}/T$ (stochastická složka)	63 %	25 %	61 %	26 %
$(T_B/T)^*$ (kontextuální složka)	.	.	.	.

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 13.

**Tab. 23 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v letech 1991 a 2001 – Moranovo I**

	1991		2001	
	queen	10 km	queen	10 km
<b>MI</b>	<b>0,20<sup>1</sup></b>	<b>0,14<sup>1</sup></b>	<b>0,30<sup>1</sup></b>	<b>0,23<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 14.

Analogicky s předchozími výpočty můžeme vyčíslit také hodnotu mezi-obecní a vnitro-obecní nerovnoměrnosti. Výsledky jsou zachyceny v tab. 24. Jak by se dalo předpokládat z hodnot rozkladu Theilova indexu, větší díl z nerovnoměrnosti mezi ZSJ můžeme přisoudit rozdílům mezi jednotlivými obcemi. Vnitro-obecní rozdíly hrají v případě podílu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel relativně menší roli. Tyto hodnoty jsou na rozdíl od některých předchozích výpočtů statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

**Tab. 24 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v letech 1991 a 2001**

	1991	2001
Mezi-obecní nerovn.	76 % <sup>1</sup>	78 % <sup>1</sup>
Vnitro-obecní nerovn.	24 %	22 %

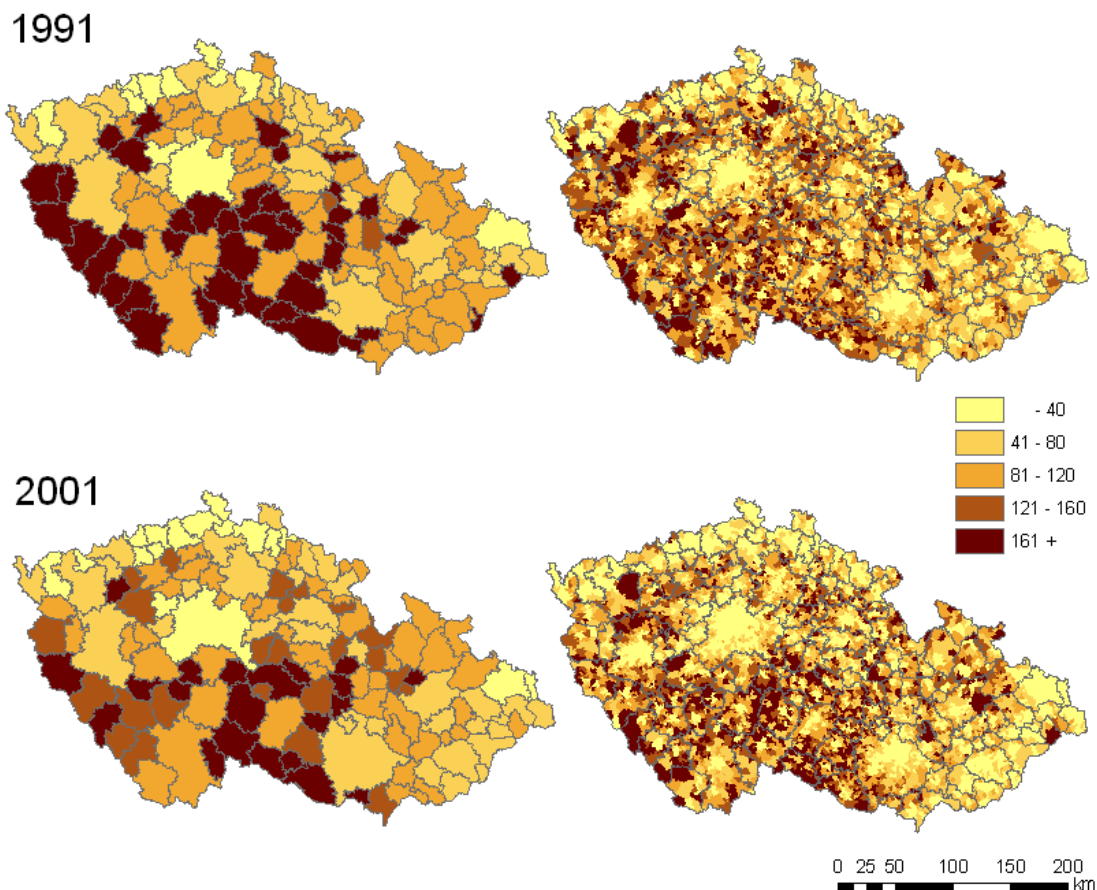
Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti, změnu mezi lety 1991 a 2001 se podařilo prokázat na 5% hladině významnosti.

### Podíl pracujících v zemědělství

První socio-ekonomickou proměnnou, které se budeme podrobněji věnovat, je podíl ekonomicky aktivních pracujících v zemědělství. Průměrná hodnota podílu pracujících v zemědělství se mezi lety 1991 a 2001 (společně s mírou nezaměstnanosti) změnila nejvýrazněji ze všech sledovaných proměnných. V obou letech vykazovala také největší regionální nerovnoměrnost. Nerovnoměrnosti mezi regiony a obcemi jsou graficky zachyceny na kartogramech na obr. 18.

**Obr. 18 – Podíl pracujících v zemědělství, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001**

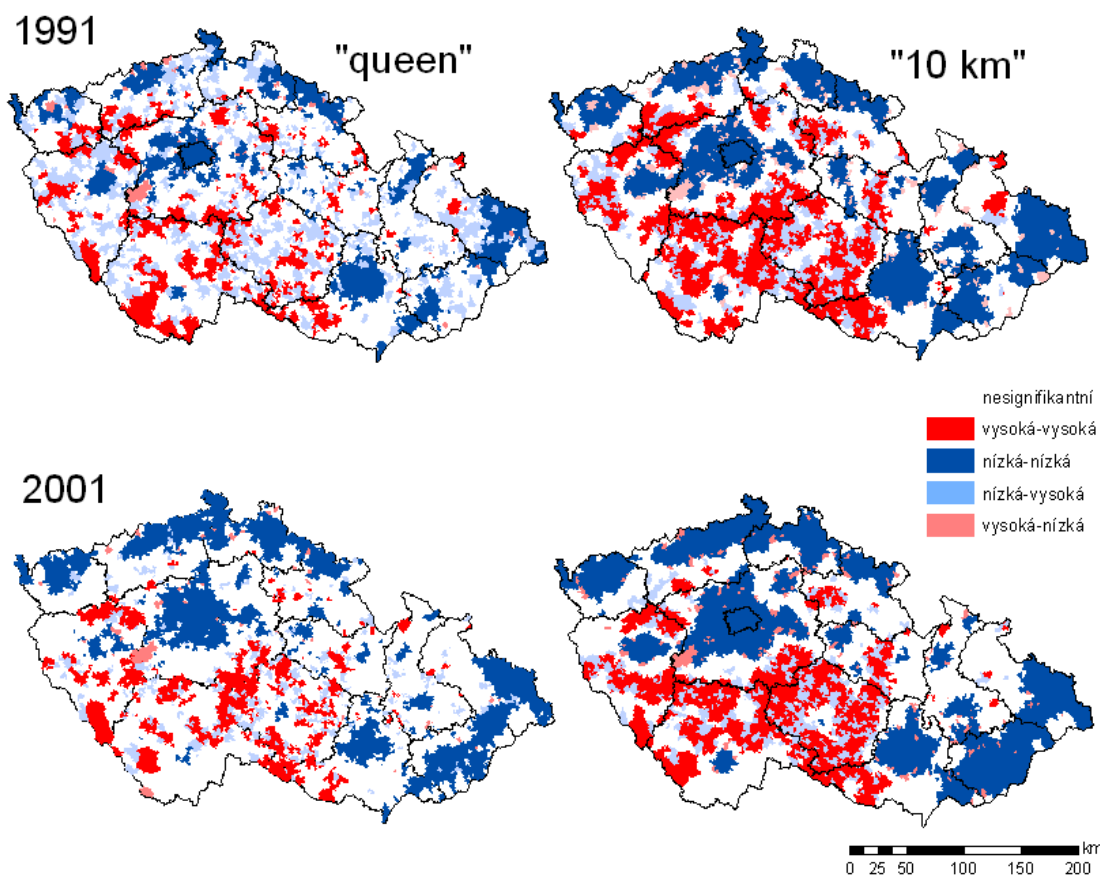


Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: průměr Česka = 100.

Na kartogramu sestrojeném pro sociogeografické regiony můžeme identifikovat regiony, kde je zaměstnanost v zemědělství výrazně vyšší, než český průměr. Nemůžeme však mluvit o zemědělských regionech v pravém slova smyslu, často se jedná spíše o regiony, ve kterých mají relativně slabší postavení sektory průmyslu a služeb. V období mezi lety 1991 a 2001 těchto regionů výrazně ubylo, zřetelnější jsou naopak oblasti s nejnižšími zaměstnanostmi v zemědělství v Česku (především Ústecko, Liberecko, Ostrava a region hlavního města Prahy), a to na obou z uvedených kartogramů. Ve zbytku území Česka se bez zjevné pravidelnosti střídají hodnoty relativně nízkých a relativně vysokých hodnot zaměstnanosti v zemědělství.

**Obr. 19 – Podíl pracujících v zemědělství, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Hlavní změnou ve výsledcích mezi lety 1991 a 2001 podle analýzy LISA (viz obr. 19) je úbytek shluků „vysoká-vysoká“ a naopak rozšíření plochy shluků typu „nízká-nízká“. Strukturu zaměstnanosti v zemědělství v českých obcích dobře vystihuje také častý výskyt shluků typu „nízká-vysoká“. Shluky tohoto typu indikují pravidelné střídání nízké a vysoké hodnoty, která je v případě zaměstnanosti v zemědělství odrazem prostorového funkčního uspořádání (jádro s relativně nízkou a zázemí s relativně vysokou zaměstnaností v zemědělství). Tento typ se proto v porovnání s ostatními studovanými proměnnými vyskytuje v mapách poměrně často. Jedná se spíše o periferní oblasti, v ostatních částech republiky převažují shluky typu „nízká-nízká“.

**Tab. 25 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu**

	1991		2001	
	mikroregiony	mezoregiony	mikroregiony	mezoregiony
$T_B$	0,168	0,043	0,213	0,045
$T$	0,489	0,489	0,608	0,608
$T_B/T$	34 % <sup>1</sup>	7 % <sup>x</sup>	35 % <sup>1</sup>	7 % <sup>x</sup>
$T_{OB}/T$ (stochastická složka)	32 %	9 %	28 %	10 %
$(T_B/T)^*$ (kontextuální složka)	2 %	.	7 %	.

Zdroj: vlastní výpočet, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 13.

**Tab. 26 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v letech 1991 a 2001 – Moranovo I**

	1991		2001	
	queen	10 km	queen	10 km
<b>MI</b>	<b>0,46<sup>1</sup></b>	<b>0,38<sup>1</sup></b>	<b>0,47<sup>1</sup></b>	<b>0,41<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat

Pozn.: viz tab. 14.

Míra prostorové autokorelace (viz tab. 26) je nejvyšší ze všech hodnocených proměnných, jak se dalo předpokládat již při pohledu na shluky v mapách LISA, a to v obou hodnocených letech. Mezi lety se hodnota MI příliš nezměnila, byť struktura na lokální úrovni se proměnila poměrně významně. Rozklad Theilova indexu (tab. 25) ale obdobně výrazný význam mezi-regionální složky nedokládá. Vysvětlení je zřejmé a spočívá v použitém vymezení jednotek, kterými jsou sociogeografické regiony a které zřejmě nemají takový vliv v ohledu k fungování procesů a faktorů podmiňujících geografickou variabilitu v zaměstnanosti v zemědělství. Tím zdůvodňujeme poměrně malý a navíc statisticky nesignifikantní podíl mezi-regionální složky na celkové mezi-obecní diferenciaci. Jinými slovy tyto výsledky naznačují poměrně velkou prostorovou koncentraci podílu pracujících v zemědělství, avšak také její relativní autonomii na sociogeografických regionech. Takové zjištění je vcelku logické, protože tyto regiony jsou založeny na funkčním vztahu jádra a zázemí, jejichž charakteristiky včetně hodnot zaměstnanosti v zemědělství se typicky odlišují. Zaměstnanost v zemědělství může být také podmíněna významněji fyzickogeografickými faktory.

**Tab. 27 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v letech 1991 a 2001**

	1991	2001
Mezi-obecní nerovn.	86 % <sup>1</sup>	85 % <sup>1</sup>
Vnitro-obecní nerovn.	14 %	15 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

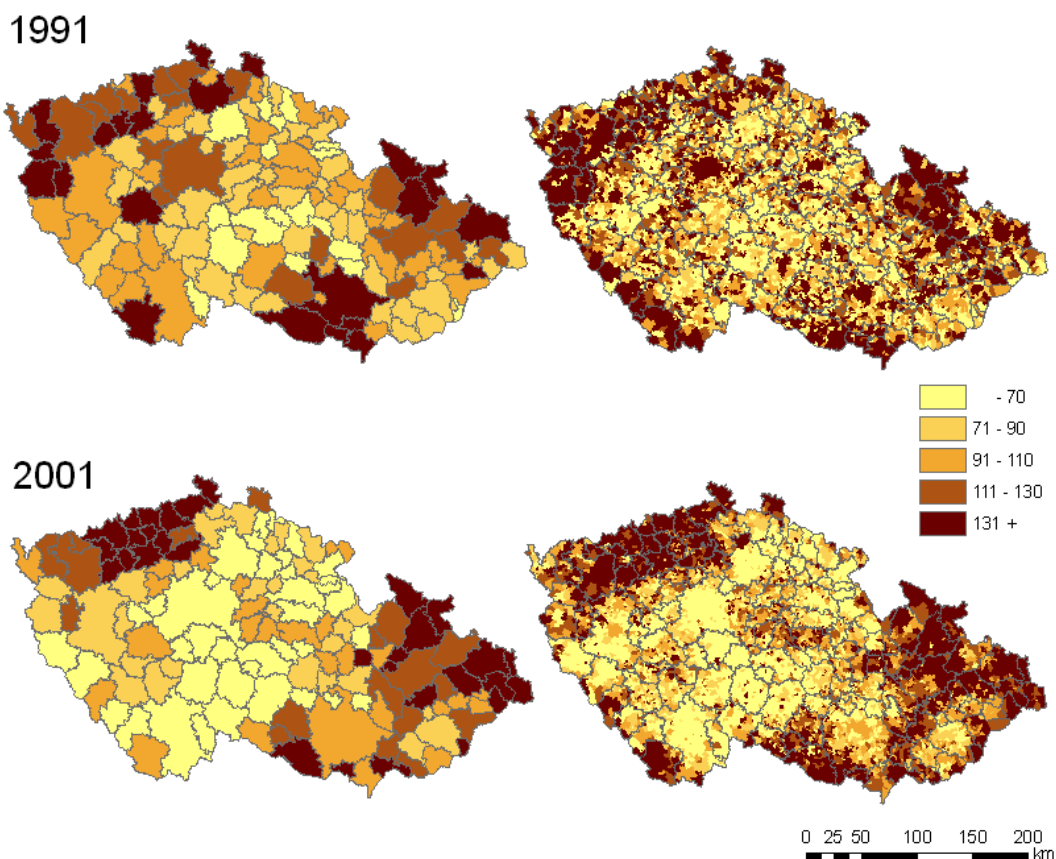
Pozn.: 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti, změnu mezi lety 1991 a 2001 se podařilo prokázat na 5% hladině významnosti.

Většina nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství se nachází uvnitř jednotlivých regionů. Uvnitř těchto regionů jsou ale důležitější rozdíly mezi průměry obcí a nikoliv tolik rozdíly mezi ZSJ uvnitř obcí (viz tab. 27). Tato struktura se mezi lety 1991 a 2001 nijak výrazně neproměnila. Také v tomto případě se výsledky podařilo podpořit testem statisticky signifikantním na 1% hladině významnosti.

#### *Míra nezaměstnanosti*

Poslední hodnocenou proměnnou opět patřící do skupiny socio-ekonomických proměnných je míra nezaměstnanosti. Tato proměnná prošla mezi posledními dvěma sčítáními největšími změnami. V roce 1991 byla průměrná míra nezaměstnanosti na velmi nízké úrovni a hodnocení nerovnoměrností v tomto roce se může jevit zbytečné. Předpokládali jsme však, že se již v tomto roce projeví jisté náznaky budoucí (současné) regionální struktury nerovnoměrnosti. Mezi roky 1991 a 2001 se hodnota nerovnoměrnosti podle předpokladů rapidně navýšila, podobně jako její průměrná hodnota v celém Česku.

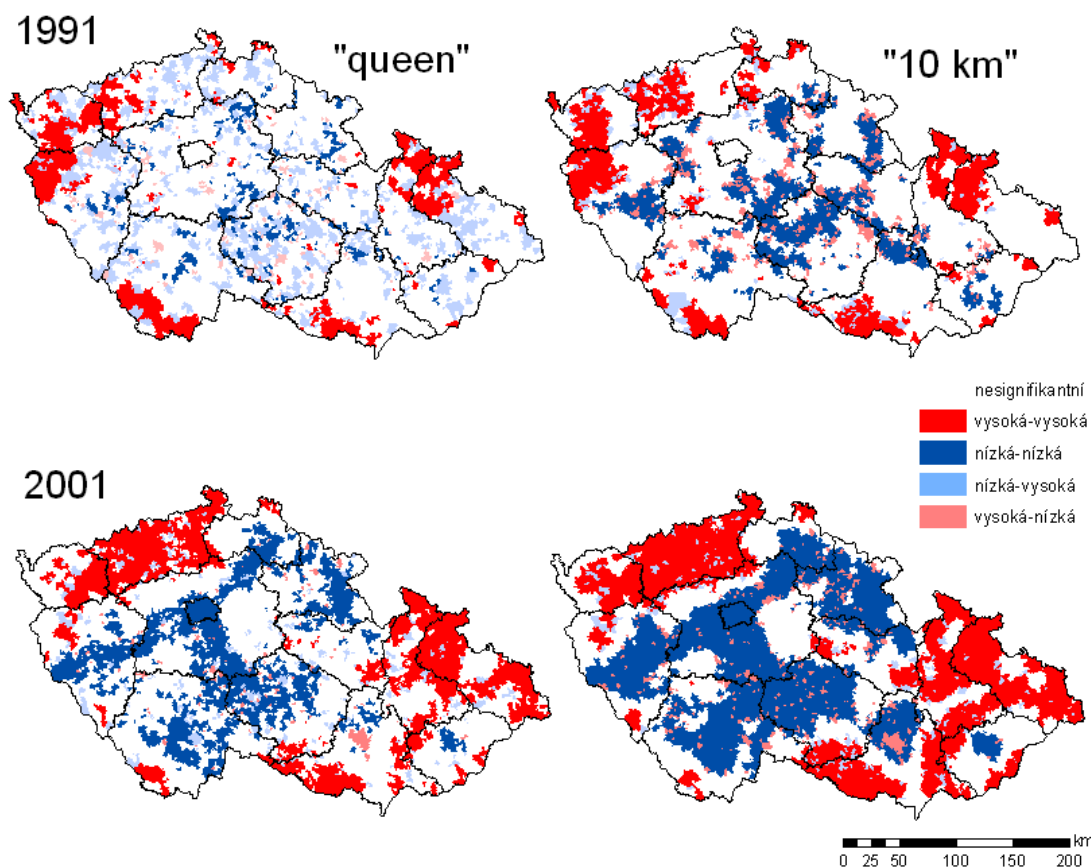
**Obr. 20 – Míra nezaměstnanosti, kartogramy za sociogeografické regiony a obce v letech 1991 a 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
Pozn.: průměr Česka = 100.

Jak jsme předpokládali, již v roce 1991 můžeme v kartogramech (viz obr. 20) identifikovat oblasti s nadprůměrnými a podprůměrnými hodnotami míry nezaměstnanosti, byť jsou tyto rozdíly v absolutním měřítku relativně malé. Zvýšenou mírou nezaměstnanosti se vyznačují oblasti Severních Čech a Severní a Jižní Moravy, ale také regiony v okolí některých velkých měst, speciálně pak Prahy, Brna a Plzně. V případě Severních Čech a Severní Moravy se můžeme domnívat, že již v roce 1991 se zde projevilo dědictví nevhodné struktury ekonomiky. V Praze, Brně a dalších větších městech mohou být důvodem zvýšené nezaměstnanosti rychlejší změny na pracovním trhu nebo frikční (dobrovolná) nezaměstnanost. V roce 2001 se tato struktura dále upevnila, což je zřejmé především z kartogramu za obce. Velká města se však v roce 2001 již vyznačují velmi nízkou mírou nezaměstnanosti.

**Obr. 21 – Míra nezaměstnanosti, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ a „kritickou vzdáleností 10km“ v letech 1991 a 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, vi zdroje dat (Geoda095i).

Změna mezi lety 1991 a 2001 je dobře patrná především z map sestavených na základě analýzy LISA (viz obr. 21). Zatímco v roce 1991, kdy byla nezaměstnanost novým fenoménem a regionální struktury se teprve začínaly utvářet, jsou shluky poměrně malé a nekompaktní, v následujícím sledovaném roce jsou již jasně ohraničené a velmi výrazné. V roce 1991 najdeme shluky typu „vysoká-vysoká“ znamenající nadprůměrné hodnoty nezaměstnanosti v severozápadní části Čech a na Jesenicku, částečně také na jihu Moravy. Zdá se tak, že již v počátečním období postkomunistické transformace se počala utvářet regionální struktura typická pro současnost (viz také podkapitola 5.1.3, věnující se aktuálnímu vývoji). Shluky typu „nízká-nízká“ jsou v tomto roce nevýrazné a zdánlivě nahodilé. Oproti tomu jsou shluky v roce 2001 mnohem rozlehlejší a kompaktnější. Prostorová autokorelace typu „vysoká-vysoká“ je poměrně dobře ohraničena hranicemi Ústeckého, Moravskoslezského a Olomouckého kraje, větší shluky tohoto typu se nacházejí také v Jihomoravském kraji. Shluky typu „nízká-nízká“ tvoří zajímavou strukturu připomínající osy rozbíhající se z hlavního města Prahy (viz také Blažek a Netrdová 2009). Tento charakter těchto shluků je dobře vidět především při použití prostorové vážicí funkce typu „queen“.

**Tab. 28 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v letech 1991 a 2001 – rozklad Theilova indexu**

	1991		2001	
	mikroregiony	mezoregiony	mikroregiony	mezoregiony
$T_B$	0,030	0,008	0,086	0,060
$T$	0,085	0,085	0,111	0,111
$T_B/T$	<b>35 %<sup>1</sup></b>	<b>10 %<sup>1</sup></b>	<b>77 %<sup>1,2</sup></b>	<b>54 %<sup>1,2</sup></b>
$T_{OB}/T$ (stochastická složka)	21 %	5 %	32 %	9 %
$(T_B/T)^*$ (kontextuální složka)	14 %	5 %	45 %	45 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 13.

**Tab. 29 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v letech 1991 a 2001 – Moranovo I**

	1991		2001	
	queen	10 km	queen	10 km
<b>MI</b>	<b>0,17<sup>1</sup></b>	<b>0,15<sup>1</sup></b>	<b>0,50<sup>1</sup></b>	<b>0,47<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 14.

Výrazný nárůst prostorové koncentrace nezaměstnanosti ukazují také hodnoty MI, které vzrostly až o 300 % (viz. tab. 29). V případě míry nezaměstnanosti nepozorujeme přílišné rozdíly mezi výsledky při použití různých prostorových vážících funkcí. Také hodnoty  $T_B/T$  prodělaly mezi lety 1991 a 2001 velké změny (viz tab. 28). Zatímco v roce 1991 vysvětlovaly rozdíly mezi průměry sociogeografických mikroregionů pouze 35 % celkové nerovnoměrnosti (tzn. 65 % z celkové nerovnoměrnosti jsme mohli přisoudit rozdílu mezi obcemi uvnitř těchto mikroregionů), v roce 2001 to bylo již téměř 80 % a 54 % v případě regionů vyššího řádu, mezoregionů. Hodnoty  $T_B/T$  pro míru nezaměstnanosti jsou vůbec nejvyšší ze všech studovaných proměnných. O míře nerovnoměrnosti tedy můžeme prohlásit, že se výrazně prostorově shlukuje a tyto shluky odrážejí sociogeografickou regionalizaci. Tento závěr je vcelku logický, když uvážíme, že sociogeografické regiony byly zkonstruovány na základě pracovní dojížděky a respektují působení značné části procesů formujících pracovní trh (viz Hampl 2005). Mapy LISA (obr. 21) i rozklad Theilova koeficientu pro vyšší měřítkovou úroveň regionů navíc ukazují zásadní roli rozdílné ekonomické úspěšnosti mezoregionů.

**Tab. 30 – Rozklad Theilova indexu na mezi-obecní a vnitro-obecní složku nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v letech 1991 a 2001**

	1991	2001
Mezi-obecní nerovn.	48 % <sup>1</sup>	71 % <sup>1</sup>
Vnitro-obecní nerovn.	52 %	29 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti, změnu mezi lety 1991 a 2001 se podařilo prokázat na 1% hladině významnosti.

Podle očekávání se měnila také struktura nerovnoměrnosti na vnitro-obecní úrovni (tab. 30). Zatímco roku 1991 se většina nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti koncentrovala uvnitř jednotlivých obcí (tj. mezi ZSJ uvnitř obcí), v roce 2001 již převažuje složka mezi-obecní. Jinými slovy můžeme říci, že jestliže roku 1991 bylo v ohledu k nezaměstnanosti relativně



důležitější „v jaké části města/obce bydlím“, než „v jakém bydlím městě/obci“, v roce 2001 tomu již bylo přesně naopak.

### 5.1.2 Dopady rozdílné regionalizace na výsledky

Všechny výsledky dosažené rozkladem Theilova indexu závisí na volbě regionální úrovně, ale i konkrétním vymezení regionů. Protože velká část praktických (politických) opatření je realizována na daném administrativním členění, zkusíme výsledky z předchozí podkapitoly srovnat s výsledky dosaženými při použití neupraveného administrativního členění. Uvažovány jsou členění na jednotky NUTS 3 (kraje) a LAU 1 (okresy), tak rovněž více organicky vymezené obce s rozšířenou působností (tzv. ORP). Předpokládáme, že výsledky získané za použití sociogeografické regionalizace (Hampl 2005) se mohou značně lišit od výsledků dosažených při použití administrativních regionů.

Můžeme také předpokládat, že s rostoucím počtem regionů se bude zvyšovat regionální variabilita, a tím pádem také podíl dané regionální úrovně na celkové nerovnoměrnosti. Tato skutečnost je zřejmá pokud uvažujeme regiony vzájemně skladebné a posunujeme-li se k nižším měřítkům (tj. např. od okresů na kraje). Toto ovšem nemusí být nezbytně platné u vzájemně neskladebných jednotek – například když porovnáme sociogeografické regiony s okresy. Roli bude hrát nejen počet jednotek (u detailnějšího členění lze očekávat větší variabilitu), ale i organičnost jejich vymezení (při použití organicky vymezených – tj. u vztahově uzavřených jednotek lze očekávat zachycení větší části z celkové variability).

Tabulka 31 porovnává výpočty ukazatelů nerovnoměrností pro sledované proměnné při použití následujících regionálních členění: ORP, sociogeografické mikroregiony podle Hampla, okresy, kraje a sociogeografické mezoregiony podle Hampla.

**Tab. 31 – Srovnání hodnot  $T_B$  a  $T_B/T$  při použití sociogeografických podle Hampla a administrativních regionů (2001)**

Jednotky	Počet jednotek	Index stáří	Podíl sezdaných	Podíl rozvedených	Podíl VŠ vzdělaných	Podíl prac. v zeměděl.	Míra nezaměst.
ORP	206	0,015	0,001	0,028	0,118	0,301	0,090
		41 %	53 %	54 %	71 %	50 %	82 %
SG mik.	144	<b>0,012</b>	<b>0,001</b>	<b>0,021</b>	<b>0,084</b>	<b>0,213</b>	<b>0,086</b>
		<b>31 %<sup>1</sup></b>	<b>38 %<sup>1</sup></b>	<b>40 %<sup>1</sup></b>	<b>50 %<sup>x</sup></b>	<b>35 %<sup>1</sup></b>	<b>77 %<sup>1</sup></b>
Okresy	77	0,013	0,001	0,027	0,109	0,267	0,086
		36 %	42 %	49 %	65 %	44 %	77 %
Kraje	14	0,009	0,001	0,015	0,077	0,145	0,069
		25 %	35 %	29 %	46 %	24 %	63 %
SG mez.	12	<b>0,004</b>	<b>0,000</b>	<b>0,009</b>	<b>0,021</b>	<b>0,043</b>	<b>0,060</b>
		<b>11 %<sup>1</sup></b>	<b>18 %<sup>1</sup></b>	<b>17 %<sup>1</sup></b>	<b>12 %<sup>x</sup></b>	<b>7 %<sup>x</sup></b>	<b>54 %<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: x – pro tyto hodnoty nebyla prokázána statisticky signifikantní odlišnost od nulového modelu na 5% hladině významnosti; 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti; SG mik. = sociogeografické mikroregiony podle Hampla (2005), SG mez. = sociogeografické mezoregiony podle Hampla (2005).

Jak jsme očekávali, hodnoty regionální variability na sociogeografické mikroregionální úrovni se podobají hodnotám vypočteným na úrovni okresní. Do jisté míry je však překvapivé, že tyto hodnoty jsou ve všech případech nižší, někdy dokonce velmi výrazně, a to přesto, že počet

sociogeografických mikroregionů je v porovnání s okresy téměř dvojnásobný. Podstatně nižších hodnot bylo při použití sociogeografických mikroregionů dosaženo například u podílu vysokoškolsky vzdělaných a podílu pracujících v zemědělství. Vysokoškolsky vzdělanější lidé totiž bydlí relativně více ve městech a přilehlém okolí. Ve vymezení administrativních okresů však suburbánní zázemí měst často není k městu přiřazeno, což zvyšuje zachycenou variabilitu<sup>18</sup>. Také hodnoty  $T_B/T$  jsou výrazně nižší v případě sociogeografických mikroregionů v porovnání s okresy, což znamená, že podstatná část nerovnoměrnosti se nachází uvnitř jednotlivých mikroregionů (tzn. mezi obcemi uvnitř sociogeografických mikroregionů).

Názorněji je vliv odlišné regionalizace vidět na porovnání krajské úrovně se sociogeografickými mezoregiony, kterých je na území Česka vymezen podobný počet (tj. 12). Hlavním rozdílem je vymezení Prahy jako samostatného kraje, a to především za účelem efektivnější možnosti čerpání ze strukturálních fondů Evropské unie (Blažek 2001). Regionální rozdíly jsou za použití sociogeografických mezoregionů mnohem nižší, s výjimkou míry nezaměstnanosti téměř vždy poloviční. Stejně se chová také podíl  $T_B/T$ . Neprůkazné jsou výsledky na úrovni regionů ORP, kterých je nesrovnatelně více, než ostatních používaných regionů. Přesto však nejsou hodnoty  $T_B$  a  $T_B/T$  výrazně vyšší, než na okresní úrovni, jak bychom se mohli domnívat na základě odlišného počtu jednotek.

### **5.1.3 Aktuální vývoj**

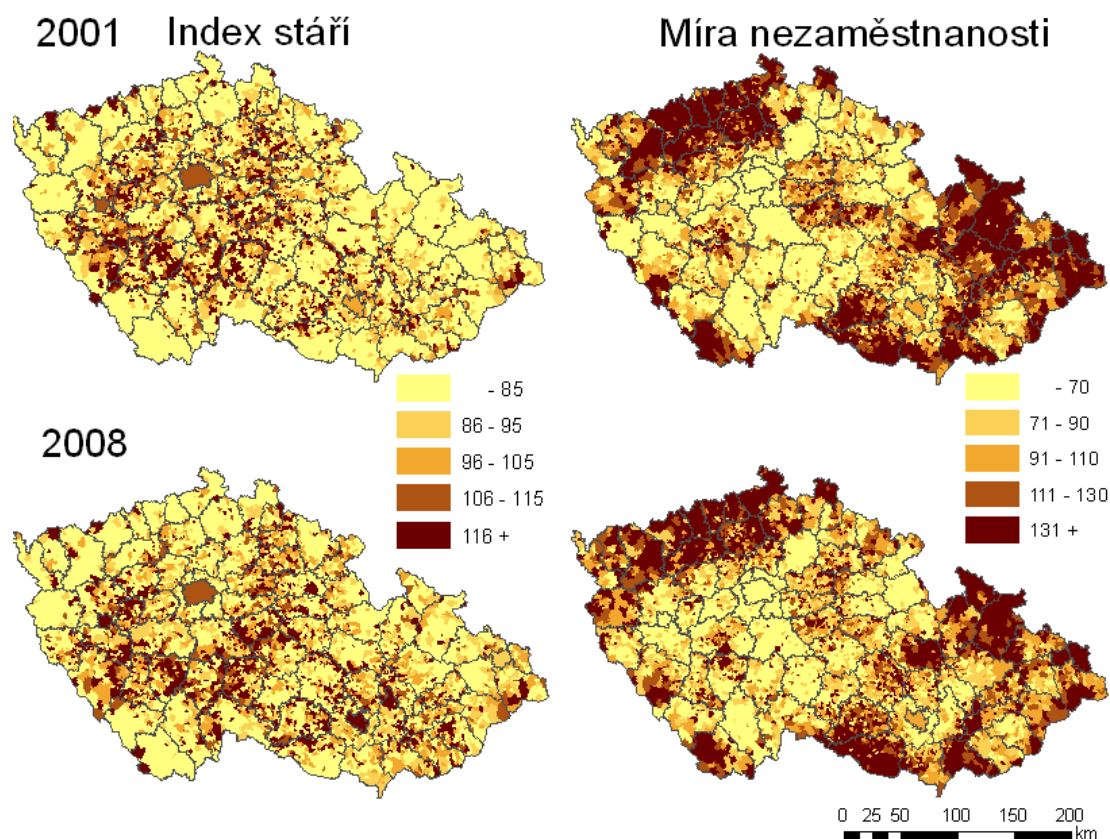
Přestože sledování aktuálních vývojových změn není prioritou této dizertační práce, v této kapitole se zaměříme na vývoj některých proměnných (věková struktura, míra registrované nezaměstnanosti) v posledních desíti letech. Je však nutné pamatovat na skutečnost, že tato data nejsou přímo porovnatelná s předchozími výsledky, protože metodika jejich sběru se oproti sčítání mnohdy značně liší. Základní tendence však mohou být zachyceny. Hodnotíme zde dva časové horizonty a to roky 2001 a 2008. Pro toto období můžeme na základě literatury (viz např. Blažek a Csank 2007) již předpokládat spíše stabilní regionální vzorec míry nezaměstnanosti.

Kartogramy na obr. 22 jsou sestrojeny za obce. Z důvodů odlišné míry celkové nerovnoměrnosti jsou pro index stáří a pro míru registrované nezaměstnanosti zvoleny různé stupnice, které jsou stejně jako v předchozích případech vztaheny k průměru Česka. Výsledky znázorněné v kartogramech na první pohled neznačí mezi lety 2001 a 2008 žádné markantní změny. Snad jen míra registrované nezaměstnanosti vykazuje nižší hodnoty v oblasti Severní Moravy.

---

<sup>18</sup> Často postačí sloučení některých okresů vyznačujících se velkou organičností (např. Praha+Praha-východ+Praha-západ, Ostrava+Karviná+Frýdek-Místek, Liberec+Jablonec, atp., viz také Nosek 2006, Novotný 2000, Hampl 2005).

**Obr. 22 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti, kartogramy za obce v letech 2001 a 2008**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

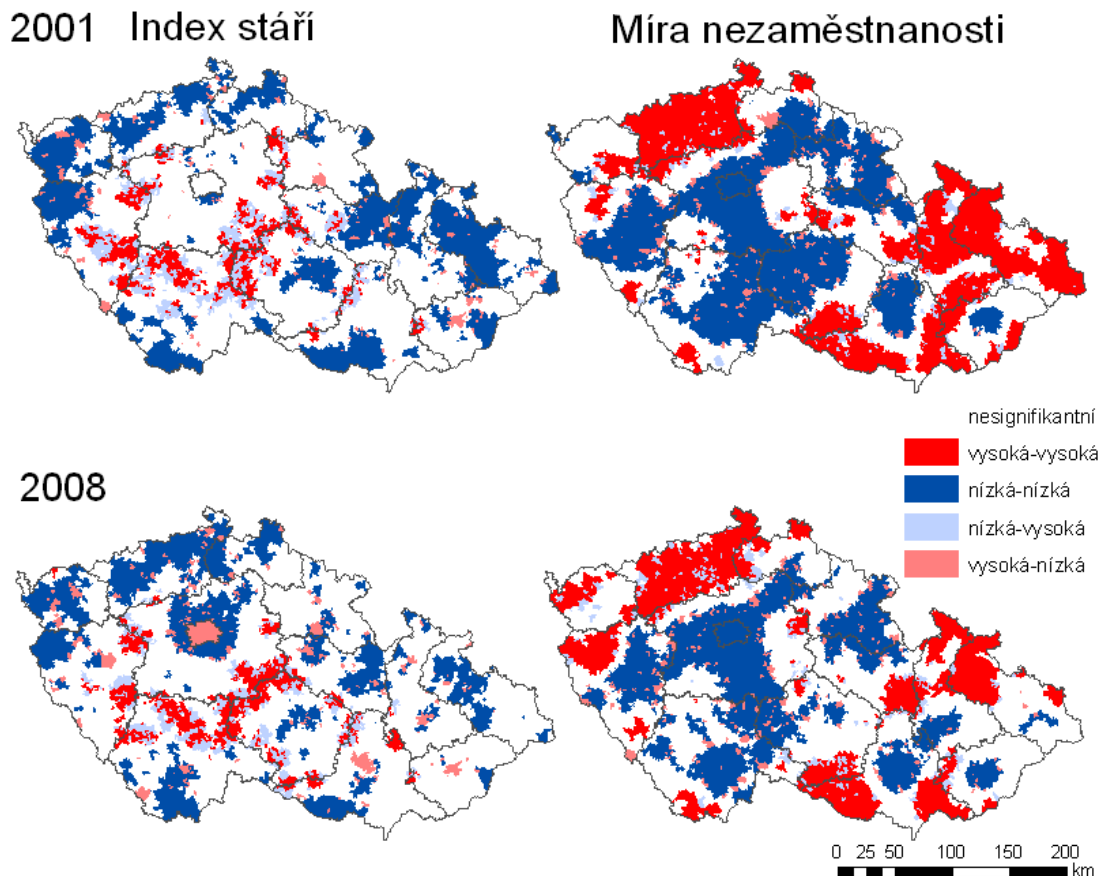
Pozn.: průměr za Česko = 100.

Jiný pohled na strukturu nerovnoměrnosti podle indexu stáří a míry registrované nezaměstnanosti v letech 2001 a 2008 nabízí mapy LISA zachycené na obr. 23. Při pohledu na LISA mapy indexu stáří je jasně patrný rozdíl v porovnání s předešlými kartogramy. Jestliže kartogramy za obce neodhalily mezi rokem 2001 a 2008 žádné výrazné změny, analýza LISA poukázala hned na několik rozdílností. V první řadě se vyvinuly shluky relativně mladšího obyvatelstva (prostorová autokorelace typu „nizká-nizká“) v okolí větších měst. Těmto shlukům dominuje okolí hlavního města Prahy, menší shluky tohoto typu najdeme také v zázemí Plzně, Brna, Hradce Králové, Pardubic, Českých Budějovic nebo Olomouce. Můžeme se domnívat, že až po roce 2001 se projeví dopady suburbanizačních procesů na věkovou skladbu obyvatel zázemí Prahy a některých dalších větších měst. Opticky se zmenšily shluky tohoto typu na Severní Moravě a ve Slezsku a na Šumpersku. Zřetelnější a kompaktnější se zdají shluky typu „vysoká-vysoká“, které nalezneme převážně v oblastech označovaných jako vnitřní periferie.

Výsledky analýzy LISA pro míru registrované nezaměstnanosti vypadají v obou letech na první pohled velmi podobně, k některým zajímavým změnám však mezi lety 2001 a 2008 přece jen došlo. Rozložení shluků typu „vysoká-vysoká“ je v obou letech téměř totožné, došlo však k úbytku shluků tohoto typu v oblasti Ostravska a v Olomouckém kraji. Došlo také k úbytku shluků typu „nizká-nizká“, a to především na úkor ploch označovaných jako „nesignifikantní“. Největší úbytek zaznamenala „osa“ směřující jihovýchodním směrem od Prahy. Objevil se však

nový poměrně veliký shluk typu „nízká-nízká“ mezi Brnem a Olomoucí, a to přibližně ve směru rychlostní silnice E462.

**Obr. 23 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti v Česku, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „kritická vzdálenost 10km“ v letech 2001 a 2008**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Z předchozích map bychom se mohli domnívat, že mezi lety 2001 a 2008 došlo k nárůstu prostorové autokorelace indexu stáří a naopak k poklesu prostorové autokorelace míry registrované nezaměstnanosti. Výpočty měr nerovnoměrností ( $T$ ,  $T_B$ ), podílu  $T_B/T$  a hodnotu MI jsou zachyceny v tabulkách 32 a 33. Při rozkladu Theilova indexu jsme používali administrativní úrovně okresů a krajů, protože k roku 2008 není k dispozici vymezení sociogeografických regionů. Při výpočtech prostorové autokorelace jsme pracovali jako doposud s úrovní obcí.

**Tab. 32 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrností v indexu stáří a míře nezaměstnanosti v Česku v letech 2001 a 2008 – rozklad Theilova indexu**

		2001			2008		
		T	T <sub>B</sub>	T <sub>B</sub> /T	T	T <sub>B</sub>	T <sub>B</sub> /T
Index stáří	Okresy	0,037	0,013	36 % <sup>1</sup>	0,033	0,010	31 % <sup>1,2</sup>
	Kraje		0,009	25 % <sup>1</sup>		0,006	17 % <sup>1,2</sup>
Míra reg. nezaměstnanosti	Okresy	0,151	0,121	80 % <sup>1</sup>	0,133	0,100	75 % <sup>1,2</sup>
	Kraje		0,095	63 % <sup>1</sup>		0,071	53 % <sup>1,2</sup>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: T = celková mezi-obecní nerovnoměrnost, T<sub>B</sub> = mezi-regionální nerovnoměrnost (mezi okresy a mezi kraji), T<sub>B</sub>/T = podíl mezi-regionální nerovnoměrnosti na celkové nerovnoměrnosti, 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti, 2 – byla prokázána statisticky signifikantní odlišnost (1% hladině významnosti) od hodnot v roce 2001 (test pomocí metody „bootstrapping“, založen na 1000 permutacích).

**Tab. 33 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrností v indexu stáří a míře nezaměstnanosti v letech 2001 a 2008 – rozklad Theilova indexu – Moranovo I**

	2001	2008
Index stáří	0,056 <sup>1</sup>	0,109 <sup>1</sup>
Míra reg. nezaměstnanosti	0,496 <sup>1</sup>	0,375 <sup>1</sup>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

Zvýšení prostorové autokorelace indexu stáří odhadované na základě LISA map bylo správné – hodnota MI v roce 2008 je téměř dvojnásobná v porovnání s hodnotou z roku 2001. Hodnoty T<sub>B</sub>/T se však v tomto období snížily. Jejich pokles na okresní i krajské úrovni je dán pravděpodobně silicím vlivem suburbanizačních procesů v okolí velkých měst (a uvnitř regionů). Předpoklad snižování významu prostorových aspektů nerovnoměrností v indexu stáří se tedy potvrdil pouze částečně.

#### 5.1.4 Další aspekty sociálních nerovnoměrností

Dizertační práce je téměř výhradně věnována prostorové (geografické) dimenzi sociálních nerovnoměrností. V některých případech může být prostorové uspořádání jevů důležitým podmiňujícím faktorem sociálních nerovnoměrností. Zde se pokusíme význam prostorové dimenze porovnat s významem některých dalších dimenzí sociální diference.

Pro takové kvantitativní hodnocení je zapotřebí mít k dispozici velmi podrobná data. Abychom mohli vymezit jiné než prostorové (regionální) skupiny, musíme mít možnost agregovat data za jednotlivce. Tuto možnost nabízí pouze data ze Sčítání lidu, domů a bytů (2001). Použití takových dat je ovšem unikátní – v existující literatuře jsme se s ním zatím nesešli. Z pochopitelných důvodů se následující analýza omezuje pouze na Česko.

Postup je jednoduchý. Zatímco v předchozích analýzách jsme pracovali se skupinami obyvatel agregovanými podle místa bydliště (obce, regiony atd.), zde použijeme obdobné metody pro sledování nerovnoměrností mezi skupinami vymezenými na základě jiných než prostorových definic. Existující data (jak již bylo řečeno, při tomto hodnocení pracujeme s individuálními daty) umožňují sledovat dimenze: ekonomickou (podle ekonomické aktivity a ekonomických

sektorů povolání), věkovou, genderovou, vzdělanostní (podle výše a oboru vzdělání), náboženskou, rodinného stavu a sociálního statusu (podle druhu bydlení).

Dříve než přistoupíme k samotnému hodnocení rozkladu podle jednotlivých skupin, je důležité poznamenat, že každá z kategorií se vyznačuje jiným počtem skupin. Výše již bylo doloženo, že míra změřené nerovnoměrnosti není na počtu skupin nezávislá (viz kapitola 4.1). Čím více skupin uvažujeme, tím větší část dané diferenciaci pochopitelně zachytíme. Na druhou stranu, zde pracujeme s individuálními daty a tedy s početně značně velkými skupinami, což by mělo přispět k možnosti (alespoň orientačního) srovnání významu jednotlivých proměnných.

Rozklad do neprostorových skupin definovaných na základě výše zmíněných dimenzí sociální diferenciaci byl vypočten pro podíl sezdaných a rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných, podíl pracujících v zemědělství a míru nezaměstnanosti. Index stáří nebyl rozkládán, protože obyvatelé ve věku 0 až 14 let nejsou ve většině skupin zahrnuti. Výsledné hodnoty mezi-skupinových nerovnoměrností jsou zachyceny v tab. 34.

**Tab. 34 – Další aspekty sociálních nerovnoměrností (hodnoty  $T_B$  podle různých dimenzí)**

Dimenze	Podíl sezdaných	Podíl rozvedených	Podíl VŠ vzdělaných	Podíl prac. v zemědělství	Míra nezaměst.
rodinný stav (4)	.	.	0,056	0,027	<b>0,113</b>
náboženství (30)	<b>0,007</b>	0,007	0,019	0,066	0,002
věk (10)	<b>0,130</b>	<b>0,208</b>	0,068	0,060	0,070
národnost (20)	0,000	0,003	0,014	0,007	0,011
pohlaví (2)	0,002	0,005	0,019	0,035	0,000
výše vzdělání (13)	<b>0,007</b>	0,010	.	0,057	<b>0,182</b>
obor vzdělání (20)	0,003	0,005	<b>0,538</b>	<b>0,753</b>	0,053
ek. odvětví (13)	0,003	0,007	<b>0,287</b>	.	.
nezaměstnanost (2)	<b>0,008</b>	0,013	0,039	.	.
druh bydlení (13)	<b>0,004</b>	<b>0,071</b>	0,022	0,144	0,033
<b>OBEC (6258)</b>	0,002	<b>0,052</b>	<b>0,167</b>	<b>0,608</b>	<b>0,111</b>
<b>MIKROREGION (144)</b>	0,001	<b>0,021</b>	<b>0,084</b>	<b>0,213</b>	<b>0,086</b>
<b>MEZOREGION (12)</b>	0,000	0,009	0,021	<b>0,197</b>	<b>0,043</b>
<b>OBCE podle počtu obyvatel (5)</b>	0,001	<b>0,026</b>	<b>0,121</b>	<b>0,397</b>	0,004

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: tučně je vyznačeno 5 skupin, které se nejvýznamněji měrou podílejí na celkové nerovnoměrnosti. V závorce u každé skupiny je uveden počet kategorií. Seznam jednotlivých kategorií je k nalezení v přílohách (viz příloha 1).

V tabulce jsou tučně vyznačeny ty proměnné (resp. dimenze sociální diferenciaci), u kterých jsme zjistili nejvyšší hodnoty  $T_B$ . Čím vyšší hodnotu v tabulce pozorujeme, tím větší část celkové nerovnoměrnosti můžeme přisoudit rozdílům mezi skupinami v rámci dané dimenze.

Není překvapením, že u podílu sezdaných dominuje dimenze věková, a to velmi výrazně. Naopak prostorové aspekty této nerovnoměrnosti jsou v porovnání s ostatními zanedbatelné, a to i uvažujeme-li diferenciaci podle obcí. Očekávatelný je také význam dimenze náboženské a vzdělanostní diferenciaci. Do jisté míry překvapivý se může jevit relativně významný aspekt ekonomické aktivity.

Věkový aspekt je (celkem pochopitelně) nejvýznamnější také u podílu rozvedených. V tomto případě již pozorujeme také větší význam uvažovaných prostorových aspektů diferenciací. Výsledky tak například naznačují, že podíl rozvedených více souvisí s tím „kde bydlím“ (ve kterém mikroregionu a jak velké obci), než s tím jaké mám vzdělání, jaké jsem národnosti nebo v jakém pracuji odvětví (byť je třeba tato tvrzení brát spíše jako indikativní, neboť zde nekontrolujeme spolupůsobení uvedených faktorů). Jak jsme zjistili dříve, vyšší rozvodovost se koncentruje především v oblasti Severních Čech, podél západní hranice země. Podobně se koncentruje ve věkové skupině 45-49 let. Zajímavý je také vliv bydlení. Vyšší rozvodovost najdeme u obyvatel bydlících v bytech, zdaleka nejnižší u obyvatel žijících ve vlastním domě.

Relativně významné jsou prostorové aspekty také v případě podílu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel a ještě významnější podílu pracujících v zemědělství. V případě obou proměnných je však (pochopitelně) ještě významnější hledisko vzdělanostní (vystudovaný obor). Možná však překvapí, že prostorový aspekt na úrovni mezoregionů převyší všechny ostatní neprostorové dimenze, a to velmi výrazně. Na druhou stranu bychom mohli očekávat větší význam nejvyššího dosaženého vzdělání. Poměrně důležitá je prostorová dimenze také v případě míry nezaměstnanosti, byť se mezi nejvýznamnější čtyři kategorie nedostaly mezoregiony a již vůbec není rozhodující velikost obce. Opět se podle očekávání projevil význam vzdělanostní dimenze (nejvyšší dosažené vzdělání). Poměrně překvapivá je vysoká hodnota mezi-skupinové složky v případě rodinného stavu. Bylo zjištěno, že o poznání nižší nezaměstnaností se vyznačují jednotlivci sezdání.

**Tab. 35 – Průměrná pořadí důležitosti jednotlivých dimenzí**

SKUPINY	Průměrné pořadí	Prům. pořadí socio-demogr. proměnných	Prům. pořadí socio-ekon. proměnných
rodinný stav (4)	7	7	7
náboženství (30)	8	8	9
věk (11)	<b>4</b>	<b>3</b>	7
nezaměstnanost (2)	<b>5</b>	<b>5</b>	-
pohlaví (2)	11	11	11
výše vzdělání (13)	<b>5</b>	<b>5</b>	<b>5</b>
národnost (20)	12	13	11
obor vzdělání (20)	5	6	<b>4</b>
druh bydlení (13)	6	5	7
ek. sektor (13)	6	6	-
<b>OBEC (6258)</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>3</b>
<b>MIKROREGION (144)</b>	6	7	<b>4</b>
<b>MEZOREGION (12)</b>	8	10	6
<b>OBCE podle počtu obyvatel (5)</b>	6	6	7

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 34.

Za účelem lepšího porovnání dvou typů proměnných (socio-demografických a socio-ekonomických) jsme sestavili průměrné pořadí jednotlivých kategorií/dimenzí (viz tab. 35). Zatímco v případě socio-demografických proměnných se prostorová dimenze (mezoregiony)

umístila až na desátém místě, v případě socio-ekonomických již na místě šestém. Navíc dvě nejdůležitější z analyzovaných dimenzí nerovnoměrnosti jsou u socio-ekonomických prostorová dimenze na úrovni obcí a na úrovni mikroregionů. Zdá se, že také v tomto případě můžeme pozorovat určitý vztah komplexity ukazatele a významu prostorových aspektů nerovnoměrnosti.

Fakt, že většina sociálních charakteristik se vyznačuje určitými prostorovými aspekty není zjištění příliš překvapivé. V této kapitole jsme se však pokusili ukázat, že prostorové aspekty jsou v mnohých případech důležitější, než dimenze obvykle pokládáné za velmi podstatné a v rámci mnohých politik preferované. V souvislosti se zkoumanými proměnnými se například ukázaly dimenze genderové, národností či náboženské jako velmi nevýznamné. Dále jsme také ukázali, že relativní důležitost prostorových aspektů souvisí (alespoň na příkladu českého sčítání z roku 2001) s typem proměnné, respektive s její komplexitou. Pro socio-ekonomické proměnné se ukázala prostorová dimenze jako relativně důležitější, než je tomu v případě proměnných socio-demografického typu.

Uvědomujeme si, že hodnocení dvojrozměrných vztahů nemusí vystihovat skutečné souvislosti. Mnohé ze zkoumaných dimenzí se vzájemně podmiňují, a proto by bylo vhodné zkoumat je společně. Nabízí se například možnost využití vícenásobné (lineární) regrese. Z geografického hlediska přesnější a zajímavější metodou by mohla být relativně nová metoda geograficky vážené regrese (GWR), pomocí níž bychom byli schopni v rámci klasické regresní analýzy identifikovat také prostorová specifika. Na podobné analýzy již v této práci bohužel není prostor. Geograficky vážená regrese s využitím velmi podrobných, individuálních, dat je však zajímavou možností navazujícího výzkumu.

### **5.1.5 Shrnutí empirické analýzy pro Česko**

Na základě výsledků prezentovaných výše můžeme konstatovat, že u všech sledovaných proměnných dostupných za roky 1991 a 2001 došlo ke zvýšení hodnot prostorové autokorelace měřené pomocí Moranova I. Výjimkou je pouze index stáří, jehož hodnota MI se naopak výrazně snížila. Vzpomeneme-li si na silně nelineární průběh křivky hodnot MI z předchozí kapitoly (viz obr. 9), můžeme pokles z hodnoty 0,11 na 0,06 považovat za statisticky (nikoliv ovšem prakticky) nejvýznamnější změnu v MI z uvedených proměnných, srovnatelnou se změnou v případě míry nezaměstnanosti. Největší míru prostorové autokorelace vykazují proměnné socio-ekonomické, nejmenší socio-demografické proměnné index stáří a podíl sezdaných. Vysokou prostorovou autokorelací se vyznačují také podíl rozvedených a podíl vysokoškolsky vzdělaných. Tyto proměnné se v porovnání s indexem stáří a podílem sezdaných vyznačují relativně vyšší komplexitou podmínek ve smyslu vyšší míry ovlivnění vnějšími faktory (např. u rozvodovosti hrají roli socio-patologické i ekonomické podmínky regionu, porovnej např. se sňatečností; u VŠ vzdělání pak rozmístění vysokých škol). Rápidní nárůst hodnoty MI jsme konstatovali u míry nezaměstnanosti, která se roku 1991 vyznačovala v porovnání s rokem 2001 nezřetelným prostorovým vzorcem a nižšími průměrnými hodnotami.

Obdobné závěry ohledně prostorové autokorelace bychom mohli vyslovit také na základě analýz LISA. Některé poznatky bylo možné odvodit již z kartogramů sestavených na úrovni sociogeografických regionů podle Hampla a na úrovni obcí. Zatímco prostorová struktura



nerovnoměrností zůstala poměrně stabilní u socio-demografických proměnných (s výjimkou indexu stáří), prostorový vzorec socio-ekonomických proměnných se znatelně proměnil.

Z metodického hlediska je zajímavé sledovat také odlišnosti výsledků MI a struktury lokálních shluků v území za použití různých prostorových vážících funkcí. Použity byly váhy typu „queen“ a „kritická vzdálenost 10 km“. Shluky při využití váhy typu „queen“ jsou menší, méně kompaktní, hodnota MI je však vždy vyšší, než při použití druhé zmíněné prostorové vážící funkce. Důvodem vyšší hodnoty MI za použití váhy typu „queen“ je častější výskyt nepřilíh obvyklých shluků typu „nízká-vysoká“ indukující střídání nadprůměrných a podprůměrných hodnot sledované proměnné v prostoru. Shluky tohoto typu se v nejhojnější míře vyskytují u proměnné sledující podíl zaměstnaných v zemědělství. Pro tuto charakteristiku je typické střídání nižších hodnot jádra s vyššími hodnotami jeho zázemí.

Na mikroregionální a na mezoregionální úrovni se předpoklad nárůstu významu regionální složky na celkové nerovnoměrnosti ( $T_B/T$ ) mezi lety 1991 a 2001 potvrdil pouze u podílu sezdaných a míry nezaměstnanosti. Nárůst hodnoty  $T_B/T$  u míry nezaměstnanosti je vcelku pochopitelný. V roce 1991 byla nezaměstnanost relativně novým fenoménem a regionální struktura se teprve pomalu vytvářela.

Pomineme-li míru nezaměstnanosti, relativně stabilní hodnoty  $T_B/T$  a naopak změny v hodnotách MI ukazují, že ve sledovaném období docházelo převážně ke změnám uvnitř jednotlivých regionů. Nejnižších hodnot  $T_B/T$  dosahuje v obou sledovaných letech index stáří, podíl sezdaných a podíl zaměstnaných v zemědělství. Jestliže je relativně nízká hodnota  $T_B/T$  indexu stáří a podílu sezdaných způsobena především malou významností prostorových aspektů, v případě podílu pracujících v zemědělství je důležitým faktorem charakter vymezení sociogeografických regionů. To naznačují i relativně vysoké hodnoty MI zjištěné u tohoto ukazatele. Nejvyšších hodnot  $T_B/T$  dosahuje míra nezaměstnanosti v roce 2001 a podíl vysokoškolsky vzdělaných.

Jak jsme však upozorňovali již v kapitole 3.3, je vhodné přihlédnout také k významu stochastické složky regionální variability – tzn. pokusit se výsledné hodnoty „očistit“ o hodnotu nulového modelu, který popisuje situaci, kdy je pozorovaný jev v území rozložen náhodně. Pořadí jednotlivých proměnných podle hodnoty  $T_B/T$  se po tomto očištění příliš nemění. Výjimkou je podíl vysokoškolsky vzdělaných, u kterého jsme však nemohli vyvrátit nulovou hypotézu o náhodné povaze tohoto výsledku.

Díky dostatečné podrobnosti dat jsme mohli hodnotit i diferenciaci jednotlivých ukazatelů uvnitř obcí. Zatímco u socio-ekonomických proměnných a podílu rozvedených a vysokoškolsky vzdělaných jsou vnitro-obecní nerovnoměrnosti (tzn. rozdíly mezi ZSJ uvnitř obcí) v poměru k nerovnoměrnostem mezi-obecním a mezi-regionálním relativně nevýznamné, v případě socio-demografických proměnných indexu stáří a podílu sezdaných je naopak vnitro-obecní úroveň nositelem největší části celkové nerovnoměrnosti. Byl tak alespoň částečně potvrzen předpoklad souvislosti typu proměnné a úrovně, která je „zodpovědná“ za většinu sledované nerovnoměrnosti.

S tímto souvisí další obecný předpoklad, a to zvyšování hodnot  $T_B/T$  a MI v závislosti na úrovni komplexity sledované proměnné. Ukazatele byly podle komplexity rozděleny pouze do dvou skupin (socio-demografické proměnné a komplexnější socio-ekonomické proměnné). V případě socio-demografických proměnných však můžeme dále odlišit index stáří a podíl sezdaných na jedné straně a podíl rozvedených a vysokoškolsky vzdělaných na straně druhé. Můžeme tvrdit, že předpoklad zvyšování významnosti prostorových aspektů s rostoucí komplexitou se potvrdil, přestože na regionální úrovni se této pravidelnosti vymyká podíl pracujících v zemědělství. Domníváme se, že tento vztah by se mohl prokázat také za použití jiných socio-ekonomických proměnných. Vyšší hodnoty  $T_B/T$  a MI socio-ekonomických proměnných byly zdokumentovány například Noskem a Netrdovou (2010) na příkladu míry podnikatelské aktivity nebo Blažkem a Netrdovou (2009) na příkladu daňových výnosů.

Podle hodnot  $T_B/T$  a MI je možné všechny sledované proměnné jednoduše kategorizovat, jak jsme teoreticky ukázali v tab. 11 v kapitole 4.2. Tuto typologii uvádíme na obr. 24.

**Obr. 24 – Typologie studovaných proměnných podle hodnot  $T_B/T$  a MI v letech 1991 a 2001**

	<b><math>T_B/T</math> vysoké</b>	<b><math>T_B/T</math> nízké</b>
<b>MI vysoké</b>	Prostorově i regionálně podmíněné ( <i>míra nezaměstnanosti</i> )	Převážně prostorově podmíněné ( <i>podíl pracujících v zemědělství, podíl rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných</i> )
<b>MI nízké</b>		Prostorově a regionálně nezávislé ( <i>index stáří, podíl sezdaných</i> )

Zdroj: Nosek a Netrdová (2010), upraveno.

Předpokládali jsme také, že výsledky všech analýz se budou značně odlišovat při uplatnění rozdílného vymezení regionů. Tuto domněnku jsme ověřili na příkladu srovnání sociogeografických regionů podle Hampla (mikroregiony a mezoregiony) s obvyklými administrativními úrovněmi – ORP, okresy a kraji.

Dalším očekáváním, se kterým jsme vstupovali do empirické části práce, byl stabilní vývoj prostorových aspektů indexu stáří a míry registrované nezaměstnanosti v letech 2001 až 2008. Tento předpoklad se nepodařilo potvrdit. Index stáří zaznamenal pokles hodnot  $T_B/T$  a naopak poměrně výrazný nárůst prostorové autokorelace měřené pomocí MI. Vývoj těchto hodnot společně s mapami LISA (viz obr. 23) ukazuje na rostoucí vliv suburbanizace na věkovou strukturu a související nerovnoměrnosti. Hodnoty  $T$ ,  $T_B$ ,  $T_B/T$  i MI pro míru registrované nezaměstnanosti v tomto období poklesly, hodnota MI velmi výrazně. Pokles zmíněných hodnot souvisí pravděpodobně s poklesem průměrné hodnoty míry registrované nezaměstnanosti. Častější výkyvy hodnot  $T_B/T$  i MI jsou ovlivněny také rychlejšími změnami na pracovním trhu v porovnání dlouhodobější dynamikou ostatních hodnocených proměnných.

V další části práce jsme se pokoušeli na základě individuálních dat ze Sčítání lidu, domů a bytů v roce 2001 srovnávat prostorové aspekty s jinými dimenzemi sociální stratifikace. Předpokládali jsme, že prostorová složka/dimenze bude u většiny zkoumaných proměnných patřit mezi nejdůležitější a že její důležitost se bude zvyšovat s rostoucí komplexitou ukazatele.

Tato hypotéza se potvrdila, přestože každá z analyzovaných proměnných má alespoň jednu dimenzi důležitější než dimenzi prostorovou.

## **5.2 Mezinárodní porovnání**

### **5.2.1 Výsledky za jednotlivé ukazatele**

Empirická analýza geografických nerovnoměrností v Česku poukázala na několik zajímavých zjištění. V této části empirické kapitoly se proto budeme zabývat srovnáním Česka se třemi dalšími střeoevropskými zeměmi – Slovenskem, Polskem a Rakouskem. Všechny země mají s Českem společnou část svých hranic a v omezeném rozsahu tak můžeme uvažovat o příhraničních/přeshraničních efektech.

Tyto země byly vybrány také z praktického důvodu. Statistické metody uplatněné v této práci vyžadují data ve velmi podrobném územním členění a pro potřeby prostorové autokorelace jsou dokonce zapotřebí informace o jejich přesném prostorovém rozložení. U vybraných zemí se nám podařilo získat data z populačních cenzů v roce 2001, které by mohly být alespoň částečně srovnatelné, a spojit tato data s digitálními mapovými podklady. V části věnující se aktuálnímu vývoji jsme ovšem byli nuceni hodnotit pouze data na regionální úrovni, hodnoty používaných proměnných na úrovni obcí se nepodařilo získat ve srovnatelné kvalitě ve všech hodnocených zemích.

Kapitola má obdobnou strukturu jako část věnující se situaci v Česku. Po představení základních popisných statistik se věnujeme podrobněji jednotlivým proměnným a jejich prostorovým aspektům. Rozklady Theilova indexu i prostorová autokorelace jsou počítány pro každou zemi odděleně, o „přeshraniční“ analýzu se pokoušíme pouze v případě vybraných proměnných (index stáří, míra nezaměstnanosti).

Nejdříve se podíváme na popisné statistiky jednotlivých proměnných. Nejnižších nerovnoměrností dosahují ve všech zemích socio-demografické proměnné, především pak podíl sezdaných. Zhruba o řád vyšších hodnot dosahují regionální nerovnoměrnosti v podílech vysokoškolsky vzdělaných a rozvedených. Podobně vysoké hodnoty vykazuje také míra nezaměstnanosti, nejvyšších nerovnoměrností dosahuje ve všech sledovaných zemích zaměstnanost v zemědělství. Jak jsme již zmiňovali v kapitole popisující data a jejich zdroje, v Rakousku je odlišný způsob kategorizace dosaženého vzdělání. Do kategorie „vysokoškolské vzdělání“ nejsou započteny některé, především bakalářské obory, proto je hodnota vysokoškolského vzdělání nejnižší ze zkoumaných zemí. Jelikož studujeme míry nerovnoměrnosti a nikoliv absolutní hodnoty, neměla by tato částečná nekompatibilita příliš vadit. Všechny popisné statistiky jsou shrnuty v tabulce 36.

Tab. 36 – Základní popisné regionální (REG 1) statistiky ve vybraných zemích v roce 2001

Proměnná	Země	průměr	medián	CV	G	T
Index stáří	Česko	1,138	1,101	0,163	0,088	0,013
	Slovensko	0,817	0,845	0,231	0,130	0,025
	Polsko <sup>1</sup>	0,934	0,842	0,290	0,155	0,042
	Rakousko	1,251	1,257	0,212	0,121	0,022
Podíl sezdaných	Česko	0,553	0,566	0,047	0,026	0,001
	Slovensko	0,559	0,561	0,027	0,015	0,000
	Polsko <sup>1</sup>	0,576	0,588	0,047	0,026	0,001
	Rakousko	0,528	0,545	0,078	0,044	0,003
Podíl rozvedených	Česko	0,095	0,087	0,223	0,127	0,025
	Slovensko	0,054	0,050	0,343	0,192	0,061
	Polsko <sup>1</sup>	0,037	0,027	0,506	0,284	0,126
	Rakousko	0,078	0,057	0,383	0,216	0,073
Podíl vysokoškolsky vzdělaných	Česko	0,089	0,064	0,504	0,246	0,109
	Slovensko	0,098	0,067	0,570	0,279	0,135
	Polsko <sup>1</sup>	0,102	0,065	0,557	0,292	0,139
	Rakousko	0,075	0,047	0,431	0,239	0,091
Podíl pracujících v zemědělství	Česko	0,044	0,056	0,703	0,399	0,267
	Slovensko	0,054	0,061	0,592	0,330	0,194
	Polsko <sup>1</sup>	0,098	0,112	1,048	0,558	0,543
	Rakousko	0,080	0,103	0,869	0,478	0,387
Míra nezaměstnanosti	Česko	0,093	0,081	0,427	0,235	0,086
	Slovensko	0,204	0,208	0,335	0,191	0,058
	Polsko	0,212	0,218	0,249	0,140	0,030
	Rakousko	0,064	0,051	0,403	0,225	0,079

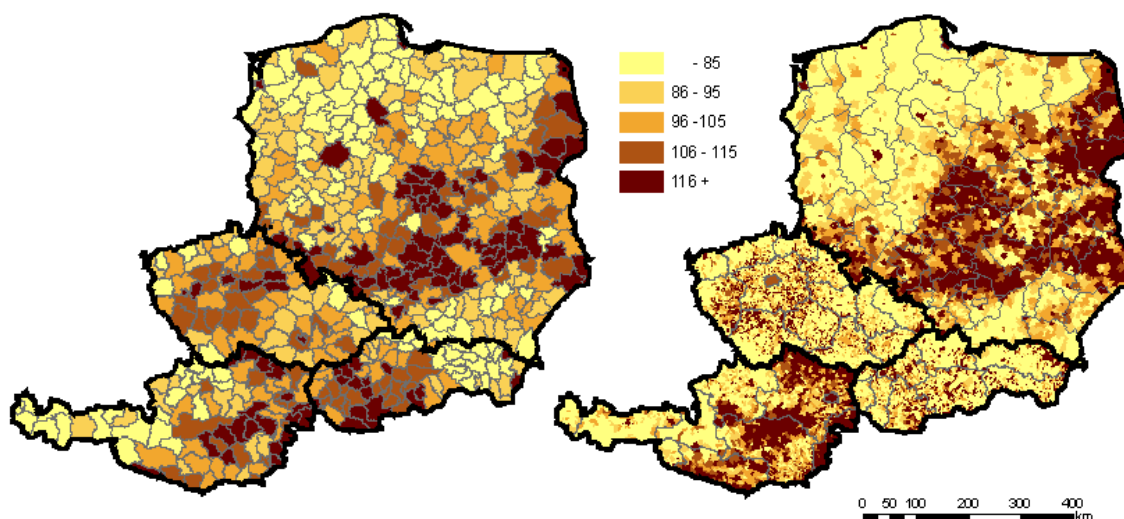
Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: ve výpočtech je použito vážených variant měr nerovnoměrnosti (a to včetně variačního koeficientu) a váženého průměru; 1 – v Polsku se sčítání lidu uskutečnilo v roce 2002.

### Index stáří

Nejdříve sledujeme socio-demografickou proměnnou index stáří. Míra nerovnoměrnosti jeho hodnot je ve všech sledovaných zemích větší než v Česku, přičemž nejvýraznější je v Polsku. Základní prostorové vzorce zachytí kartogramy (obr. 25). Stejně jako v případě empirické analýzy v Česku uvádíme kartogramy na regionální úrovni a kartogramy na úrovni jednotlivých obcí. Škála použitá v kartogramech byla sestavena na základě vztahu jednotlivých hodnot k národnímu průměru (národní průměr = 100).

Obr. 25 – Index stáří, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001

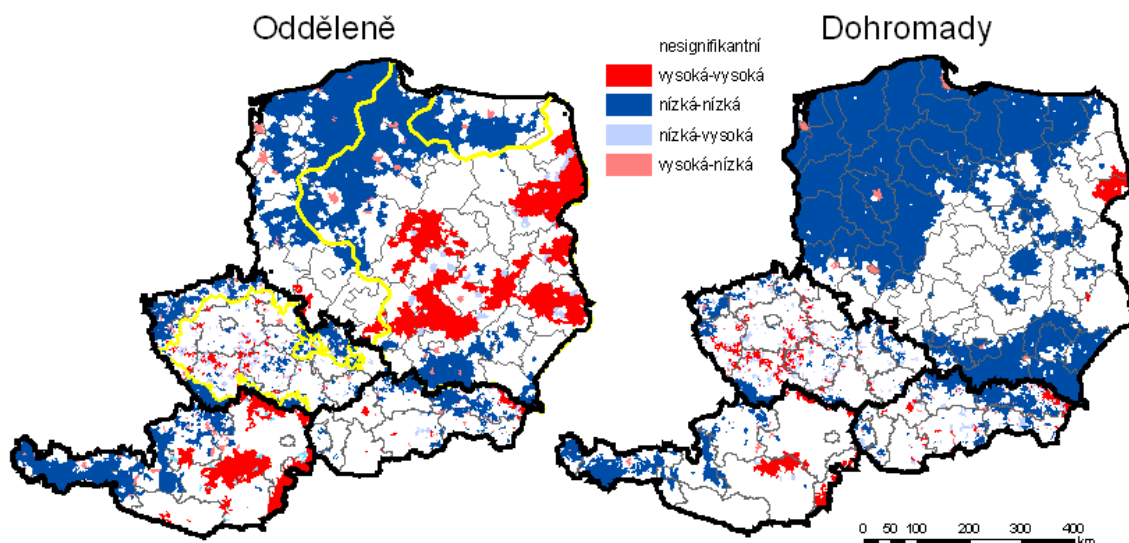


Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
Pozn.: národní průměr = 100.

Především z kartogramu sestaveného na úrovni obcí vidíme rozdíl mezi strukturou nerovnoměrnosti v Česku a na Slovensku v porovnání s Polskem a Rakouskem. Rozložení hodnot indexu stáří v Česku je poměrně rovnoměrné. Nižší hodnoty se koncentrují především v pohraničí, vyšší hodnoty ve velkých městech (Praha, Plzeň, Brno) a v oblasti tzv. vnitřní periferie, jak jsme ostatně konstatovali již v předchozí kapitole. Na Slovensku je patrný rozdíl mezi urbanizovanější jihozápadní a obecně méně rozvinutou severovýchodní částí republiky. Polské území je z hlediska indexu stáří mnohem více diferencováno. S výjimkou velkých měst najdeme oblasti s nižším indexem stáří na východě a severovýchodě území, ale také při hranici se Slovenskem (Podkarpacie a Małopolskie). Oblasti s vyšším indexem stáří najdeme v centrální a severovýchodní části země. Také v Rakousku můžeme na základě kartogramů identifikovat oblasti mladší (hornatý západ země, Horní Rakousy) a oblasti s vyšším indexem stáří (východní část Rakouska, severní Štýrsko a velká města).

Přehlednější (resp. generalizovanější) informace zachycuje mapa lokálních prostorových autokorelací. Při sestavování LISA map jsme však postupovali dvěma odlišnými způsoby. Nejdříve jsme identifikovali shluky založené na průměrech jednotlivých zemí (typ „odděleně“ na obr. 26). Ve druhém případě (typ „dohromady“) jsme však jednotky vstupující do analýzy poměřovali s průměrem celého studovaného regionu. Tento přístup nám umožní uchopit sledované země jako celek a identifikovat případné přeshraniční shluky nebo naopak státní hranice, které se chovají jako bariéry.

**Obr. 26 – Index stáří, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ za rok 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Pozn.: LISA mapa s označením „odděleně“ je vztažena k průměru jednotlivých zemí, mapa s označením „dohromady“ je vztažena k průměru celé sledované oblasti.

Na LISA mapě, která byla sestavena na základě národních průměrů, pozorujeme shluky, které jsme popsali již na základě předchozích kartogramů. V kapitole 5.1.1 jsme hovořili o vlivu odsunu sudetských Němců z českého pohraničí a jeho následného dosídlení na hodnoty indexu stáří v těchto oblastech. Souvislost s historickou hranicí pozorujeme také v Polsku, jehož hranice se po roce 1938 posunuly směrem na východ. Tato hranice částečně vymezuje oblasti, ve kterých převažují shluky typu „nízká-nízká“. Zajímavé jsou také shluky, které se vytvořily podél východní hranice Rakouska. Tyto shluky vyššího indexu stáří mohou souviset s dlouhodobou periferní pozicí těchto oblastí, které byly dlouho východní hranicí „západní“ Evropy. Pokud uvažujeme sledované území jako celek, shluková mapa vypadá odlišně. Z hlediska celého regionu najdeme nejmladší oblasti v severozápadním Polsku a podél polsko-slovenské hranice. Koncentrace obcí s vyšším indexem stáří jsou v tomto případě nevýrazné.

Dále jsme provedli rozklady Theilova indexu a vypočítali globální míru prostorové autokorelace (MI) odděleně pro jednotlivé země (viz tab. 37 a 38). Následně jsme pracovali s výpočty založenými na jednotném průměru pro celé území čtyř zemí. Vedle hodnoty MI jsme vypočítali také příspěvky dvou regionálních úrovní i úrovně národní k celkové mezi-obecní nerovnoměrnosti (viz tab. 39).

**Tab. 37 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v roce 2001 – rozklad Theilova indexu**

Regionální úroveň	Česko		Slovensko		Polsko		Rakousko	
	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2
$T_B$	0,013	0,009	0,025	0,016	0,039	0,036	0,017	0,010
T	0,037		0,083		0,050		0,034	
$T_B/T$	<b>36 %<sup>1</sup></b>	<b>25 %<sup>1</sup></b>	<b>41 %<sup>1</sup></b>	<b>19 %<sup>1</sup></b>	<b>78 %<sup>1</sup></b>	<b>73 %<sup>1</sup></b>	<b>50 %<sup>1</sup></b>	<b>31 %<sup>1</sup></b>
$T_{0B}/T$ (stoch. složka)	24 %	12 %	24 %	2 %	49 %	30 %	24 %	7 %
$(T_B/T)^*$ (kont. složka)	12 %	13 %	17 %	17 %	29 %	43 %	26 %	24 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.:  $T_B$  = mezi-regionální nerovnoměrnost (mezi regiony úrovně REG 1 a REG 2), T = celková mezi-obecní nerovnoměrnost,  $T_B/T$  = podíl mezi-regionální nerovnoměrnosti na nerovnoměrnosti celkové; 1 = hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

**Tab. 38 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v roce 2001 – Moranovo I**

	Česko	Slovensko	Polsko	Rakousko
<b>MI</b>	<b>0,058<sup>1</sup></b>	<b>0,177<sup>1</sup></b>	<b>0,658<sup>1</sup></b>	<b>0,586<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: MI = hodnota Moranova I kritéria (prostorová váhící funkce queen); 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

Z hodnot MI je jasně patrné, že míra koncentrace rozdílných hodnot indexu stáří je v Česku a na Slovensku výrazně nižší, než v Rakousku a v Polsku. Toto se odráží také na hodnotách  $T_B/T$ . V Česku i na Slovensku najdeme nejvýraznější rozdíly mezi obcemi uvnitř regionů. V Rakousku můžeme však již zhruba polovinu z celkové nerovnoměrnosti mezi obcemi přisoudit rozdílu mezi průměry politických okresů (REG1), v Polsku je stejná měřítková úroveň (powiaty) zodpovědná za více než tři čtvrtiny celkové mezi-obecní nerovnoměrnosti. Rozdíl je to velmi výrazný, byť nesmíme zapomínat, že větší rozloha polských obcí snižuje hodnotu celkové nerovnoměrnosti (a tím pádem zvyšuje hodnotu  $T_B/T$ ). Vzhledem k částečně odlišným územním členěním bychom měli pro mezinárodní porovnávání používat spíše hodnoty očištěné o nulový model,  $(T_B/T)^*$ . V tomto případě bychom však dospěli ke stejným závěrům.

**Tab. 39 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří v roce 2001 – celý region**

	REG1	REG2	ZEMĚ
$T_B$	0,036	0,032	0,008
T	0,054		
$T_B/T$	<b>67 %<sup>1</sup></b>	<b>60 %<sup>1</sup></b>	<b>15 %<sup>1</sup></b>
<b>MI</b>	<b>0,1350<sup>1</sup></b>		

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.:  $T_B$  = mezi-regionální nerovnoměrnost (mezi regiony úrovně REG 1, REG 2 a mezi průměry zemí), T = celková mezi-obecní nerovnoměrnost,  $T_B/T$  = podíl mezi-regionální nerovnoměrnosti na nerovnoměrnosti celkové, MI = hodnota Moranova I kritéria; 1 = hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

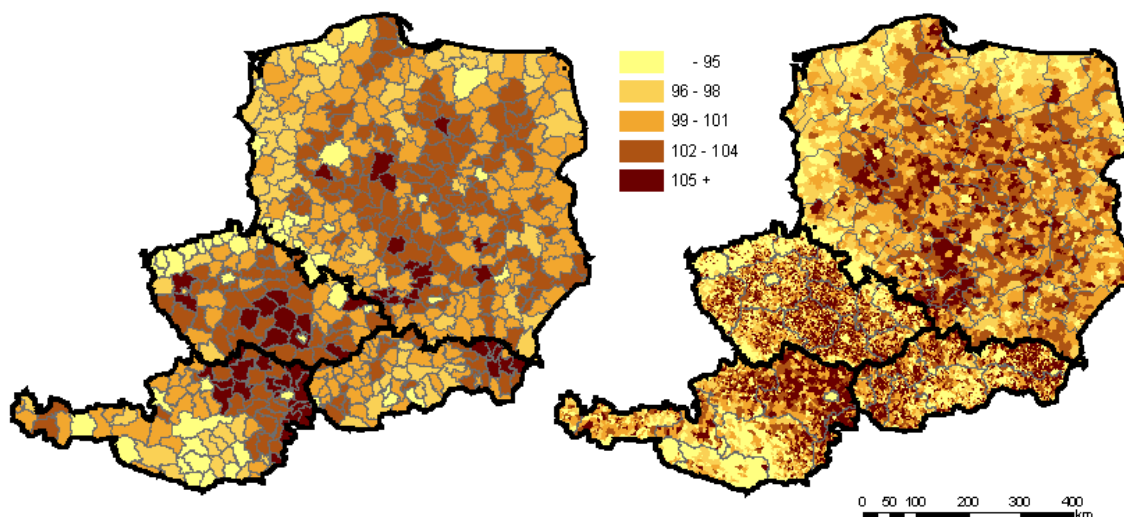
Hodnota MI vypočtená pro celý region SVE je poměrně nízká (viz tab. 39), byť jsme pozorovali velmi rozsáhlé shluky typu „nízká-nízká“ v Polsku. Na druhou stranu, v Česku, na Slovensku,

ani v Rakousku jsme žádné kompaktnější shluky nezaznamenali. Naopak relativně vysoké jsou hodnoty  $T_B/T$ , a to na obou regionálních úrovních. Pokud jsme tedy usuzovali, že proměnná index stáří je na národních úrovních podmíněna především rozdíly uvnitř regionů, v případě studia celého regionu musíme konstatovat, že převážná část nerovnoměrnosti mezi obcemi (cca 60 %) může být vysvětlena rozdíly mezi průměry regionů úrovně REG 2. Význam rozdílů mezi jednotlivými zeměmi je též statisticky signifikantní byť odpovídá pouze za 15 % celkové nerovnoměrnosti.

#### *Podíl sezdaných*

Další analyzovanou proměnnou je podíl sezdaných obyvatel na populaci starší 15 let. Hodnoty regionálních nerovnoměrností jsou ve všech zemích velmi nízké. Základní prostorové vzorce můžeme pozorovat na kartogramech sestavených na regionální (REG 1) a obecní úrovni (viz obr. 27).

**Obr. 27 – Podíl sezdaných, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001**

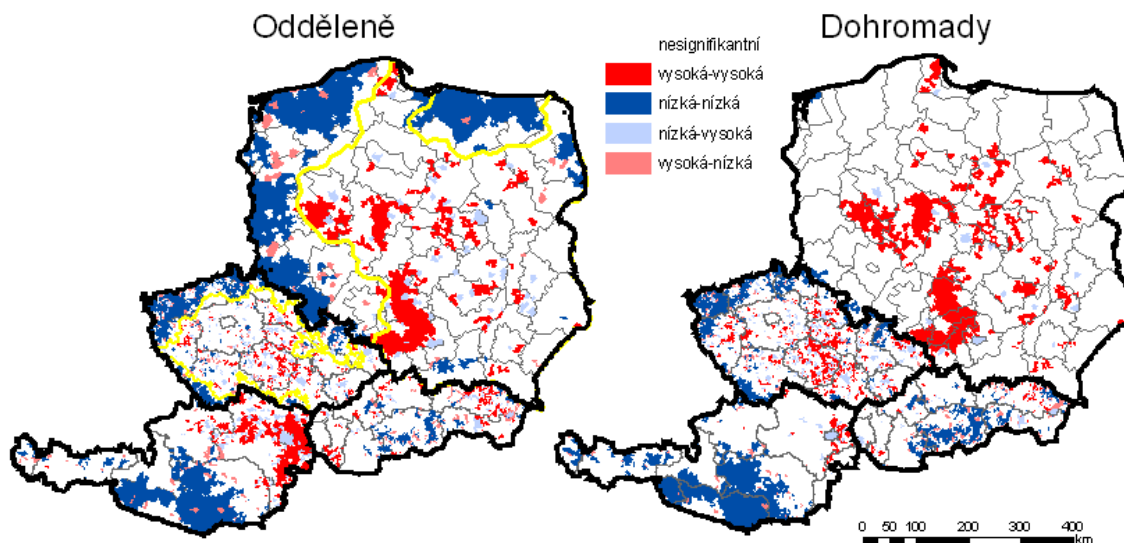


Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
Pozn.: národní průměr = 100.

Již při prvním pohledu na kartogramy je patrná méně významná regionální nerovnoměrnost podílu sezdaných. Výjimkou je pouze Rakousko, které vykazuje odlišné hodnoty této proměnné v západní a východní části země. Ve všech zemích se také zřetelně odlišují velká města svým nižším podílem sezdaných. Na kartogramu za obce v Česku i Polsku je stejně jako v případě indexu stáří patrný vliv hranice Sudet a hranice Polska z roku 1938. Případné potvrzení tohoto předpokladu můžeme lépe hodnotit na základě následujících LISA map na obr. 28.



**Obr. 28 – Podíl sezdaných, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Pozn.: LISA mapa s označením „odděleně“ je vztažena k průměrům jednotlivých zemí, mapa s označením „dohromady“ je vztažena k průměru celé sledované oblasti.

Pracujeme-li s jednotlivými zeměmi odděleně, můžeme odlišit území Česka a Slovenska na jedné straně a Rakouska a Polska na straně druhé. V Česku i na Slovensku zachytily mapy LISA relativně menší prostorovou autokorelaci než v Polsku a Rakousku. Historická hranice Polska poměrně přesně odděluje shluky typu „nízká-nízká“, podobně jak tomu bylo v případě indexu stáří. V Rakousku najdeme jak oblasti výskytu shluků typu „nízká-nízká“ (Východní Tyrolsko, Korutany), tak oblasti s výraznými shluky typu „vysoká-vysoká“ (především širší okolí Vídně). Pokud k sestavení LISA map používáme jednotný průměr celého hodnoceného území („dohromady“ na obr. 28), oblasti se shluky nízkých hodnot podílů sezdaných nalezneme v jižní části Rakouska a v českém pohraničí. Oblasti shluků vysokých hodnot podílů sezdaných pak nalzáme v centrálním Polsku a v polském Slezsku, částečně také v česko-moravském pomezí a v okolí Vídně.

Na odlišnosti Česka a Slovenska v porovnání s Rakouskem a Polskem poukazují též výsledky výpočtů MI (viz tab. 41). Nejvyšších hodnot bylo dosaženo v Polsku, nejnižších na Slovensku. Rozklad Theilova indexu dokládá (tab. 40), že v Polsku lze největší díl celkové mezi-obecní nerovnoměrnosti vysvětlit rozdíly mezi průměry regionů. Zhruba dvě třetiny celkové nerovnoměrnosti může být přisouzeno rozdílu mezi regiony úrovně REG 2. V ostatních zemích vysvětlují rozdíly mezi regiony úrovně REG 1 maximálně polovinu celkové nerovnoměrnosti. Na základě těchto výsledků můžeme odvodit, že v Polsku se tvoří významné shluky, které do značné míry respektují hranice administrativních regionů. Naopak v Rakousku je prostorová autokorelace zhruba stejné úrovně jako v Polsku, zdá se ovšem zároveň být více autonomní na hranicích regionů (tzn. shluky se tvoří více přes tyto hranice). Při mezinárodním porovnání hodnot  $T_B/T$  podílu sezdaných je oprávněné uvádět také „očistěné“ hodnoty ( $T_B/T$ )\*. Například hodnota  $T_B/T$  na regionální úrovni REG 1 v Rakousku je srovnatelná s hodnotou naměřenou na Slovensku. Po očistění o nulový model (porovnání se situací, kdy jsou daná

pozorování územně náhodně rozmístěna) je však hodnota relativního významu regionálních nerovnoměrností v Rakousku v porovnání s hodnotou na Slovensku zhruba poloviční.

**Tab. 40 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v roce 2001 – rozklad Theilova indexu**

Regionální úroveň	Česko		Slovensko		Polsko		Rakousko	
	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2
$T_B$	0,001	0,001	0,000	0,000	0,001	0,001	0,002	0,002
$T$	0,002		0,001		0,001		0,004	
$T_B/T$	42 % <sup>1</sup>	35 % <sup>1</sup>	53 % <sup>1</sup>	14 % <sup>1</sup>	73 % <sup>1</sup>	66 % <sup>1</sup>	50 % <sup>1</sup>	31 % <sup>1</sup>
$T_{OB}/T$ (stoch. složka)	24 %	10 %	40 %	4 %	50 %	31 %	43 %	5 %
$(T_B/T)^*$ (kont. složka)	18 %	25 %	13 %	10 %	23 %	35 %	7 %	26 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 37.

**Tab. 41 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v roce 2001 – Moranovo I**

	Česko	Slovensko	Polsko	Rakousko
<b>MI</b>	<b>0,201<sup>1</sup></b>	<b>0,169<sup>1</sup></b>	<b>0,378<sup>1</sup></b>	<b>0,343<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 38.

Hodnoty  $T_B/T$  vypočtené na základě jednotného průměru se podobají výsledkům dosažených v případě indexu stáří. Velmi významné jsou obě regionální úrovně, rozdíly mezi jednotlivými zeměmi však vysvětlují pouze přibližně pětinu celkové nerovnoměrnosti. Tyto výsledky jsou společně s hodnotou MI zobrazeny v tab. 42.

**Tab. 42 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu sezdaných v roce 2001 – celý region**

	REG1	REG2	ZEMĚ
$T_B$	0,002	0,001	0,000
$T$	0,002		
$T_B/T$	68 % <sup>1</sup>	60 % <sup>1</sup>	20 % <sup>1</sup>
<b>MI</b>	<b>0,251<sup>1</sup></b>		

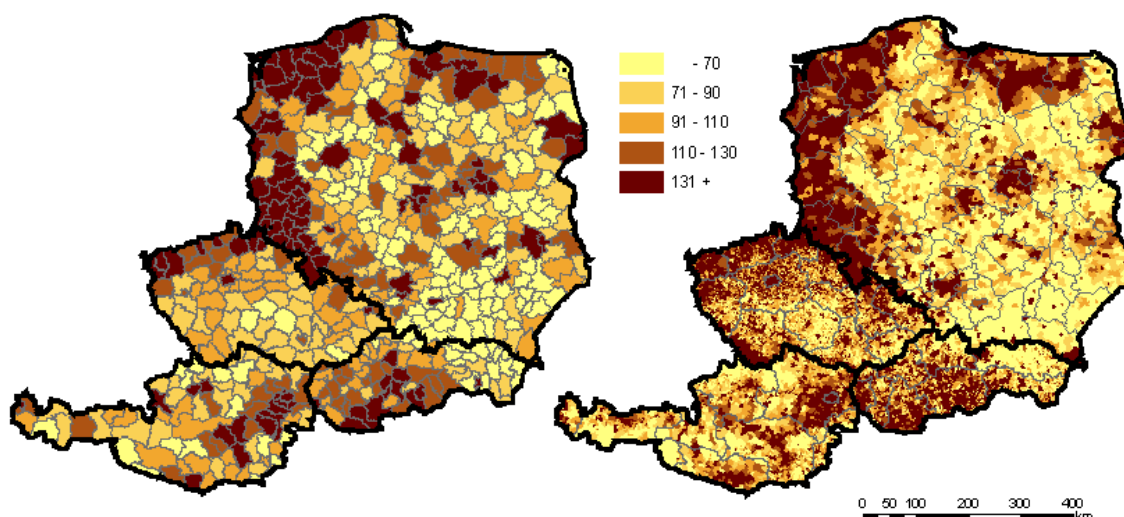
Zdroj: vlastní výpočet

Pozn.: viz tab. 39.

#### Podíl rozvedených

Další proměnná patřící do skupiny socio-demografických proměnných, podíl rozvedených na populaci starší 15 let, se vyznačuje ve všech zemích oproti předchozím proměnným vyšší mírou nerovnoměrnosti. Jak jsme již zmiňovali v předchozích analýzách, tento rozdíl souvisí s vyšším vlivem vnějších podmínek. Základní prostorové vzorce ukazují kartogramy na obr. 29.

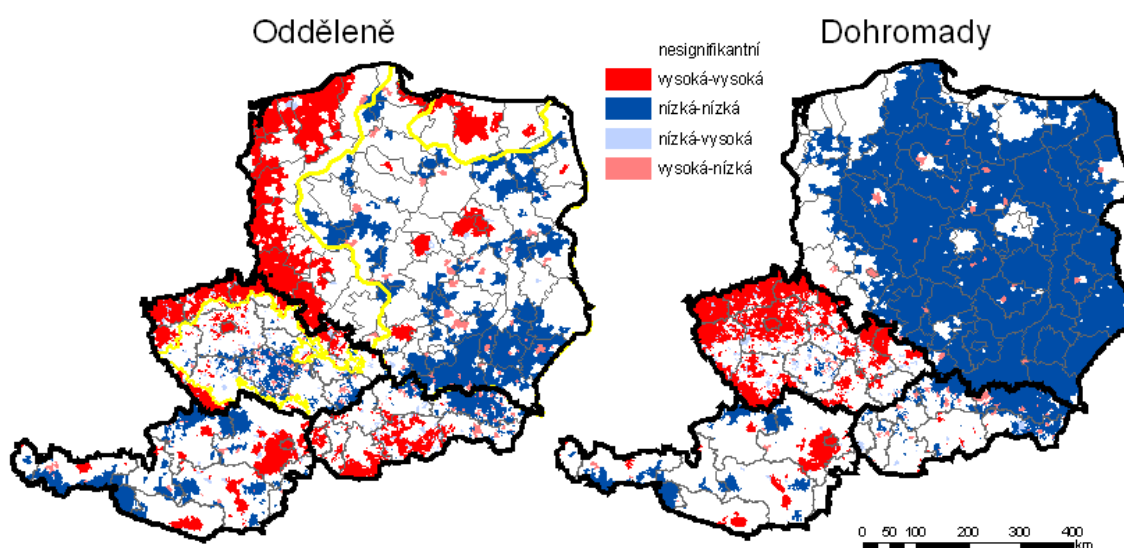
**Obr. 29 – Podíl rozvedených, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
Pozn.: národní průměr = 100.

V mapách pozorujeme v každé z hodnocených zemí oblasti s výrazně vyšším podílem rozvedených, ale i oblasti s prokazatelně podprůměrnými hodnotami podílu rozvedených. Nejzřetelněji je takto rozděleno území Polska. Vysokým podílem rozvedených se vyznačuje široký pás podél východní a větší části severní hranice země. Zbytek území se s výjimkou velkých měst nachází pod celorepublikovým průměrem. Relativně silnou polaritu pozorujeme také na Slovensku, kde se odlišuje především severovýchodní část země, a to podprůměrnými hodnotami. V Rakousku je struktura složitější, vysoké hodnoty podílu rozvedených nalzáme v okolí velkých měst, kterým dominuje Vídeň a její okolí. Potvrzení a zpřesnění těchto výsledků nabízejí LISA mapy na obr. 30.

**Obr. 30 – Podíl rozvedených, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Pozn.: LISA mapa s označením „odděleně“ je vztažena k průměrům jednotlivých zemí, mapa s označením „dohromady“ je vztažena k průměru celé sledované oblasti.

Podíl rozvedených můžeme také považovat za indikátor sociální zátěže. Nepřekvapí proto, že shluky obcí s nadprůměrným podílem rozvedených obyvatel (typ „vysoká-vysoká“) se utvářejí v okolí velkých měst a strukturálně postižených oblastech (Ústecký kraj, jižní Slovensko, západní část Polska). V Česku i Polsku opět existuje souvislost výsledků s historickými hranicemi dosídlení. V případě Slovenska je možno poukázat na shluky vyšších hodnot na jihu, kde se nachází poměrně početná menšina Maďarů. Toto vysvětlení se může zdát neopodstatněné, ale například Otterstrom (2001) tvrdí, že maďarská menšina se geopolitickým vývojem marginalizovala a vyznačuje se nižším sociálním statusem, což může s mírou rozvodovosti souviset. Shluky typu „nízká-nízká“ pozorujeme ve větším rozsahu pouze v jihovýchodní části Polska a územně navazující shluky stejného typu na severovýchodě Slovenska.

Díky velkým odlišnostem v průměrné hodnotě podílu rozvedených v populaci v jednotlivých zemích se na mapě založené na jednotném průměru objevují velké shluky. Prakticky celé Polsko s výjimkou jeho východní části a velkých měst tvoří shluk typu „nízká-nízká“, který přesahuje do severovýchodní části Slovenska. Naopak velká většina shluků typu „vysoká-vysoká“ indikující koncentraci obcí s nadprůměrnými hodnotami podílu rozvedených v populaci se nachází v Česku a velký shluk tohoto typu najdeme také v okolí Vídně.

**Tab. 43 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – rozklad Theilova indexu**

Regionální úrovně	Česko		Slovensko		Polsko		Rakousko	
	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2
$T_B$	0,027	0,015	0,061	0,033	0,106	0,089	0,065	0,039
T	0,052		0,125		0,151		0,098	
$T_B/T$	49 % <sup>1</sup>	29 % <sup>1</sup>	54 % <sup>1</sup>	27 % <sup>1</sup>	70 % <sup>1</sup>	59 % <sup>1</sup>	66 % <sup>1</sup>	40 % <sup>1</sup>
$T_{OB}/T$ (stoch. složka)	25 %	8 %	36 %	9 %	48 %	28 %	49 %	23 %
$(T_B/T)^*$ (kont. složka)	24 %	21 %	18 %	18 %	22 %	31 %	17 %	17 %

Zdroj: vlastní výpočet

Pozn.: viz tab. 37.

**Tab. 44 - Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – Moranovo I**

	Česko	Slovensko	Polsko	Rakousko
<b>MI</b>	<b>0,392<sup>1</sup></b>	<b>0,467<sup>1</sup></b>	<b>0,514<sup>1</sup></b>	<b>0,523<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 38.

Také při hodnocení podílu rozvedených pozorujeme vyšší míru prostorové autokorelace v Polsku a Rakousku v porovnání s Českem a Slovenskem. Tomu odpovídají také hodnoty  $T_B/T$ , které ukazují na vyšší podíl regionální úrovně na celkové nerovnoměrnosti v Polsku a Rakousku (viz tab. 43 a 44). Hodnoty  $T_B/T$  i MI jsou vyšší, než při hodnocení indexu stárí a podílu sezdaných, což odpovídá naší domněnce o větší důležitosti vnějších podmínek u prostorového rozmístění rozvedených obyvatel. Česko je zemí s nejnižším podílem regionálních úrovní na celkové nerovnoměrnosti. Podle upravené hodnoty tohoto rozkladu,  $(T_B/T)^*$ , se však jeví regionální úroveň v Česku jako nejvýznamnější. Přestože rozdíly nejsou veliké, opět se potvrdil význam práce s nulovým modelem na interpretaci výsledků.

**Tab. 45 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – celý region**

	REG1	REG2	ZEMĚ
$T_B$	0,156	0,138	0,085
$T$		0,195	
$T_B/T$	80 % <sup>1</sup>	71 % <sup>1</sup>	44 % <sup>1</sup>
<b>MI</b>	<b>0,623<sup>1</sup></b>		

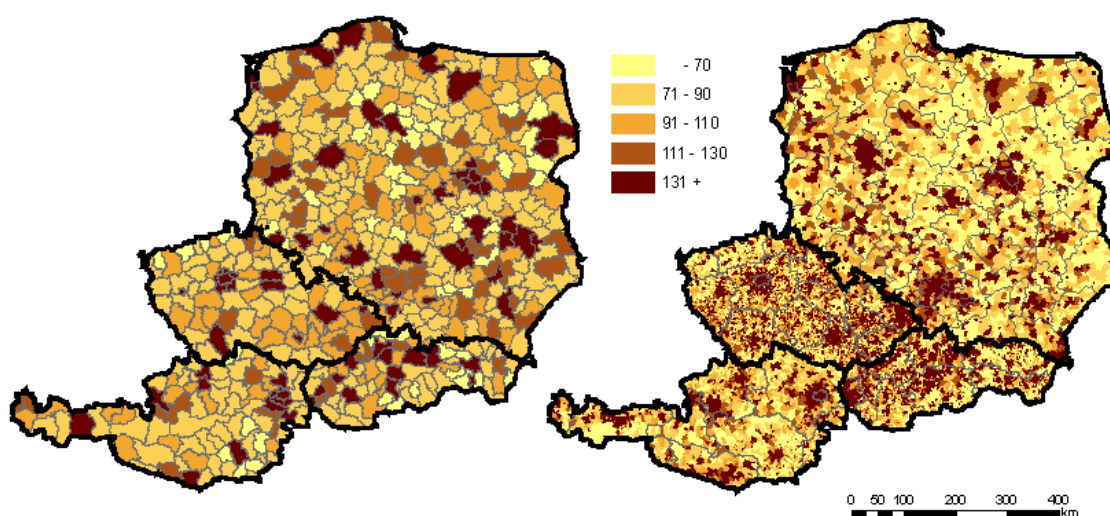
Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 39.

Kvůli velkým rozdílům mezi průměry jednotlivých zemí není překvapením, že hodnota MI je v případě uvažování jednotného průměru vyšší, než v kterékoliv z hodnocených zemí. Takto vysokou hodnotu MI mají na svědomí pravděpodobně především rozsáhlé shluky v Polsku a Česku. Proto je oproti minulým proměnným velmi vysoký také podíl  $T_B/T$  na úrovni zemí. Celkovou nerovnoměrnost v podílu rozvedených vysvětlují z více než 40 % rozdíly mezi průměry čtyř hodnocených zemí. Také hodnoty  $T_B/T$  na úrovních REG1 a REG2 jsou nejvyšší z doposud hodnocených socio-demografických proměnných.

#### *Podíl vysokoškolsky vzdělaných*

Poslední sledovanou proměnnou socio-demografického typu je podíl vysokoškolsky vzdělaných na populaci starší 15 let. Stejně jako v případě podílu rozvedených by se mělo jednat o komplexněji podmíněnou proměnnou. Jedná se také o proměnnou s velmi vysokou mírou regionální nerovnoměrnosti, přesto očekáváme, že shluky nebudou tak významné jako v předchozích případech a budou se podobně jako v Česku tvořit především v okolí univerzitních měst. Tento předpoklad podporují kartogramy na obr. 31. Na jejich základě se můžeme domnívat, že nedochází k žádným větším souvislým koncentracím. Výjimkou jsou již zmíněná velká města a vyšším podílem se vyznačuje také oblast Slezska, a to z obou stran česko-polské hranice.

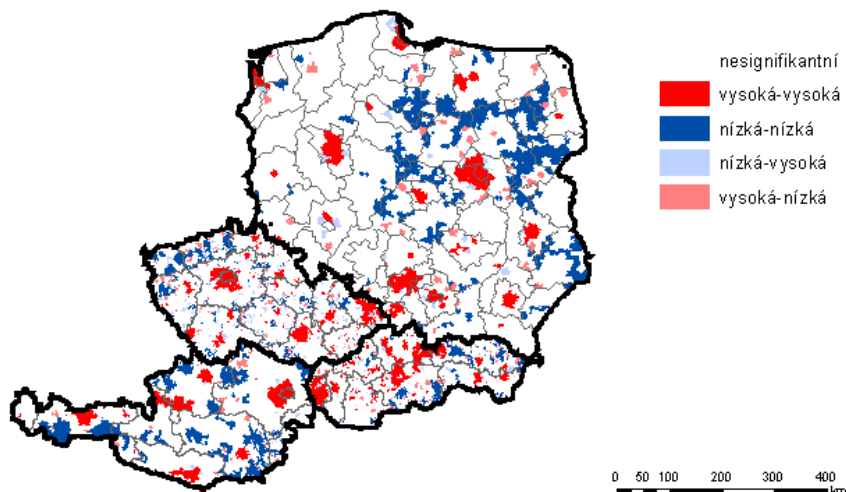
**Obr. 31 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001**

Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: národní průměr = 100.

Podíl vysokoškolsky vzdělaných je jediná proměnná, u které jsme se nepokoušeli o výpočty založené na jednotném průměru. Důvodem jsou odlišnosti v definici vysokoškolského vzdělání při sčítání lidu v jednotlivých zemích (především v Rakousku). Z LISA map sestavených na základě průměrů jednotlivých zemí (viz obr. 32) můžeme opět potvrdit výsledky, které jsme předpovídali již na základě kartogramů. Většinu větších (univerzitních) měst obklopuje menší shluk typu „vysoká-vysoká“ – nejlépe je to patrné u Prahy, Bratislavy, Vídně, Varšavy a Krakova. Shluky typu „nízká-nízká“ se ve větším počtu vyskytují pouze v Polsku.

**Obr. 32 – Podíl vysokoškolsky vzdělaných, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Přes poměrně malé plochy shluků je hodnota MI ve všech zemích relativně vysoká, nejvyšší v Rakousku, nejnižší naopak v Polsku (viz tab. 47). Tomu odpovídají také hodnoty  $T_B/T$ , avšak až po očištění pomocí nulových modelů (tab. 46). V porovnání s předchozími socio-demografickými proměnnými pro podíl vysokoškolsky vzdělaných již platí, že většinu celkové nerovnoměrnosti můžeme vysvětlit rozdíly mezi regiony úrovně REG 1. Podíl vysokoškolsky vzdělaných má však také zdaleka nejvyšší hodnoty nulového modelu  $T_{OB}/T$ , přesto jsou všechny hodnoty  $T_B/T$  statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

**Tab. 46 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu rozvedených v roce 2001 – rozklad Theilova indexu**

Regionální úroveň	Česko		Slovensko		Polsko		Rakousko	
	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2
$T_B$	0,109	0,077	0,135	0,065	0,108	0,091	0,091	0,040
T	0,167		0,233		0,176		0,142	
$T_B/T$	65 % <sup>1</sup>	46 % <sup>1</sup>	71 % <sup>1</sup>	28 % <sup>1</sup>	61 % <sup>1</sup>	52 % <sup>1</sup>	64 % <sup>1</sup>	28 % <sup>1</sup>
$T_{OB}/T$ (stoch. složka)	57 %	31 %	65 %	18 %	56 %	35 %	50 %	19 %
$(T_B/T)^*$ (kont. složka)	8 %	15 %	6 %	10 %	5 %	17 %	14 %	9 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 37.

**Tab. 47 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu vysokoškolsky vzdělaných v roce 2001 – Moranovo I**

	Česko	Slovensko	Polsko	Rakousko
<b>MI</b>	<b>0,300<sup>1</sup></b>	<b>0,308<sup>1</sup></b>	<b>0,229<sup>1</sup></b>	<b>0,506<sup>1</sup></b>

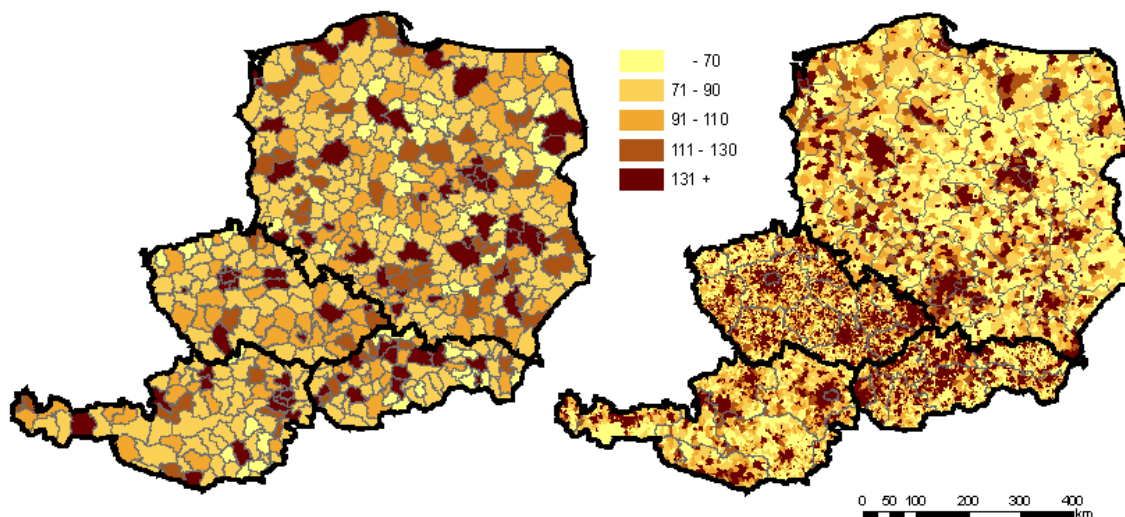
Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab 38.

#### *Podíl pracujících v zemědělství*

Ještě relativně vyšším podílem vnějších podmínek by se měly vyznačovat proměnné, které označujeme jako socio-ekonomické. První z nich je „podíl ekonomicky aktivních pracujících v zemědělství“. Prvním krokem hodnocení prostorových aspektů je jako u předchozích proměnných sestavení kartogramů za regiony úrovně REG 1 a za obce (viz obr. 33).

**Obr. 33 – Podíl pracujících v zemědělství, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001**

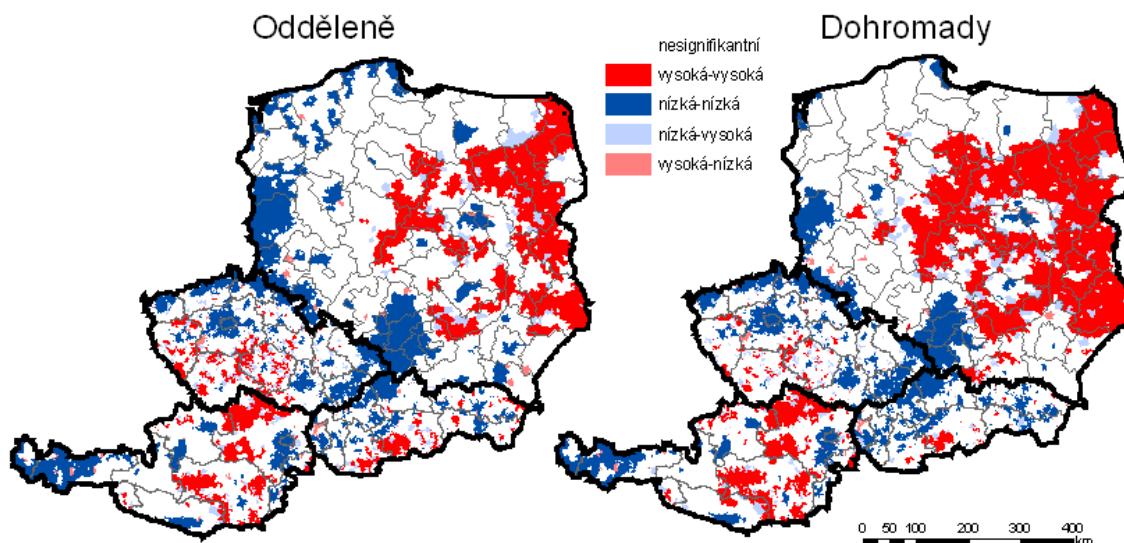


Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: národní průměr = 100.

Zaměstnanost v zemědělství je podle kartogramů ve všech zemích poměrně jasně prostorově strukturovaná. Je vcelku logické, že velmi nízkým podílem pracujících v zemědělství se vyznačují velká města a jejich bezprostřední okolí. Ke zjevné koncentraci regionů i obcí s vyššími podíly ekonomicky aktivních zemědělců dochází převážně v Polsku, a to v jeho východní části. Nejen v Polsku, ale také na Slovensku se poměrně jednoznačně vymezuje socio-ekonomická polarita vyspělejšího západu a zaostávajícího východu. Vyšší podíly pracujících v zemědělství najdeme také na jižním Slovensku, na severu Rakouska a v oblasti Jižních Čech a Vysočiny v Česku.

**Obr. 34 – Podíl pracujících v zemědělství, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ za rok 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.

Pozn.: LISA mapa s označení „odděleně“ je vztažena k průměrům jednotlivých zemí, mapa s označením „dohromady“ je vztažena k průměru celé sledované oblasti.

Oba typy LISA map jsou v případě zaměstnanosti v zemědělství velmi podobné. Shluky typu „vysoká-vysoká“ ukazují na shluky nadprůměrných hodnot podílu pracujících v zemědělství v Polsku a v Rakousku. Na mapě, která pracuje s jednotným průměrem, je přitom tento typ shluků výraznější. Větší shluky typu „nízká-nízká“ najdeme pouze v oblasti průmyslového Slezska a části západní hranice s Německem. Vyjma dalších územních koncentrací patrných již z kartogramů je zajímavé zabývat se chováním této proměnné v pohraničí. V oblasti česko-slovensko-polského pomezí pozorujeme poměrně rozlehlý shluk typu „nízká-nízká“, náznaky shluků stejného typu najdeme také v oblasti česko-polské hranice Krkonoš a částečně také mezi Bratislavou a Vídní. Můžeme tedy předpokládat, že tato proměnná je relativně autonomní nejen na vymezení administrativních regionů, ale je také méně ovlivněna státní hranicí. Toto tvrzení podporuje také vyšší fyzicko-geografická podmíněnost této proměnné.

**Tab. 48 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v roce 2001 – rozklad Theilova indexu**

Regionální úroveň	Česko		Slovensko		Polsko		Rakousko	
	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2
$T_B$	0,267	0,145	0,194	0,069	0,414	0,341	0,339	0,182
$T$	0,608		0,518		0,798		0,612	
$T_B/T$	44 % <sup>1</sup>	24 % <sup>1</sup>	50 % <sup>1</sup>	13 % <sup>1</sup>	52 % <sup>1</sup>	43 % <sup>1</sup>	55 % <sup>1</sup>	30 % <sup>1</sup>
$T_{0B}/T$ (stoch. složka)	23 %	8 %	38 %	5 %	31 %	12 %	32 %	11 %
$(T_B/T)^*$ (kont. složka)	21 %	16 %	12 %	8 %	21 %	31 %	23 %	19 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab 37.



**Tab. 49 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v roce 2001 – Moranovo I**

	Česko	Slovensko	Polsko	Rakousko
<b>MI</b>	<b>0,473<sup>1</sup></b>	<b>0,348<sup>1</sup></b>	<b>0,544<sup>1</sup></b>	<b>0,440<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 38.

Míru autonomie můžeme ověřit pomocí rozkladu Theilova indexu. Na úrovni REG1 vysvětlují rozdíly mezi regiony zhruba polovinu celkové nerovnoměrnosti, což je méně, než u podílu vysokoškolsky vzdělaných a rozvedených, ale více, než u indexu stáří a podílu sezdaných. Výsledky rozkladu v Česku se velmi podobají výsledkům z ostatních zemí, odlišují se však hodnoty MI. Největší prostorovou autokorelaci vykazuje tato proměnná v Polsku, nejmenší naopak na Slovensku.

**Tab. 50 – Hodnoty měř prostorových aspektů nerovnoměrnosti v podílu pracujících v zemědělství v roce 2001 – celý region**

	REG 1	REG 2	ZEMĚ
$T_B$	0,417	0,324	0,041
$T$	0,778		
$T_B/T$	<b>54 %<sup>1</sup></b>	<b>42 %<sup>1</sup></b>	<b>5 %<sup>1</sup></b>
<b>MI</b>	<b>0,527<sup>1</sup></b>		

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

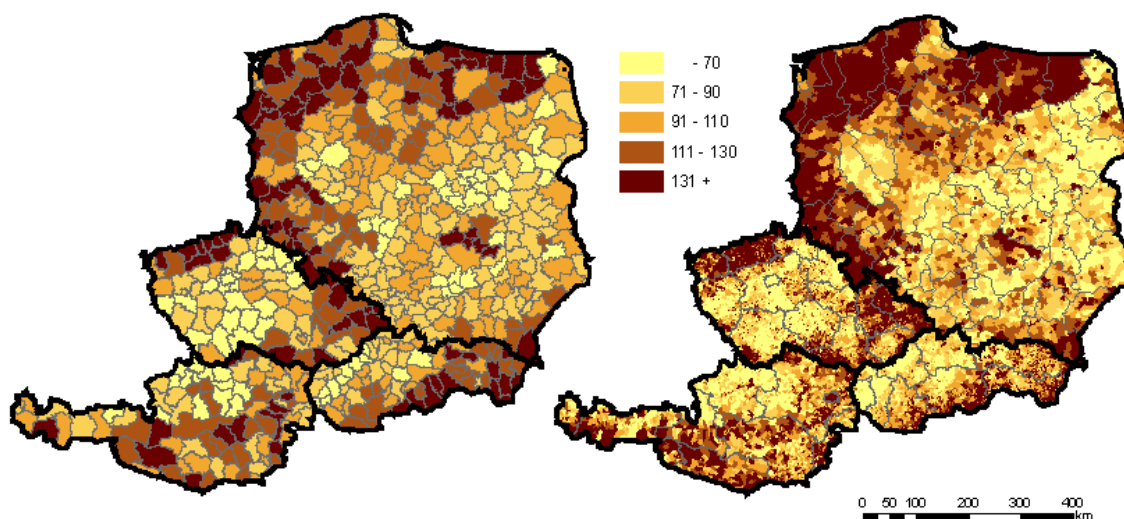
Pozn.: viz tab. 39.

Domněnku o menším vlivu státních hranic potvrzuje také výsledek rozkladu Theilova indexu při využití jednotného průměru pro celý region Střední a Východní Evropy (viz tab. 50). Byť rozdíly mezi regiony úrovně REG1 vysvětlují více než polovinu celkové nerovnoměrnosti, rozdíly mezi jednotlivými zeměmi již pouhých 5 %. Hodnota MI je poměrně vysoká, což může být ovlivněno relativně velkým počtem rozlehlých shluků na území největší hodnocené země, Polska.

#### *Míra nezaměstnanosti*

Poslední hodnocenou proměnnou je míra nezaměstnanosti. Míra nezaměstnanosti může také posloužit jako ukazatel socio-ekonomické úrovně regionů a lokalit. Je nutné pamatovat na to, že úroveň nezaměstnanosti byla v roce 2001 v Česku a především v Rakousku výrazně nižší, než v Polsku a Slovensku. V Česku byla pro míru nezaměstnanosti v předchozích kapitolách prokázána nejvyšší prostorová autokorelace a také největší hodnoty  $T_B/T$  ze všech sledovaných proměnných. Významnou roli prostorové dimenze nerovnoměrností v nezaměstnanosti lze proto očekávat také v ostatních zemích.

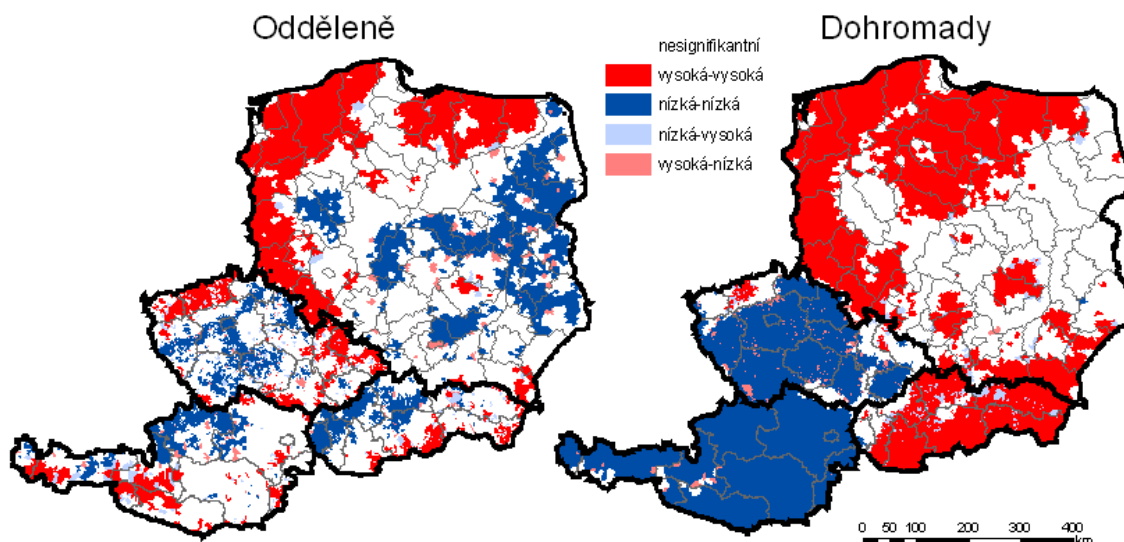
**Obr. 35 – Míra nezaměstnanosti, kartogramy za regiony (REG 1) a obce v roce 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
Pozn.: národní průměr = 100.

Již kartogramy na obr. 35 napovídají, že uvedený předpoklad byl patrně správný. Oblasti s vysokou resp. nízkou mírou nezaměstnanosti jsou zřetelné ve všech sledovaných zemích, s výjimkou Rakouska, kde není prostorová struktura tak zřetelná. Překvapivá je relativně vysoká míra nezaměstnanosti ve Vídni a jejím okolí, což je ovšem dáno také obecně nízkou mírou nezaměstnanosti v Rakousku.

**Obr. 36 – Míra nezaměstnanosti, LISA mapy s prostorovou vážící funkcí „queen“ za rok 2001**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).  
Pozn.: LISA mapa s označením „odděleně“ je vztažena k průměrům jednotlivých zemí, mapa s označením „dohromady“ je vztažena k průměru celé sledované oblasti.

Mapy lokální prostorové autokorelace (viz obr. 36) potvrdily výsledky odvozené z kartogramů. V Polsku je poměrně překvapivé, že shluky typu „vysoká-vysoká“ ukazující na koncentrace obcí s nadprůměrnými hodnotami míry nezaměstnanosti poměrně přesně odpovídají historické

hranici, podobně jak tomu bylo v případě socio-demografických proměnných (index stáří, podíl sezdaných a podíl rozvedených). Shluky typu „nízká-nízká“ se vyskytují ve východní části Polska, což je však kompenzováno vyšší zaměstnaností v zemědělství (viz obr. 34). Na Slovensku pozorujeme koncentraci podprůměrné nezaměstnanosti při hranici s Českem a Rakouskem, shluky nadprůměrné nezaměstnanosti najdeme v jižní části země. Náznak polarity (severojižní) najdeme také v Rakousku.

Shluky indikující oblasti s nízkými měrami nezaměstnanosti najdeme také v okolí větších měst, avšak bez propojení těchto měst a formování os, jak je tomu například v Česku (viz také Blažek a Netrdová 2009). Pokud však definujeme prostorovou vážící funkci trochu benevolentněji, můžeme sledovat zárodky takových os (např. Praha-České Budějovice-Linec-Vídeň-Bratislava) a dalo by se uvažovat nad jistými středoevropskými rozvojovými osami, které by mohly v integrované Evropě stále nabývat na intenzitě.

LISA mapa sestavená na základě jednotného průměru se kvůli velkým odlišnostem v průměrných hodnotách jednotlivých zemí ztlačí. Celé Rakousko a Česko s výjimkou Severních Čech a Moravy tvoří velký shluk typu „nízká-nízká“. Prakticky celé Slovensko (s výjimkou regionu hlavního města Bratislavy a části hranice s Českem) a velká část Polska tvoří shluk typu „vysoká-vysoká“. V tomto případě bychom alespoň částečně mohli uvažovat o jistých příhraničních efektech, které se v omezené míře projevují na všech hranicích s výjimkou česko-polské hranice v oblasti Krkonoš, která působí jako zjevná fyzická bariéra.

**Tab. 51 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v roce 2001 – rozklad Theilova indexu**

Regionální úroveň	Česko		Slovensko		Polsko		Rakousko	
	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2	REG 1	REG 2
$T_B$	0,086	0,069	0,058	0,038	0,028	0,023	0,072	0,056
T	0,111		0,087		0,042		0,107	
$T_B/T$	77 % <sup>1</sup>	63 % <sup>1</sup>	82 % <sup>1</sup>	44 % <sup>1</sup>	65 % <sup>1</sup>	53 % <sup>1</sup>	67 % <sup>1</sup>	52 % <sup>1</sup>
$T_{0B}/T$ (stoch. složka)	27 %	12 %	41 %	7 %	24 %	12 %	29 %	13 %
$(T_B/T)^*$ (kont. složka)	50 %	51 %	41 %	37 %	41 %	41 %	38 %	39 %

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 37.

**Tab. 52 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v roce 2001 – Moranovo I**

	Česko	Slovensko	Polsko	Rakousko
<b>MI</b>	<b>0,499<sup>1</sup></b>	<b>0,469<sup>1</sup></b>	<b>0,651<sup>1</sup></b>	<b>0,375<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 38.

Vysoké četnosti shluků v mapách LISA odpovídají také vysoké hodnoty prostorové autokorelace MI (viz tab. 52). Nejvyšší globální míru prostorové autokorelace najdeme v Polsku, nejmenší v Rakousku. Také hodnoty  $T_B/T$  jsou velmi vysoké (tab. 51). V porovnání s podílem pracujících v zemědělství, které vykázalo podobné hodnoty MI, jsou v případě nezaměstnanosti podíly  $T_B/T$  ztlačeny. V Česku a na Slovensku dokonce vysvětlují více

než tři čtvrtiny celkové mezi-obecní nerovnoměrnosti. S výjimkou Slovenska dosahují také podíly  $T_B/T$  na úrovni REG 2 více než 50 %.

**Tab. 53 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v míře nezaměstnanosti v roce 2001 – celý region**

	REG 1	REG 2	ZEMĚ
$T_B$	0,116	0,087	0,077
$T$		0,135	
$T_B/T$	86 % <sup>1</sup>	65 % <sup>1</sup>	57 % <sup>1</sup>
<b>MI</b>	<b>0,770<sup>1</sup></b>		

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: viz tab. 39.

Jak jsme mohli předpokládat z LISA mapy počítané na základě jednotného průměru, hodnota MI pro celý region Střední a Východní Evropy je vyšší, než hodnoty v jednotlivých zemích a dosahuje s převahou nejvyšší hodnoty ze všech sledovaných proměnných (viz tab. 53). Také podíly  $T_B/T$  jsou na všech úrovních velmi vysoké. Více než polovina celkové nerovnoměrnosti může být vysvětlena rozdíly mezi průměry jednotlivých zemí.

### 5.2.2 Aktuální vývoj

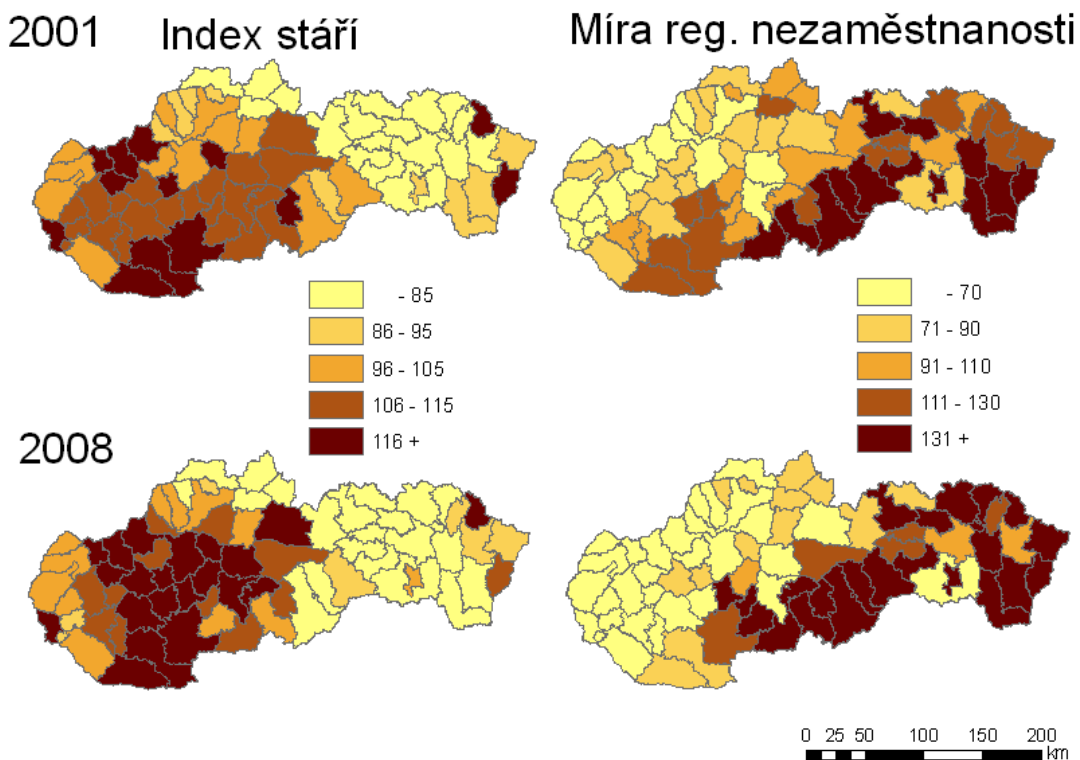
V předešlé kapitole věnující se mezinárodnímu porovnání jsme využívali pouze data ze sčítání lidu 2001. Důvodem byla jednak dostupnost dat v podrobném územním rozvedení, ale také potřeba jisté metodické srovnatelnosti, kterou sčítání ve všech zemích nabízí. Pro zachycení aktuálního stavu jsme byli nuceni použít data z různých zdrojů a často pouze na regionální (tzv. nikoliv obecní) úrovni. V této kapitole hodnotíme jednotlivé země zvlášť, protože zdroje i územní podrobnost dat se poměrně výrazně odlišují. Opět vybíráme index stáří jako zástupce socio-demografických dat a míru registrované nezaměstnanosti reprezentující data socio-ekonomického typu.

#### *Slovensko*

Na Slovensku můžeme sledovat vývoj indexu stáří až do úrovně obcí, v případě míry registrované nezaměstnanosti však pouze do úrovně okresů. Stejně jako v předchozích empirických analýzách nejdříve představíme kartogramy, a to pro roky 2001 a 2008. Tyto kartogramy jsou zobrazeny na obr. 37.

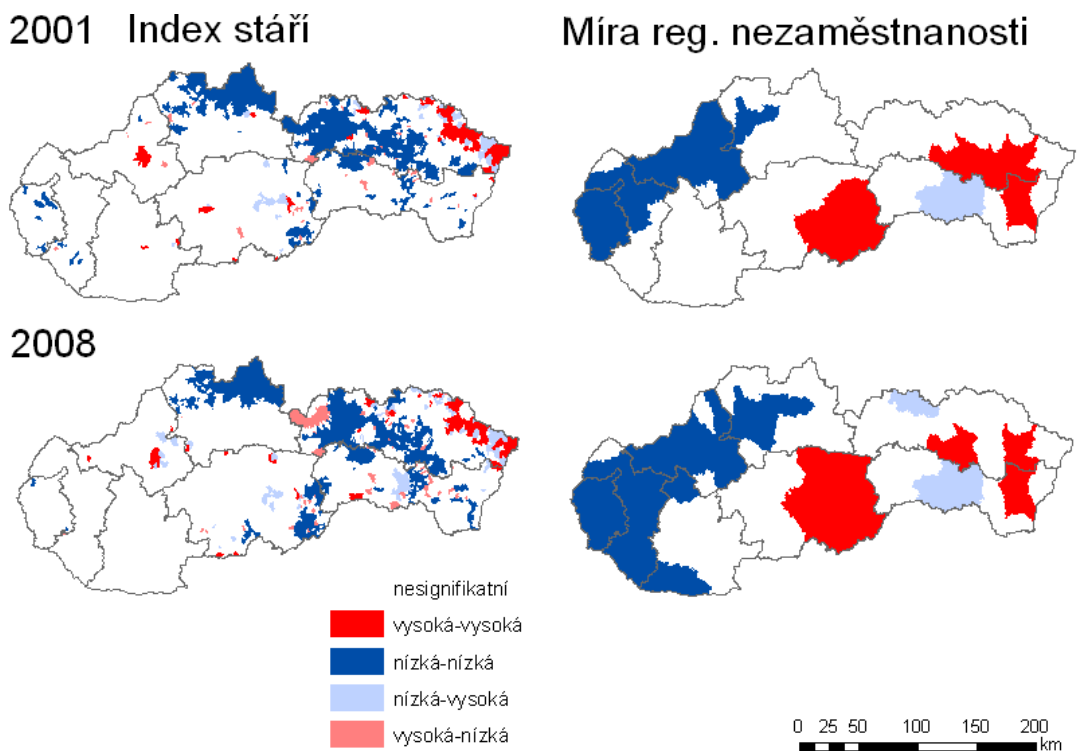
Pro index stáří a míru registrované nezaměstnanosti byly zvoleny jiné škály, a to z důvodu odlišné variability těchto proměnných. Z kartogramů indexu stáří lze vysledovat zvýšení západovýchodní polarizace, tj. nárůst relativních hodnot indexu stáří v západní části republiky a zároveň pokles relativních hodnot indexu stáří na východě země. Výjimkou je bezprostřední okolí hlavního města Bratislavy, které by mohlo být ovlivněno možným zintenzivněním suburbanizačních procesů. Míra registrované nezaměstnanosti na Slovensku mezi lety 2001 a 2008 poklesla o téměř 10 procentních bodů z 19,2 % na 9,6 %. Změna regionální struktury nebyla tak dramatická, došlo spíše k posílení původních nerovnováh. Největší změnou mezi oběma roky je vylepšení relativní pozice západní části republiky a zvýraznění západovýchodního gradientu.

**Obr. 37 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti, kartogramy za okresy v letech 2001 a 2008**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
Pozn.: průměr Slovenska = 100.

**Obr. 38 – Index stáří a míra registrované nezaměstnanosti na Slovensku, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ v letech 2001 a 2008**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Pozn.: v případě indexu stáří jsou autokorelovány obce, v případě míry reg. nezaměstnanosti okresy.

Další generalizované informace poskytují mapy lokálních autokorelací na obr. 38. Jak je vidět na mapách pro index stáří, prostorová struktura se mezi lety 2001 a 2008 nezměnila. Změny, které byly patrné na regionální úrovni na obr. 37, jsou na obecní úrovni nevýznamné, resp. netvoří žádné nové shluky. Údaje o registrované míře nerovnoměrnosti máme pouze v okresním rozvedení, přesto můžeme na LISA mapách pozorovat změny v uspořádání shluků, především pak shluků typu „nizká-nizká“. V roce 2001 se tento typ shluků nacházel výhradně podél západní hranice země včetně hlavního města Bratislavy. Roku 2008 je shluk stejného typu již podstatně větší, rozšířil se směrem na sever a na jih. Přesto můžeme tyto změny považovat vzhledem k dramatickému poklesu absolutní hodnoty míry nezaměstnanosti za malé. Můžeme také konstatovat, že došlo k posílení předchozího prostorového uspořádání, tudíž k prohloubení západových polarizací. Tyto závěry můžeme ověřit také pomocí rozkladu Theilova indexu a hodnot MI (viz tab. 54).

**Tab. 54 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti na Slovensku v letech 2001 a 2008 – rozklad Theilova indexu**

		2001			2008		
		T	T <sub>B</sub>	T <sub>B</sub> /T	T	T <sub>B</sub>	T <sub>B</sub> /T
Index stáří	Okresy	0,083	0,025	<b>41 %<sup>1</sup></b>	0,066	0,031	<b>47 %<sup>1,2</sup></b>
	Kraje		0,016	<b>19 %<sup>1</sup></b>		0,019	<b>29 %<sup>1,2</sup></b>
Míra reg. nezaměstnanosti	Okresy	0,103	0,103	<b>100%</b>	0,218	0,218	<b>100%</b>
	Kraje		0,072	<b>70 %<sup>1</sup></b>		0,143	<b>66 %<sup>1,2</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroj dat.

Pozn.: T = celková mezi-obecní nerovnoměrnost (v případě míry registrované nerovnoměrnosti mezi-okresní), T<sub>B</sub> = mezi-okresní nerovnoměrnost, T<sub>B</sub>/T = podíl mezi-regionální nerovnoměrnosti na celkové mezi-obecní (v případě míry nezaměstnanosti mezi-okresní) nerovnoměrnosti; 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti, 2 – byla prokázána statisticky signifikantní odlišnost (1% hladině významnosti) od hodnot v roce 2001 (test pomocí metody „bootstrapping“, založen na 1000 permutacích).

**Tab. 55 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti na Slovensku letech 2001 a 2008 – Moranovo I**

	2001	2008
Index stáří	<b>0,177<sup>1</sup></b>	<b>0,125<sup>1</sup></b>
Míra reg. nezaměstnanosti	<b>0,529<sup>1</sup></b>	<b>0,581<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroj dat.

Pozn.: 1 – hodnoty statisticky signifikantní na 1% hladině významnosti.

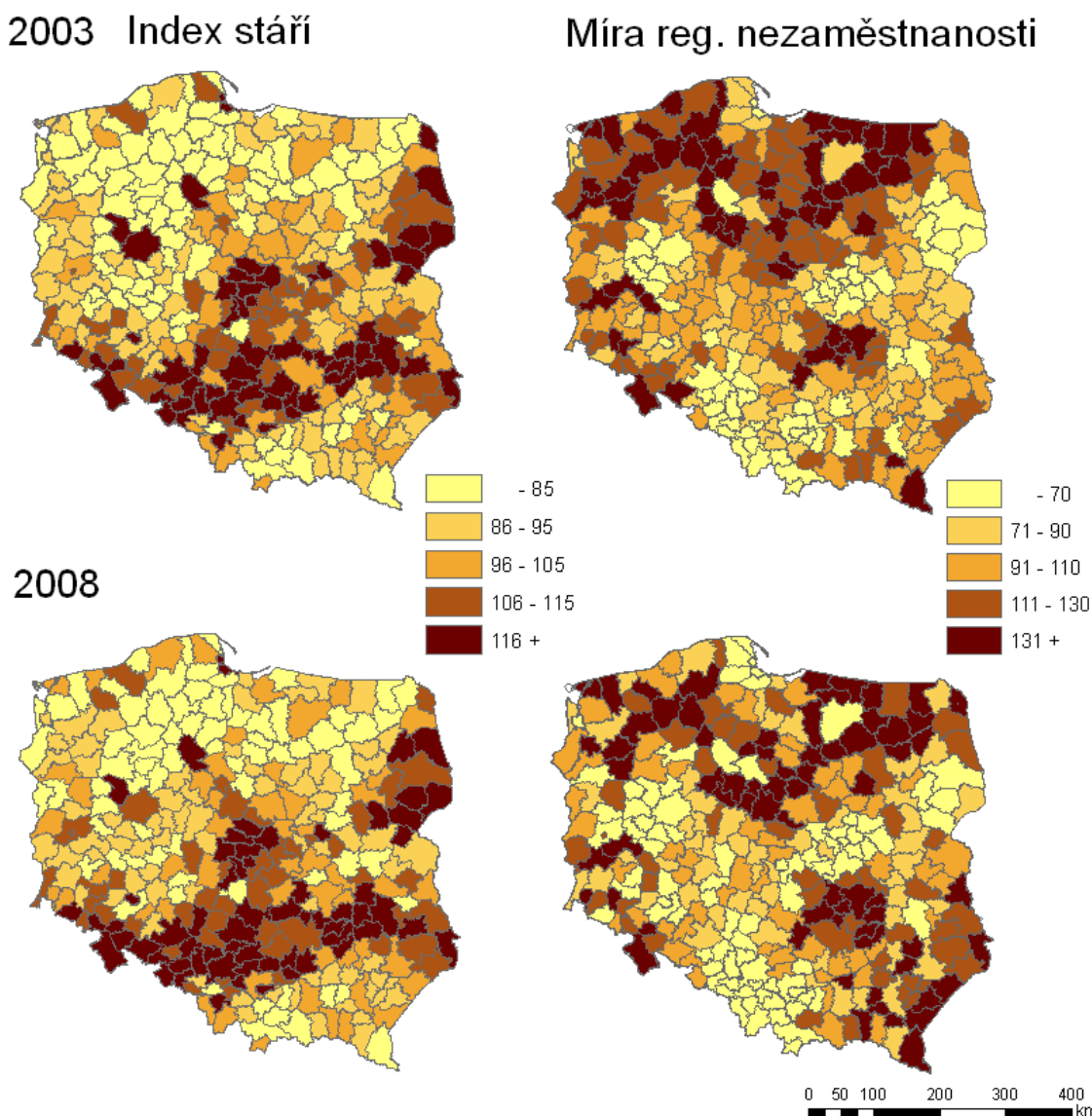
Na základě kartogramů a LISA map jsme konstatovali, že mezi lety 2001 a 2008 nedošlo sice k velkým prostorovým změnám, ale že došlo pravděpodobně k posílení původního prostorového vzorce. Tento závěr podporují také výsledky T<sub>B</sub>/T v obou sledovaných letech. V případě indexu stáří sice poklesla hodnota celkové nerovnoměrnosti, ale zvýšila se hodnota rozkladu T<sub>B</sub>/T (tzn. narostl význam mezi-okresní a mezi-krajské diferenciaci relativně vůči mezi-obecní). Hodnoty MI poklesly, byť její lokální vyjádření se opticky mezi lety 2001 a 2008 téměř nezměnilo. V případě míry nezaměstnanosti (pro kterou ovšem vyjadřujeme celkovou nerovnoměrnost pouze rozdíly mezi okresy) se naopak podíl rozdílů mezi kraji na mezi-okresní nerovnoměrnosti mezi sledovanými lety nepatrně snížil. Zvýšení západových polarit patrné z vývoje shluků lokální prostorové autokorelace (viz obr. 38) je proto nutné hledat

především uvnitř krajů (tzn. v nárůstu relativního významu rozdílů mezi okresy uvnitř krajů). Zvýšenou míru prostorové autokorelace na okresní úrovni dokládá také zvýšení hodnoty MI.

*Polsko*

V Polsku byly k dispozici aktuální data za index stáří a míru registrované nezaměstnanosti na úrovni obcí. Tato data se nám však podařilo získat pouze pro roky 2003 a 2008. Podíváme-li se na příslušné kartogramy na obr. 39, regionální struktura indexu stáří se jeví být stabilní. Určité změny pozorujeme v případě míry registrované nezaměstnanosti. Přestože základní vzorec zůstal zachován, došlo k relativnímu zlepšení situace na severu a severozápadě země a vyšší hodnoty registrované nezaměstnanosti najdeme naopak v jihovýchodní části Polska. Míra registrované nezaměstnanosti se přitom podobně jako na Slovensku za sledované období výrazně snížila.

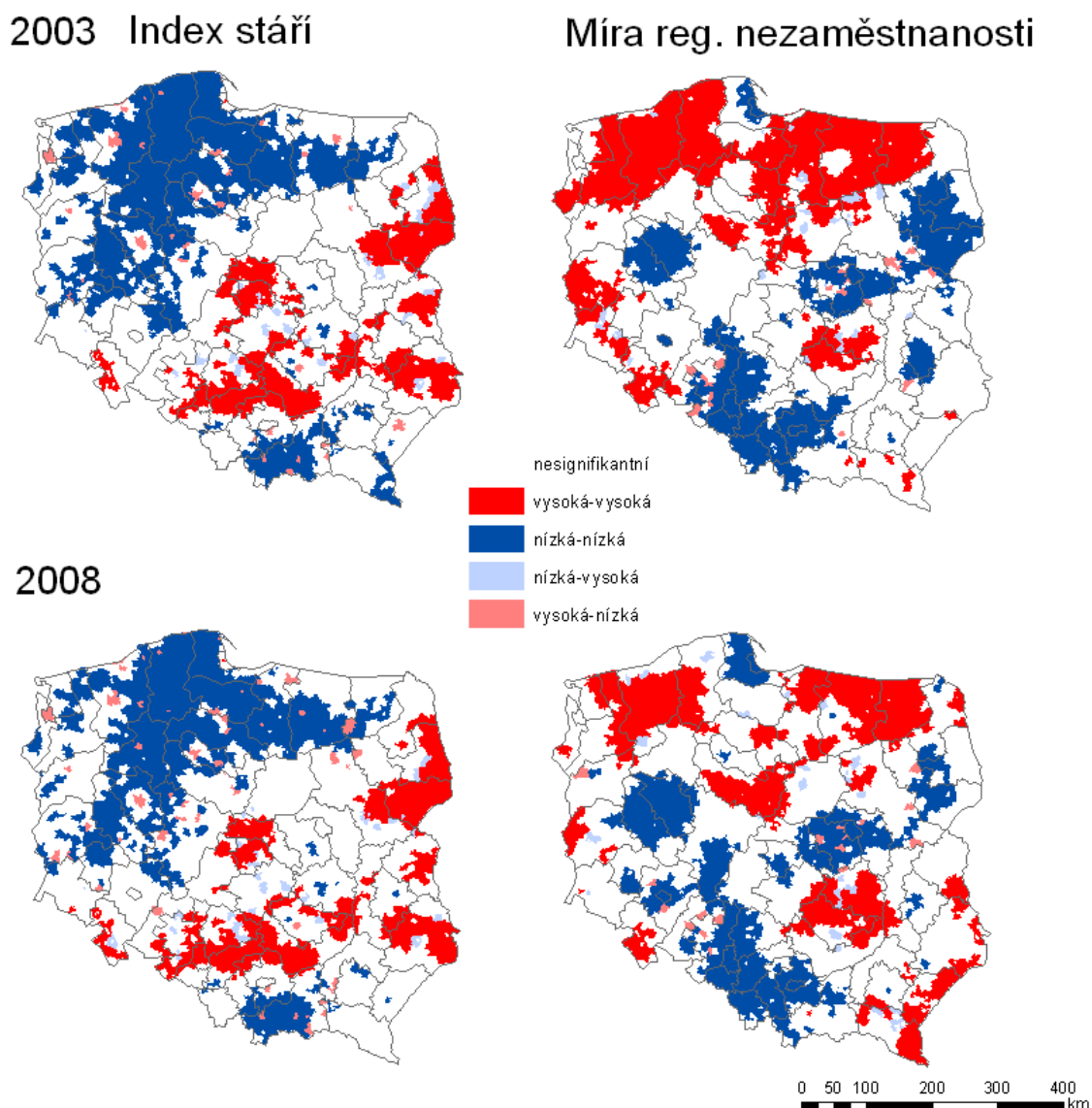
**Obr. 39 – Index stáří a registrovaná míra nezaměstnanosti, kartogramy za powiaty v letech 2003 a 2008**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
Pozn.: průměr Polska = 100.

Podobný vývoj je patrný také z map lokálních prostorových autokorelací na obr. 40. Shluky obcí s podprůměrnými indexy stáří jsou v obou letech téměř totožné. Hlavní rysy prostorového rozložení shluků podle registrované míry nezaměstnanosti zůstalo také zachováno. Došlo však k úbytku shluků typu „vysoká-vysoká“ a naopak k rozšiřování shluků typu „nízká-nízká“. Shluky ukazující na koncentraci nadprůměrných hodnot registrované míry nezaměstnanosti se mezi lety 2003 a 2008 zmenšily na západě země, nové se naopak objevily v její východní části. Koncentrace obcí s podprůměrnými hodnotami měř registrované nezaměstnanosti se rozrostly v okolí Poznaně, Wrocławu, Łodže a ve Slezsku.

**Obr. 40 – Index stáří a registrovaná míra nezaměstnanosti v Polsku, LISA mapy s prostorovou vážicí funkcí „queen“ v letech 2003 a 2008**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat (Geoda095i).

Na základě kartogramů a LISA map bychom mohli předpokládat, že situace mezi lety 2003 a 2008 byla relativně stabilní. Tento předpoklad potvrzují také hodnoty  $T_B/T$  a MI (tab. 56 a 57). Nerovnoměrnost podle indexu stáří ve sledovaném období lehce poklesla. Snížila se také



hodnota  $T_B/T$  a hodnota prostorové autokorelace. Důvodem může být ustupující vliv historické hranice Polska

**Tab. 56 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti v Polsku v letech 2003 a 2008 – rozklad Theilova indexu**

		2003			2008		
		T	$T_B$	$T_B/T$	T	$T_B$	$T_B/T$
Index stáří	Okresy	0,049	0,038	<b>78 %<sup>1</sup></b>	0,042	0,030	<b>72 %<sup>1,2</sup></b>
	Kraje		0,035	<b>72 %<sup>1</sup></b>		0,028	<b>66 %<sup>1,2</sup></b>
Míra reg. nezaměstnanosti	Okresy	0,079	0,103	<b>82 %<sup>1</sup></b>	0,161	0,139	<b>86 %<sup>1,2</sup></b>
	Kraje		0,072	<b>68 %<sup>1</sup></b>		0,111	<b>69 %<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

Pozn.: T = celková mezi-obecní nerovnoměrnost,  $T_B$  = mezi-okresní nerovnoměrnost,  $T_B/T$  = podíl mezi-regionální nerovnoměrnosti na celkové mezi-obecní nerovnoměrnosti; 1 – hodnoty statisticky významné na 1% hladině významnosti, 2 – byla prokázána statisticky významná odlišnost (1% hladině významnosti) od hodnot v roce 2001 (test pomocí metody „bootstrapping“, založen na 1000 permutacích).

**Tab. 57 – Hodnoty měr prostorových aspektů nerovnoměrnosti v indexu stáří a míře nezaměstnanosti na Slovensku letech 2001 a 2008 – Moranovo I**

	2001	2008
Index stáří	<b>0,644<sup>1</sup></b>	<b>0,608<sup>1</sup></b>
Míra reg. nezaměstnanosti	<b>0,667<sup>1</sup></b>	<b>0,643<sup>1</sup></b>

Zdroj: vlastní výpočty, viz zdroje dat.

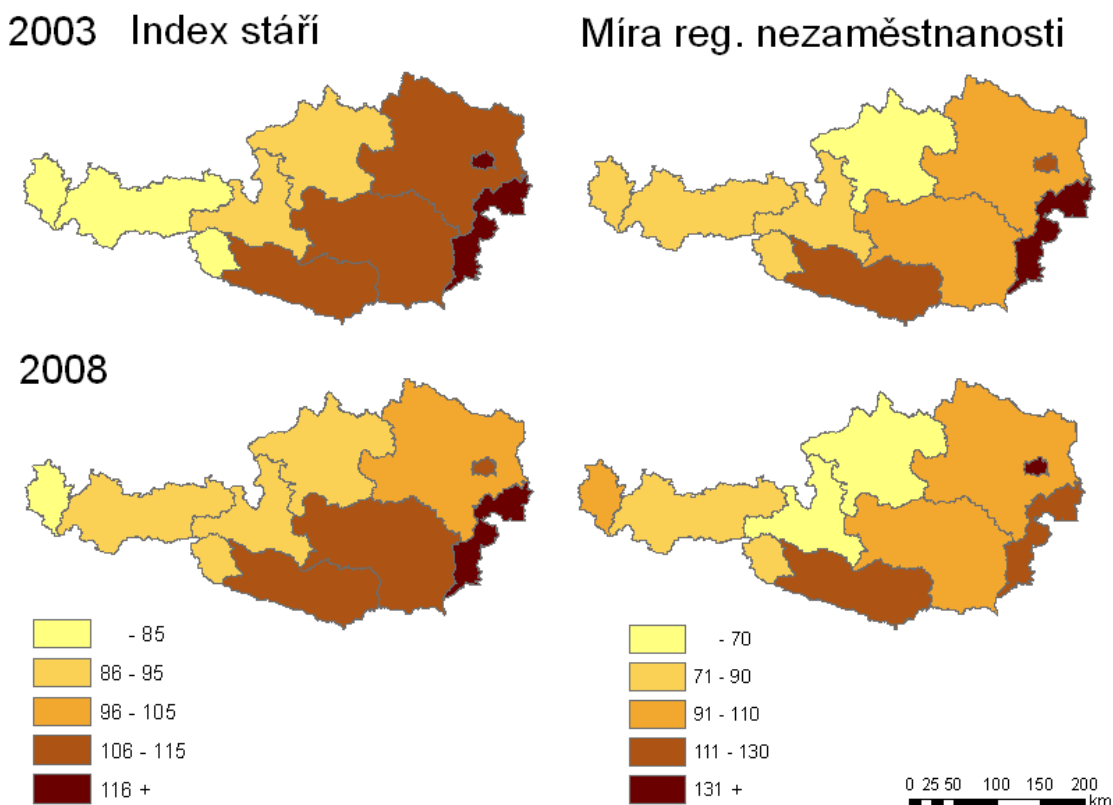
Pozn.: 1 – hodnoty statisticky významné na 1% hladině významnosti.

### Rakousko

V Rakousku se nám bohužel nepodařilo získat potřebná data na podrobnější úrovni než NUTS2, která je pro potřeby analýzy pomocí rozkladu Theilova indexu a měření prostorové autokorelace nedostačující. Omezujeme se zde proto alespoň na stručnou indikaci regionálních rozdílů pomocí kartogramů (viz obr. 41) a výpočtů.

Hodnota  $T_B$  mezi lety 2003 a 2008 pro index stáří poklesla z hodnoty 0,010 na 0,006. Byť kartogramy jsou sestaveny pouze na úrovni NUTS2 a nemůžeme proto hodnotit tento vývoj podrobněji, hlavním důvodem poklesu meziregionální nerovnoměrnosti je relativní pokles indexu stáří vůči rakouskému průměru v regionu Horních Rakousku a ve Vídni. Hodnota  $T_B$  pro registrovanou míru nezaměstnanosti naopak mírně vrostla (z 0,026 na 0,033). Důvodem pro tento nárůst je pravděpodobně stále relativně vysoká míra nezaměstnanosti v hlavním městě Vídni, které bylo na úrovni NUTS2 regionem s nejvyšší mírou registrované nezaměstnanosti. Regionální vzorec se však jeví poměrně stabilní.

**Obr. 41 – Index stáří a registrovaná míra nezaměstnanosti, kartogramy za NUTS2 regiony (Länder) v letech 2001 a 2008**



Zdroj: vlastní zpracování, viz zdroje dat.  
 Pozn.: průměr Rakouska = 100.

### 5.2.3 Shrnutí mezinárodního porovnání

Mezinárodní porovnání komplikovaly rozdílné územní struktury ve zkoumaných zemích, a to především výrazně větší rozloha obcí v Polsku. S tímto jsme se pokusili vyrovnat pomocí nulového modelu a upravených hodnot rozkladu ( $T_B/T$ )\*, přesto musíme mít tyto odlišnosti při výsledných interpretacích stále na paměti.

Ve všech zemích je proměnnou s nejvýraznějšími prostorovými aspekty míra nezaměstnanosti, nejmenší naopak byly indikovány pro index stáří a podíl sezdaných. Výjimkou je Polsko, kde je stále zachována západo-východní polarita, odpovídající hranici země z roku 1938. Také proto se Polsko vyznačuje zdaleka nejvyššími hodnotami  $T_B/T$  i MI a také prostorové shluky se zde jeví jako nejkompaktnější. Sledované proměnné v jednotlivých zemích můžeme kategorizovat (s využitím typologizace uvedené v kapitole 4.2) způsobem znázorněným na obr. 58).

**Tab. 58 – Typologie studovaných proměnných pro všechny studované země podle hodnot  $T_B/T$  a MI v letech 2001 až 2008**

	$T_B/T$ vysoké	$T_B/T$ nízké
<b>MI vysoké</b>	Prostorově i regionálně podmíněné Česko – míra nezaměstnanosti Slovensko – míra nezaměstnanosti Polsko – míra nezaměstnanosti, index stáří Rakousko – podíl rozvedených	Převážně prostorově podmíněné Česko – podíl pracujících v zemědělství, podíl rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných Slovensko – podíl pracujících v zemědělství, podíl rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných Polsko – podíl sezdaných, podíl rozvedených, podíl pracujících v zemědělství Rakousko – index stáří, podíl sezdaných, podíl vysokoškolsky vzdělaných, podíl pracujících v zemědělství, míra nezaměstnanosti
<b>MI nízké</b>		Prostorově a regionálně nezávislé Česko – index stáří, podíl sezdaných Slovensko – index stáří, podíl sezdaných Polsko – podíl vysokoškolsky vzdělaných

Zdroj: vlastní zpracování

Vztah komplexity studované proměnné a míry prostorových aspektů se v mezinárodním kontextu zcela neprokázal. Odlišnosti oproti dřívějším předpokladům najdeme především v Polsku a Rakousku. Ve všech zemích však vykazuje nejvyšší hodnoty  $T_B/T$  socio-ekonomická proměnná míra nezaměstnanosti, přičemž hodnota MI pro tuto proměnnou není nejvyšší pouze v Rakousku. Pokud však přistupujeme ke studovanému regionu jako k celku (tzn. uvažujeme všechny země dohromady), vztah komplexity studované proměnné a hodnoty  $T_B/T$  i MI je zřetelný.

Ve všech studovaných zemích se zřetelně odlišují regiony hlavních měst, ale také, a to především v Polsku, oblasti v okolí dalších velkých měst. Pro většinu těchto oblastí jsou typické „pozitivní“ shluky (tj. např. koncentrace nižší nezaměstnanosti, vyššího podílu vysokoškolsky vzdělaných) s výjimkou podílu rozvedených, který je podle očekávání nejvyšší právě ve městech. Výjimkou jsou také shluky s nadprůměrnými hodnotami míry nezaměstnanosti v okolí Vídně. Absolutní hodnoty nezaměstnanosti v Rakousku jsou však v porovnání s ostatními zeměmi velmi nízké.

Potvrdil se také předpoklad západο-východního gradientu na Slovensku, určité náznaky západο-východní polarity najdeme také v Česku, Rakousku a Polsku, byť v těchto zemích je prostorový vzorec v tomto ohledu složitější. Aktuální vývoj jsme nemohli z datových důvodů sledovat ve všech zemích na detailní úrovni. Přesto můžeme konstatovat, že přes výrazné změny v hodnotách míry registrované nezaměstnanosti (hlavně na Slovensku a v Polsku) zůstaly prostorové vzorce relativně stabilní, a to ve všech studovaných zemích. Ve většině případů došlo k posílení struktury, která se vyvinula na počátku transformačního období.

Zajímavým hodnocením je také sledování vlivu státní hranice. Tímto způsobem můžeme hodnotit pouze data ze sčítání v roce 2001, protože pro nastávající roky nemáme k dispozici dostatečně podrobná data. Přesto se dá na základě dat z roku 2001 a novějších dat z jednotlivých

zemí usuzovat, že některé proměnné (např. míra nezaměstnanosti) mají tendenci se shlukovat také napříč státními hranicemi. Naopak socio-demografické proměnné jsou státními hranicemi poměrně jednoznačně ohraničené. Tato hodnocení je však nutno ověřit na základě dat z dalšího sčítání, které by mohlo poskytnout další zajímavá zjištění týkající se příhraničních a přeshraničních efektů.

## 6. Závěr

V závěrečné části této práce se pokoušíme stručně shrnout její obsah a nejdůležitější poznatky. Důležitou součástí závěrečného shrnutí je také porovnání výsledků s výzkumnými otázkami a hypotézami představenými v úvodních kapitolách. V krátkosti se v této kapitole věnujeme rovněž praktické relevanci provedených analýz a otázkám navazujícího výzkumu.

Práce je rozčleněna do tří oddílů. Nejdříve jsme se zabývali teoretickým zarámováním studované problematiky. V této kapitole jsme stručně diskutovali některé obecné otázky, upřesnili jsme používanou terminologii a nastínili některé odlišné přístupy k hodnocení sociálních, a zvláště socio-geografických nerovnoměrností. Teoretickou kapitolu uzavírá diskuze relevantní empirické literatury a z ní odvozených hypotéz.

Druhý oddíl práce se zaměřuje na otázky metodologického charakteru. Nejdříve diskutujeme přínosy i nevýhody běžně používaných metod analýzy sociálních nerovnoměrností, následně představujeme metody svým způsobem nové (alespoň v českém prostředí) a doposud nedostatečně pochopené. Stěžejní jsou metody rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace. Za inovativní považujeme také v tomto oddíle prezentované možnosti testování významnosti měr nerovnoměrností a zahrnutí těchto statistických testů do empirických analýz. V rámci metodicky orientované části jsme také dospěli k některým „teoretickým výsledkům“, které jsou založené na různých simulacích (většinou založených na metodách tzv. resamplingu). Analyzovali jsme tak vliv vstupních podmínek (např. počet jednotek, míra celkové variability atp.) na použité metody, resp. jimi dosažené výsledky.

Jádrem celé práce je vlastní empirická analýza, jejíž cíle se odráží také v obou předchozích oddílech. Empirickou analýzu můžeme rozdělit do dvou částí. Nejprve jsme sledovali situaci v Česku, poté jsme se pokusili tyto výsledky porovnat se situací v dalších zemích (Slovensko, Polsko, Rakousko). Pracovali jsme s územně velmi podrobnými daty, a to až do úrovně základních sídelních jednotek. Vedle obvyklých administrativních regionálních úrovní jsme též sledovali úroveň sociogeografických regionů vymezených Hamplem (Hampl a kol. 1996, 2005).

Struktura dizertační práce odpovídá jejím hlavním cílům. Prvním cílem bylo zkoumat možnosti zvolených metod v ohledu k jejich využití pro hodnocení prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností. Výzkumná otázka vázaná na metodicky zaměřenou část práce byla formulována následovně: „Jakým způsobem ovlivňují odlišné vstupní podmínky výsledky dosažené pomocí rozkladu Theilova indexu a prostorové autokorelace?“ Výsledná zjištění mohou být představena v několika hlavních bodech:

- Metody rozkladu Theilova indexu (hodnoty  $T_B/T$ ) a prostorové autokorelace (hodnoty MI, lokální analýzy LISA) se ukázaly být vhodnými nástroji pro hodnocení prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností. Oproti běžně používaným

agregátním mírám nerovnoměrnosti pohlíží tyto metody na nerovnoměrnost z jiného úhlu, resp. přinášejí dodatečné a prakticky cenné informace. Zatímco směrodatná odchylka, variační koeficient nebo Giniho koeficient dokážou kvantifikovat pouze agregátní hodnotu regionální (či jiné) nerovnoměrnosti, pomocí rozkladu Theilova indexu můžeme vyjádřit relativní podíl jednotlivých regionálních úrovní (ale i jednotlivých regionů či jejich skupin) na celkové nerovnoměrnosti. Prostorová autokorelace může doplnit tyto rozklady o míru „shlukování“ v prostoru. Oproti rozkladu Theilova indexu je přitom výpočet prostorové autokorelace nezávislý na vymezení regionů. Tyto shluky pak mohou být dále kategorizovány a zobrazeny na mapě (LISA). Jak teoreticko-metodologická, tak empirická část práce ukázala, že je vhodné tyto metody používat a interpretovat souběžně. Nerovnoměrnosti podle jednotlivých proměnných můžeme na základě míry jejich prostorových a regionálních aspektů kategorizovat.

- Dále bylo poukázáno na to, že při analýze geografických nerovnoměrností může být vhodné rozlišovat mezi stochastickou a kontextuální složkou pozorovaných výsledků. Stochastickou složku si představujeme jako část pozorované nerovnoměrnosti, kterou lze „zdůvodnit“ statisticky – například kterou by bylo možno očekávat v případě náhodně územně rozložených dat. Takovou situaci jsme pro účely této práce nazvali nulovým modelem, s nímž jsme porovnávali pozorované míry nerovnoměrností ve snaze zhodnotit jejich (statistickou) významnost. Obdobný test je možné použít nejen pro rozklad Theilova indexu, ale i pro další agregátní míry regionálních nerovnoměrností (např. při výpočtech Giniho koeficientu).
- Konstrukce zmíněného nulového modelu využíváme především při aplikaci metody rozkladu Theilova indexu (resp. výpočtu  $T_B/T$ ). V tomto ohledu se snažíme „očistit“ hodnotu  $T_B/T$  o zmíněnou stochastickou složku. Takový postup může být vhodný například při srovnávání vypočtených měr mezi různými jevy a územními systémy, neboť jím v jistém smyslu lze „standardizovat“ dosažené výsledky, které nejsou nezávislé na řadě specifik sledovaných územních systémů (viz následující body níže). V tomto ohledu by navržený postup snad šlo přirovnat ke standardizaci používané v demografii. Avšak zatímco při demografické standardizaci se snažíme výsledky očistit od vlivu věkové struktury, zde navrženým postupem se vlastně snažíme výsledky očistit od vlivu specifik územní struktury (a to právě tím, že pomocí metod resamplingu odhadujeme zmíněnou stochastickou složku, kterou můžeme pro daný územní systém s danou územní strukturou očekávat).
- Pomocí některých teoretických argumentů, a zejména pak experimentálních simulací (viz kapitola 4.1), jsme zjistili, že hodnoty celkové nerovnoměrnosti ( $T$ ), regionální nerovnoměrnosti ( $T_B$ ) i relativního významu regionální nerovnoměrnosti ( $T_B/T$ ) jsou ovlivněny počtem a velikostí regionů sledovaného území. Pro lepší ilustraci těchto zjištění si představme dvě hypotetické země, které se liší pouze svou velikostí (země A je větší než země B). Provedenými simulacemi jsme ukázali, že: (i) Ve větší zemi A

nalezneme vyšší míry celkové nerovnoměrnosti  $T$  (jinak řečeno, míra celkové nerovnoměrnosti je pozitivně závislá na velikosti sledovaného souboru). (ii) Pokud budou tyto země rozděleny na stejně velké regiony (tzn. v zemi A bude více regionů než v zemi B), bude země s více regiony vykazovat vyšší hodnotu regionální nerovnoměrnosti  $T_B$ , ale i vyšší hodnotu relativního významu regionální nerovnoměrnosti  $T_B/T$  (jinak řečeno, míry regionálních nerovnoměrností jsou pozitivně závislé na počtu regionů). (iii) Pokud ale tyto země rozdělíme na stejný počet regionů (tzn. regiony ve větší zemi A budou větší než v zemi B), nalezneme ve větší zemi A nižší hodnoty regionálních nerovnoměrností  $T_B$ , ale i nižší hodnotu  $T_B/T$  (jinak řečeno, míry regionálních nerovnoměrností jsou negativně závislé na velikosti sledovaných regionů).

- Dále jsme doložili, že míry regionálních nerovnoměrností  $T_B$  a  $T_B/T$  jsou pozitivně závislé na míře celkové populační variability (tzn. i při náhodném územním rozdělení dat nalezneme ve více diferencovaných společnostech větší míry regionálních nerovnoměrností).
- Na rozdíl od měř regionálních nerovnoměrností, hodnoty prostorové autokorelace MI nejsou výše uvedenými faktory ovlivněny. Toto zjištění je triviální v případě vlivů počtu a velikosti regionů, neboť výpočet MI není založen na regionálním členění. Méně intuitivně očekávatelná je ovšem zjištěná neutralita MI vůči velikosti (počtu jednotek) sledovaného systému a úrovni výchozí populační variability.
- Další simulační experiment pak ukázal, že průběh hodnot MI a  $T_B/T$  není lineární. Při postupném řízeném lineárním omezování vnitro-regionálních rozdílů  $T_W$  (a tedy zvyšováním hodnoty  $T_B/T$  i prostorové autokorelace) má průběh hodnot  $T_B/T$ , a zejména pak MI, nelineární charakter popsatelný konvexními křivkami. Jinak řečeno, jednotková změna těchto ukazatelů při jejich nízkých hodnotách odpovídá podstatně výraznějšímu reálnému nárůstu významu prostorových aspektů nerovnoměrností než jednotková změna v těchto ukazatelích při jejich vysokých hodnotách.
- V teoreticko-metodické části práce bylo také ukázáno, že  $T_B/T$  a MI přinášejí související, nicméně zdaleka nikoliv totožnou informaci o prostorových aspektech sociálních nerovnoměrností. Na základě rozdílů v informacích poskytovaných těmito ukazateli jsme tak v kapitole 4.2 navrhli kategorizaci zkoumaných proměnných.

Zodpovězení teoreticko-metodologicky orientovaných otázek poskytlo východiska ke stěžejní části této dizertační práce, která je zaměřena na analýzy významu prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností v Česku a okolních zemích. Na tomto místě nejdříve shrneme výsledky dosažené pro Česko, a to v bodech podle jednotlivých hypotéz z úvodních kapitol práce:

- První hypotézou byl předpoklad zvyšování regionální nerovnoměrnosti ( $T_B$ ) mezi lety 1991 a 2001 u socio-ekonomických proměnných se stabilními hodnotami mezi lety

2001 a 2008. U socio-demografických proměnných jsme očekávali stabilní hodnoty nerovnoměrností po celé sledované období (tj. 1991 – 2008). Tato hypotéza se potvrdila, v případě socio-demografických dat došlo dokonce k mírnému poklesu regionálních nerovnoměrností. Do jisté míry nečekaný byl pokles hodnot  $T_B$  mezi lety 2001 a 2008 jak u indexu stáří, tak u míry registrované nezaměstnanosti.

- Dále jsme očekávali, že podobným způsobem se budou chovat také hodnoty  $T_B/T$  a MI. Hodnoty MI se mezi lety 1991 a 2008 zvýšily u všech ukazatelů s výjimkou indexu stáří. Výraznější nárůst hodnot  $T_B/T$  však můžeme sledovat pouze v případě míry nezaměstnanosti. Tuto hypotézu jsme tak byli nuceni zamítnout.
- Nepotvrdila se ani další hypotéza, a to zvyšující se relativní důležitost vnitro-obecních rozdílů (tzn. rozdílů mezi jednotlivými ZSJ v rámci obcí). Podíl rozdílů uvnitř obcí na nerovnoměrnosti mezi ZSJ zůstal u všech proměnných relativně stabilní nebo se naopak snížil. Výjimkou je pouze index stáří, u kterého jsme zaznamenali nárůst o 4 procentní body.
- Dále jsme předpokládali, že na základě kartogramů a analýz LISA zjistíme, že koncentrace „pozitivních“ hodnot sledovaných proměnných (např. nižší nezaměstnanost) se budou koncentrovat v okolí hlavního města Prahy, „negativní“ shluky jsme očekávali v oblastech periferních a tzv. strukturálně postižených. Tento předpoklad se potvrdil. Výjimku tvoří míra nezaměstnanosti v roce 1991, která byla naopak v Praze a dalších velkých městech nejvyšší (ovšem při obecně nízkých mírách nezaměstnanosti). Důvodem mohou být rychlejší změny na trhu práce po roce 1989, ale také frikční nezaměstnanost.
- Prokázali jsme také platnost tvrzení, že důležitý aspekt prostorové struktury nerovnoměrností socio-demografického typu stále tvoří hranice dosídlených Sudet. Postupně však sledujeme pozvolné omezování významu tohoto faktoru.
- V další hypotéze jsme konstatovali, že se zvyšující se komplexitou ukazatele (tj. se zvyšováním významu vnějších podmínek) se bude zvyšovat také význam prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností, tedy hodnoty  $T_B/T$  a MI. Tato hypotéza se na základě použitých dat v Česku potvrdila. Předpokládaná souvislost komplexity proměnné a měřítkové úrovně „zodpovědné“ za největší část celkové nerovnoměrnosti se potvrdila pouze částečně. Nejvýraznější je v tomto ohledu rozdíl mezi socio-demografickými proměnnými, u kterých převládá význam diferenciací na mikroúrovních a mírou nezaměstnanosti, kde hrají podstatně větší roli makro rozdílů.
- Na základě analýzy individuálních dat ze sčítání jsme se též pokusili indikativně porovnat význam prostorových aspektů s některými ostatními (neprostorovými) dimenzemi sociální diferenciací. V tomto ohledu se ukázalo, že i když většinou u jednotlivých proměnných nalezneme významnější faktory (jako výše a obor dosaženého vzdělání, věk, rodinný stav atp.), prostorové aspekty také patří k důležitým faktorům



sociální diferenciaci v Česku. Je zřejmé, že tyto výsledky by bylo možné dále rozpracovat pomocí vícerozměrné regresní analýzy, která by kontrolovala vzájemné vztahy mezi uvedenými faktory.

- Poslední hypotézou v rámci empirické analýzy v Česku byl předpoklad odlišnosti dosažených výsledků v závislosti na použité regionalizaci. Porovnávali jsme výsledky při použití sociogeografických regionů podle Hampla s běžnými administrativními úrovněmi (ORP, okresy, kraje) v roce 2001. Naše hodnocení potvrdilo důležitost volby regionální úrovně, s kterou pracujeme, přičemž dosažená zjištění mohou mít svůj význam při hodnocení různých regionálních disparit a následně také při tvorbě příslušných politik.

Některé výsledky získané empirickou analýzou v Česku jsme dále porovnávali se situací v sousedních zemích (Polsku, Slovensku a Rakousku). Hlavní podobnosti i rozdílnosti dosažených výsledků v Česku a okolních zemích hodnotíme na základě dříve sestavených hypotéz.

- Nejvyšší hodnoty MI a s drobnými výjimkami také hodnoty  $T_B/T$  byly podle předpokladů zjištěny v Polsku. Nejnižší hodnoty  $T_B/T$  i MI u proměnných socio-demografického typu najdeme, také podle očekávání, v Česku a na Slovensku, což ovšem neplatí v případě proměnných socio-ekonomických. Tyto hodnoty ovšem mohou být ovlivněny územní strukturou a rozdílným počtem jednotek ve zkoumaných zemích. V případě rozkladu Theilova je proto vhodné pracovat s očištěnými hodnotami upravenými podle nulového modelu  $(T_B/T)^*$ . Pokud použijeme hodnoty  $(T_B/T)^*$ , není již zmiňované pořadí zemí podle míry prostorových aspektů tak jednoznačné. Tato hypotéza se tak potvrdila pouze částečně.
- Další hypotézou bylo očekávání přetrvávajících rozdílů vzhledem k historickým hranicím Polska, podobně jak tomu bylo v Česku (hranice Sudet). Tento předpoklad se potvrdil, a to nejen u proměnných socio-demografického typu, ale také u podílu zaměstnaných v zemědělství a míry nezaměstnanosti. Je pravděpodobné, jak naznačují výsledky z roku 2008, že tato podmíněnost bude časem ztrácet na důležitosti.
- Potvrdila se také hypotéza, ve které jsme předpokládali, že ve všech zemích budou dominovat (resp. se budou výrazně odlišovat) regiony hlavních měst a v Polsku, díky jeho polycentrické struktuře, také regiony dalších větších měst. Tato odlišnost hlavních a některých velkých měst je nejlépe zřetelná při analýzách podílu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel a podíl rozvedených v populaci.
- Pro změny mezi lety 2001 až 2008 jsme předpokládali, že vývoj prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností bude ve všech sledovaných zemích stabilní, přičemž větší dynamiku jsme očekávali v případě Polska. Tato hypotéza se potvrdila pouze částečně. Přestože vývoj ve všech zemích nebyl nikterak dramatický, především na Slovensku a v Polsku došlo k několika relativně významným změnám. Nemůžeme ani konstatovat,

že změny v Polsku byly významnější, než v ostatních zemích. Vývoj v Rakousku se nepodařilo kvůli nedostatku potřebných dat uspokojivě zmapovat.

- V poslední hypotéze, se kterou jsme vstupovali k mezinárodnímu porovnání, jsme očekávali potvrzení domnělé souvislosti komplexity studované proměnné a významnosti prostorových aspektů sociálních nerovnoměrností v Česku také v ostatních zemích. Jestliže v Česku se tato hypotéza potvrdila pouze částečně, v okolních zemích, snad s výjimkou Slovenskou, se nepotvrdila vůbec. Důvodem jsou převládající makro-determinace také v případě socio-demografických proměnných. Nejlepším příkladem takové determinace je vliv historické hranice Polska na prostorovou strukturu v ohledu k rozdílu v indexu stáří obyvatel.

Na základě předchozího hodnocení výsledků dosažených pro Česko i ostatní země se můžeme pokusit o rozlišení procesů, struktur a vývojových tendencí, které jsou (a) specifické pro Česko, nebo které mají (b) širší platnost a ukazují na jistou pravidelnost ve středoevropském prostoru. Tato typologie je představena v tabulce 59.

**Tab. 59 – Prostorové aspekty sociálních nerovnoměrností – česká specifika a srovnání s ostatními zeměmi**

ČESKÁ SPECIFIKA	OBECNĚJI PLATNÉ VÝSLEDKY
Velká odlišnost prostorových aspektů nerovnoměrností podle toho, jestli je proměnná socio-demografického nebo socio-ekonomického typu (podobně na Slovensku).	Největší celková variabilita v případě proměnné pracující v zemědělství.
Nárůst hodnot $T_B/T$ a MI s rostoucí komplexitou sledované proměnné.	Relativní stabilita nerovnoměrností podle socio-demografických proměnných v čase.
S rostoucí komplexitou proměnné se zvyšuje také relativní význam prostorové složky v porovnání s jinými, neprostorovými složkami (u jiných zemí jsme nemohli z datových důvodů hodnotit)	Velmi vysoká hodnota $T_B/T$ u míry nezaměstnanosti, a to na obou regionálních úrovních.
Vliv závislosti na historickém vývoji - (odsun Němců a dosídlení Sudet) na prostorovou strukturu některých nerovnoměrností, především v případě proměnných socio-demografického typu (podobně v Polsku).	Odlišnost regionů hlavních měst a v některých případech (hlavně v Polsku) také regionů dalších velkých měst při lokálních analýzách nerovnoměrností.
Patrný vliv suburbanizace na hodnoty indexu stáří v zázemí velkých měst, speciálně pak hlavního města Prahy, v roce 2008.	

Zdroj: vlastní zpracování.

Výsledky „teoretického výzkumu“ i empirického sledování nerovnoměrností naleznou uplatnění především na akademické půdě a můžeme je považovat spíše za primární/základní výzkum. Představení relativně nových přístupů a metod, snaha o jejich přesnější uchopení a zpřesnění interpretace jimi vypočítaných výsledků mohou obohatit budoucí výzkum nejen na poli geografie. Přínosné mohou být i výsledky vyhodnocené na základě velmi podrobných dat v Česku a dalších třech zemích. Dalším zjevným potenciálním přínosem takto koncipovaného výzkumu je však také jeho praktická relevance. Některými autory je takový, tj. aplikovaný, výzkum považován za prioritní či alespoň velmi důležitý (mezi jinými např. Peck 1999, Massey 2001, Martin 2001, Dorling a Shaw 2002, Ward 2005). Jiní akademici naopak považují

prakticky orientovaný výzkum za „podřazený“, například kvůli časté závislosti na politických „požadavcích“ (pro kritiku aplikovaného výzkumu viz např. Liessmann 2006, který hlásá autonomii „čisté“ vědy a vzdělanosti).

Podle našeho názoru však i teoreticko-metodologické poznatky dosažené v této práci mohou nalézt své praktické uplatnění. Například vysoký podíl  $T_B/T$  může signalizovat, že proměnná kterou studujeme má určitý (vysoký) regionální rozměr – tzn. může poskytnout „exaktní“ argument pro preferenci regionálně cílených politik v dané oblasti před opatřeními plošnými. Kanbur (2006, s. 371) uvádí následující příklad: pokud je podíl regionální složky ( $T_B/T$ ) vyšší než například podíl podle vzdělání, měla by být regionální politika vzdělanosti upřednostněna před sektorovou politikou vzdělanosti. Podobný princip využití měř generalizované entropie pro potřeby veřejné politiky vyzdvihuje také Cutrini (2008).

Na lokální úrovni se mohou dobře uplatnit analýzy LISA, které sledují lokální prostorové autokorelace, jinými slovy prostorové shluky s podobnými hodnotami sledované proměnné. Pokud máme dostatečně podrobná data, mohou tyto mapy sloužit k identifikaci rozvojových os, které jsou důležité pro naplnění strategické regionální politiky. Stejně tak mohou identifikovat oblasti zaostalé či periferní, které jsou prioritní pro (regionální) politiky pojišťovacího typu. Příklady uvedené v této práci ukázaly, že tato metoda může k takovým účelům posloužit lépe než obvyklé ale při podrobném územním členění nepřehledné kartogramy. V mezinárodním měřítku by podobným způsobem mohlo být možné hodnotit přeshraniční spolupráci.

Při snaze o formulaci konkrétních doporučení v rámci jednotlivých politik musíme také rozlišovat podle typu charakteristik, které nám slouží jako podklady k tvorbě těchto opatření. Jak vyplývá z našich empirických analýz, různé typy charakteristik se mimo jiné liší v měřítkové úrovni, na které „najdeme“ největší část nerovnoměrnosti. Pro proměnné socio-demografického typu jsou regionální politiky v podstatě zbytečné, většina nerovnoměrnosti se nachází uvnitř jednotlivých regionů a často uvnitř obcí. Sociální politika by se proto měla soustředit právě na toto lokální měřítko. Naopak pro socio-ekonomické proměnné je typické, že velká část nerovnoměrnosti může být vysvětlena rozdíly v průměrech regionů. V případě míry nezaměstnanosti se největší část nerovnoměrnosti nachází na mezoregionální (krajské) úrovni. Proto právě na toto měřítko by proto měla být směřována regionální pomoc či jinak cíleny regionální politiky. Bez zajímavosti není ani skutečnost, že ve směru od socio-demografických k socio-ekonomickým proměnným roste relativní důležitost prostorové složky nerovnoměrnosti v porovnání s jejími jinými složkami. Potřeba regionální perspektivy je tak v případě ekonomických a socio-ekonomických charakteristik pochopitelná. Jistě bychom na základě empirické analýzy provedené v této práci našli více konkrétních doporučení. Tato problematika je však velmi rozsáhlá, není v možnostech této práce zachytit ji v plném rozsahu a měl by jí být věnován samostatný resp. navazující výzkum.

Směru navazujícího výzkumu je však celá řada. Metodologicky orientovaný výzkum by mohl podrobněji zkoumat vliv vnějších podmínek na výsledky empirických analýz. Rozšířit se mohou různé simulace a podobné techniky. Zajímavější a do jisté míry přínosnější by však mohlo být, věnovat se jiným, běžnějším ukazatelům nerovnoměrností, jako například variačnímu nebo Giniho koeficientu a jejich specifickým vlastnostem, které nejsou doposud uspokojivě

prozkoumány. Stále také existují metody, které nejsou v geografii běžné používané a které by mohly přinést do výzkumu nerovnoměrností nové poznatky. Zajímavou možností v souvislosti s jednotným evropským prostorem je analýza pohraničních oblastí a sledování proměn vlivu státních hranic. Obdobným způsobem jako v této práci je možno analyzovat více zemí z různého kulturního prostředí a hodnotit rozdílnosti i společné rysy se středoevropským prostorem. Pokud budeme chtít přímo navázat na výsledky této dizertační práce, můžeme využít další sčítání lidu (2011), ze kterého bychom měli díky členství v EU získat mezinárodně velmi kompatibilní data. Velký prostor se samozřejmě nabízí v části explanační, které nebylo v rámci této práce věnováno dostatek prostoru. V tomto ohledu by jistě našly využití také kvalitativní přístupy, které by k těmto účelům byly možná vhodnější. Velký prostor by mohl být věnován také výzkumu aplikovanému, resp. výzkumu zaměřenému přímo na využití dosažených výsledků pro potřeby regionálních či jiných politik.

## Literatura

- AITCHINSON, J., BROWN, J.A.C. (1957): *The Lognormal Distribution*. Cambridge University Press, Cambridge, 176 s.
- AMIEL, Y. (1998): *The Subjective Approach to the Measurement of Income Inequality*. Distributional Analysis Research Programme, Discussion Paper No. DARP 38.
- ANSELIN, L. (1995): Local indicators of spatial association – LISA. *Geographical Analysis* 27, č. 2, s. 93-115.
- ANSELIN, L., REY, S. (1991): *The Performance of Tests for Spatial Dependence in a Linear Regression*. Technical report 91-13, National Centre for Geographic Information and Analysis, University of California, Santa Barbara.
- ARBIA, G. (2000): The role of spatial effects in the empirical analysis of regional concentration. *Journal of geographical systems*, č. 3, s. 271-281.
- ATKINSON, A.B. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, č. 2, s. 244.
- BANERJEE, B., JARMUZEK, M. (2009): *Anatomy of Regional Disparities in the Slovak Republic*. IMF Working Paper WP/09/145.
- BARJAK, F. (2001): *Regional Disparities in Transition Economies: a Typology for East Germany and Poland*. *Post-Communist Economies*, 13, č. 3, s. 289-311.
- BARRO, R.J., SALA-I-MARTIN, X. (1991): *Convergence Across States and Regions*. *Brookings Papers on Economic Activity*, č. 1, s. 107-158.
- BARRO, R.J., SALA-I-MARTIN, X. (1992): *Convergence*. *Journal of Political Economy* 100, č. 21, 223-251.
- BARRO, R., J., SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic growth*. The Museum of Modern Art, New York, 539 s.
- BARTOŇOVÁ, D. (1999): *Vývoj regionální diferenciace věkové struktury se zřetelem k územním rozdílům ve vývoji reprodukce v České republice*. *Geografie-Sborník ČGS*, 104, č. 1, s. 13-23.
- BARTOŇOVÁ, D. (2001): *Demografické chování populace České republiky v regionálním a evropském kontextu*. In: Hampl, M. a kol (ed.): *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. Praha, Univerzity Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, s. 45-73.
- BELL, D. (1973): *The Coming of Post-industrial Society*. New York, Basic.
- BLAŽEK, J. (1996a): *Meziregionální rozdíly v České republice v transformačním období*. *Sborník ČGS* 99, č. 4, s. 225-233.
- BLAŽEK, J. (1996b): *Regionální vývoj v České republice v nových podmínkách: subjekty, organizační rámce a regulační mechanismy*. *Disertační práce*. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, nestr.
- BLAŽEK, J. (1997): *The Development of the Regional Structure of the Banking Sector in the Czech Republic and its Implications for Future Regional Development*. *Acta Universitatis Carolinae – geographica, Supplementum*, s. 265-283.

- BLAŽEK, J. (1999a): Regional Development and Regional Policy in Central East European Countries in the Perspective of EU Enlargement. In: Hampl, M. (ed): Geography of Societal Transformation in the Czech Republic. Department of Social Geography and Regional Development, Faculty of Science, Charles University of Prague, s. 181-207.
- BLAŽEK, J. (1999b): Local and Regional Development and Policy in the Czech Republic in the 1990s. In: Hudák, V., Huitfeldt, H., Meegan, E. (eds.): Regional Policy Goes East. The East West Institute, Praha, s. 44-65.
- BLAŽEK, J. (2001): Regionální důsledky vstupu ČR do EU: pokus o prvotní kvalitativní analýzu. In: Hampl, M. (ed): Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie. Praha, Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, s. 211-225.
- BLAŽEK, J. (2009): Evoluce nebo revoluce? Několik návrhů pro budoucí podobu politiky soudržnosti EU po r. 2013, Urbanizmus a územní rozvoj, 12, č. 5, str. 1-5.
- BLAŽEK, J., CSANK, P. (2007): Nová fáze regionálního rozvoje v ČR? Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2007, 43, č. 5, s. 945-965.
- BLAŽEK, J., NETRDOVÁ, P. (2009): Can development axes be indentified by socio-economic variables? The case of Czechia. Geografie, 114, č. 4, s. 245-262.
- BLAŽEK, J., MACEŠKOVÁ, M. (2009): Regional Analysis of Public Capital Expenditure: to which regions is public capital expenditure channelled - to "rich" or to "poor" ones? Regional Studies (v tisku).
- BORNHORST, F., COMMANDER, S. (2004): Regional Unemployment and its Persistence in Transition Countries. Discussion Paper No. 1074.
- BOURGUIGNON, F. (1979): Decomposable Income Inequality Measures. Econometrica, Econometric Society, 47, č 4, s. 901-920.
- BOURGUIGNON, F., FERREIRA, F. H., MENENDEZ, M. (2003): Inequality of outcomes and inequality of opportunities in Brasil, DELTA Working Paper n. 2003-24.
- BOWLES, S., GINTIS, H. (2002): The Inheritance of Inequality. Journal of Economic Perspectives, 16, č. 3, s. 3-30.
- BOYNE, G., POWELL, M. (1991): Territorial justice a review of theory and evidence. Political Geography, 10, s. 263-81.
- BRÖCKER, J., SCHNEIDER, M. (2002): How Does Economic Development in Eastern Europe Affect Austria's Regions? A Multiregional General Equilibrium Framework. Journal of Regional Science, 42, č.2, s. 257-285.
- BRUNSDON, C., FOTHERINGHAM, S., CHARLTON, M. (1998): Geographically weighted regression – modelling spatial non-stationarity. The Statistician, 47, č. 3, s. 431-443.
- BUNGE, W. (1966): Gerrymandering, Geography, and Grouping. Geographical Review, 56, č. 2, s. 256-263.
- BUČEK, M. (1999), Regional Disparities in Transition in the Slovak Republic. In: European Urban and Regional Studies 6, č. 4, s. 60-64.
- CLIFF, A. D., ORD, J. K. (1973): Spatial autocorrelation. Pion, London, 178 str.
- CLIFF, A. D., HAGGETT, P., ORD, J. K., BASSETT, K., DAVIES, R. (1975): Elements of spatial structure – a quantitative approach. Cambridge University Press, Cambridge, 258 str.

- COWELL, F.A. (1977): *Measuring Inequality*. Oxford: Phillip Allan. 193 s.
- COWELL, F.A. (1985): A fair suck of the sauce bottle' - or what do you mean by inequality? *Economic Record*, č. 6, s. 567-579.
- COWELL, F.A., JENKINS S.P. (1995): How Much Inequality Can We Explain? A Methodology and an Application to the United States. *Economic Journal*, Royal Economic Society, 105, č. 429, s. 421-430.
- CRESSIE, N. (1996): Change of Support and the Modifiable Areal Unit Problem. *Geographical Systems*, č. 3, s. 159-180.
- CUADRADO-ROURA, J.R. (2001): Regional convergence in the European Union: From hypothesis to the actual trends. *The Annals of Regional Science*, 35, č. 3, s. 333-356.
- CUTRINI, E. (2008): Using entropy measures to disentangle regional from national localization patterns. *Regional Science and Urban Economics*, 39, s. 243-250.
- CZERNY, M. (2002), Introduction: Uneven Urban and Regional Development in Poland. In: *European Urban and Regional Studies* 9, č. 1, s. 7-8.
- CZERNY, M., CZERNY, A. (2002), The Challenge of Spatial Reorganization in a Peripheral Polish Region. *European Urban and Regional Studies* 9, č. 1, s. 60-72.
- DASGUPTA, S., LAPLANTE, B., WANG, H., WHEELER, D. (2002). Confronting the Environmental Kuznets Curve. *The Journal of Economic Perspectives*, 16, č. 1, s. 147-168.
- DAVID, P. (1985): Clio and economics of QWERTY. *Journal of Economic History*, 75, s. 332-337.
- DAVIDSON, R., FLACHAIRE, E. (2005): Asymptotic and Bootstrap Inference for Inequality and Poverty Measures. This paper is a part of the research program of the TMR network \Living Standards, Inequality and Taxation" [Contract No. ERBFMRXCT 980248] of the European Communities, whose financial support is gratefully acknowledged. This research was also supported, in part, by a grant from the Social Sciences and Humanities Research Council of Canada.
- DAVIES, B.P. (1968): *Social needs and resources in local services*. Michael Joseph, London.
- DOEL, M.A. (2001): Qualified quantitative geography. *Environment and Planning D: Society and Space*, 19, č. 5, s. 555-572.
- DORLING, D., SHAW, M. (2002): Geographies of the agenda: public policy, the discipline, and its (re)turns. *Progress in Human Geography* 26, č. 5, s. 629-646.
- DOSTÁL, P. (1992): Transition: regional socio-economic response, unemployment and intermunicipal cooperation. In: P. Dostál, M. Illner, J. Kára, M. Barlow (eds.), *Changing Territorial Administration in Czechoslovakia*. University of Amsterdam, s. 71 – 88.
- DOSTÁL, P., HAMPL, M. (1995): Geographical organization and societal development: searching for an integral approach. *Acta Universitatis Carolinae Geographica*, 30, č. 1-2, s. 21-42.
- DOSTÁL, P., HAMPL, M. (1996): Transformation of East-Central Europe: General Principles under Differentiating Conditions. In: Carter, F.W., Jordan, P., Rey, V. (eds.), *Central Europe after the Fall of the Iron Curtain*. Wiener Osteuropa Studien, Frankfurt am Main, Peter Lang, s. 113 – 128.
- DOSTÁL, P., HAMPL, M. (2002a): Metropolitan areas in transformation of regional organization in the Czech Republic. *Acta Universitatis Carolinae – Geographica* 37, s. 133-155.

- DOSTÁL, P., HAMPL, M. (2002b): Regional development in the Czech Republic: a specific and general tendencies. In: Domański, R. (ed): Cities and regions in an Enlarged European Union. *Studia Regionalia* 10, s. 129-149.
- DOSTÁL, P., HAMPL, M. (2004): Geography of post-communist transformation and general cycle of regional development: experiences of the Czech Republic in a global context. *European Spatial Research and Policy*, 11, s. 7-29.
- DUNFORD, M. (1993): Regional Disparities in the European Community: Evidence from the REGIO Databank. *Regional Studies*, 27, 8, s. 727-743.
- DUNFORD, M. (1994): Winners and Losers: The New Map of Economic Inequality in the European Union. *European Urban and Regional Studies*, 1, č. 2, s. 95-114.
- DUNFORD, M. (1996): Disparities in employment, productivity and output in the EU. *Regional Studies* 30, č. 4, s. 339-354.
- DUNFORD, M., SMITH, A. (2000): Catching up or Falling behind? Economic Performance and Regional Trajectories in the "New Europe". *Economic Geography*, 76, č. 2, s. 169-195.
- DWORKIN, R. (1981): What is Equality? Part 2: Equality of Resources, *Philosophy and Public Affairs*, 10, č. 3, s. 283-345.
- DŽUPINOVÁ, E., HALÁS, M., HORŇÁK, M., HURBÁNEK, P., KÁČEROVÁ, M., MICHNIAK, D., ONDOŠ, S., ROCHOVSKÁ, A. (2008): Periférnosť a priestorová polarizácia na území Slovenska. Bratislava, Geo-grafika, 186 s.
- EFRON, B. (1979). Bootstrap Methods: Another Look at the Jackknife. *The Annals of Statistics*, 7, č.1, s. 1-26.
- ESPON 3.1 (2005): Integrated Tools for European Spatial Development. Final Report A. Bonn: Bundesamt für Bauwesen und Raumordnung.
- EUROSTAT (2009): Eurostat regional yearbook 2009. European comission, Luxembourg, 153 s. (<http://ec.europa.eu/eurostat>, 5. 4. 2010).
- EZCURRA, R., PASCUAL, P., RAPÚN, M. (2005): The spatial distribution of welfare in the Euroepan Union. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 97, č. 4, s. 331-342.
- FALŤAN, Ľ., PAŠIAK, J. a kol. (2004): Regionálny rozvoj Slovenska: východiská a súčasný stav. Bratislava, Sociologický ústav SAV.
- FELSENSTEIN, D., PORTNOV, B.A. (2005): *Regional Disparities in Small Countries*. Springer, Berlin, 330 s.
- FIREBAUGH, G. (2004): Accounting for the Recent Decline in Global Income Inequality. *American Journal of Sociology*, 110, č. 2, September 2004, s. 282-312.
- FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C., CHARLTON, M. (2002): Geographically weighted regression ñ the analysis of spatially varying relationships. John Wiley & Sons, London, 269 s.
- FOTHERINGHAM, A. S., CHARLTON, M. E., BRUNSDON, C. (2001): Spatial variations in school performance: a local analysis using geographically weighted regression. *Geographical & Environmental Modelling*, 5, č. 1, s. 43-66.
- FRIEDMANN, J. (1966): *Regional Development Policy: A Case Study of Venezuela*. Cambridge, MA, M.I.T. Press.



- GAJDOŠ, P. (2005): Diferenciácia regionálneho rozvoja Slovenska a jej sociálno-priestorové súvislosti a dopady. Sociologický ústav SAV, Bratislava.
- GAJDOŠ (2008): Development of Regional Disparities in Slovakia – Less Developed Regions. *Životné Prostredie*, 42, č. 1, s. 21-27.
- GAJDOŠ, P., PAŠIAK, J. (2006): Regionálny rozvoj Slovenska z pohľadu priestorovej sociológie. Bratislava: Sociologický ústav SAV.
- GASTWIRTH, J.L. (1972): The Estimation of the Lorenz Curve and Gini Index. *The Review of Economics and Statistics*, 54, č. 3, s. 306-316.
- GETIS, A. (2007): Reflections on spatial autocorrelation. *Regional Science and Urban Economics*, 37, s. 491-496.
- GLEBOCKI, B, RAGACKI, H. (2002): Regions of Growth and Stagnation in Poland: Changes in Agriculture, Industry and International Markets. *European Urban and Regional Studies*, 9, č. 1, s. 53-59.
- GORZELAK, G. (1996): Regional Dimension of Transformation in Central Europe. *Regional Studies Association/Jessica Kingsley*, 1996, 152 s.
- GORZELAK, G. (1998): Regional and Local Potential for Transformation in Poland, *Regional and Local Studies Series #14*. Warsaw: European Institute for Regional and Local Development.
- GORZELAK, G. (1999): *The Regional Dimension of Transformation in Central Europe*. London. Routledge.
- GORZELAK, G. (2002): Polskie regiony w procesie integracji europejskiej. *Studia Regionalne i Lokalne* Nr. 2-3.
- HAGGETT, (1966): *Location Analysis in Human Geography*. Edward Arnold Publishers Ltd. London, 377 s.
- HAMPL, M. (1971): *Teorie komplexity a diferenciace světa*. Praha, Univerzita Karlova.
- HAMPL, M. (1998): *Realita, společnost a geografická organizace: hledání integrálního řádu*. Praha, PŘF UK, 110 s.
- HAMPL, M. (2005): *Geografická organizace společnosti v České republice: transformační procesy a jejich obecný kontext*. Praha, Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, 147 s.
- HAMPL, M. (2006): Sociální geografie: proměny tematické orientace i přetrvávání výchozích problémů studia. *Geografie – Sborník ČGS*, 111, č. 4, str. 382-400.
- HAMPL, M. (2007): Regionální diferenciace současného socioekonomického vývoje v České republice. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 43, č. 5, s. 889-910.
- HAMPL, M. (2008): *Nomotetická nebo idiografická geografie: alternativnost nebo komplementarita?* *Acta Universitatis Comenianae Bratislava*, 50, s. 19-31.
- HAMPL, M. a kol. (1996): *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. Praha, PŘF UK.
- HAMPL, M. a kol. (1999): *Geography of Societal Transformation in the Czech Republic*. Department of Social Geography and Regional Development, Faculty of Science, Charles University of Prague, 242 s.
- HAMPL, M. a kol. (2001): *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. Praha, Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, 328 s.

- HAMPL, M., JEŽEK, J., KÜHN, K. (1987): Sociálně geografická regionalizace ČSR. Praha, VÚSEI, 255 s.
- HARVEY, D. (1969) *Explanation in Geography*. London: Edward Arnold.
- HARVEY, D. (1973): *Social justice and the city*. London: Edward Arnold.
- HARTSHORNE, R. (1939): The nature of geography: a critical survey of current thought in the light of the past. *Annals of the Association of American Geographers*, 29, s. 173-658.
- HARTSHORNE, R. (1955): "Exceptionalism in geography" re-examined. *Annals of the Association of American Geographers*, 45, 205-244.
- HEIDENREICH, M. (2003): Regional Inequalities in the Enlarged Europe. *Journal of European Social Policy* 2003, 13, s. 313.
- HEŘMANOVÁ E., KOSTELECKÝ T. (2000). Regionální diferenciacie na trhu bydlení a její příčiny. *Sociologický časopis*, 36, č. 1, s. 41-56.
- HETTNER, A. (1927): *Die Geographie: ihre Geschichte, ihr Wesen und ihre Methoden*. Breslau, Ferdinand Hirt.
- HOFER, H., WÖRGÖTTER, A. (1993): Regional Convergence in Austria. *Research Memorandum no. 323*. 20 s.
- HOFER H. , WÖRGÖTTER, A. (1997): Regional per capita income convergence in Austria. *Regional Studies* 31, s. 1-12.
- HUBBARD, P., KITCHIN, R., BARTLEY, B., FULLER, D. (2002). *Thinking geographically: space, theory and contemporary human geography*. London (Continuum).
- HUČKA, M., KERN, J., KUTSCHERAURER, A., MALINOVSKÝ, J., SUCHÁČEK, J., TOMÁNEK, P. (2008): Vznik regionálních disparit, jejich pojetí, charakteristika a klasifikace (studie). Ekonomická fakulta Vysoké školy báňské – Technické Univerzity Ostrava. ([http://disparity.vsb.cz/vysledky/03\\_studie\\_du2.pdf](http://disparity.vsb.cz/vysledky/03_studie_du2.pdf))
- HUČKA, M., KUTSCHERAURER, A., SUCHÁČEK, J. (2009): Teorie, metodologie a klasifikace regionálních disparit (studie). Ekonomická fakulta Vysoké školy báňské – Technické Univerzity Ostrava. ([http://disparity.vsb.cz/vysledky/07\\_studie\\_du2.pdf](http://disparity.vsb.cz/vysledky/07_studie_du2.pdf))
- HURBÁNEK, P. (2005): Vývoj a nové prístupy v interpretáciách vidieka: prostorový aspekt, perifernost a koncentrovanosť systému osídlenia. In: Spišiak, P. (ed.): *Agrorurálne štruktúry Slovenska po roku 1989*. Bratislava, Geo-grafika, s. 95-114.
- HURBÁNEK, P. (2008): Vývoj priestorovej polarizácie na regionálnej úrovni na Slovensku v rokoch 1996-2008. *Geografia Cassoviensis*, 2, č. 1, Košice, s. 53-58.
- CHURSKI, P., STRYJAKIEWICZ, T. (2006): New Experiences of polish regional policy in the first years of membership in the Euroepan Union. *Quaestiones Geographicae*.
- JOHNSTON, R.J. a kol. (2005): *Dictionary of Human Geography*. Blackwell Publishing, Oxford, 958 s.
- KANBUR, R. (2006): The Policy Significance of Inequality Decomposition. *Journal of Economic Inequality*, 4, č. 3, s. 367-374.
- KASTNER, Q. (1996): Osídlování českého pohraničí. Sociologický ústav AV ČR, Praha, 68 s.

- KONEČNÝ, M (2004): Globalizace Nerovnosti. Magisterská práce. Katedra sociologie FSS MU, Brno, 112 s.
- KORCELLI, P. (1995): Regional pattern in Poland's transformation: The first five years. *Zeszyty Instytutu Geografii i Przestrzennego Zagospodarowania, PAN*, 34 s.
- KOREC, P. (2004): Faktory podmieňujúce regionálnu diferenciaciu Slovenska. *Acta Universitatis Mathiae Belii, Geografické štúdie*, 12, 76-90.
- KOREC, P. (2005): Regionálny rozvoj Slovenska v rokoch 1989-2004. *Geografika, Bratislava*, 227 s.
- KORČÁK, J. (1941): Přírodní dualita statistického rozložení. Zvláštní otisk ze *Statistického obzoru*, sešit 5-6, předneseno v České statistické společnosti 20. 2. 1941.
- KORZENIEWICZ, R.P., MORAN, T.P. (1997): World Economic Trends in the Distribution of Income, 1965-1992. *American Journal of Sociology*, 102, č. 4, s. 1000-1039
- KOSTELECKÝ, T. (2003). Regionální změny, s. 54-68. In: M. Tuček a kol. *Dynamika české společnosti a osudy lidí na přelomu tisíciletí*. Praha, Sociologické nakladatelství.
- KOSTELECKÝ, T., ČERMÁK, D. (2004). Vliv teritoriálně specifických faktorů na formování politických orientací voličů. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 40, s. 469-488.
- KUČERA, M., FIALOVÁ, L. (1996): Demografické chování obyvatelstva České republiky během přeměny společnosti v roce 1989. Praha, Sociologický ústav AV ČR – Working Papers WP96:1, 99 s.
- KUKLIŃSKI, A. (1992): Societies and economies in transition. The case of Poland. Warsaw.
- KUTSCHERAURER, A., HUČKA, M., SKOKAN, K. a kol. (2008): Teorie, identifikace, klasifikace a hodnocení regionálních disparit (výzkumná zpráva). Ekonomická fakulta Vysoké školy báňské – Technické Univerzity Ostrava. ([http://disparity.vsb.cz/vysledky/02\\_vyzkumna\\_zprava\\_1.pdf](http://disparity.vsb.cz/vysledky/02_vyzkumna_zprava_1.pdf))
- KUZNETS, S. (1955): Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45, č. 1, s. 1-28.
- KWAN, M. P. (2004). Beyond difference: from canonical geography to hybrid geographies. *Annals of the Association of American Geographers*, 94, s. 756-763.
- KYRATSO, M., YIORGOS, P. (2004): Defining a geographically weighted regression model of urban evolution. Application to the city of Volos, Greece. 44th European Congress of the European Regional Science Association: Regions and Fiscal Federalism, University of Porto, 25.-29.8.2004, <http://www-sre.wu-wien.ac.at/ersa/ersaconfs/ersa04/PDF/507.pdf>.
- LAMBERT, P.J., ARONSON, J.R. (1993): Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited. *The Economic Journal*, 103, č. 420, s. 1221-1227.
- LEFRANC, A., PISTOLESI, N., TRANNOY, A. (2006): Inequality of opportunities vs. inequality of outcomes: Are Western societies all alike? ECINEQ working paper 2006 – 54.
- LISSMANN, K.P. (2006/2009): Theorie der Unbildung. Die Irrtümer der Wissensgesellschaft. (Theorie nevzdělanosti. Omyly společnosti vědění. Academia, Praha, 125 s.).
- LIMPERT, E., STAHEL, W.E., ABBT, M. (2001): Log-normal distributions Gross the science: keys and clues. *Bioscience*, 51, č. 5, s. 341-352.
- LITCHFIELD, J.A. (1999): Inequality: Methods and Tools. Text for World's Bank Web Site on Inequality, Poverty, and Socio-economic Performance:

<http://www.worldbank.org/poverty/iequal/index.htm>.

LLOYD, C., SHUTTLEWORTH, I. (2005): Analysing commuting using local regression techniques: scale, sensitivity, and geographical patterning. *Environment and Planning A*, 37, č. 1, s. 81-103.

MACEŠKOVÁ, M., OUŘEDNÍČEK, M., TEMELOVÁ, J. (2009): Sociálně prostorová diferenciacie v České republice: implikace pro veřejnou (regionální) politiku. *Ekonomický časopis*, č. 7, s. 700-715.

prostoru - sborník příspěvků z XXI. sjezdu České geografické společnosti, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Pedagogická fakulta, katedra geografie, CD – disk.

MACEŠKOVÁ, M., ŽÍŽALOVÁ, P. (2009): Research and Development Policy in the Czech Republic: Regional dimension? In *Globalisation and its impacts on localities* (sborník z „3rd International Conference on Globalisation and its impacts on localities“, v tisku).

MAREŠ, P. (1999): Sociologie nerovnosti a chudoby, Sociologické nakladatelství, Praha.

MAREŠ, P. (2000): Chudoba, marginalizace, sociální vyloučení. *Sociologický časopis*, 36, č. 3, s. 285-297.

MARTIN, R. (2001): Geography and public policy: the case of missing agenda. *Progress in Human Geography* 25, č. 2, s. 189-210

MARTIN, R., SUNLEY, P. (1998): Slow convergence? The new endogenous growth theory and regional development. *Economic Geography*, 74, č. 3, s. 201 – 227.

MASSEY, D. (2001): Geography on the agenda. *Progress in Human Geography*, 25, č.1, s. 5-17.

MATĚJŮ, P. (1993): From Equality to Equity? The Czech Republic between two Ideologies of Distributive Justice. *Czech Sociological Review* 1, s. 251-276.

MATLOVIČ, R. (2007): Hybridná idiograficko-nomotetická povaha geografie a koncept miesta s dôrazom na humánnu geografíu. *Geografický časopis*, 59, č. 1, s. 3-23.

MATLOVIČ, R., KLAMÁR, R., MATLOVIČOVÁ, K. (2008): Vývoj regionálnych disparít začiatkom 21. storočia na Slovensku vo svetle vybraných indikátorov. *Regionální studia*, č. 2, s. 2-12.

MATLOVIČ, R., MATLOVIČOVÁ, K. (2008): Regionálne disparity a regionálny rozvoj na Slovensku s osobitným zreteľom na Prešovský kraj. In: Rydz, E., Kowalak, A., eds., *Świadomość ekologiczna a rozwój regionalny w Europie Środkowo-wschodniej*. Wydawnictwo naukowe Akademii Pomorskiej, Słupsk, s. 125-143.

MATOUŠEK, R. (2008): Environmental justice: What does it mean? *GeoScape*, 3, č. 1, s. 68-72.

MAYERHOFER, P., PALME, G. (2002): Effects of the Eastern EU's Enlargement on the Austrian Regions. *Economic Quarterly*, 7, č. 1, s. 40-50.

MCKAY, A. (2002): Defining and Measuring Inequality. *Inequality Briefing Paper no. 1*. DFID and ODI.

MILLS, J.A., ZANDVAKILI, S. (1997): Statistical Inference Via Bootstrapping for Measures of Inequality. *Journal of Applied Econometrics*, 12, č. 2, s. 133-150.

NETRDOVÁ, P., NOSEK, V. (2009): Přístupy k měření významu geografického rozměru nerovnoměrností. *Geografie – Sborník ČGS*, 114, 1, s. 52-65.

NEZDAŘILOVÁ, E. (1984): Metody kvantitativní analýzy v geografii – se zaměřením na metody regrese a korelace. Diplomová práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK, Praha, 172 str.

- NOSEK, V. (2006): Regionální podmíněnosti společensko-ekonomické diferenciacie v Česku. Magisterská práce. Univerzita Karlova, Přírodovědecká fakulta, Praha, 95 s.
- NOSEK, V., NETRDOVÁ, P. (2010): Regional and Spatial Concentration of Socio-economic Phenomena: Empirical Evidence from the Czech Republic. *Ekonomický časopis*, přijato k publikaci.
- NOVOTNÝ, J. (2004a): Společensko-ekonomická diferenciacie světa se zvláštním důrazem k rozdílům regionálním. Disertační práce. Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, 167 s.
- NOVOTNÝ, J. (2004b): Decomposition of global and european socio-economic inequalities with attention to their regional dimension. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 4, č. 2, s. 53-72.
- NOVOTNÝ, J. (2006): Negativní vlivy společensko-ekonomických nerovností a mechanismy jejich regulace: argumenty z rozvojových zemí. *Ekonomický časopis*, 54, č. 7, s. 709-724.
- NOVOTNÝ, J. (2007): On the measurement of regional inequality: does spatial dimension of income inequality matter? *The Annals of Regional Science*, 41, 3, 563-580.
- NOVOTNÝ, J. (2010a): Regionální ekonomická konvergence, divergence a další aspekty distribuční dynamiky evropských regionů v období 1992-2006. *Politická ekonomie*, č. 2 (v tisku).
- NOVOTNÝ, J. (2010b): Korčákův zákon aneb zajímavá historie duality statistického rozložení. *Informace ČGS*, 29, č. 1, s. 1-10.
- NOVOTNÝ, J., NOSEK, V. (2007): Regionální dimenze společensko-ekonomických nerovnoměrností v Česku: pojetí, měření, empirie. In: *Česká geografie v evropském prostoru - sborník příspěvků z XXI. sjezdu České geografické společnosti*, Jihočeská univerzita v Českých Budějovicích, Pedagogická fakulta, katedra geografie, CD – disk.
- NOVOTNÝ, J., NOSEK, V. (2009): Nomothetic geography revisited: statistical distributions, basic generative mechanisms, and inequality measures. *Geografie*, 114, č. 4, 282-298.
- NUNEZ, J., TARTAKOWSKY, A. (2007): Inequality of Outcomes vs. Inequality of Opportunities in a Developing Country. An exploratory analysis for Chile. *Estudios de Economica*, 34, č. 2, s. 185-202.
- OTTERSTROM, S.M. (2000): Ethnic and economic regions in Slovakia: A statistical and visual exploration of contemporary patterns. *GeoJournal*, 52, č. 2, s. 139-147.
- OUŘEDNÍČEK, M. (1999): Vývoj sociální struktury obyvatelstva v zázemí Prahy. In: *Urbánne a krajinné štúdie*. Filozofická fakulta Prešovskej univerzity, s. 149-152.
- OUŘEDNÍČEK, M., TEMELOVÁ, J., POSPÍŠILOVÁ, L., eds. (2010) *Atlas sociálně prostorové diferenciacie České republiky*. Karolinum, Praha. V tisku.
- PALME, G. (1995): Divergenz regionaler Konvergenzklubs. *Dynamische Wirtschaftsregionen in Österreich*, WIFO Monatsberichte, 68, č. 12, s. 769-781.
- PARYSEK, J. J., WADOWICKA, M. (2002), Polish Socio-economic Transformation: Winners and Losers at the Local Level. In: *European Urban and Regional Studies* 9, č. 1, s. 73-80.
- PAŠIAK, J. (2006): Sociologický kontext regionalizmu a regionalizácie. In: Falt'an, L., Štrbavá, J. (eds.) *Regionálna diferenciacia Slovenska v podkladových štúdiách*. Bratislava, Sociologický ústav SAV, CD disk.
- PAVLÍNEK, P. (2003): Alternative Theoretical Approaches to Post-communist transformations in Central and Eastern Europe. *Acta Slavica Iaponica*, 20, s. 85-108.

- PECK, J. (1999): Editorial: grey geography. *Transactions of the Institute of British Geographers*, č. 24, s. 131-135.
- PETRAKOS, G. (2001): Patterns of Regional Inequality in Transition Economies. *European Planning Studies*, 9, č. 3, s. 359-383.
- PETRAKOS, G., MAIER, G., GORZELAK G. a kol. (2000), *Integration and Transition in Europe: The Economic Geography of Interaction*. London: Routledge.
- PICKLES, J., SMITH, A. (1998): *Theorising transitions. The Political Economy of Post-communist Transformations*. Routledge, London.
- POON, J.P.H. (2003): Quantitative methods: producing quantitative methods narratives. *Progress in Human Geography* 27, č. 6, s. 753-762.
- POON, J.P.H. (2005): Quantitative methods: not positively positivist. *Progress in Human Geography* 29, č. 6, č. 766-772.
- POWELL, M., BOYNE, G. (2001): The Spatial Strategy of Equality and the Spatial Division of Welfare. *Social Policy & Administration*, 35, č. 2, s. 181-194.
- RATZEL, F. (1896): *Anthropogeography – the Application of Geography to History*, Stuttgart, J. Engelhorn.
- RAWLS, J. (1971): *A Theory of Justice*. Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press, 517 s.
- REY, J., S. (2001): *Spatial Analysis of Regional Income Inequality. Regional Economics Applications Laboratory*, University of Illinois, 22 s.
- REY, J., S., JANIKAS, M., V. (2005): Regional convergence, inequality, and space. *Journal of Economic Geography*, 5, č. 2, s. 155-176.
- REY, S. J., JANIKAS, M.V. (2006). 'STARS: Space–Time Analysis of Regional Systems.' *Geographical Analysis*, 38, s. 67–86.
- ROEMER, J.E. (1998): *Equality of Opportunity*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- ROEMER, J.E. (2006): *Economic development as opportunity equalization*. Cowles Foundation Discussion Paper č. 1583.
- ROSTOW, W.W. (1960): *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*. Cambridge, Cambridge University Press, Chapter 2, "The Five Stages of Growth - A Summary," s. 4-16
- SALA-I-MARTIN, X. (1996): The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal*, 106, s. 1019-1036.
- SAYER, A. (1984): *Method in Social Science: A Realist Approach*, London.
- SHORROCKS, A.F. (1982a): Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50, str. 193-212.
- SHORROCKS, A.F. (1982b): The Impact of Income Components on the Distribution of Family Incomes. *Quarterly Journal of Economics*, 98, str. 311-326.
- SHORROCKS, A.F. (1984): Inequality Decomposition by Population Subgroups. *Econometrica*, 52, str. 1369-1385.

SHORROCKS, A.F., WAN, G. (2005): Spatial decomposition of inequality. *Journal of Economic Geography*, 5, č. 2, s. 59-81.

SCHULTZ, T.P. (1998): Inequality in the distribution of personal income in the world: How it is changing and why. *Journal of Population Economics*, 98, s. 307-344.

SILVERMAN, B. W. (1986). *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. Monographs on Statistics and Applied Probability. Chapman & Hall.

SLOBODA, D. (2006): Slovensko a regionálne rozdiely: teórie, regióny, indikátory, metódy. Konzervatívny Inštitút M. R. Štefánika, Bratislava, 49 s.

SMITH, A. (2002): Territorial inequality, regional productivity, and industrial change in postcommunism: regional transformations in Slovakia. *Environment and Planning A*, 35, č. 6, s. 1111 – 1135.

SMITH, D.M. (1987): *Geography, inequality and society*. Cambridge University Press, Cambridge, 104 s.

SPILKOVÁ, J., ŠEFRNA, L. (2010): Uncoordinated new retail development and its impact on land use and soils: A pilot study on the urban fringe of Prague, Czech Republic. *Landscape and Planning*, 94, č. 2, s. 141-148.

SPURNÁ, P. (2006): Současné trendy v kvantitativní analýze geografických dat se zaměřením na využití metody geograficky vážené regrese. *Magisterská práce*. Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, 150 s.

SPURNÁ, P. (2008): Geograficky vážená regrese: metoda analýzy prostorové nestacionarity geografických jevů. *Geografie – Sborník ČGS*, 113, č. 2, s. 21-35.

SRB, V. (2003): Vývoj obyvatelstva Česka 1918–2002. *Demografie*, 45, č. 4, s. 229–238.

STANĚK, T. (1991): *Odsun Němců z Československa, 1945-1947*. Academia, Praha.

STEINER, M. (1998): Changing borders, extending markets and the feeling of „angst“. In: Kicker, R., Marko, J., Steiner, M. a kol.: *Changing borders: legal and economic aspects of European enlargement*. Lang, Frankfurt, str. 165-183.

STEINER, M. (2005): The Globalisation of Austrian Regions: New Policy Challenges and Opportunities, s. 283-297. In.: Felsenstein, D., Portnov, B.A.: *Regional Disparities in Small Countries*.

STINE, R. (1989): An Introduction to Bootstrap Methods. *Sociological Methods and Research*, 18, č. 2-3, s. 243-291.

SUBRAMANIAN, S. (2004): Indicators of Inequality and Poverty. WIDER research paper no. 2004/25.

SUMMERS, R., HESTON, A. (1991): The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988. *The Quarterly Journal of Economics*, 106, č. 2, s. 327-68.

SÝKORA, L. (2001): Proměny prostorové struktury Prahy v kontextu postkomunistické transformace. In: Hampl, M. a kol (ed.): *Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie*. Praha, Univerzity Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, s. 127–166.

SÝKORA, L. (2003): Suburbanizace a její společenské důsledky. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review* 39, č. 2, s. 55-71.

SÝKORA, L. (2008a): Idiografická nebo nomotetická koncepce v geografii: kontraproduktivní spor o povahu a podstatu poznání. *Geografický časopis*, 60, č. 3, s. 299-315.

- SÝKORA, L. (2008b) Revolutionary change, evolutionary adaptation and new path dependencies: socialism, capitalism and transformations in urban spatial organizations. In: Strubelt, W., Gorzelak, G., eds, City and Region. Papers in Honour of Jiří Musil, 283-295. Budrich UniPress, Leverkusen Opladen.
- SZLACHTA, J. (2005): Polska ścieżka rozwoju regionalnego w poszerzonej Unii Europejskiej. In: T.Parteka, J.Szlachta, W.Szydarowski. (ed.). Region Bałtycki w nowej Europie. Biuletyn. Komitet Przestrzennego Zagospodarowania Kraju PAN. z. 217. Warszawa. 742 s.
- TOBLER W., (1970) "A computer model simulating urban growth in the Detroit region". Economic Geography, 46, č. 2, s. 234-240.
- TOMEŠ, J. (1996a): Specifická nezaměstnanost v České republice v regionálním srovnání. Geografie, 101, č. 4, s. 278-295.
- TOMEŠ, J. (1996b): Vývoj regionálních rozdílů v nezaměstnanosti jako indikátor transformačních změn. In: Hampl, M. a kol.: Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice. Praha, PŘF UK, s. 255-302.
- TOMEŠ, J. (2001): Současné tendence vývoje regionální diferenciace ekonomiky v Evropě. In: Hampl, M. a kol (ed.): Regionální vývoj: specifika české transformace, evropská integrace a obecná teorie. Praha, Univerzity Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, s. 169-189.
- THOMAS, R. W., HUGGETT, R. J. (1980): Modelling in geography: a mathematical approach. Barnes and Noble, New Jersey, 338 s.
- UNWIN, D. J. (1996): GIS, spatial analysis and spatial statistics. Progress in Human Geography, č. 20, s. 540-551.
- VEČERNÍK, J. (1995): Changing earnings distribution in the Czech republic: survey evidence from 1988–1994. Economics of Transition, 3, č. 3, s. 355-371.
- VEČERNÍK, J. (1997): Občan a tržní ekonomika: příjmy, nerovnost a politické postoje v české společnosti. Nakladatelství Lidové noviny, Praha, 327 s.
- VEČERNÍK, J. (2001): Sociální zprávy v České republice po roce 1989. Sociologický časopis, 2001, 37, č. 3, s. 329-341.
- VEČERNÍK, J. (2004): Who Is Poor in the Czech Republic? The Changing Structure and Faces of Poverty after 1989. Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 40, č. 6, s. 807-833.
- VEČERNÍK, J. (2006): Evolution or Revolution? Disparities in Earnings and Household Income in the Czech Republic. IES Occasional Paper.
- VILLAVERDE, J., MAZA, A. (2009): Measurement of regional economic disparities. UNU-CRIS Working Papers W-2009/12.
- VITURKA, M. (1997): Základní trendy a souvislosti regionálního rozvoje ČR. In: Aktuálně problémy regionálního rozvoje. Banská Bystrica. IROMAR Banská Bystrica, s. 140-145.
- VITURKA, M. (2002): Regionálně ekonomické souvislosti procesu integrace ČR do EU. Praha, Národohospodářský ústav Josefa Hlávky, 59 s.
- VITURKA, M. (2008): Disparity v regionálním rozvoji. Brno: ESF MU – CVKS, Working papers, č. 13.
- WARD, K. (2005): Geography and public policy: a recent history of 'policy relevance'. Progress in Human Geography, 29, č. 3, s. 310-319.



WILLIAMSON, J.G. (1965): Regional inequality and the process of national development: a description of patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13, č. 4, Part 2, s. 3-45.

WOKOUN, R. (1999): Regionální politika a rozvoj v České republice. Ministerstvo pro místní rozvoj ČR (druhé vydání), Praha, 87 s.

WOKOUN, R. (2003): Česká regionální politika v období vstupu do Evropské unie. Praha: Oeconomica, 2003.

WOKOUN, R. a kol. (2008): Regionální rozvoj (výchozí podmínky regionálního rozvoje, regionální politika, teorie, strategie a programování). Praha, Linde, 480 s.

YILDIRIM, J., ÖCAL, N., ÖZYILDIRIM, S. (2009): Income Inequality and Economic Convergence in Turkey: A Spatial Effect Analysis. *International Regional Science Review*, 32, č. 2, s. 221-254.

ZIPF, G.K. (1949): *Human Behaviour and the Principle of Least Effort*. Reading MA: Addison-Wesley.

ZHANG, X., KANBUR, R. (2001): What Difference Do Polarization Make? An Application to China. *Journal of Development Studies*, 37, č. 3, s. 85 – 98.

## Zdroje dat

### *Zdroje kvantitativních dat:*

#### Česko

- Index stáří, podíl sezdaných, podíl rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných, podíl pracujících v zemědělství, míra nezaměstnanosti (1991 a 2001): Sčítání lidu, domů a bytů 1991 a 2001, Český statistický úřad, [www.czso.cz](http://www.czso.cz) (interní materiály KSGRR PřF UK).
- Index stáří (2008) a míra registrované nezaměstnanosti (2001, 2008): Český statistický úřad, [www.czso.cz](http://www.czso.cz) (interní materiály KSGRR PřF UK).
- Vybraná individuální data (2001): Český statistický úřad, [www.czso.cz](http://www.czso.cz) (interní materiály KSGRR PřF UK).

#### Slovensko

- Index stáří, podíl sezdaných, podíl rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných, podíl pracujících v zemědělství, míra nezaměstnanosti (2001): Sčítanie obyvateľov, domov a bytov v roku 2001, Štatistický úrad Slovenskej republiky, <http://portal.statistics.sk> (částečně osobní materiály RNDr. Pavola Hurbánka, Ph.D. použité s jeho laskavým svolením).
- Index stáří 2008: Štatistický úrad Slovenskej republiky, <http://portal.statistics.sk>.
- Míra registrované nezaměstnanosti (2001, 2008): Štatistický úrad Slovenskej republiky, RegDat – databáza regionálnej statistiky, <http://px-web.statistics.sk>; Ústredie práce, sociálnych vecí a rodiny (ÚPSVaR), [www.upsvar.sk](http://www.upsvar.sk).

#### Polsko

- Index stáří, podíl sezdaných, podíl rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných, podíl pracujících v zemědělství, míra nezaměstnanosti (2001): Narodowy Spis Powszechny 2002, Główny Urząd Statystyczny, Bank Danych Regionalnych, [http://www.stat.gov.pl/bdr\\_n/app/strona.indeks](http://www.stat.gov.pl/bdr_n/app/strona.indeks).
- Index stáří (2008), míra registrované nezaměstnanosti (2001, 2008): Główny Urząd Statystyczny, Bank Danych Regionalnych, [http://www.stat.gov.pl/bdr\\_n/app/strona.indeks](http://www.stat.gov.pl/bdr_n/app/strona.indeks).

#### Rakousko

- Index stáří, podíl sezdaných, podíl rozvedených, podíl vysokoškolsky vzdělaných, podíl pracujících v zemědělství, míra nezaměstnanosti (2001): Volkszählung 2001, Statistik Austria, Integriertes Statistisches Informationssystem (ISIS): [https://www.statistik.at/isis/current/jar/isis\\_gui\\_plugin\\_std.shtml](https://www.statistik.at/isis/current/jar/isis_gui_plugin_std.shtml)
- Index stáří (2008), míra registrované nezaměstnanosti (2001, 2008): Statistik Austria, Integriertes Statistisches Informationssystem (ISIS): [https://www.statistik.at/isis/current/jar/isis\\_gui\\_plugin\\_std.shtml](https://www.statistik.at/isis/current/jar/isis_gui_plugin_std.shtml)

*Zdroje mapových podkladů:*

Česko

- Sociogeografické mikroregiony a mezoregiony 1991: digitalizace mapové přílohy z Hampl a kol. (1996), viz digitální příloha (socreg\_mikro\_91.shp, socreg\_mezo\_91.shp).
- Sociogeografické mikroregiony a mezoregiony 2001: digitalizace mapové přílohy z Hampl (2005), viz digitální příloha (socreg\_mikro\_01.shp, socreg\_mezo\_01.shp).
- Vrstva obcí 1991: interní materiály projektu POLYREG.
- Vrstva „obce ČR“ 2001: interní materiály KSGRR, PřF UK.
- Vrstva obcí 2008: Český statistický úřad, [www.czso.cz](http://www.czso.cz).
- Hranice Sudet: vytvořil a poskytl RNDr. Zdeněk Kučera.

Slovensko

- Vrstva obcí, okresů a krajů 2001: osobní materiály RNDr. Pavola Hurbánka, Ph.D. použité s jeho laskavým svolením.

Polsko

- Vrstva obcí a regionů (powiaty) 2001: osobní materiály RNDr. Pavola Hurbánka, Ph.D. použité s jeho laskavým svolením.
- Vrstva regionů vyššího řádu (Podregiony 2001): digitalizace mapy z portálu polského statistického úřadu (Główny Urząd Statystyczny), viz digitální příloha (pl\_podreg\_01.shp).
- Historická hranice z roku 1938: digitalizace na základě historických map, viz digitální příloha (pl\_hranice1938.shp).

Rakousko

- Vrstva obcí (gemeinde), regionů (bezirke) a zemí (länder) 2001: WIGeoGIS GmbH, <http://www.wigeogis.com>.

## **Přílohy**

### **Příloha 1 – Kategorie podle jednotlivých skupin individuálních dat (2001)**

Rodinný stav (4): svobodný/svobodná, ženatý/ženatá, rozvedený/rozvedená, vdovec/vdova.

Naboženství (30): bez vyznání, Apoštolská církev (letniční hnutí), Bratrská jednota baptistů, Církev adventistů sedmého dne, Církev bratrská, Církev československá husitská, Církev Ježíše Krista Svatých posledních dnů (mormoni), Církev řeckokatolická, Církev římskokatolická, Českobratrská církev evangelická, Evangelická církev augsburského vyznání v ČR, Evangelická církev metodistická, Federace židovských obcí v ČR, Jednota bratrská, Křesťanské sbory, Luterská evangelická církev a.v. v ČR, Náboženská společnost českých unitářů, Náboženská společnost Svědkové Jehovovi, Novoapoštolská církev v ČR, Pravoslavná církev v českých zemích, Slezská církev evangelická augsburského vyznání, Starokatolická církev v ČR, Církev sjednocení (moonisté), Scientologická církev, Křesťanská společenství, Anglikánská církev, islám, buddhismus, hinduismus, hnutí Hare Kršna, ostatní.

Věk (10): 15 let, 16 - 19 let, 20 - 24 let, 25 - 29 let, 30 - 34 let, 35 - 39 let, 40 - 44 let, 45 - 49 let, 50 - 54 let, 55 - 59 let.

Nezaměstnanost (2): zaměstnaný/podnikatel, nezaměstnaný.

Pohlaví (2): muž, žena.

Výše vzdělání (13): bez vzdělání, neukončené základní vzdělání, základní vzdělání, vyučení bez maturity, střední odborné bez maturity, učební obory s maturitou, úplné střední všeobecné s maturitou, úplné střední odborné s maturitou, nástavbové studium, absolvování dvou nebo více středních škol, vyšší odborné vzdělání, vysokoškolské bakalářské (Bc., BcA.), vysokoškolské (MUDr., JUDr., Ing., Mgr., PhDr. aj.), vědecká příprava (tituly za jménem např. CSc., DrSc., PhD. aj.).

Národnost (20): česká, moravská, slezská, slovenská, polská, německá, romská, maďarská, ukrajinská, ruská, rusínská, bulharská, rumunská, řecká, vietnamská, albánská, chorvatská, srbská, jiná, více národností.

Obor vzdělání (20): přírodní vědy a nauky vč. ekologie; strojírenství a strojírenská výroba; elektrotechnika; telekomunikační a výpočetní technika; technická a potravinářská chemie; stavebnictví; architektura, geodézie a kartografie; doprava a spoje; ostatní technické vědy a nauky; zemědělství, lesnictví a veterinářství; zdravotnictví, lékařské a farmaceutické vědy a nauky; filozofie, teologie; ekonomie, ekonomika, administrativa, podnikání, management; gastronomie, hotelnictví, turismus, obchod; politologie, právo, právní a veřejno-správní činnost; osobní a provozní služby; pedagogika, učitelství a sociální péče; obecně odborná a obecná příprava; ostatní společenské vědy a nauky; vědy a nauky o kultuře a umění, užité umění; vojenské vědy a nauky; ostatní.

Druh bydlení (13): bydlící v bytě ve vlastním domě; bydlící v bytě v osobním vlastnictví; bydlící v bytě s jiným bezplatným užíváním; bydlící v bytě nájemním; bydlící v bytě člena SBD; bydlící v bytě člena družstva nájemců založeného v průběhu privatizace; bydlící v bytě

služebním, domovníckém; bydlící v bytě s jiným důvodem užívání; bydlící v bytě s nezjištěným právn. dův. užívání bytu; bydlící v mobilním obydlí; bydlící v nouzovém obydlí; bydlící v rekreační chatě; bydlící v zařízení.

Ek. odvětví (13): zemědělství, lesnictví, rybolov; průmysl; stavebnictví; obchod, opravy motorových vozidel a spotřebního zboží; pohostinství a ubytování; doprava, pošty a telekomunikace; peněžnictví a pojišťovnictví; činnosti v oblasti nemovitostí, služby pro podniky; výzkum a vývoj; veřejná správa, obrana, sociální zabezpečení; školství; zdravotnictví, veterinární a sociální činnosti; ostatní veřejné a osobní služby

Skupiny obcí podle počtu obyvatel (5): obce s 1 – 1 000 obyvateli, 1 001 – 10 000 obyvateli, 10 001 – 100 000 obyvateli, 100 001 a více obyvateli.

**Příloha 2 – Funkce THEIL, GINI, CV, H (digitální příloha, viz přiložené DVD)**

FUNKCE.xlsm

**Příloha 3 – Sociogeografické regiony pro rok 1991 podle Hampla a kol. (1996) (digitální příloha, viz přiložené DVD)**

socreg\_mikro\_91.shp

socreg\_mezo\_91.shp

**Příloha 4 – Sociogeografické regiony pro rok 2001 podle Hampla (2005) (digitální příloha, viz přiložené DVD)**

socreg\_mikro\_01.shp

socreg\_mezo\_01.shp

**Příloha 5 – Historická hranice Polska 1938 (digitální příloha, viz přiložené DVD)**

pl\_hranice1938.shp

**Příloha 6 – Polské „podregiony“ 2001 (digitální příloha, viz přiložené DVD)**

pl\_podregiony\_01.shp