

Regionální podmínenosti společensko-ekonomické diferenciacie v Česku

Vojtech Nosek

Praha 2006

Vedoucí diplomové práce: RNDr. Josef Novotný, Ph.D.

Prohlašuji, že jsem předloženou diplomovou práci vypracoval samostatně s použitím uvedené literatury a statistických podkladů.

V Praze 3. září 2006

Podpis:

V následujících řádcích cítím potřebu vyjádřit svůj dík všem, kteří mi při psaní této práce pomáhali. V první řadě musím poděkovat RNDr. Josefu Novotnému, Ph.D. za obětavé vedení práce, cenné rady a připomínky a především čas, který mi tímto věnoval.

Další díky směřují Štěpánu Noskovi, Aleši Bučkovi, Pepovi Tesařovi a Migimu za vydatnou pomoc při úpravě statistických dat a také všem ostatním, kteří se jakkoliv podíleli na vzniku této práce:

Ing. Jana Bondyová

Ing. Vladimír Hájek

Ing. Zdenka Kuchařová

Kamila Mottlová

RNDr. Vladimír Smolka

Mgr. Ing. Martin Zelený

Tato práce vznikala také za podpory grantu GAČR 403/06/P217 „Regionální podmíněnosti společensko-ekonomických nerovnoměrností v procesu ekonomického vývoje: Česká republika v globálním kontextu“.

ABSTRACT

The thesis analyzes Czech income and pay statistics and focuses especially on the regional aspects of socio-economic inequality. Before the empirical evidence is explored, we discuss concepts of regional inequality, methods useful for its research and data sources available in Czechia. Most of the authors in regional science associate regional inequality with the variability in regional mean incomes (either weighted or un-weighted). While this concept can effectively reveal the general tendencies in regional development, it does not explore how important the between-region differences are relative to the overall socio-economic stratification. In this respect, the Theil's index decomposition seems to be the most useful statistical method for the analysis. The ratio between the between-region component and overall inequality measured by Theil's index corresponded to 8% if the overall Czech household income inequality in 2002. While the other factors under the analysis such as educational or occupational disparities were identified as more important determinants of socio-economic inequality, the relative importance of between-region differences has been considerably increasing in the post-communist period. In addition, the development of inequality is characterized by the "transfer" of inequality from the lower geographical levels (microregions within mesoregions) to the higher ones (between mesoregions).

OBSAH

SEZNAM OBRÁZKŮ	6
SEZNAM TABULEK.....	9
SEZNAM PŘÍLOH.....	10
1. ÚVOD.....	11
2. TEORETICKÉ ZARÁMOVÁNÍ A SOUČASNÝ STAV POZNÁNÍ	14
2.1 RELATIVNÍ VÝZNAM NEROVNOMĚRNOSTÍ: ROVNOMĚRNOST, ROVNOST, SPRÁVEDLNOST.	14
2.2 RÁMEC GLOBÁLNÍ SPOLEČENSKO-EKONOMICKÉ NEROVNOMĚRNOSTI.....	16
2.3 RŮZNÁ POJETÍ REGIONÁLNÍCH NEROVNOMĚRNOSTÍ	18
2.4 VÝVOJOVÉ PRAVIDELNOSTI SPOLEČENSKO-EKONOMICKÝCH A REGIONÁLNÍCH NEROVNOMĚRNOSTÍ.....	20
2.5 SOUČASNÝ STAV POZNÁNÍ NA ÚROVNI ČESKA	21
3. METODIKA.....	25
3.1 MZDY, PŘÍJMY A DALŠÍ UKAZATELE SPOLEČENSKO-EKONOMICKÉ DIFERENCIACE	25
3.1.1 <i>Datová základna a možnosti regionálního podchycení v Česku.....</i>	<i>27</i>
3.1.2 <i>Použitá data a časové vymezení.....</i>	<i>31</i>
3.2 KVANTIFIKACE NEROVNOMĚRNOSTÍ	32
3.3 ÚZEMNÍ JEDNOTKY SLEDOVÁNÍ.....	36
4. REGIONÁLNÍ DIMENZE PŘÍJMOVÝCH A MZDOVÝCH NEROVNOMĚRNOSTÍ V ČESKU: EMPIRICKÁ ANALÝZA	38
4.1 DIFERENCIACE PODLE PŘÍJMŮ DOMÁCNOSTÍ	38
4.1.1 <i>Srovnání tří konceptů regionálních nerovnoměrností v příjmech domácností.....</i>	<i>39</i>
4.1.2 <i>Příspěvky jednotlivých složek a regionů k celkové příjmové diferenciaci.....</i>	<i>42</i>
4.2 DIFERENCIACE PODLE MEZD ZAMĚSTNANCŮ V EKONOMICKÝCH SEKTORECH	48
4.2.1 <i>Srovnání tří konceptů regionálních nerovnoměrností ve mzdách zaměstnanců.....</i>	<i>49</i>
4.2.2 <i>Příspěvky jednotlivých složek, regionů a sektorů k celkové mzdové diferenciaci</i>	<i>53</i>
4.3 DIFERENCIACE PODLE PRŮMĚRNÝCH HODINOVÝCH MEZD A DOSAŽENÉHO VZDĚLÁNÍ	66
4.3.1 <i>Srovnání tří konceptů regionálních nerovnoměrností v hodinových mzdách.....</i>	<i>67</i>
4.3.2 <i>Příspěvky jednotlivých složek, regionů, vzdělanostních skupin a pohlaví.....</i>	<i>72</i>
5. ZÁVĚR.....	81
LITERATURA.....	85
STATISTICKÉ ZDROJE	92
PŘÍLOHY	93

SEZNAM OBRÁZKŮ

Obr. 2.1 Dimenze globálních nerovností	16
Obr. 2.2 Míry (příjmových) nerovnoměrností ve vybraných zemích světa.....	17
Obr. 2.3 Rozklad celkové společensko-ekonomické nerovnoměrnosti na mezi-regionální a vnitro-regionální složky – modelový příklad.....	19
Obr. 3.1 Schematické vyjádření dimenzí celkového Theilova indexu	36
Obr. 3.2 Použité administrativní členění.....	37
Obr. 4. 1 Průměrné čisté roční příjmy domácnosti na osobu v Kčs v Česku v roce 1988.....	38
Obr. 4. 2 Průměrné čisté roční příjmy domácnosti na osobu v Kč v Česku v roce 2002	39
Obr. 4. 3 Theilovy a Giniho koeficienty příjmové nerovnoměrnosti v letech 1988 - 2002.....	39
Obr. 4. 4 Vývoj celkového Theilova indexu příjmových nerovnoměrností	40
Obr. 4. 5 Podíly mezi-regionální a vnitro-regionální složky na celkové příjmové diferenciaci	41
Obr. 4. 6 Srovnání příjmových nerovnoměrností pomocí tří metodických postupů	42
Obr. 4. 7 Příspěvky regionů k mezi-regionální složce Theilova indexu příjmové nerovnoměrnosti mezi lety 1980 a 2001	44
Obr. 4. 8 Vnitro-regionální příjmová diferenciaci domácností mezi lety 1988 a 2002	45
Obr. 4. 9 Příjmová stratifikace domácností podle čistého příjmu na osobu ve třech regionech Česka v letech 1988 a 2002 (běžné ceny).....	45
Obr. 4. 10 Příjmová stratifikace domácností podle čistého příjmu na osobu v cenách roku 2002 ve třech regionech Česka v letech 1989 a 2002	46
Obr. 4. 11 Průměrné hrubé mzdy zaměstnanců v Kčs v roce 1989	48
Obr. 4. 12 Průměrné hrubé mzdy zaměstnanců v Kč v roce 2001.....	49
Obr. 4. 13 Theilovy a Giniho koeficienty mzdové nerovnoměrnosti v letech 1980 - 2001	50
Obr. 4. 14 Vývoj celkového Theilova indexu mzdových nerovnoměrností na třech měřítkových úrovních mezi lety 1980 a 2001	51
Obr. 4. 15 Celkový Theilův index rozložený na mezi-regionální a vnitro-regionální na třech měřítkových úrovních mezi lety 1989 a 2001	52
Obr. 4. 16 Srovnání mzdových nerovnoměrností pomocí tří konceptů regionálních nerovnoměrností	53
Obr. 4. 17 Hierarchický rozklad mezi-regionální složky Theilova indexu (mzdy podle sektorů) na tři měřítkové úrovně v letech 1980 až 2001	55

Obr. 4. 18 Příspěvky mezi-regionální složky Theilova indexu k mzdové nerovnoměrnosti na úrovni zemí mezi lety 1980 a 2001	56
Obr. 4. 19 Příspěvky k mezi-sektorové složce Theilova indexu mzdové nerovnoměrnosti na úrovni zemí mezi lety 1980 – 2001	59
Obr. 4. 20 Příspěvky mezi-regionální složky k Theilovu indexu mzdové nerovnoměrnosti na úrovni krajů mezi lety 1980 – 2001	59
Obr. 4. 21 Kartogram a kartodiagram vyjadřující změny v mezi-regionálních a vnitro-regionálních příspěvcích krajů mezi lety 1989 a 2001	60
Obr. 4. 22 Příspěvky okresů k mezi-regionální složce Theilova indexu v letech 1989 a 2001 .	64
Obr. 4. 23 Změny vnitro-regionální diferenciace na úrovni okresů mezi lety 1989 a 2001	65
Obr. 4. 24 Průměrné hodnoty hrubé hodinové mzdy v Kč v krajích k 31.12. 2005	66
Obr. 4. 25 Poměry průměrných hodinových mezd mužů a žen v krajích v roce 2005	67
Obr. 4. 26 Theilovy a Giniho koeficientu mzdové nerovnoměrnosti vzhledem ke stupni dokončeného vzdělání mezi lety 2001 a 2005	68
Obr. 4. 27 Vývoj celkového Theilova indexu mzdových nerovnoměrností mezi vzdělanostními skupinami v rámci krajů v letech 2001–2005	69
Obr. 4. 28 Celkový Theilův index rozložený na mezi-regionální a vnitro-regionální složku (vzhledem k vzdělanostním skupinám) mezi lety 2001 a 2005	69
Obr. 4. 29 Vývoj celkového Theilova indexu mzdových nerovnoměrností mezi muži a ženami v rámci krajů v letech 2001 – 2005	70
Obr. 4. 30 Celkový Theilův index rozložený na mezi-regionální a vnitro-regionální složku mezi lety 2001 a 2005	71
Obr. 4. 31 Srovnání mzdových nerovnoměrností podle dosaženého vzdělání pomocí tří konceptů regionálních nerovnoměrností	72
Obr. 4. 32 Vývoj složek Theilova indexu na úrovni krajů a zemí mezi lety 2001 a 2005	73
Obr. 4. 33 Hierarchický rozklad mezi-regionální složky Theilova indexu na příspěvky dvou měřítkových úrovní v letech 2001 - 2005	74
Obr. 4. 34 Příspěvky mezi-regionální složky (na úrovni krajů) Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005	75
Obr. 4. 35 Příspěvky mezi-regionální složky (na úrovni zemí) Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005	77
Obr. 4. 36 Vývoj vnitro-regionální diferenciace ve mzdách mezi vzdělanostními skupinami v krajích mezi lety 2001 a 2005	77
Obr. 4. 37 Ohodnocení vysokoškolského vzdělání vzhledem k průměrné mzdě v roce 2005 .	78

Obr. 4. 38 Příspěvky vzdělanostních skupin do mezi-skupinové složky Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005.....	79
Obr. 4. 39 Vývoj vnitro-skupinové složky diferenciaci (vzdělání) mezi lety 2001 a 2005	80

SEZNAM TABULEK

Tab. 4. 1 Průměrný meziroční nárůst složek Theilova indexu příjmové nerovnoměrnosti v procentech mezi lety 1988 a 2002	43
Tab. 4. 2 Čisté příjmy domácností na osobu na rok v Česku v cenách roku 2002	47
Tab. 4. 3 Podíl příjmů z podnikání na celkovém příjmu v letech 1992 – 2002	48
Tab. 4. 4 Průměrný meziroční nárůst mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu v procentech mezi lety 1980 a 2001	54
Tab. 4. 5 Průměrný meziroční nárůst mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu v procentech mezi lety 1980 a 2001	55
Tab. 4. 6 Proměna pořadí jednotlivých odvětví podle výše průměrné mzdy a podle příspěvku na hodnotě mezi-sektorové složky Theilova indexu na úrovni zemí mezi lety 1989 a 2001	57
Tab. 4. 7 Korelace pořadí (Spearmanův koeficient) sektorů ekonomiky podle významu na tvorbě Theilova indexu na úrovni zemí mezi lety 1989 a 2001	58
Tab. 4. 8 Podíly na mezi-regionální složce mzdové nerovnoměrnosti na úrovni krajů mezi lety 1980 a 2001	61
Tab. 4. 9 Hodnota vnitro-sektorové složky Theilova indexu na úrovni krajů v letech 1989 a 2001 a změna mezi těmito roky	62
Tab. 4. 10 Pět nejvýznamnějších okresů podle příspěvků k mezi-regionální části Theilova indexu z obou pólů mezi lety 1980 – 2001	63
Tab. 4. 11 Příspěvky k Theilovu indexu mezi-okresní mzdové diferenciaci (v procentech) u vybraných okresů	63
Tab. 4. 12 Meziroční nárůst mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu (hodinová mzda, kraje) mezi lety 2001 a 2005	73
Tab. 4. 13 Meziroční nárůst mezi-skupinových a vnitro-skupinových složek Theilova indexu (hodinová mzda, vzdělání) mezi lety 2001 a 2005	74
Tab. 4. 14 Procentní příspěvky krajů k mezi-regionální složce Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005	76

SEZNAM PŘÍLOH

P. 1	Vývoj složek celkového Theilova indexu příjmové diferenciací domácností mezi lety 1988 a 2002.....	93
P. 2	Příspěvky příjmových decilů k mezi-decilové složce Theilova koeficientu příjmové diferenciací mezi lety 1988 a 2002	93
P. 3	Procentní podíly mezi-skupinových a vnitro-skupinových složek Theilova indexu mzdové diferenciací zaměstnanců na třech měřítkových úrovních mezi lety 1980 a 2001.....	94
P. 4	Rozklad Theilova indexu mzdové diferenciací zaměstnanců na příspěvky jednotlivých měřítkových úrovní (1980-2001).....	94
P. 5	Hodnoty celkového Theilova indexu mzdové diferenciací zaměstnanců na úrovni okresů, krajů a zemí mezi lety 1980 a 2001	95
P. 6	Srovnání regionálních nerovnoměrností ve mzdách zaměstnanců postižených třemi koncepty regionálních rozdílů na třech měřítkových úrovních	95
P. 7	Vývoj mezi-regionální a vnitro-regionální části Theilova indexu mzdové diferenciací zaměstnanců na úrovni okresů, krajů a zemí mezi lety 1980 a 2001.....	95

1. Úvod

Nerovnosti v distribuci společensko-ekonomických jevů a zejména materiálního bohatství jsou společností citlivě vnímány. Dnes se studiem sociálně-ekonomických nerovnoměrností zabývají odborníci napříč obory po celém světě. Jejich výsledky jsou často rozdílné, někdy i protikladné. Příčinou je nejen množství možných náhledů na danou problematiku, ale také různě kvalitní a obsáhlé zdroje dat a rozdíly v metodách měření nerovností. Nerovnost či nerovnoměrnost totiž není klasickou měřitelnou veličinou, ale formou uspořádání, diferenciaci, jevů.

Nerovnoměrnosti ve společnosti – společenská (specifičtěji pak společensko-ekonomická) diferenciaci – představují téma velmi široké. Nejen s pragmatickým cílem určitého zjednodušení, ale také za účelem snazší orientace v tomto relativně složitém problému, se mnohých ukazatelů společenské diferenciaci vzdáme. Stěžejním sledovaným jevem, také však poměrně jednoduše interpretovatelným, je rozrůznění materiálního bohatství; jako zástupné indikátory poslouží výše příjmů, mezd a cena práce. Je zřejmé, že ekonomická dimenze v organizaci společnosti není jedinou důležitou dimenzí, přesto má však význam zásadní¹. Studium ostatních, neekonomických, dimenzí nerovností a nerovnoměrností přesahuje rámec práce a nebudu se jimi blíže zabývat resp. budu je studovat spíše jako podmíněnosti ekonomické diferenciaci (viz např. úroveň vzdělání v kap. 4.3).

Kvůli srozumitelnosti práce cítíme potřebu hned v úvodu terminologicky rozlišit a blíže vysvětlit, co je sledováno. Označením *společenské nerovnoměrnosti* rozumíme diferenciaci společnosti podle určitého znaku (v této práci specificky podle ekonomického bohatství, tudíž je používán termín *společensko-ekonomické nerovnoměrnosti*), a to včetně její geografické dimenze. Naopak pojem *sociální nerovnoměrnost* zde účelově označuje pouze „vertikální“ diferenciaci společnosti bez uvažování jejího geografického rozměru. *Diferenciací sociálně-geografickou* je myšlena diferenciaci „horizontální“ (tj. rozdíly mezi jednotlivými regiony). Sociálně-geografické nerovnoměrnosti tak lze také interpretovat jako geografickou složku společenských nerovnoměrností. Jinými slovy, společenská (společensko-ekonomická) diferenciaci je zde používána jako souhrnné označení uvažující současně rozdíly mezi jednotlivými regiony (sociálně-geografickou diferenciaci) i diferenciaci uvnitř těchto regionů.

¹ Tuto tezi podporují vysoké korelace indexů kvality života s mírou ekonomické prosperity (HDP per capita) na úrovni států světa (viz Nosek 2005, diskuse na s. 37). Obdobné výsledky předpokládáme také na vnitrostátní úrovni.

Tato práce se zaměřuje výhradně na sledování diferenciace uvnitř Česka a bude se věnovat převážně geografické dimenzi společensko-ekonomických nerovností (tj. sociálně-geografickým nerovnoměrnostem). V Česku se problematice regionální diferenciace a hodnocení vysvětlujících podmínek věnuje velké množství autorů (viz kap. 2.5). V drtivé většině případů se však jedná o analýzy zaměřené na sledování středních hodnot vybraného jevu (nejčastěji pak sledování rozdílů v průměrech tohoto jevu). Přesto, že tento přístup vystihuje základní povahu ekonomického rozrůznění regionů, důležité informace mohou zůstat skryty. Jinými slovy, nemusíme se dozvědět mnoho o tom, jak významné jsou sociálně-geografické rozdíly vzhledem k celkové společensko-ekonomické diferenciaci. Také z hlediska praktické aplikace poznatků (například pro potřeby regionální či sociální politiky) může být tento způsob hodnocení nedostatečný. Předkládaná diplomová práce se proto snaží sociálně-geografickou diferenciaci analyzovat podrobněji a naznačit, jaký je relativní význam regionálních rozdílů v ohledu k celkové diferenciaci (metodicky obdobně také např. Bourguignon, Morrisson 2002, Novotný 2004), a to na úrovni České republiky.

Výzkum však komplikuje řada problémů, zejména pak nedostatek relevantních empirických dat. Jsme však přesvědčeni o tom, že taková data – alespoň v omezené míře – existují, přičemž prozkoumání existujících zdrojů těchto informací bylo jedním z cílů této práce. Předložená práce by tak i v tomto ohledu měla poskytnout určitý úvodní vstup pro další studie zabývající se touto problematikou na úrovni Česka.

Cíle této diplomové práce mohou být zformulovány následovně:

- Představit alternativní koncept „relativního významu“ regionálních nerovností, tj. sledování podílu mezi-regionální složky na celkové společensko-ekonomické diferenciaci, a naznačit metody, kterými lze tento koncept podchytit
- prozkoumat datovou základnu pro tento typ analýz a vhodnost jejich použití v případě Česka
- Za použití alternativního konceptu regionálních nerovností empiricky podchytit společensko-ekonomickou diferenciaci (a její vývoj) v Česku a srovnat tyto výsledky s obvyklými koncepty měření regionálních rozdílů.

Nyní stanovme základní hypotézy:

- V období postkomunistické transformace předpokládáme podstatné zvýraznění regionálních nerovností. Očekáváme také postupné snižování dynamiky diferenciacních procesů a „usazování“ nově vzniklé struktury.
- Lze předpokládat, že rozdíly mezi dříve „uměle“ oslabovanou Prahou (metropolitním regionem) a zbytkem Česka se budou nadále vyostřovat.
- Sociálně-geografické rozdíly považujeme vzhledem k celkové společensko-ekonomické diferenciaci za významné a v průběhu transformace očekáváme jejich nárůst.
- Očekáváme také postupné zvyšování významu makropolohy a tudíž „přenos“ diferenciaci na řádovostně vyšší úroveň (kraje, země).
- Domníváme se, že bude postupně docházet ke zvýrazňování úlohy progresivních odvětví jako nositele diferenciaci, kdežto u nejméně progresivních odvětví předpokládáme spíše zmírnění jejich vlivu na celkovou diferenciaci.

Práce je rozčleněna do dvou základních částí, teoreticko-metodologické a empirické. Nejdříve se budeme věnovat teoretickým otázkám nerovnosti a diskusi literatury, která se zabývá obdobnou problematikou. Následuje kapitola, ve které jsou představeny metody měření nerovnoměrností, především pak alternativní koncept relativního pojetí regionálních nerovností. V této kapitole budou také diskutovány ukazatele vhodné pro hodnocení nerovností vybranou metodikou a dostupnost těchto dat v Česku. Nechybí ani územní vymezení sledování. Empirická část zahrnuje hodnocení nerovnoměrností pomocí tří typů dat – příjmů podle decilových skupin, mezd v sektorech ekonomiky a hodinové ceny práce podle vzdělání a pohlaví. Diferenciaci je vždy představena pomocí analýzy středních hodnot i alternativního konceptu relativního významu regionálních nerovnoměrností. Následně jsou výsledky dosažené pomocí odlišných metodik porovnány. Obecné i specifické poznatky jsou shrnuty v závěrečné kapitole.

2. TEORETICKÉ ZARÁMOVÁNÍ A SOUČASNÝ STAV POZNÁNÍ

2.1 Relativní význam nerovnoměrností: rovnoměrnost, rovnost, spravedlnost

Je nutno zdůraznit, že objektivní statistické hodnocení nerovnoměrností nemusí dobře postihovat skutečný (reálný) význam změřených rozdílů. Každá společnost k nim totiž může být jinak tolerantní, tzn. může je jinak vnímat. Pro pochopení rozdílů mezi „statistickou (objektivní) nerovnoměrností“ a „opravdovou (subjektivní) nerovnoměrností“ je vhodné nastínit význam základních pojmů jako rovnoměrnost (*equality*), rovnost (*equity*) a spravedlnost (*justice*) (viz např. diskuse UNDP 2005, s. 15 a řada dalších²). Rovnoměrnost v tomto pojetí je koncept, který popisuje distribuci nebo stav distribuce. Odpovídá pouze na otázku, zda existují mezi rozdílnými lidmi/regiony rozdíly z hlediska sledovaného jevu, ale stranou ponechává otázku, zda je toto rozrůznění „dobré“ nebo „špatné“, „odůvodněné“ či „bezdůvodné“ apod. Taková rovnoměrnost/nerovnoměrnost může být měřena.

Před objasněním konceptu rovnosti vysvětlíme koncept spravedlnosti. Koncept spravedlnosti je norma, díky které můžeme posuzovat sociální vztahy. Spravedlnost je morální pilíř nezbytný pro jakoukoliv společnost, základní norma umožňující společnosti dospět konsensu, možnosti spolupracovat a řešit konflikty. To však neznamená, že všechny státy (kultury) sdílejí identický princip spravedlnosti. Rovnost je pak v tomto smyslu hodnota nerovnoměrnosti ve vztahu k principu spravedlnosti. Spravedlivá³ (*equitable*) distribuce se tedy vztahuje k obecně přijímanému principu spravedlnosti, kdežto nespravedlivá (*inequitable*) distribuce znamená, že výsledek či mechanismy příjmové distribuce porušily principy spravedlnosti.

Pojetí spravedlnosti, rovnosti a nerovnosti jsou také do značné míry záležitostmi ideologickou. Některé ideologie si nerovností a nerovnoměrností moc nevšímají a považují je za přirozené a spravedlivé (tradiční konzervatismus), některé zdůrazňují především rovnost před bohem (náboženství), další zase v podstatě ztotožňují rovnost s rovnoměrností (socialismus) a některé se soustředí především na rovnost příležitostí (liberální ideologie) (Novotný 2004, kapitola 3.1). Obecným principem spravedlnosti a sociální spravedlnosti je, že životní šance (na vzdělání, materiální bohatství apod.) nejsou odlišné napříč skupinami obyvatel (třídami).

² Teorie spravedlnosti a nespravedlnosti stejně jako rovnosti a nerovnosti jsou pochopitelně tématem, které poutá velkou pozornost už od pradávna. Více diskutovat jednotlivé autory a díla (leckdy dosti filosoficky zaměřená) by však bylo nad rámec této práce. Za všechny jmenujme filozofa 20. století, J. Rawlse (1973).

³ Při překladu z anglické terminologie narážíme na problém správného a dobře pochopitelného přeložení. Anglický termín „equity“ bývá překládán jako „rovnost“, při překladu přídavného jména (*equitable*) jsme se však namísto termínu „rovný“ přiklonili k termínu „spravedlivý“, který dle našeho názoru lépe vystihuje podstatu anglického názvu.

Existuje však také koncept prostorové spravedlnosti (*spatial justice*), jehož principem je, že tyto šance nejsou rozloženy geograficky nerovnoměrně (ve světě, státě, městě atp.) (viz Lammy 2005 a další).

Rovnoměrnost a rovnost jsou tedy dva související, přesto rozdílné, koncepty. V kontextu příjmové distribuce neznamena naprosto rovnoměrná příjmová distribuce automaticky rovnost (spravedlivou a obecně přijímanou) a obráceně. Příkladem může být nám dobře známá centrálně plánovaná ekonomika, která byla nejen ekonomicky neefektivní, ale také „nespravedlivá“ a většinou lidí byla odmítnuta. Jinými slovy, v praxi mají lidé různorodé schopnosti (a vybavení), za které bývají na trhu práce (stejně jako na dalších trzích) rozdílně oceňováni. Výsledná příjmová nerovnoměrnost mezi jedinci může být přesto veřejností akceptována jako spravedlivá. Mzdová a příjmová nivelizace byla za socialismu přijímána negativně; dalo by se tedy říci, že od roku 1989 se pohybujeme od nespravedlivé rovnoměrnosti ke spravedlivé nerovnoměrnosti (Matějů 1993; Matějů, Řeháková 1992). Přesto zjišťujeme, že souhlasné postoje s rostoucími příjmovými rozdíly rychle vyprchávají: „rozpětí mezi deseti procenty nejnižších a nejvyšších výdělků se od roku 1990 zvýšilo zhruba o polovinu (k roku 1997, pozn. autora) a ochota přijmout toto rostoucí rozpětí v postojích ekonomicky aktivních respondentů od té doby poklesla z 90 % na 45 %.“ (Večerník 1998, s. 56).

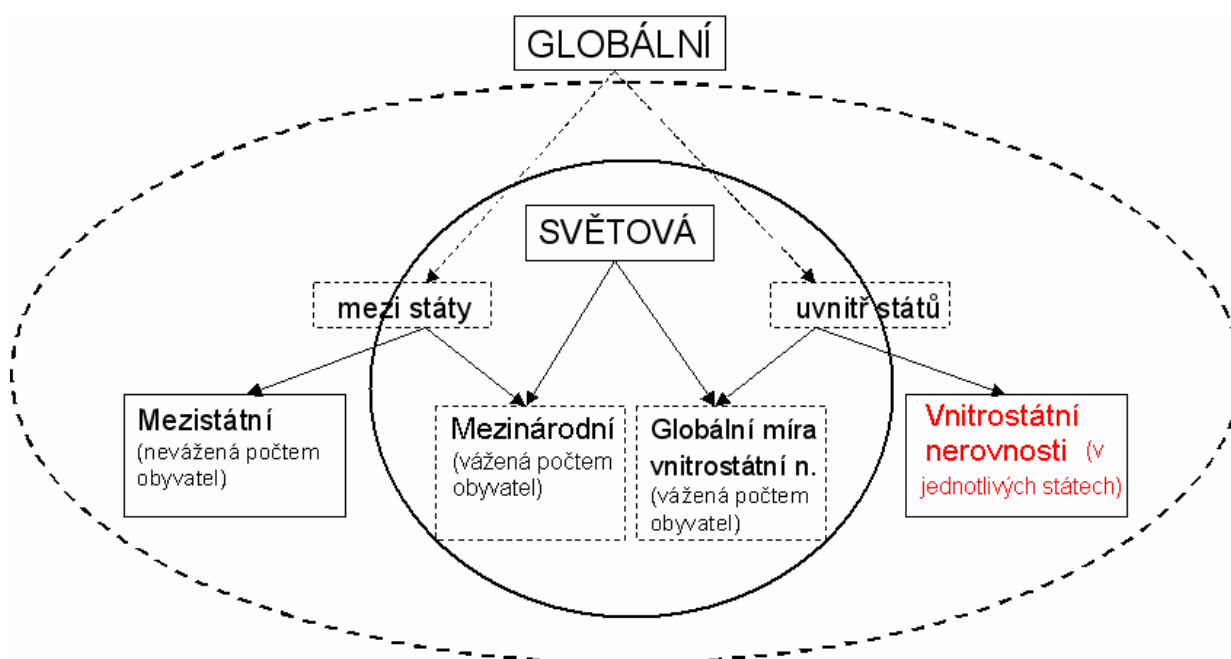
Záleží přirozeně také na tom, jaký jev sledujeme - některé nerovnoměrnosti jsou společností vnímány pochopitelně citlivěji než jiné. Uvážíme-li příklad z našeho prostředí, lze předpokládat, že s větší nevolí občanů se bude vždy setkávat například růst nezaměstnanosti na Ostravsku, než fakt, že rozdíl v zahraničních investicích roste v porovnání s metropolitním regionem Prahy ještě vyšší tempem.

Tuto problematiku by sice bylo možno (a patrně i záhodno) dále rozebírat, nicméně to není cílem této práce – zde šlo především o nastínění skutečnosti, že chápání nerovností a nerovnoměrností není jednoznačné a že statistické metody nepostihují „pravou“ (vnímanou) nerovnost objektivně. Na druhé straně je však nutné k problému přistupovat pragmaticky – berme tedy na vědomí, že ekonomické bohatství je poměrně snadno a „věrohodně“ měřitelným znakem (resp. zástupné indikátory ekonomického bohatství jako výše mzdy, příjmu či ceny práce), ale jako ukazatel společensko-ekonomických nerovností není zdaleka ideální.

2.2 Rámec globální společensko-ekonomické nerovnoměrnosti

Přestože tématem empirických kapitol této práce jsou nerovnoměrnosti v Česku, považujeme za vhodné vidět tuto problematiku v širším globálním rámci. Protože (globální) nerovnost je možné uchopit mnoha způsoby, je nutné si jednotlivé složky přesně definovat a utřídit. Toto provedl velmi přehledně ve své práci D. Konečný (2004), proto používáme jeho rozlišení a základní schéma (viz obr. 2.1). Zmíněný náčrt velmi dobře ilustruje měřítkově strukturovaný přístup ve výzkumu nerovnoměrností. Z úrovně „mezi státy“ a „uvnitř států“ se v této práci posouváme na detailnější úroveň (analogickým rozložením: makroregiony – mezoregiony – státy – regiony uvnitř států, atd. až na nejpodrobnější možné členění, pro které v Česku existují příslušná data).

Obr. 2.1 Dimenze globálních nerovností



zdroj: Konečný (2004), upraveno

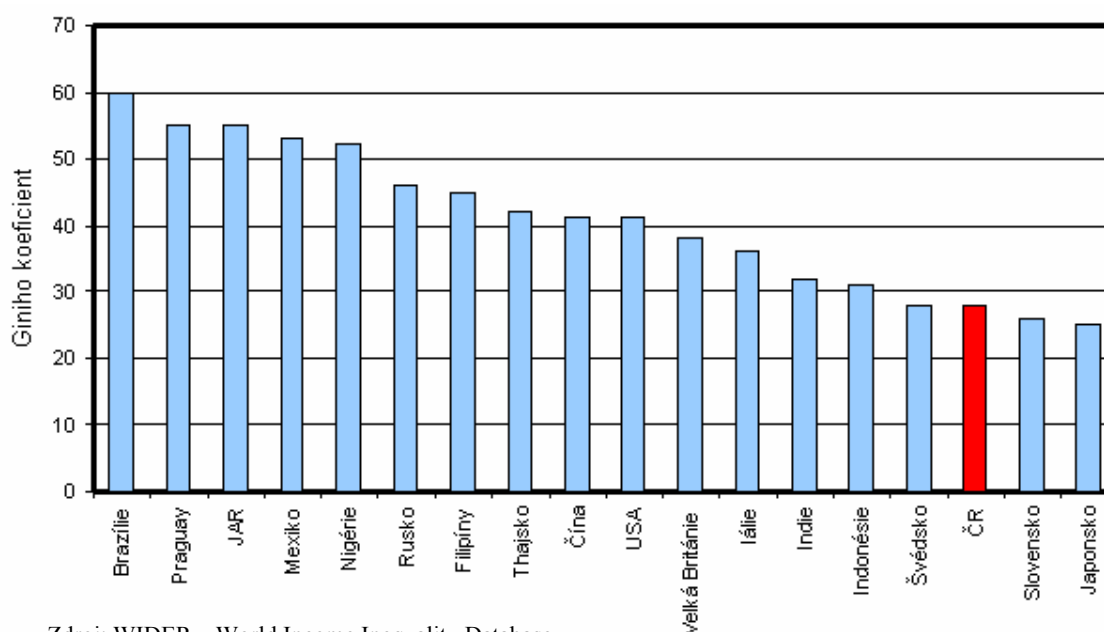
poznámka: Červeně je vyznačena dimenze globální nerovnosti, na kterou se zaměřuje tato práce. Jedná se však jenom o vnitrostátní nerovnosti uvnitř České republiky.

V posledních letech je diskutovanou otázkou, jaký díl z celkové globální (příjmové) diferenciaci připadá na mezistátní a jaký na vnitrostátní úroveň. Vztahem globální a vnitrostátní nerovnoměrnosti se zabývají např. Bata a Bergesen (2002). Podle Firebaugh (2004) tvoří vnitrostátní složka až 1/3 celkové nerovnoměrnosti. Podobně Schultz (1998, s. 307) považuje vnitrostátní nerovnoměrnosti za 1/3 všech nerovnoměrností, 3/10 přisuzuje nerovnoměrnostem mezi domácnostmi v rámci národní jednotky a 1/20 mezi pohlavími. Na

vnitrostátní příjmové nerovnoměrnosti připadá tedy podle existujících odhadů zhruba třetina globální diferenciace (viz také Novotný 2004b).

Z této třetiny připadá jistý díl i na Česko, byť nebude velký, protože příspěvek jednotlivých zemí závisí v první řadě na jejich populační velikosti. Na obr. 2.2 můžeme porovnat míry příjmových nerovnoměrností ve vybraných zemích světa. Mezinárodní porovnání však komplikují rozdílné definice sledovaného příjmu v jednotlivých zemích. Proto je nutno chápat toto srovnání jako orientační.

Obr. 2.2 Míry (příjmových) nerovnoměrností ve vybraných zemích světa



Zdroj: WIDER – World Income Inequality Database

Pozn.: údaje pocházejí z šetření provedených v různých letech mezi roky 1993-2002 a jejich mezinárodní porovnatelnost je zatížena řadou problémů

Přestože tedy nerovnoměrnosti uvnitř Česka patrně nejsou příliš významné z hlediska extrémní globální diferenciace, máme za to, že si zaslouží pozornost, kterou jim tato práce věnuje. Důvodem je zejména poměrně dramatický vývoj, který v této oblasti sledujeme souběžně s politickou, ekonomickou i sociální transformací české společnosti po roce 1989. Nejevidentnějším praktickým využitím studovaného tématu jsou doporučení týkající se koncepčních otázek regulace (ekonomických) nerovnováh ve společnosti resp. orientace regionálních a sociálních politik. V českých podmínkách není podrobný výzkum regionálních aspektů společensko-ekonomické diferenciace běžný. Důvodů bychom našli několik. Především, Československo (Česko obzvlášť) bylo v období socialismu jednou z nejvíce nivelizovaných zemí, a přestože v transformačním období došlo k výraznému růstu

nerovnoměrností, pořadí patří ve světovém porovnání k nejméně diferencovaným zemím. Význam regionálních nerovnováh bývá tudíž podceňován.

2.3 Různá pojetí regionálních nerovnoměrností

Nyní se budeme věnovat přístupům, jakým je nerovnoměrnost na regionální úrovni (tj. sociálně-geografická diferenciace) hodnocena. Zdaleka nejběžnější je hodnocení regionální diferenciace za využití středních hodnot vybraného jevu (vybraných jevů), a to bez zohlednění populačních vah (dále tzv. koncept 1). Hlavním omezením je skutečnost, že při použití této metody zůstává určitá informace o nerovnostech mezi regiony skryta. Jak jsme již zmínili v úvodní kapitole, tyto výsledky mohou být do jisté míry zkreslující, resp. nemusí přinášet zcela relevantní informace, které mohou být v praxi využívány např. pro nastavení jednotlivých politik. Navíc, bez zohlednění populačních velikostí jsou jako jednotky brány regiony (většinou pak ekonomické jednotky) a nikoliv samotní obyvatelé. Tato hodnocení sice poukazuje na rozdíly v celkovém směřování regionů, ale nemusí postihovat nerovnoměrnost tak, jak může být pocíťována obyvatelstvem, neboť příjmu jednotlivců v populačně slabých regionech přiděluje relativně menší význam a naopak. Právě s tímto typem analýz se setkáváme patrně nejčastěji, přičemž mnohdy jsou výsledky nesprávně interpretovány.

Někdy se postupuje obdobně (tj. uvažují se rozdíly mezi průměry regionů), ale se zohledněním jejich populační (či jiné) velikosti (tzv. koncept 2). Zatímco v předchozím případě jde o zkoumání nerovnoměrnosti mezi regiony jakožto jednotkami, v tomto případě se již v podstatě jedná o nerovnoměrnosti mezi jednotlivými obyvateli, přestože je tímto způsobem všem obyvatelům daného regionu přisouzena stejná hodnota vybraného jevu (tj. průměr daného regionu). Tato metoda je vhodnější při porovnávání vnitřní regionální diferenciace mezi zeměmi, omezí se tak nepřesnosti způsobené rozdíly v regionálním vymezení. Analýzu regionálních nerovnoměrností s využitím středních hodnot regionů – ať již populačně vážených či nikoliv – lze bezpochyby považovat za základní metodu postihu sociálně-geografické diferenciace. Přesto však takové hodnocení nemusí přinést úplnou informaci o geografické dimenzi nerovnoměrnosti mezi obyvateli.

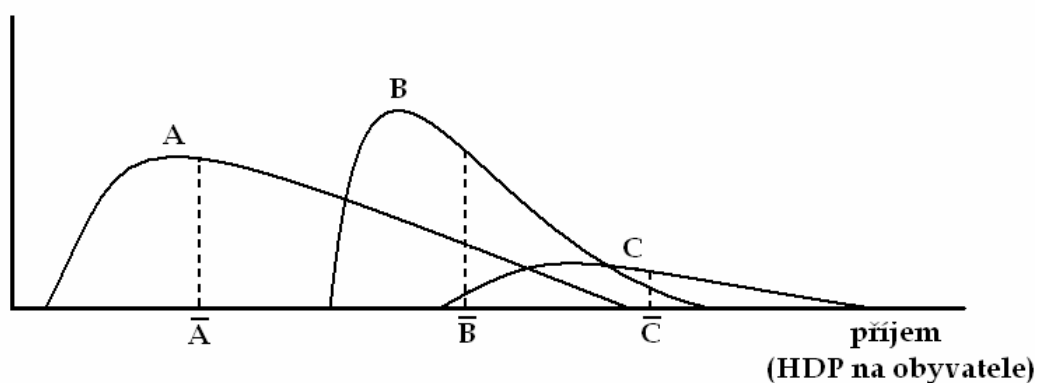
Jak již bylo několikrát naznačeno, pro dodatečné informace o významu této geografické dimenze nerovnoměrností můžeme využít porovnání nerovnoměrností vypočítaných předchozím konceptem používajícím vážené průměry ku celkové úrovni společensko-ekonomické diferenciace (či jejích vybraných aspektů podle existence dat). Pro výpočet této celkové diferenciace lze využít například rozřazení domácností do příjmových decilů (či jiných charakteristik vnitro-regionální diferenciace, např. podle sektoru hlavního zaměstnání,

nejvyššího dosaženého vzdělání, pohlaví apod.). Tímto způsobem pak můžeme sledovat podíly mezi-regionální a vnitro-regionální složky nerovnoměrností, a to na různých měřítkových stupních (s různou mírou detailu). Hodnotíme tak jejich relativní význam v ohledu k celkové diferenciaci (tzv. koncept 3). Tímto typem analýz můžeme odhadnout, jakým způsobem jednotlivé měřítkové úrovně (např. okresy, kraje, země atp.) přispívají k celkové nerovnoměrnosti, resp. zjistit jaký podíl z celkové nerovnoměrnosti lze vysvětlit regionálními rozdíly. Jak bude naznačeno, patrně nejjednodušší cestou je využití Theilova indexu (blíže viz kapitola 3., případně Theil 1979 a řada dalších).

Pro lepší pochopení tohoto přístupu zařazujeme následující schematický obrázek:

Obr. 2.3 Rozklad celkové společensko-ekonomické nerovnoměrnosti na mezi-regionální a vnitro-regionální složky – modelový příklad

Počet domácností
(obyvatel)



zdroj: Novotný 2004, upraveno

Předpokládejme následující: sledovaný systém je rozdělen do tří regionů A, B, C; známe počet domácností (obyvatel) a jejich ekonomické bohatství (příjmy, HDP na obyvatele apod.); známe charakter sociálně-ekonomické diferenciaci v každém z regionů (např. rozdělením obyvatel či domácností podle příjmových decilů). Celková míra (společensko-) ekonomických nerovností potom bude dána součtem míry diferenciaci ve vážených průměrných příjmech těchto regionů a měr (vážených) příjmových nerovnoměrností uvnitř těchto jednotek. Pokud budeme mít údaje za podrobnější územní členění, můžeme analogicky postupovat uvnitř regionů A, B, C. Právě pro takto zaměřený – dle našeho názoru potřebný – výzkum nerovnoměrností je třeba sledovat (empiricky) společensko-ekonomické nerovnosti na co nejpodrobnější úrovni.

2.4 Vývojové pravidelnosti společensko-ekonomických a regionálních nerovnoměrností

Předpoklad, že se ekonomický vývoj a s tím související vývoj společensko-ekonomických nerovnoměrností svojí cestou neubírá zcela náhodně, ale je určitým způsobem strukturován, není nový. V ohledu k obecným vývojovým pravidelnostem se v zásadě uplatňují dva teoretické přístupy: členění vývoje společnosti do vývojových fází a teorie cyklického vývoje (viz Blažek 2002, s. 128-130). Přístupů k členění do vývojových fází existuje mnoho. Mezi nejznámější patří dělení D. Bella (1973, cit. v Blažek 2002) na společnost preindustriální, industriální a postindustriální. Nejvýznamnější je pak pravděpodobně teorie stadií W. Rostowa (1960). Rostow ve své teorii popisuje přerod z klasické (zemědělské) společnosti na společnost industriální. V tomto vývoji rozlišil pět fází, které se výrazně liší rychlostí a lze je dobře vyjádřit logistickou křivkou (dále např. Geschenkron 1962). Mezi skupinou teorií cyklického vývoje je zřejmě nejpopulárnější práce N. D. Kondratieva (1935, cit. v Blažek 2002). Jeho cykly jsou dlouhé 40-60 let. Všechny tyto teorie pracují s relativně dlouhým obdobím, přičemž by jistě bylo možné diskutovat i změny společensko-ekonomické diferenciace v rámci těchto fází či cyklů (níže konečně zmiňujeme známou Kuznetsovu hypotézu obráceného „U“ vývoje, která přímo souvisí s přechodem společnosti od preindustriálního k industriálnímu a postindustriálnímu charakteru organizace společnosti). Nicméně v rámci této práce nebudou tyto dlouhodobě zaměřené teorie blíže rozebírány, na studovaném území a ve sledovaném časovém období nejsou příliš relevantní.

Vývoj sociálně-geografických nerovnoměrností je také jedním z hlavních témat teorií regionálního rozvoje. I zde však necítíme potřebu jednotlivé proudy a teorie diskutovat detailněji a odkazujeme v tomto ohledu např. na práci Blažka a Uhlíře (2002). Zmíněny však budou hlavní přístupy, které se přímo zaměřují na vývoj regionálních nerovností. Tyto teorie můžeme v zásadě rozdělit na konvergenční a divergenční. Zastánci konvergenčních teorií považují za významnější mechanismy a procesy vedoucí k nivelizaci, naopak zastánci divergenčních teorií přisuzují větší význam procesům diferenciačním (Blažek, Uhlíř 2002). Stoupenci obou proudů většinou přiznávají působení i procesů opačné orientace, které však považují za méně významné, dočasné, nahodilé apod. Liberálně-ekonomický konvergenční pohled na vývoj regionálních rozdílů přináší např. známé práce Sala-i-Martina (1996) nebo Quaha (1993). Naopak spíše divergenční orientaci regionálního vývoje předpokládají tzv. teorie jádro-periferie (např. Myrdal 1957, Hirschman 1958, Friedmann 1966/1972, Boudeville 1966 a další). Jiné teorie předpokládají v prvních fázích vývoje nárůst mezi-regionálních rozdílů, v pozdějších fázích ovšem může dojít k nárůstu organičnosti daného systému a posléze

i opětovnému poklesu těchto rozdílů (Friedmann 1966). V empirické rovině pak takovou trajektorii regionálního vývoje dokládá Williamson (1965). Hamplova teorie hierarchie reality zase zdůrazňuje stále vytváření nových nositelů diferenciace, kdežto u vývojově nižších jevů předpokládá, prostřednictvím procesů difúze, postupné vyrovnávání rozdílů (např. Hampl 1998).

I když není přímo zaměřena na regionální rozdíly, ale na společensko-ekonomickou diferenciaci, musí být zmíněna i dnes již klasická studie S. Kuznetse (1955) o vývoji příjmové diferenciace v průběhu procesů strukturální transformace národních ekonomik. Kuznets poukazuje na souvislost mezi ekonomickým růstem a procesy industrializace a urbanizace a dlouhodobým vývojem společensko-ekonomické diferenciace. Zvyšování nerovnoměrností v první fázi industrializace spojuje Kuznets s posunem od zaměstnanosti v agrárním sektoru s nižší produktivitou práce a nižší mírou příjmových nerovnoměrností k ekonomice industriální s vyšší produktivitou práce a vyšší mírou příjmových nerovnoměrností. V pozdější fázi industrializace, po dosažení určité ekonomické úrovně, dochází ke zlepšení pozic slabších příjmových tříd v rámci městského obyvatelstva a také ke snižování celkové nerovnoměrnosti (Kuznets 1955). Když je tento průběh zobecněn, získáme známou kuznetsovu křivku obráceného „U“. Pokud bychom tuto hypotézu uvažovali ve vztahu k regionálním rozdílům, nalézáme zřejmé podobnosti s již výše zmíněnými přístupy Friedmanna a Williamsona.

2.5 Současný stav poznání na úrovni Česka

Výše byl vysvětlen koncept sledování relativního významu regionálních nerovnoměrností vzhledem k diferenciaci celkové, na který se především tato práce zaměřuje. V podstatě tak propojuje tradiční téma geografického výzkumu (regionální nerovnoměrnosti) s tradičním tématem sociologickým (sociální stratifikace). Tato skutečnost také určuje dva hlavní zdroje literatury, související s problematikou analyzovanou v této práci.

Prvním zdrojem východisek je tedy literatura zaměřující se na sociálně-geografickou diferenciaci Česka a související problematiku její regulace, které se věnují převážně geografové a ekonomové. V tomto ohledu lze citovat Blažka (1996a) který uvádí, že při studiu regionální problematiky je nejdůležitější poznání dvou základních typů otázek. Prvním typem jsou otázky týkající se příčin nerovnoměrného vývoje regionů odvislé od koncentračních, kumulativních a selektivních resp. nivelizačních procesů a mechanismů. Druhým typem otázek je možnost tento vývoj ovlivňovat, čili formulovat regionální politiku v nejširším slova smyslu. Z těchto dvou typů otázek se tato práce zaměřuje na vybrané aspekty prvně zmíněného, tj. na analýzu tendencí regionálního vývoje, popis jeho charakteru a identifikaci některých faktorů,

které regionální rozdíly podmiňují. Zprostředkovaně se však prováděná hodnocení bezpochyby týkají i otázek regionální politiky.

Impulesem pro výzkum sociálně-geografické diferenciaci (stejně jako pro uplatnění regionální politiky) se stalo razantní zvýšení regionální nerovnoměrnosti v postkomunistickém období. (Blažek 2002). Přímou na hodnocení vývoje regionálních rozdílů v Česku jsou zaměřeny např. práce Štíky (2002, 2004) či Blažka (1996a). Popisné analýzy regionálních rozdílů pak produkuje Český statistický úřad (např. ČSÚ 2004a, 2004b). V řadě dalších prací pak narážíme na hodnocení regionálního vývoje v Česku v kontextu obecných otázek postkomunistické transformace. Tato problematika tvořila bezpochyby jedno z hlavních „geografických“ témat 90. let minulého století. Od konce 90. let pak přibývají studie zabývající se regionálními dopady vstupu Česka do Evropské Unie. Transformačním procesům a regionálnímu vývoji v České republice, později v kontextu evropské integrace, se věnuje řada autorů. Za všechny jmenujme publikace Hampla (Hampl a kol. 1996, 1999, 2001, Hampl 2005), Blažka (1996b, 1997, 1999a, 1999b, 2001), Dostála (1992, Dostál, Hampl 2002a, 2002b, 2004) a Tomeše (1996a, 1996b). Úroveň sociálně-geografických nerovnoměrností v Česku je zmíněná např. i v pracích Heidenreicha (2003) nebo Spiezy (2003), kteří srovnávají regionální rozdíly mezi evropskými zeměmi, resp. zeměmi OECD.

Studie zaměřené na regionální rozvoj a regionální politiku nejsou jen doménou geografů. Zájmu se regionální věda těší také mezi ekonomy. Příkladem můžou být práce Wokouna (1999), Chlada (1998) či Viturky (2002, 1997). Zajímavým příspěvkem ke zkoumání regionálních disparit je internetový projekt MMR. Jedná se o internetové stránky⁴ věnované regionálnímu rozvoji, s interaktivními kartogramy, které zobrazují vybrané ekonomické (a jiné) charakteristiky. Po doplnění databáze (chybí především časové řady) by se mohlo jednat o prakticky velmi užitečnou inovaci.

Druhým zdrojem východisek je literatura zaměřená na sociální stratifikaci české společnosti, kterou se zabývají především sociologové. Mezi nejznámější publikace patří práce P. Machonina a M. Tučka (1996). Tato kniha analyzuje základní proměny sociální struktury, jimiž prochází česká společnost. V kontextu této práce je nejzajímavější kapitola 1.4, sledující změny ve mzdové, příjmové a majetkové nerovnoměrnosti. Sociální stratifikaci a především distribuci příjmů se zabývá předně J. Večerník. Velké množství prací najdeme v pracovních

⁴ <http://www.regionalnirozvoj.cz>

textech Sociologického ústavu Akademie věd České republiky, především pak v rámci projektu „Sociální Trendy“ (např. Večerník 1997).

Většina autorů zabývajících se příjmovou diferenciací a sociální politikou (dále například Večerník 2001, 2004; Mlčoch, Machonin, Sojka 2000; Mareš 1999 atd.). se povětšinou shoduje, že česká transformační reforma byla sice ekonomicky relativně úspěšná, nikoliv však sociálně – pro nejrozsáhlejší střední třídu. Růst příjmů bývá ztotožňován s trajektorií U, tudíž střední třída ztrácí na transformaci nejvíce. Teoretickými koncepty nerovnosti v Česku (ve smyslu diskuse v kapitole 1.1) se zabývají Matějů (1993) a Řeháková (Matějů, Řeháková 1992). Na téma sociální stratifikace v Česku, a souvisejících témat jako chudoba apod., nalezneme spoustu knih i článků, zdaleka ne jen výše jmenované, kteří však podle našeho mínění patří k nejdůležitějším současným českým autorům. Regionální dimenzí sociálních charakteristik se zabývá např. T. Kostecký (Kostecký 1994, 2000; Heřmanová, Kostecký 2000). Zdrojem dalších prací je Sociologický časopis či pracovní texty Sociologického ústavu Akademie věd České republiky. Bohatým zdrojem sekundárních dat je množství sociologických výzkumů. Mnohé z nich jsou volně dostupné pro akademické účely, např. SDA archiv sociologických výzkumů⁵.

Na místě patrně bude v krátkosti zde osvětlit základní sociologické pojmy, které jsou při studiu sociální stratifikace používány. Podstatnou stránkou každého sociálního systému je sociální struktura. „Sociální strukturou rozumíme...právě vztahy mezi a) základními prvky sociálního systému, jimiž jsou sociální jednotky, tj. především jednotliví lidé; b) jeho subsystémy, tj. různými skupinami lidí, k nimž společenské jednotky přináleží, popř. institucemi těmito skupinami vytvářenými; c) a společností jako celkem a institucemi, které ji tak či onak reprezentují.“ (Machonin, Tuček 1996, s. 20). Předpokladem vzniku a existence, i jednou z charakteristik, každé sociální struktury je diferenciaci společnosti na široká uskupení, větších skupin na skupiny nižšího řádu a mikroskupin na jednotlivce či domácnosti.

Vertikální sociální diferenciaci (tzn. diferenciaci podle sociálního statusu) a s ní související sociální nerovnost/nerovnoměrnost je příznačným rysem všech moderních společností. Za sociologicky významné charakteristiky vertikální sociální diferenciaci se nejčastěji považují: úroveň dosaženého vzdělání, zaměstnanecký status čili profesionální postavení, mocenské postavení, příjem (ať už naturální či peněžní), majetek podle objemu nebo vlastnického vztahu k němu, životní úroveň s krajními póly bohatství a chudoby a nakonec životní styl. Pokud

⁵ <http://archiv.soc.cas.cz/enindex.phtml>

postavení jedinců na těch nejdůležitějších škálách víceméně odpovídají, znamená to, že se v ní objevují jako určující páteř sociální hierarchie relativně konzistentní statusové skupiny, jakými jsou např. sociální vrstvy neboli strata (pak mluvíme o společnosti stratifikované, rozvrstvené) nebo sociální třídy (pak máme co činit se společností třídně uspořádanou). Rozdíl mezi stratifikací a třídním uspořádáním spočívá v tom, že v prvním případě se jedná o diferenciaci graduální, diferenciaci většího počtu jednotlivých, relativně otevřených stupňů sociální hierarchie, kdežto v druhém případě se jedná o hierarchii s příkřejším, méně prostupným, stabilnějším uspořádáním do menšího počtu předem teoreticky definovaných skupin. Příznakem třídy je také jakési předem dané privilegium, jež může, avšak nemusí být získáno předchozím úsilím (Machonin, Tuček 1996, kapitola 2. a 3.).

3. METODIKA

3.1 Mzdy, příjmy a další ukazatele společensko-ekonomické diferenciaci

Jak jsme již zmínili v úvodu práce, jedním z klíčových úkolů pro sledování a hodnocení společensko-ekonomické diferenciaci je vybrat ukazatel, který by co nevěrněji odrážel zkoumanou problematiku. Najít však číselný údaj, který by věrně zachycoval společensko-ekonomickou diferenciaci je obtížné, ba přímo nemožné. Protože takový ukazatel v praxi neexistuje, musíme postupovat pragmaticky. Jako zástupný ukazatel byly proto vybrány údaje za průměrné mzdy a příjmy na osobu resp. domácnost. Je pravda, že nepostiženy pak zůstávají ostatní, neekonomické aktivity člověka. Tyto aktivity se však většinou v typu aktivit ekonomických nějakým způsobem odrážejí (Novotný 2000). S vědomím možných zkreslení nicméně musíme přistupovat i k závěrečným hodnocením.

Teoreticky ideálním ukazatelem společensko-ekonomické diferenciaci by bylo rozrůznění ekonomického bohatství (stav bohatství). Takový ukazatel však v praxi neexistuje, a proto musíme přistoupit k určitým zjednodušením. Základními možnostmi jsou sledování výše příjmu (tok bohatství za určitou časovou jednotku) a výše průměrné mzdy (jakožto podstatné části příjmu).

Pravděpodobně nejpresnějším dostupným ukazatelem ekonomické diferenciaci společnosti jsou příjmy na osobu resp. domácnost. Příjmová evidence je však oproti mzdovým statistikám poměrně omezená. Data za příjmy obyvatel či domácností nelze sbírat centrálně a následně agregovat – jak se postupuje při sběru dat za průměrné mzdy. Výše příjmů se zjišťují pomocí výběrových šetření, která se pojí s problémem s jejich reprezentativností, zejména pokud chceme data regionálně disagregovat. Relativně přesných výsledků je dosahováno na celostátní úrovni. Pro potřeby této práce je toto bohužel málo. Abychom mohli plánovaným způsobem zkoumat sociálně-geografickou diferenciaci, musíme mít získaná data rozvedena do co nejpodrobnějších územních jednotek. Regionální reprezentativnost je v případě výběrových šetření sporná, závisí na velikosti výběru i na zvoleném metodickém postupu. Přesto však mnozí s takovými daty pracují jako se směrodatným zdrojem informací o studovaném jevu.

Příkladem mohou být výstupy z Luxembourg Income Study (Smeeding 2004, 2001), kde jsou při hodnocení úrovně nerovnoměrností v Česku používána data z mikrocenzálních šetření (Mikrocensus 1988, 1992, 1996, 2002) rozvedené na krajské úrovni. Tato data – což nám bylo potvrzeno zodpovědnými osobami na ČSÚ – jsou zatížena velkou statistickou chybou a je

nutno brát je pouze jako orientační. Možnou alternativou je jejich agregace do větších jednotek.

Mzda je jako ukazatel poměrně dobře statisticky zachytitelná, přesto existuje několik podstatných omezení. Především, rozdíly v mzdových hladinách nezahrnují zisky z podnikání, což s sebou nese v průběhu času stále větší chybu. Jako vhodný ukazatel se výše průměrných mezd jeví zejména před rokem 1990, kdy byla od výše celkového příjmu na osobu méně odlišná než dnes. Dalším omezením je skutečnost, že průměrná výše mezd je do určité míry politicky regulována⁶. Přesto je mzdová statistika, především díky své velmi podrobné regionální dostupnosti, důležitým (na okresní úrovni v podstatě jediným) ukazatelem sociálně-ekonomické diferenciacie v Česku.

Sociálně-geografická nerovnoměrnost je často ztotožňována s rozdíly v ekonomické výkonnosti jednotlivých regionů, která je obvykle měřena prostřednictvím HDP na obyvatele. Toto použití HDP je dlouhodobě kritizováno (kritika HDP viz například Lawn 2003, s. 109-112; Hamilton 1998, s. 13-14, Nosek 2005, s. 13-14) a ani pro tuto práci neshledáváme HDP jako vhodný ukazatel sociálně-geografické diferenciacie. Další alternativou by bylo použití různých indexů kvality života (viz např. Nosek 2005, s. 13), které jsou však spíše určeny pro mezinárodní srovnávání, resp. nejsou v Česku k dispozici v regionálním rozvedení.

Společensko-ekonomickou diferenciaci je také možné odhadovat nepřímou. Kostelecký (2000) například hovoří o možnosti hodnocení sociálně-geografické diferenciacie na základě rozdílných cen na trhu s byty (tj. tržní cena bytu resp. cena podnájemného). Podle našeho názoru je distribuce cen bytů (a nájemného) výrazně ovlivněna atraktivitou regionu, který udávají především ekonomické proměnné jako výše mzdy a příjmu.⁷ Toto připouští i sám autor, a to v článku, ve kterém se snaží vysvětlit příčiny regionální diferenciacie na trhu bydlení (Heřmanová, Kostelecký 2000, s. 55): „Z hlediska celkových výsledků obecně nelze mluvit o velkém překvapení a lze je shrnout tak, že největší vliv na trh s bydlením má dostatek nebo nedostatek disponibilních finančních prostředků v území.“ Tato metoda může být tedy užitečná k dokreslení situace, chápeme ji však spíše jako doplňkovou. Pro zkoumání společensko-ekonomické nerovnoměrnosti může být vhodná v případě, kdy data za příjmy či mzdy nejsou

⁶ Jde nejen o přímou regulaci mezd ve státním sektoru, ale také o daňové zatížení, pokud neuvažujeme hrubou mzdu či vliv odborových organizací resp. obecně vliv sociální solidarity.

⁷ Ekonomický rozměr dozajista není jedinou proměnnou ovlivňující atraktivitu regionu, podle našeho mínění je však zdaleka nejdůležitější.

dostupná. Alternativní možností podchycení společensko-ekonomické stratifikace by mohla být také například analýza daňových výnosů či počtu plátců DPH.

3.1.1 Datová základna a možnosti regionálního podchycení v Česku

V této kapitole se podrobněji zmíníme o problémech spojených s konkrétními daty. Při analýze sociálně-geografické diferenciaci je nutné pracovat s regionálně rozvedenými daty. Tento (na první pohled) relativně skromný požadavek bývá často velice těžce překonatelnou překážkou. Přestože data za jednotky vyššího řádu (např. Česko) bývají povětšinou získávány agregací regionálních dat (ovšem ne nutně), dopracovat se k základním datovým souborům je mnohdy nadmíru pracné. Pokud jde o data celoplošného sběru, „jedinou“ překážkou je přesvědčit zodpovědné osoby k poskytnutí požadovaných dat. Velmi často je však komplikované „probojovat“ se hierarchickou strukturou úředníků, kteří často ani neznají postupný proces zpracování dat.

Problémem je také poměrně často měněná administrativní struktura a tím pádem složitá porovnatelnost v delším časovém období (tento problém řeší např. Štika 2002). Východiskem může být pracná agregace z nižších administrativních jednotek (od roku 1960 stabilních okresů) na úroveň vyšší. Takové řešení je však možné jen u dat sestavovaných „zdola“, nikoliv pak u výběrových šetření. Nyní již ke konkrétním datům dostupným v Česku.

Průměrná výše měsíčního příjmu – Mikrocenzny

Zatímco mzdová diferenciaci je v Česku jednou z nejnižších na světě, příjmové rozrůznění domácností bylo patrné již před rokem 1989 (Machonin, Tuček a kol. 1996, kapitola 1.4) a „rozsah nerovnosti v celkových příjmech jednotlivých domácností byl v bývalém Československu překvapivě blízký západním zemím“ (Večerník 1998, s. 68). Proto můžeme důvodně očekávat velké rozdíly v mzdové a příjmové diferenciaci. Prakticky jediným zdrojem příjmových dat jsou údaje zjišťované v rámci výběrového šetření ČSÚ – Mikrocenzzech.

Mikrocenzny probíhali ve čtyř až šestiletých intervalech, a to až do prozatím posledního Mikrocenzny v roce 2002. Sleduje se v nich úroveň a struktura příjmů a základní demografické charakteristiky domácností a jejich členů. Údaje jsou publikovány za společně hospodařící domácnosti, které jsou nejmenší ekonomickou jednotkou. Počet domácností zahrnutých do šetření se časem ztenčoval (především pak po roce 1989), a to především kvůli velké finanční náročnosti typické pro rozsáhlá výběrová šetření. V posledním Mikrocenznu tak bylo do šetření

zahrnuto pouze zhruba 0,25 % domácností⁸. Výběr domácností probíhá ve dvou krocích: nejdříve systematickým výběrem sčítacích obvodů a následně náhodným výběrem domácností, vše odděleně pro jednotlivé kraje.

Výsledky z Mikrocenzů s sebou - přes svou unikátnost - nesou několik poměrně závažných komplikací pro výsledná hodnocení. Nejdůležitějším faktem společným pro všechna výběrová šetření je rozporuplná reprezentativnost za menší územní celky, v tomto případě kraje. U dřívějších Mikrocenzů (1992 a dříve) byl výběr ještě relativně velký a také krajské členění bylo hrubší, proto bychom zkreslení v těchto letech nepovažovali za tak významné. Problém se však zvyšuje v novějších šetřeních, především pak v posledním Mikrocenzu z roku 2002. Vybraný soubor je o poznání menší (oproti roku je zkoumaný soubor menší více než osmkrát) a také krajské členění je podrobnější. Následně bychom nepovažovali výsledky za jednotlivé kraje za reprezentativní, především pak v krajích jako Karlovarský či Liberecký, ve kterých bude výběrová chyba podle našeho názoru již velmi vysoká. Tento problém lze alespoň částečně překlenout, a to agregací dat do hrubšího územního dělení, např. Praha, Čechy bez Prahy a Morava⁹. Další komplikací, která je díky zmíněným problémům zřejmá, je územní nesrovnatelnost dat v jednotlivých šetřeních. Výsledná hodnocení je tedy nutno interpretovat v kontextu zmíněných metodologických problémů, nenapadá nás, jak jinak tento problém obejít.

Průměrná výše měsíčního příjmu - panelové šetření SILC

Mikrocenzy nahrazuje od roku 2006 panelové šetření SILC. Jedná se o víceméně obdobné šetření, avšak standardizované pro potřeby evropské statistiky. Státy evropské unie mají povinnost provádět toto šetření od roku 2004¹⁰. Jak jsme již naznačili, šetření se od dříve prováděných Mikrocenzů příliš neliší, kromě příjmů se šetření snaží poprvé podchytit také „životní podmínky“ (zahrnující např. dostupnost lékaře, kvalitu bydlení apod.). Rozsahem jsou šetření SILC nejmenší, roku 2006 bylo vybráno 6658 náhodných domácností¹¹. Problémy při interpretaci výsledků jsou tedy analogické s Mikrocenzy: vysoká výběrová chyba při detailnějším regionálním (krajském) členění a územní nesrovnalost s Mikrocenzy před rokem

⁸ S tím, že návratnost samozřejmě není stoprocentní. V posledním Mikrocenzu roku 2002 byla návratnost cca 70 %, v Praze ještě výrazně nižší.

⁹ V roce 2002 byl do regionu Morava zařazen i kraj Vysočina, v němž se nacházejí dva okresy dříve patřící do českých krajů.

¹⁰ Výsledky za ostatní země EU od roku 2004 (za některé země již od roku 2003) jsou k nalezení v databázi EUROSTATu na internetových stránkách <http://europa.eu.int/comm/eurostat/>.

¹¹ Návratnost dosáhla více než 64%, v Praze pak jen okolo 50%, což znamená, že výsledky vychází ze 4300 domácností.

2000. Tato statistika nemohla být v práci využita, protože v době zpracování dat nebyly ještě dostupné výsledky, které by měly být známy na konci roku 2006.

Mzdy ve výkaznictví ČSÚ

Nejschůdnější možností analýzy na mikroúrovni (okresy) jsou statistiky mezd ČSÚ. Tato statistika eviduje počet zaměstnanců a průměrné mzdy v oblastech, krajích a okresech České republiky. Evidenční počet zaměstnanců zahrnuje osoby v hlavním i vedlejším pracovním poměru. Nejsou započteny ženy na mateřské dovolené, osoby vykonávající vojenskou činnost, učni a osoby pracující pro firmu na základě dohody o provedení práce. V údajích nejsou zahrnuti zaměstnanci části resortu MOČR, MVČR a některých dalších ekonomických subjektů. Nezahrnuti zůstávají také osoby vykonávající veřejné funkce (např. poslanci, senátoři, uvolnění členové zastupitelstev, soudci aj.).

Sledovány jsou hrubé měsíční mzdy (tedy před zdaněním). Zahrnuté jsou částky zúčtované za dané období k výplatě, ale bez ohledu na to, zda byly skutečně vyplaceny. Údaje byly vykazány v těch okresech, kde měli zaměstnanci svá pracoviště (nikoliv sídla závodů či provozoven). Mzdy jsou diferencovány podle odvětví OKEČ. Nevýhodou těchto dat je jejich „čistě statistický“ charakter, který bere v potaz pouze celkový objem mzdových prostředků a evidenční počet zaměstnanců (jejím poměrem je následně získána průměrná mzda). Dalším možným zkreslením je výběr podniků, respektive nezahrnutí podniků menších 20 pracovníků do statistiky. Naopak výhodou je dlouhá časová řada zpracovávaná téměř stejnou metodikou. Změnou jsou „jen“ odlišnosti v administrativním vymezení regionů (kraje před rokem 2000) a členění odvětví (od r. 1990 OKEČ¹²). Problémy s administrativním členěním však lze poměrně úspěšně odstranit, a to pomocí slučování okresních jednotek. Obdobným způsobem lze postupovat v případě odvětví. Závažnějším problémem je nezahrnutí JZD ve starších letech (např. data z osmdesátých let). Tato statistika je dostupná až do roku 2001, od následujícího roku jsou k dispozici již jen průměry za jednotlivé okresy.

Mzdy – výběrová šetření

Odlišnou metodou zjišťování průměrných mezd je tzv. Strukturální šetření mezd prováděné ČSÚ. Strukturální šetření mezd se odlišuje od ostatních mzdových statistik, a to v několika

¹² OKEČ (odvětvová klasifikace ekonomických činností) = hierarchicky uspořádané třídění ekonomických činností stanovené Českým statistickým úřadem. Obecně je činnost dána kombinací práce, výrobní techniky, informační sítě, materiálů, výrobků a vede k vytvoření specifických výrobků nebo výkonů (služeb). Každá položka zahrnuje seskupení stejnorodých činností na příslušném stupni třídění.

směrech. Především jsou zde přímo zjišťovány mzdy jednotlivých zaměstnanců a nikoli celkové objemy na úrovni podniků či organizací. Jsou podrobně zjišťovány všechny složky hrubého výdělku a také důležité personální údaje o zaměstnanci jako např. pohlaví, vzdělání, věk apod. Bází pro data publikovaná ČSÚ ve Strukturálním šetření mezd je Informační systém o průměrném výdělku (ISPV) a Regionální statistika ceny práce (RSCP), které jsou prováděny MPSV.¹³ Tyto zdroje dat jsou také základem pro strukturální šetření Eurostatu (SES – Structure of Earnings Survey).

Šetření v rámci ISPV je velmi pracné a nákladné a je tudíž logické, že jej nelze provádět u všech podniků v Česku. Šetření se provádí jen na vzorku jednotek vybraných náhodně na základě Registru ekonomických subjektů. Subjekty s 250 a více zaměstnanci jsou vybrány všechny, naopak jednotky zaměstnávající méně než 10 zaměstnanců se nevybírají. Výsledná statistika mzdových úrovní se výrazně promítá i do života občanů. Při určování výše výživného či náhrady ušlé mzdy apod. se totiž jednotlivé soudy obrací na MPSV, které ve svých odpovědích vychází právě z ISPV. Otázkou je, zda by šetření takového významu nemělo být prováděno podrobněji.

Přes své nedostatky je toto šetření o struktuře mezd zdaleka nejpodrobnějším a nejobjektivnějším v české statistice. Do hrubých mezd se ve strukturální statistice počítají všechny mzdy za práci včetně prémie, odměn a dalších platů či veškeré náhrady mzdy za neodpracovanou dobu (dovolenou, svátky, překážky v práci apod.). Při zjišťování průměrné mzdy jsou zohledněna také období, kdy zaměstnanec mzdu nepobíral (nemoc, neplacená nepřítomnost atp.).

Takto vypočtená průměrná mzda však není shodná s průměrnou mzdou zjišťovanou z podnikového výkaznictví ČSÚ (viz výše), kde je celkový objem mzdových prostředků poměřován evidenčním počtem zaměstnanců podniku, v němž jsou však zahrnuti i zaměstnanci nemocní nebo s neplacenou nepřítomností kratší než 4 týdny. Další rozdíly mezi mzdovou úrovní ve srovnání s jinými statistickými zdroji mohou plynout (kromě vlivu neplacených absencí a odlišného základního souboru šetření) z faktu, že do výsledků strukturální statistiky se nezahrnují zaměstnanci s týdenním úvazkem kratším než 30 hodin. Jak jsme již zmínili, stejně jako každé výběrové šetření, jsou výsledky ISPV zatíženy výběrovou chybou, i když se domníváme, že v tomto případě nebude tak velká.

¹³ Samotné šetření provádí na zakázku pro MPSV komerční subjekt Trexima s r.o.

Nejdůležitějším kritériem pro členění RSCP je příslušnost šetřeného ekonomického subjektu k podnikatelské nebo nepodnikatelské sféře. Do podnikatelské sféry zahrnujeme ekonomické subjekty, které odměňují podle zákona č. 1/1992 Sb. o mzdě, odměně za pracovní pohotovost a o průměrném výdělku. Nepodnikatelskou sféru tvoří ekonomické subjekty, které odměňují podle zákona č. 143/1992 Sb. o platu a odměně za pracovní pohotovost v rozpočtových a v některých dalších organizacích a orgánech.

Daňové výnosy obcí z DPFOP a DPPO

Data za daňové výnosy jsou poměrně dobře dostupné, a to až na obecní úroveň a mohou být proto doplňkově využity jako ukazatel společensko-ekonomické diferenciace. Daň z příjmu fyzických osob z podnikání je však alokována do místa bydliště podnikatele pouze z 30 %, což komplikuje výsledná hodnocení. 70 % daně z příjmu fyzických osob z podnikání je celostátně přerozděleno, a to podle koeficientu příslušné obce. Přestože meritokratická složka není ani třetinová, můžeme podle těchto dat v omezené míře společensko-ekonomickou diferenciaci hodnotit. Jako doplňkový ukazatel může posloužit také statistika registrovaných plátců DPH (fyzických a právnických osob). Těchto dat nebylo v práci využito.

3.1.2 Použitá data a časové vymezení

V této práci používáme data za průměrné mzdy podle ekonomického sektoru, průměrný příjem podle příjmových decilů a hodinové mzdy podle vzdělání a pohlaví. Nejdelší a nejpodrobnější evidenci můžeme nalézt u mezd ve výkaznictví ČSÚ. V našich hodnoceních využíváme data za roky 1980, 1989, 1998 a 2001 v členění okresním a zároveň sektorovým. Takto detailní statistika umožňuje zajímavé porovnání mzdové situace za socialistického období se situací v podmínkách tržního hospodářství. Je však nutno řešit drobné metodické překážky.

Od devadesátých let se začala v sektorovém členění používat evropská norma OKEČ, které musela být poměrně pracným přepočtením přizpůsobena statistika socialistická. Dále je po celé období počítáno v administrativním vymezení nových krajů (NUTS 3), přestože byly vymezeny až roku 2000. Roku 2001 přestal ČSÚ zkoumat mzdové úrovně v takto detailním provedení, proto nepoužíváme dat za poslední roky. Za rok 1980 nebyly zahrnuty statistiky za JZD. Přistoupili jsme k odhadu, který je podle našeho názoru poměrně přesný. Nepředpokládáme, že by se regionální diferenciace mezd v JZD mezi lety 1980 a 1989 výrazněji změnila, proto jsme po odečtení míry inflace mezi těmito lety ztotožnili mzdu v JZD roku 1989, která je dostupná, se mzdou v JZD za rok 1980.

Poměrně významné zkreslení může být spojeno s razantním snížením sledovaného počtu zaměstnanců. V letech 1980 a 1989 je sledováno více než 5 milionů zaměstnanců, oproti tomu rok 2001 již eviduje v této statistice pouze 3 miliony zaměstnanců. Nerovnoměrnost odvislá od velikosti a rozložení mezd mezi živnostníky je touto metodou nezachytitelná a také se zřejmě zvyšuje počet podniků s méně než 25 pracovníky, který rovněž není zahrnut. Hlavním problémem však zůstává nepodchycení výdělků osob samostatně výdělečně činných, které v těchto statistikách nejsou zachyceny. Zkreslení je odvislé od potenciálního rozdílu v distribuci mezd mezi evidovanými pracovníky a charakterem distribuce celkové. Další omezení plyne ze skutečnosti, že nepodchycujeme vývoj diferenciace uvnitř široce vymezeného sektoru průmyslu. Počet pracovníků v tomto sektoru je po celé sledované období velmi dominantní a strukturální změny v zaměstnanosti a platových podmínkách uvnitř sektoru zůstávají skryty.

Zdrojem příjmových statistik jsou jen a pouze výběrová šetření, tzv. Mikrocenzý. V předkládané práci jsou využívána data z Mikrocenzů 1988, 1992, 1996 a 2002. Protože krajské výsledky by byly zatíženy poměrně velkou výběrovou chybou, přistoupili jsme jen k hrubšímu regionálnímu vymezení a počítáme s regiony Prahy, Čech bez Prahy a Moravy. Výsledkem je tedy rozlišení příjmových decilů v každém z těchto hrubě vymezených územních celků.

Z výběrových šetření mezd jsou použity statistiky RSCP resp. pouze její podnikatelské složky, a to proto, že data za nepodnikatelskou sféru jsou značně nekompletní a sledují se pouze od roku 2004. Jsou analyzována data od prvního čtvrtletí roku 2001 po čtvrté čtvrtletí roku 2005. Zkoumána je nejen výše průměrného příjmu, ale také diferenciace průměrného hodinového výdělku závislá na stupni dosaženého vzdělání a pohlaví.

3.2 Kvantifikace nerovnoměrností

Ve stěžejní části práce se snažíme sledované nerovnoměrnosti kvantifikovat. Volba dostatečně reprezentativních metod je však úkol poměrně obtížný. Jak jsme již poznamenali, na nerovnoměrnost je možno nahlížet různými způsoby, není totiž klasickou měřitelnou veličinou, ale pouze formou uspořádání jevů. Protože mluvíme o společensko-ekonomických jevech, je distribuce těchto jevů typicky nesymetrická. Každý ze způsobů měření nerovnoměrností potom popisuje pouze některé vlastnosti distribuce sledovaného jevu.

Prvním statistickým ukazatelem je poměrně oblíbený a často používaný Giniho koeficient. Giniho koeficient koncentrace je odvozen z Lorenzova oblouku a odpovídá podílu obsahu oblasti vymezené Lorenzovým obloukem ku obsahu plochy pod přímkou znázorňující rovnoměrné rozložení. Existuje více metod výpočtu, jedna z nich je definována jako: absolutní hodnota rozdílu sledovaného jevu (řekněme příjmu) mezi všemi možnými dvojicemi jevů, dělený dvojnásobkem součinu průměrného příjmu a čtverce počtu všech jevů (Cowell 1977) (koncept 1):

$$G_N = \frac{1}{2yk^2} \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^k |y_i - y_j| \quad (1)$$

Indexy i a j vyjadřují k sledovaných jednotek a y reprezentuje průměrný příjem. V podstatě všechny jednočíselné ukazatele, jsou více citlivé k vrchnímu konci dané distribuce. V tomto ohledu je Giniho koeficient citlivý méně než většina z nich - např. Theilův index (jelikož Giniho koeficient není, na rozdíl od Theilova indexu, odvozen od průměru – viz níže). Při sledování nerovnoměrností potřebujeme vážit sledované jednotky podle velikosti, většinou populační (koncept 2). Vzorec pro výslednou nerovnoměrnost po započtení populačních vah (počet obyvatel v jednotkách značí n_i resp. n_j) by potom pro Giniho koeficient koncentrace vypadal následovně:

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

Nejdůležitějším ukazatelem nerovnoměrnosti, který používáme v této práci je Theilův index. Theilův index a Giniho koeficient podávají podobnou informaci, jen Theilův index je citlivější k extrémním hodnotám a zejména pak k vrchnímu konci distribuce. Bylo by možno použít jiné a jednodušejší představitelné a interpretovatelné koeficienty (rozptyl, variační koeficient, Giniho koeficient koncentrace apod.), ale větší „flexibilita“ Theilova indexu z něj dělá pro potřeby této práce nejlépe využitelný ukazatel. Theilův index bývá řazen do třídy ukazatelů generalizované entropie (blíže ke konstrukci Theilova indexu např. Theil 1979, Cowell 1977 a mnozí další). Vzorec Theilova indexu může vypadat následovně (koncept 1):

$$T_N = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y} \quad (3)$$

resp. po započtení populačních vah (koncept 2):

$$T_W = \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y} \quad (4)$$

kde y označuje celkový průměrný příjem, y_j příjmy v regionech j , n je celkový počet obyvatel a n_j počty obyvatel v regionech j .

Velmi důležitou vlastností Theilova indexu je možnost jeho rozkladu. Theilův index celkové nerovnoměrnosti může být rozložen na nerovnoměrnosti mezi j regiony (B) a sumu nerovnoměrností uvnitř těchto regionů (W): Pokud je tedy populace rozdělena do k regionů, T_C může být rozloženo následovně:

$$T_C = \left(\sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y} \right) + \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^k \frac{y_j}{y} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{y_{ij}}{y_j} \ln \frac{y_{ij}}{y_j} \right) = B + W \quad (5)$$

kde n_j vyjadřuje velikost populace j -tého regionu, y_j znázorňuje průměrný příjem j -tého regionu a y_{ij} zobrazuje hodnotu příjmu i -tého jedince v j -tém regionu¹⁴.

Mezi-regionální složku (B) i vnitro-regionální složku (W) lze dále rozložit podle příspěvků jednotlivých regionů, tj. určit podíly jednotlivých regionů na mezi-regionální a vnitro-regionální složce celkové nerovnosti. Vydeme-li z (5), je B_j , vypočtené jako:

$$B_j = \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y} \quad (6)$$

příspěvkem regionu j k mezi-regionální složce nerovnosti (B). Je zřejmé, že regiony s nadprůměrným průměrným příjmem dosahují kladných hodnot, zatímco podprůměrné regiony hodnot záporných. Dále je pak zřejmé, že jednotky s hodnotami blízko nuly se podílejí na výsledné nerovnoměrnosti minimálně a naopak jednotky nejdále od nulové hodnoty jsou nejvýznamnějšími „přispívajícími“ k mezi-regionální složce diferenciaci.

Obdobně pak W_j , definované jako:

¹⁴ v praxi je nemožné shromáždit individuální data, proto mají data za jedince v určitých skupinách stejnou – průměrnou – hodnotu. Těmito skupinami rozuměj příjmové decily či skupiny pracovníků stejného odvětví

$$W_j = \frac{1}{n} \frac{y_j}{y} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{y_{ij}}{y_j} \ln \frac{y_{ij}}{y_j} \quad (7)$$

odpovídá příspěvku regionu j k vnitro-regionální složce nerovnosti (W).

Konečně, za pomoci (5), (6) a (7) lze stanovit příspěvek regionu j k celkové nerovnosti (T_C) jako:

$$T_j = B_j + W_j$$

přičemž:

$$T_C = \sum_{j=1}^k (B_j + W_j)$$

Relativní význam regionálních rozdílů na celkové společensko-ekonomické diferenciaci (koncept 3) je tedy dán poměrem T_W/T_C .

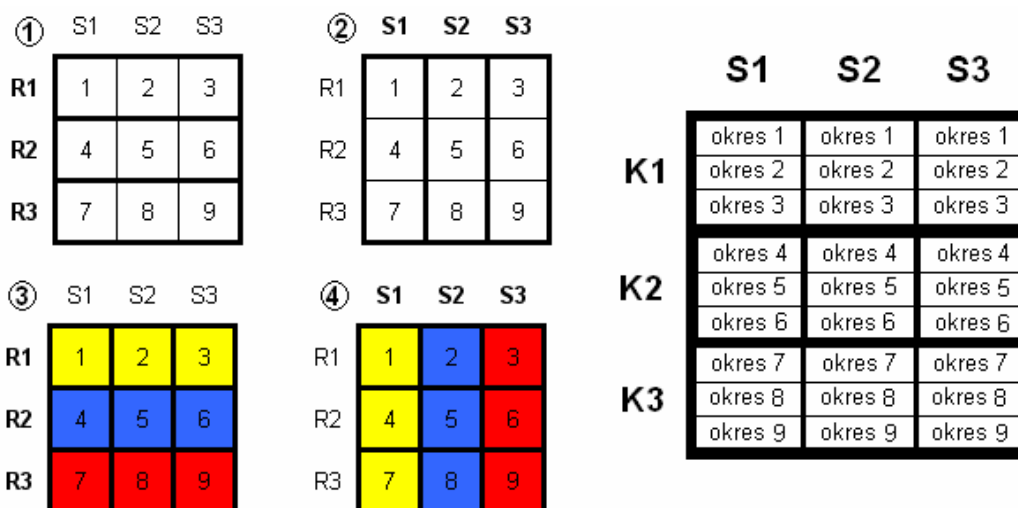
V hodnocení mezd v okresech, rozčleněných podle základních sektorů ekonomiky (OKEČ), používáme metodiku dvojího rozkladu Theilova indexu. Odlišností oproti běžnému použití Theilova indexu je zohlednění rozdílů mezi sektory resp. sektory v jednotlivých sledovaných regionech. Výstupy jsou tedy členěny nejen hierarchicky na bázi mezi-regionálních a vnitro-regionálních nerovností, ale jsou také analogicky sledovány nerovnoměrnosti mezi-sektorové a vnitro-sektorové. Tato metodika skýtá příležitost odlišit nejen nevýraznější regionální „tvůrce“ nerovnoměrnosti, ale také možnost rozložit vliv jednotlivých sektorů na výslednou nerovnoměrnost.

Schematicky může být metodika rozkladu Theilova koeficientu vyjádřena následujícím obrázkem 3.2. Písmena R vyjadřují region, písmena S potom jednotlivé sektory. V tomto modelovém případě tedy sledujeme mzdy ve třech regionech podle tří odvětví (tzn. takto máme definováno devět skupin – „buněk“). Příklad číslo 1 schematicky vyjadřuje mezi-regionální nerovnoměrnosti (sledujeme rozdíly v průměrech regionů R1, R2, R3), případ číslo 2 ztvárňuje mezi-sektorové nerovnoměrnosti (sledujeme rozdíly v průměrech sektorů S1, S2, S3), případ číslo 3 nerovnoměrnosti vnitro-regionální (sledujeme souhrn nerovnoměrností mezi sektory uvnitř regionů) a případ číslo 4 nerovnoměrnosti vnitro-sektorové (sledujeme souhrn nerovnoměrností mezi regiony uvnitř sektorů).

Celkový Theilův index se rovná součtu mezi-regionální a vnitro-regionální složky resp. složky mezi-sektorové a vnitro-sektorové. V pravé části obrázku je schématicky znázorněn rozklad

mezi-regionální složky na dvě měřítkové úrovně. V tomto případě to jsou 3 kraje (K1, K2, K3) a devět okresů (okres 1 až okres 9). Splněna musí být následující podmínka: jednotky musí být zastoupeny výhradně v jedné skupině a každá jednotka musí být obsažena alespoň v jedné ze skupin. Výzkum touto metodou není limitován na výhradně sektorovou dimenzi, mohou být použity jakékoliv sociální (a jiné) ukazatele (tj. jakékoliv rozdělení populace na sub-populace), jako třeba věkové skupiny, počet let vzdělávání, výměra obytné jednotky a mnohé další.

Obr. 3.1 Schematické vyjádření dimenzí celkového Theilova indexu



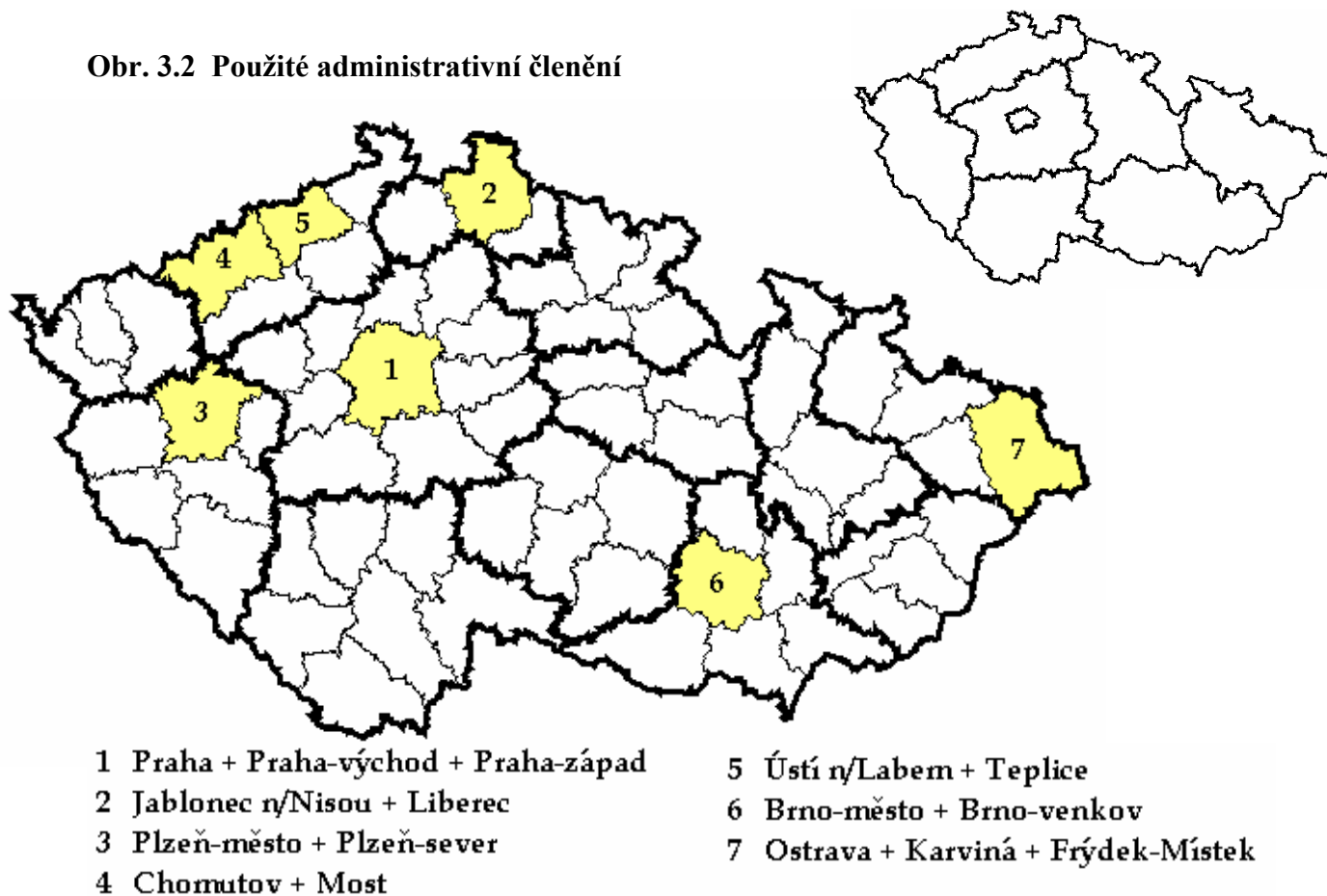
zdroj: vlastní nákres

3.3 Územní jednotky sledování

Sledování regionálních rozdílů je do velké míry závislé na vymezení územních jednotek a odlišná regionalizace nepochybně výrazně ovlivňuje interpretované výsledky. Protože se snažíme postihnout sociálně-ekonomickou diferenciaci, bylo by nejvhodnější použít sociálně-geografické regiony. Z důvodu existence potřebných dat si však v této práci si musíme vystačit toliko s aktuálním administrativním členěním, pouze s drobnými úpravami na mikroúrovni.

Při výpočtech a hodnoceních se pohybujeme v administrativních hranicích „nových“ krajů (z roku 2000) a současných okresů. Pro starší roky (před rokem 2000) byly krajské jednotky odvozeny pomocí agregace okresů. Na okresní úrovni jsme z důvodů větší integrity regionů některé okresy sloučili (v metropolitní areály) (podle Novotný 2000, podobně Hampl 2000). Jde o sloučení okresů: Hl.m. Praha + Praha-východ + Praha-západ, Plzeň-město + Plzeň-sever, Chomutov + Most, Ústí n.L. + Teplice, Liberec + Jablonec n.N., Brno-město + Brno-venkov a Ostrava + Karviná + Frýdek Místek. Tímto sloučením vzniklo 67 okresů (mikroregionů) a 14 krajů (mezoregionů). Regionalizace je přehledně zachycena na následujícím obr. 3.3.

Obr. 3.2 Použité administrativní členění



zdroj: odvozeno z Novotný 2000, vlastní nákres

pozn.: na menším obrázku jsou zachyceny kraje z roku 1960, na větším potom nové kraje z roku 2000 (vyjma sloučené okresy tak jde o hierarchické členění v souladu s evropským standardem NUTS)

V případě příjmových šetření však není, z povahy získávání dat, možné výsledky přepočítávat do nynější krajské administrativní podoby. Proto jsou do roku 2000 výsledky prezentovány ve starém administrativním členění, posléze v novém. Při hodnocení mezd je tak umožněno sledovat po celou dobu stejné územní jednotky (také kraj hlavního města Prahy byl přepočten do podoby metropolitního areálu), což při hodnocení příjmů možné není.

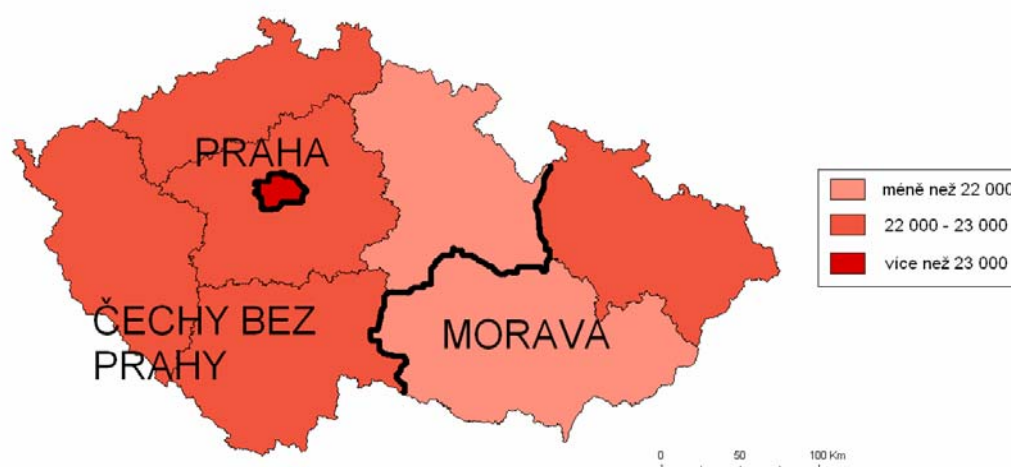
4. REGIONÁLNÍ DIMENZE PŘÍJMOVÝCH A MZDOVÝCH NEROVNOMĚRNOSTÍ V ČESKU: EMPIRICKÁ ANALÝZA

4.1 Diferenciace podle příjmů domácností

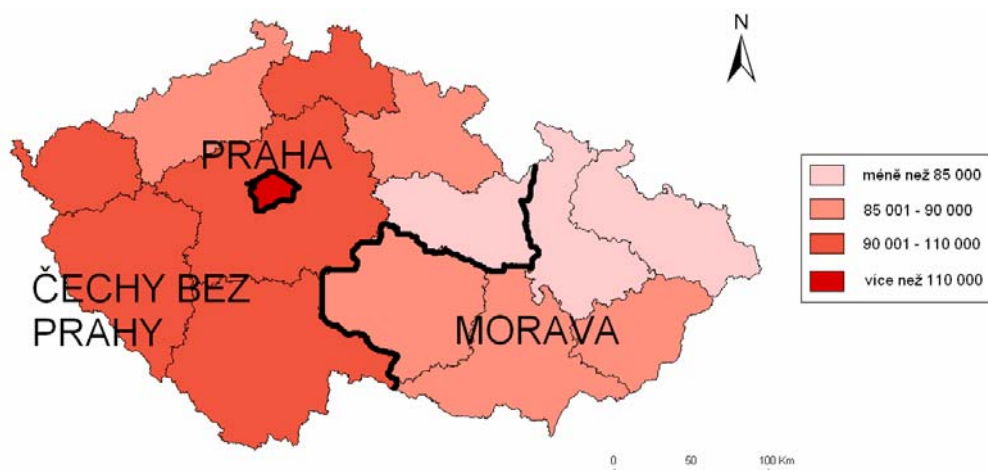
Nejčastěji bývá charakter sociálně-ekonomické stratifikace odvozován od distribuce příjmů. Také proto je prvním ukazatelem, který budeme analyzovat, výše průměrného příjmu podle regionů a příjmových decilů. Toto sledování je zjišťováno za pomoci výběrových šetření. Z tohoto důvodu není k dispozici okresní členění, ale jen příjmy za jednotky krajů. Je logické, že po změně krajského vymezení roku 2001 i výběrové šetření probíhá v rámci těchto nově vymezených jednotek. Nevýhodou je, že výsledky ze starších Mikrocenzů nelze přepočítat. Narážíme tak na zjevný problém srovnatelnosti dat. Můžeme například sloučit kraje a odlišit regiony Prahy, Čech bez Prahy a Moravy. V další kapitole, kdy se zaměříme na nerovnosti mezi příjmovými decily obyvatel v jednotlivých regionech takto postupovat budeme.

Avšak pro analýzu absolutní variability regionů jsou tři jednotky málo. Výpočty těchto koeficientů do roku 1996 budou proto provedeny s použitím souboru starých krajů (vymezených v roce 1960), výpočty z roku 2002 budou založeny na regionalizaci z roku 2002 (současné kraje). Mějme tedy na paměti, že výsledky v roce 2002 budou pravděpodobně vyšší, než kdybych výpočty provedli za použití stejného územního vymezení jako v předchozích letech, kdy uvažujeme méně jednotek. Pro úvodní představu o distribuci příjmů v Česku mezi roky 1988 a 2002 jsou výše příjmů zobrazeny na následujících obrázcích (4.1, 4.2), graficky jsou také odlišeny regiony Prahy, Čech bez Prahy a Moravy.

Obr. 4. 1 Průměrné čisté roční příjmy domácnosti na osobu v Kčs v Česku v roce 1988



zdroje: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

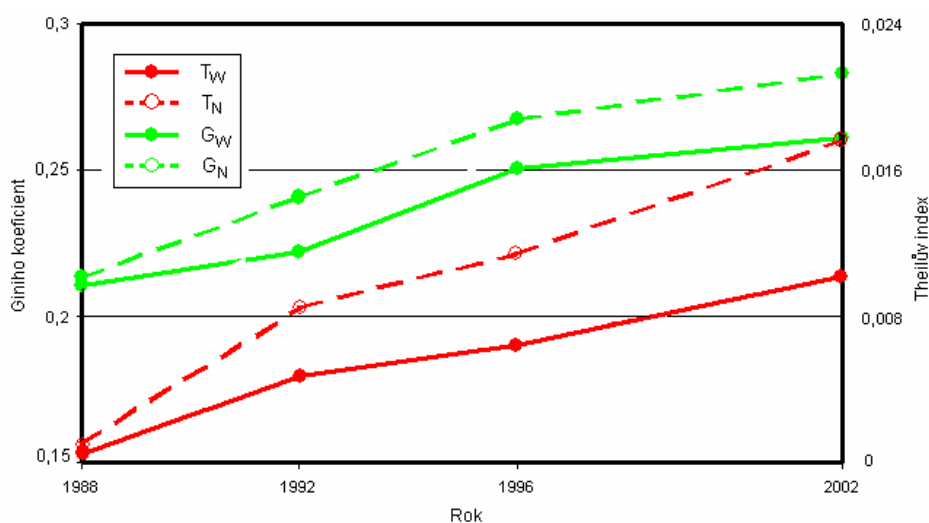
Obr. 4. 2 Průměrné čisté roční příjmy domácnosti na osobu v Kč v Česku v roce 2002

zdroje: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Na výše uvedených kartogramech je patrná slábnoucí pozice Moravy a krajů zaměřených dříve na těžký a těžební průmysl (tj. specificky kraj Ústecký a Moravskoslezský). I z uvedených průměrných úrovní jednotek je očividné, že se zvyšuje význam makropolohy na hodnotu příjmu (tzn. že se zvyšuje rozdíly mezi západem a východem). Co však není z těchto kartografických výstupů tolik zřejmé, je stále sílící pozice hlavního města Prahy.

4.1.1 Srovnání tří konceptů regionálních nerovnoměrností v příjmech domácností

V této kapitole srovnáme zjištěné nerovnoměrnosti vypočtené pomocí tří odlišných metod. Nerovnoměrnost budeme odvozovat od průměrných příjmů v krajích vážených počtem domácností, průměrných příjmů bez populačních vah a nakonec zhodnotíme relativní význam regionální složky na celkové společensko-ekonomické diferenciaci.

Obr. 4. 3 Theilovy a Giniho koeficienty příjmové nerovnoměrnosti v letech 1988 - 2002

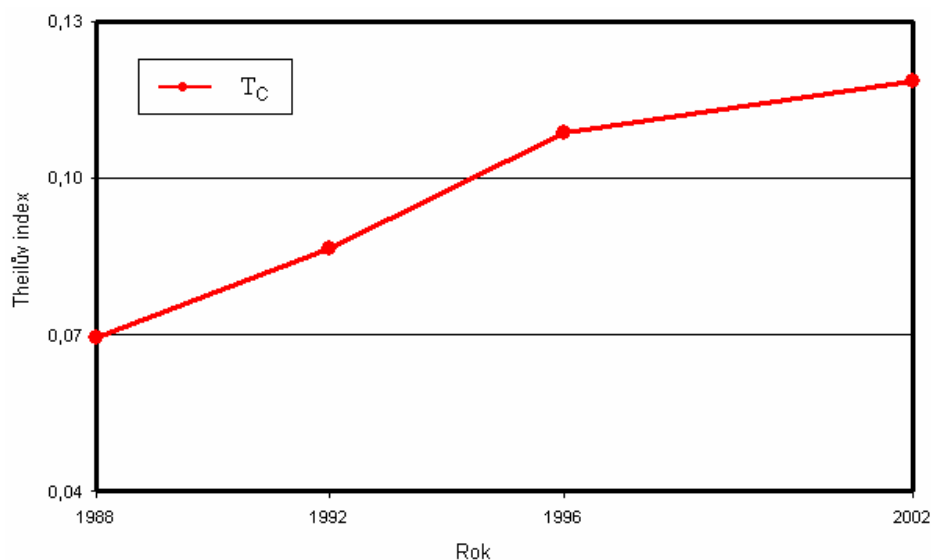
zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: T_N = Theil nevážený, G_N = Gini nevážený, T_W = Theil vážený, G_W = Gini vážený

Výsledky dosažené využitím prvních dvou zmíněných metod jsou zachyceny na výše uvedeném obr. 4.3. Na první pohled je patrné prohloubení regionální diferenciace po roce 1989. Ještě razantnější změny bychom mohli pravděpodobně očekávat na nižších měřítkových úrovních, zde však nastává problém s dostupnými daty. Hodnoty absolutní variability regionů nevážené počtem obyvatel dosahují vyšších hodnot a rozdíl oproti váženým koeficientům se nadále zvyšuje. Tato divergence křivek, které popisují vážené a nevážené koncepty regionálních rozdílů, ukazuje nárůst rozdílů mezi populačně silnějšími jednotkami a jednotkami slabšími (zde tedy odráží zejména rychleji rostoucí příjem v Praze, která je při použité regionalizaci populačně slabší jednotkou). Jelikož v roce 2002 jsou kraje populačně heterogennější (díky novému vymezení krajů), začínají se také více odlišovat populačně vážené a nevážené koeficienty.

Alternativním konceptem měření nerovnoměrností je určení relativního významu regionálních rozdílů na celkové společensko-ekonomickou diferenciaci. Zatímco výše jsme ukázali vývoj mezi-regionální složky, následující obrázek (4.4) vypovídá o celkové společensko-ekonomické diferenciaci změřené na datovém souboru příjmů domácností, které byly agregovány do příjmových decilů.

Obr. 4. 4 Vývoj celkového Theilova indexu příjmových nerovnoměrností



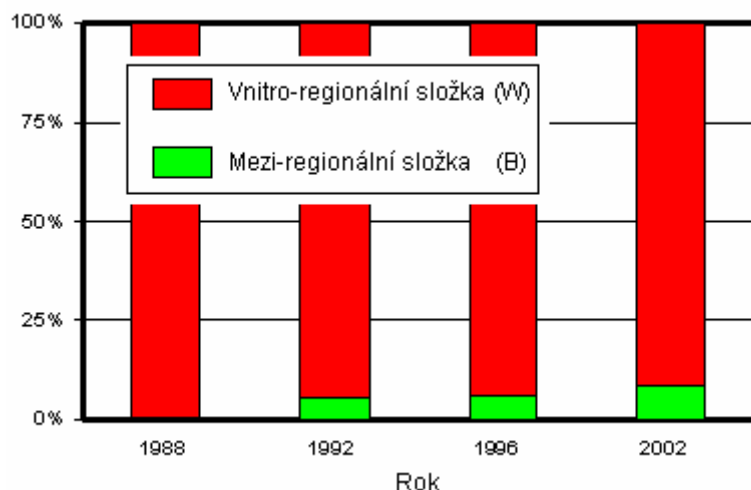
zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: celková nerovnoměrnost odpovídá diferenciaci v průměrných příjmech mezi 10 x 3 buňkami (10 příjmových decilů v rámci tří regionů)

Tento graf poukazuje na míru celkové společensko-ekonomické nerovnoměrnosti postižitelné příjmovými statistikami domácností. Můžeme konstatovat, že podobně jako výše uvedená regionální variabilita, i celková hodnota Theilova indexu, jako ukazatele sociálně-ekonomické

diferenciaci, se v průběhu transformace výrazně zvýšila, a to především v počátečních obdobích. Nás však především zajímá vztah absolutní regionální variability k této hodnotě celkové nerovnoměrnosti. Výsledky jsou přehledně zachyceny v následujícím obr. 4.5.

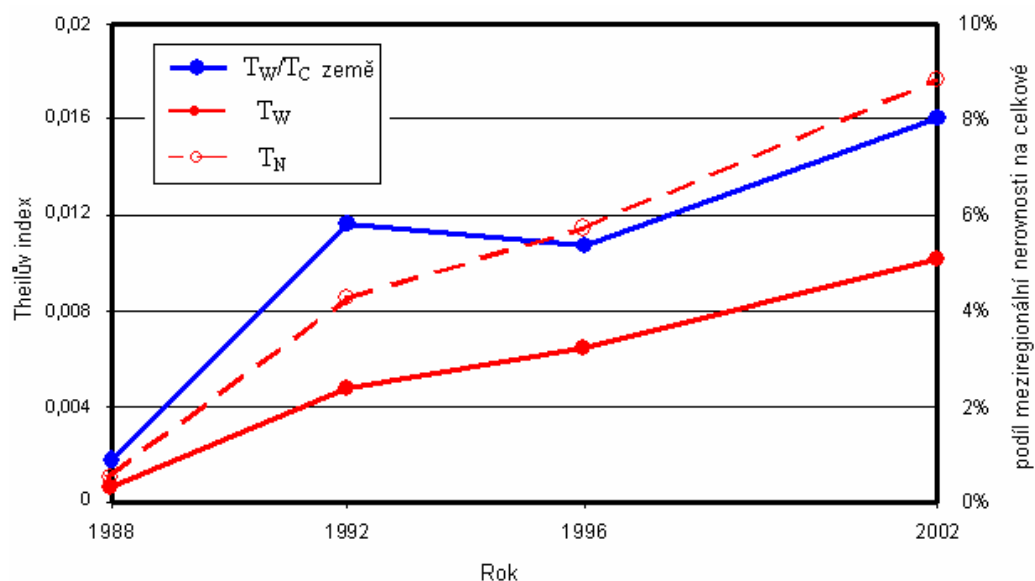
Obr. 4. 5 Podíly mezi-regionální a vnitro-regionální složky na celkové příjmové diferenciaci



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Na první pohled je zřejmé, že mezi-regionální složka celkové diferenciaci je sice podstatně nižší než diferenciaci vnitro-regionální, nicméně v průběhu sledovaného období roste na významu (a to, vzhledem k počáteční úrovni, dosti podstatně). V roce 1988 ještě není geografický rozměr společensko-ekonomické diferenciaci vůbec patrný. V prvních letech transformace však došlo k velmi rychlé regionální selekci a význam mezi-regionální složky se výrazně zvedl. Od roku 1992 pozorujeme kontinuální nárůst a k roku 2002 vysvětlují mezi-regionální rozdíly již zhruba 8 % celkové příjmové diferenciaci české společnosti.

Přehledného srovnání všech tří konceptů sledování nerovnoměrnosti (za použití Theilova indexu) se nám dostává na obr. 4.6. První dva koncepty jsme již okomentovali. Co nás v tuto chvíli zajímá především, je vztah těchto konceptů k metodě alternativní, čili hodnocení relativního významu regionálních nerovnoměrností. V případě absolutní variability regionů (vážené i nevážené) pozorujeme po roce 1989 poměrně dynamický nárůst, význam regionálních rozdílů na celkové diferenciaci však roste také velmi podstatně.

Obr. 4. 6 Srovnání příjmových nerovnoměrností pomocí tří metodických postupů

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: T_N = Theilův index nevážený počtem zaměstnanců (koncept 1), T_W = Theilův index vážený počtem zaměstnanců (koncept 2), T_W/T_C kraje = relativní regionální nerovnoměrnost na krajské úrovni, T_W/T_C země = relativní regionální nerovnoměrnost na zemské úrovni (Praha, Čechy bez Prahy, Morava) (koncept 3)

Analýzou průměrných příjmů v jednotlivých regionech jsme tedy zjistili, že nerovnoměrnosti v české společnosti neustále rostou. Alternativním konceptem relativního významu regionálních nerovností jsme ale navíc zjistili, že tyto regionální rozdíly stále podstatnějším dílem zodpovídají za celkovou společensko-ekonomickou diferenciaci. Vzhledem k následujícím kapitolám, ve kterých podobným způsobem analyzujeme mzdové statistiky lze podotknout, že samotné procentní hodnoty relativního významu regionální nerovnoměrnosti se pochopitelně budou vždy lišit podle zvoleného typu dat a zejména podle definice celkové sledované nerovnoměrnosti. Příjmové statistiky v této práci podávají nejdetailnější pohled na celkovou společensko-ekonomickou diferenciaci, neboť postihují rozdíly mezi decily domácností. Celková nerovnoměrnost v případě hodnocení mzdových statistik v dalších částech je naproti tomu odvozována od rozdílů ve mzdách mezi odvětvími, resp. vzdělanostními skupinami, které postihují pouze část (i když lze předpokládat, že poměrně podstatnou) celkové diferenciace domácností.

4.1.2 Příspěvky jednotlivých složek a regionů k celkové příjmové diferenciaci

V následující kapitole se nejdříve podíváme, jak se vyvíjely jednotlivé komponenty celkové diferenciace (tj. mezi-regionální a vnitro-regionální) a následně přistoupíme ke zmíněnému rozkladu na příspěvky jednotlivých regionů.

Nejdříve se podívejme, jakým tempem se vyvíjely nerovnoměrnosti mezi a uvnitř regionů. Vypočtení dynamiky vývoje jednotlivých složek nám umožní odkrýt některé zajímavosti. Protože sledujeme vývoj v nestejně dlouhých obdobích, vypočetli jsme pro každé období procentní přírůstek, o který se hodnota dané složky nerovnoměrnosti průměrně zvýšila každý rok (tzn. průměrný meziroční nárůst v procentech). Výsledné hodnoty zobrazuje tabulka 4.1.

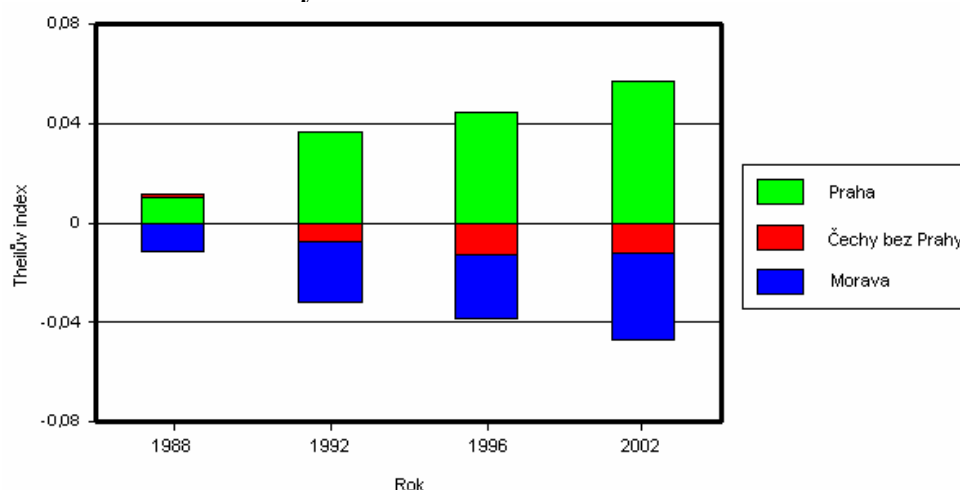
Tab. 4. 1 Průměrný meziroční nárůst složek Theilova indexu příjmové nerovnoměrnosti v procentech mezi lety 1988 a 2002

REGIONY	1988 - 1992	1992 - 1996	1996 - 2002
Mezi-regionální	69,469	7,929	7,870
Vnitro-regionální	4,518	5,708	0,957

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Identifikovat období největší dynamiky vývoje není složité. V prvních letech transformace (resp. od roku 1988) byl vývoj dosti dramaticky regionálně selektivní a rozdíly mezi regiony rostly o téměř 70 % ročně. Je zajímavé, že příjmová stratifikace uvnitř jednotlivých regionů tak dramatickým vývojem neprošla. Tento fakt může naznačovat, že již v socialistickém období se příjmová stratifikace příliš nelišila od stratifikace v západních zemích (viz také Večerník 1998), resp. že její regionální rozměr byl za socialismu o poznání více „uměle“ deformován. Přesto i vnitro-regionální nerovnoměrnosti po celé sledované období rostou. Mezi lety 1996 a 2002 se nárůst těchto nerovnoměrností výrazně zpomalil, oproti tomu mezi-regionální rozdíly nadále rostou poměrně rychle.

Nyní se pomocí rozkladu Theilova indexu podíváme, jaký vliv mají na celkovou nerovnoměrnost jednotlivé regiony. V případě dalších ukazatelů (mzdy podle sektorů, hodinové mzdy podle vybraných charakteristik obyvatelstva) budou na tomto místě sledovány také příspěvky měřítkových úrovní na výslednou diferenciaci. Protože však toto není u příjmových statistik možné, omezíme se na vyčíslení významu příspěvků sledovaných regionů.

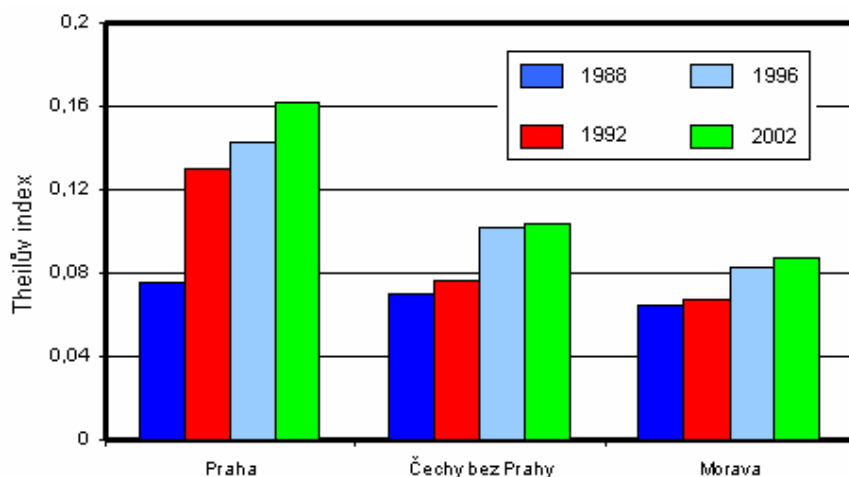
Obr. 4. 7 Příspěvky regionů k mezi-regionální složce Theilova indexu příjmové nerovnoměrnosti mezi lety 1980 a 2001

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: kladný příspěvek znamená, že průměrný příjem v regionu je vyšší než celorepublikový průměr, záporný příspěvek značí opak

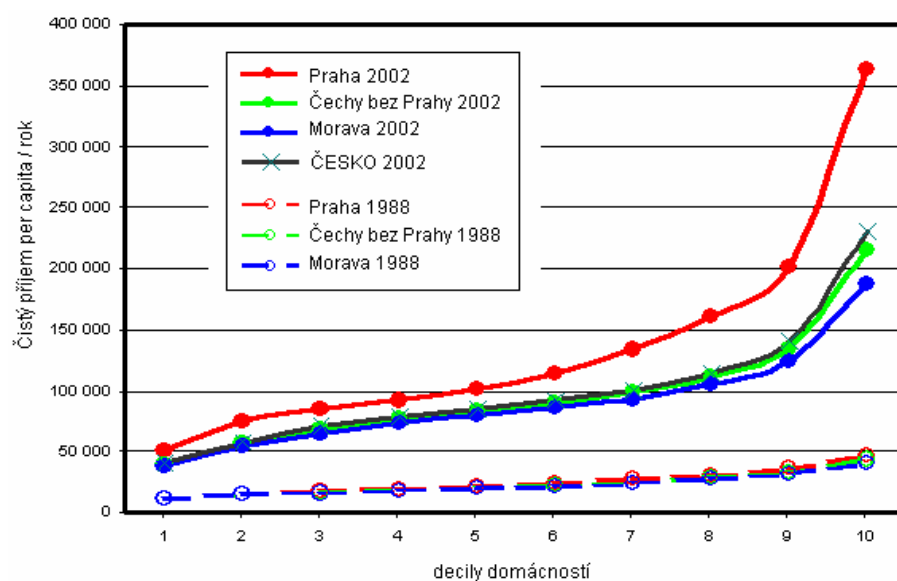
Obr. 4.7 sleduje příspěvky sledovaných regionů k mezi-regionální složce Theilova indexu. I na tomto obrázku je na první pohled zřetelné již zmiňované razantní zvýšení mezi-regionální části nerovnoměrnosti. Zatímco v roce 1988 jsou všechny regiony blízko nulové hodnoty, v roce 1992 je rozptýl jejich příspěvků již veliký a postupně roste. Vývoj ve sledovaném období je z hlediska příspěvků zde uvažovaných regionů jednoduše interpretovatelný. Velmi rychle se na dominantní pozici dostala dříve „uměle oslabovaná“ Praha a od roku 1992 svou pozici nadále posiluje. Na opačném pólu příjmové distribuce se nachází region Moravy a absolutní hodnota jeho záporného příspěvku se taktéž v průběhu let zvyšuje. Vývoj příspěvku regionu Čechy bez Prahy je od roku 1992 víceméně stabilní. Toto rozdělení naznačuje rostoucí význam makropolohy na výši příjmu.

Dále se podívejme, jakým dílem přispívají regiony k vnitro-regionální složce zjištěné nerovnoměrnosti. Budeme tedy sledovat rozdíly mezi příjmovými decily domácností. Naplněn je poměrně logický předpoklad a k největšímu růstu mezi-decilových nerovnoměrností došlo v Praze. Zajímavější je fakt, že v Praze se podstatná část změny diferenciace odehrála již v prvním sledovaném období (tj. mezi lety 1988 a 1992), kdežto u Čech bez Prahy a Moravy pozorujeme největší dynamiku až mezi lety 1992 a 1996. V současnosti je vnitro-regionální nerovnoměrnost měřená Theilovým indexem v Praze zhruba dvojnásobná oproti vnitro-regionální diferenciaci na Moravě. Charakter vnitro-regionální diferenciace příjmů, resp. význam jednotlivých decilů na tvorbě této nerovnoměrnosti je názorně zachycen na následujícím obr. 4.8.

Obr. 4. 8 Vnitro-regionální příjmová diferenciaci domácností mezi lety 1988 a 2002

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

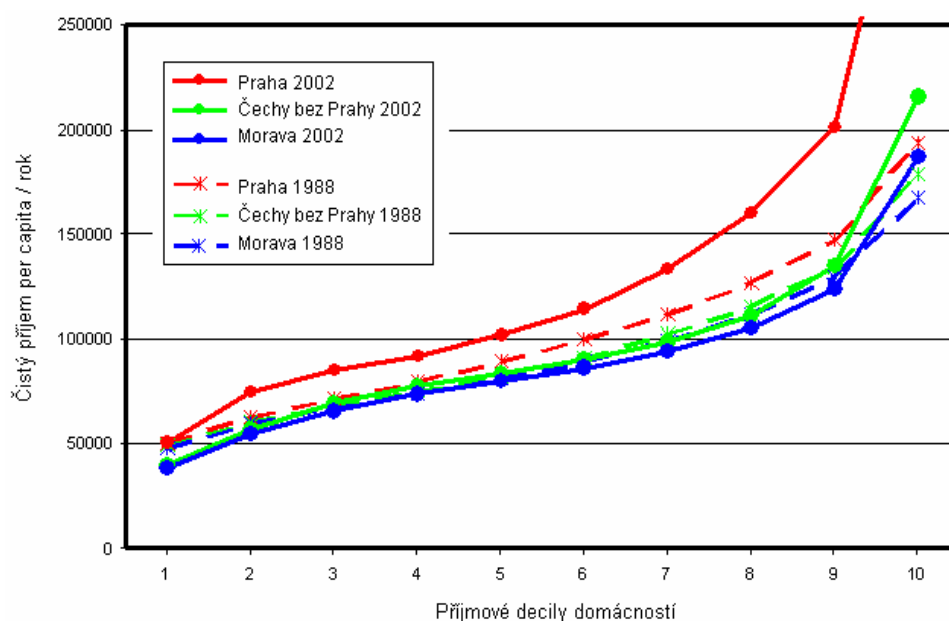
Největší nárůst sledujeme u příjmů nejbohatších domácností a naopak relativně nejvíce směrem k negativním hodnotám se změnilы příspěvky 4.-7. decilu (viz změny mezi-decilové složky Theilova indexu v tab. P.2 v přílohách). Znamená to, že průměrné příjmy těchto decilů se posunuly pod celorepublikový průměr. Lze tudíž mluvit i o relativním oslabení střední třídy. Tato situace může být pro Česko z dlouhodobého hlediska nepříjemná, protože – jak známo – střední třída je v rámci národního systému velmi důležitá. Z tohoto důvodu sociologové často nazývají transformaci v Česku za sociálně neúspěšnou (Večerník 2001). Příjmovou stratifikaci v Česku můžeme pozorovat na obr. 4.9.

Obr. 4. 9 Příjmová stratifikace domácností podle čistého příjmu na osobu ve třech regionech Česka v letech 1988 a 2002 (běžné ceny)

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Ekonomové i sociologové často používají pro hodnocení vývoje tzv. paretovské kritérium. „Materiální blahobyt nebo morální a náboženské kvality nebo jakékoli jiné kvality společnosti lze zvýšit pouze tehdy, lze-li ve společnosti učinit takovou změnu, která bude výhodná pro všechny její členy, nebo jen pro některé z nich, aniž by znevýhodnila jiné.“ (Pareto 1971, s. 365). Přitom může docházet ke zvyšování nerovnoměrností, které jsou v tomto případě ospravedlnitelné. Růst nerovnoměrnosti je obecně hodnocen negativně, když paretovské kritérium splněno není. Abychom však mohli posoudit, jestli popisovaný vývoj v Česku probíhal podle tohoto kritéria či nikoliv musíme nejdříve přepočíst údaje do reálných cen, tj. uvážit vliv inflace. Příjmovou stratifikaci v cenách roku 2002 ve třech regionech Česka můžeme sledovat na obr. 4.10.

Obr. 4. 10 Příjmová stratifikace domácností podle čistého příjmu na osobu v cenách roku 2002 ve třech regionech Česka v letech 1989 a 2002



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Jak je vidět z obrázku, transformační reformy neprobíhaly v souladu s uvedeným paretovským kritériem, a to ani v Praze. V Praze si, s ohledem k průměrnému příjmu jedince, polepšily všechny domácnosti s výjimkou 10 % nejchudších. Jejich reálný příjem je oproti roku 1989, v cenách roku 2002, o bezmála 2000 Kč ročně nižší. V ostatních krajích je situace ještě horší a vyšších průměrných příjmů dosahují pouze nejvyšší příjmové decily. Vzhledem k těmto zjištěným údajům se zdá být postkomunistická transformace sociálně neúspěšnou (a to alespoň v rámci sledovaného období – teprve analýza dalšího vývoje může ukázat zdali jsou uvedená fakta spíše věci přechodných efektů tzv. transformačního šoku nebo jevem trvalejším). Zvláště

znepokojivý je fakt, že nejvíce ztratily nejchudší domácnosti. V případě Moravy a českých krajů bez Prahy činí tato ztráta v reálných cenách více než 10 000 Kč za rok, v případě Prahy zhruba 2 000 Kč (i když je nutno podotknout, že provedené analýzy nehodnotí mobilitu domácností mezi decily – tzn. nejchudší domácnosti v roce 2002 nemusí odpovídat těm z let dřívějších). Když se podíváme na průměrné hodnoty za celé Česko, zjistíme, že čisté příjmy v cenách roku 2002 od roku 1996 rostou (viz tab. 4.2). Jak vidno z decilového a regionálního členění, informace této statistiky je omezená, jelikož průměrný příjem výrazně zvyšují nejvyšší příjmové decily, a to především v Praze.

Tab. 4. 2 Čisté příjmy domácností na osobu na rok v Česku v cenách roku 2002

	1989	1992	1996	2002
příjem per capita / rok	90808	79421	92119	92986

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

4.2 Diferenciace podle mezd zaměstnanců v ekonomických sektorech

Jak bylo uvedeno v metodických kapitolách, v evidenci mezd nejsou uvažovány podniky menší 25 pracovníků a živnostníci, kteří jsou tímto výběrovým šetření podchyceni. Chyba způsobená nezahrnutím živnostníků lze odhadnout z výběrového šetření příjmů, kde jsou odlišeny příjmy ze závislé činnosti a příjmy z podnikání. V roce 1992 činil podíl příjmů z podnikání na celkových příjmech zhruba 8,5 %, roku 2002 však již cca 17 %. Ještě výrazněji pochopitelně vyčnívá Praha (14,5 % resp. 25 %) a Středočeský kraj (12 % resp. 21,5 %). Podíly za všechny kraje jsou zachyceny v následující tabulce 4.3.

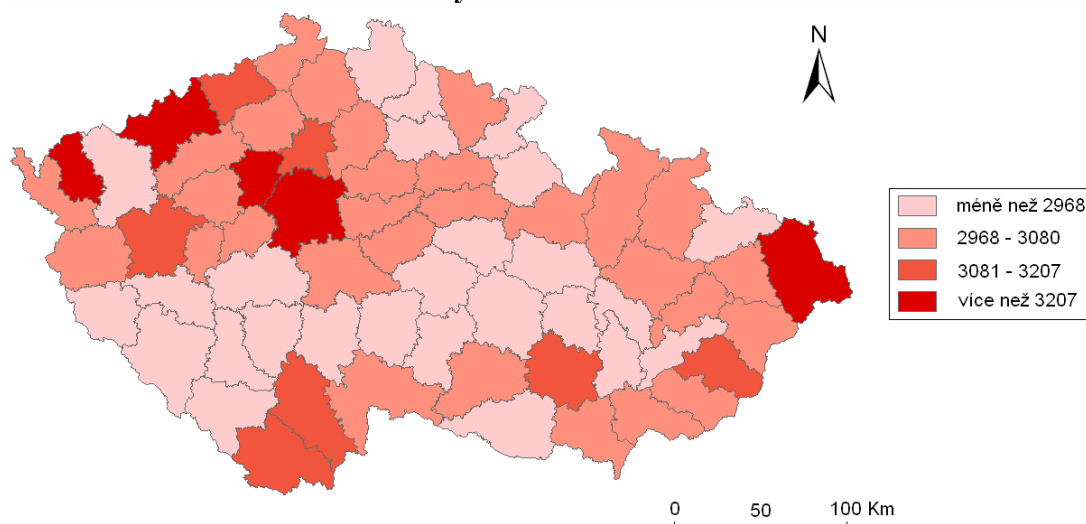
Tab. 4.3 Podíl příjmů z podnikání na celkovém příjmu v letech 1992 – 2002

	ČR	Praha	Středoč.	Jihočeský	Západoč.	Severoč.	Východoč.	Jihomor.	Severomor.
1992	8,47	14,41	11,73	9,29	6,84	7,12	8,48	7,22	6,18
1996	13,53	19,27	14,56	12,47	12,46	16,61	11,96	11,95	9,62
	ČR	Praha	Středoč.	Plzeňský	Liberecký	Jihočeský	Karlovar.	Vysočina	Jihomor.
2002	17,06	25,12	21,54	18,05	20,04	17,43	16,21	15,45	13,65
		Zlínský	Královéhr.	Ústecký	Pardub.	Olomoucký	Moravskosl.		
		11,94	12,17	15,32	16,31	13,44	11,74		

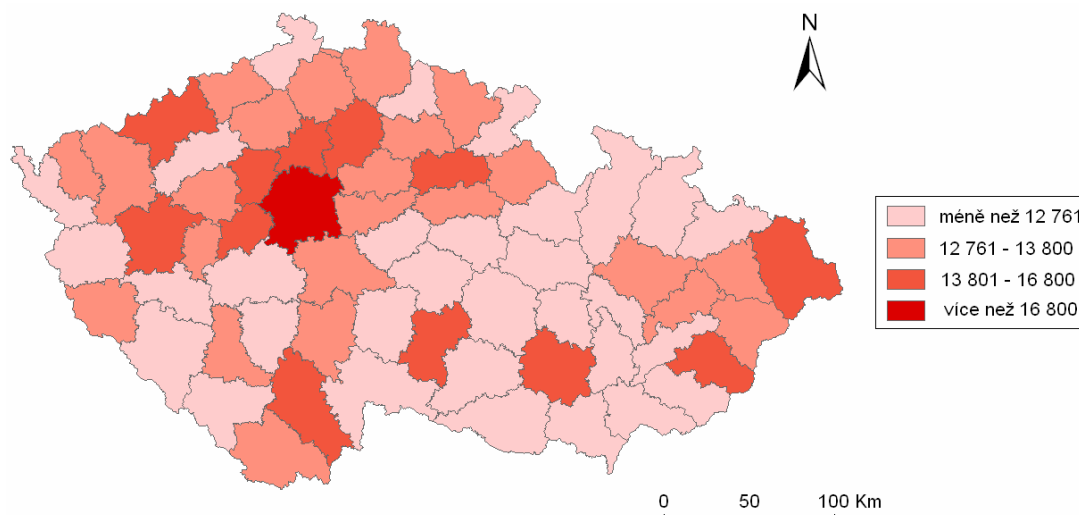
zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

V následujících částech budeme zkoumat průměrnou výši mezd podle sektorů ekonomiky na úrovni zemí (Čech a Moravy), krajů a okresů Česka. Metodicky půjde o obdobné postupy jako výše v kapitole věnované příjmové diferenciaci domácností. Nejdříve se podívejme, jak se měnilo rozložení průměrných mezd v okresech Česka mezi lety 1989 a 2001 (viz obr. 4.11 a 4.12).

Obr. 4.11 Průměrné hrubé mzdy zaměstnanců v Kčs v roce 1989



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní nákres

Obr. 4. 12 Průměrné hrubé mzdy zaměstnanců v Kč v roce 2001

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní nákres

Na kartogramech zachycujících průměrnou hrubou mzdu v okresech Česka je zjevná změna postavení okresů po roce 1989. Nejvýraznějším rysem je dominantní postavení hlavního města Prahy. Již v roce 1989 byla v Praze sledována vyšší hodnota průměrné mzdy než ve většině okresů Česka. Po roce 1989 se tato hodnota postupně vzdalovala od celorepublikového průměru a Praha nadále posilovala svou pozici, dnes je silně dominantní. Další očividnou změnu pozorujeme v hodnotách průměrného příjmu okresů s převažujícím těžebním (a navazujícím těžkým) průmyslem. Jedná se o Mostecko, Sokolovsko a především Ostravsko. U všech těchto okresů došlo k významnému relativnímu poklesu průměrné mzdy.

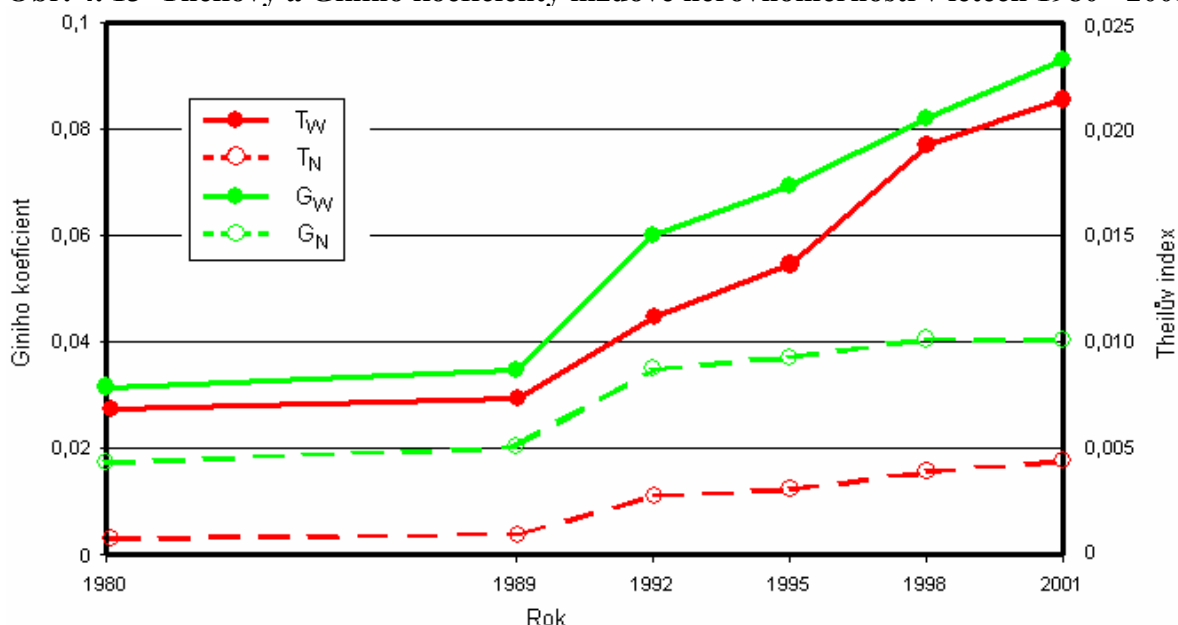
4.2.1 Srovnání tří konceptů regionálních nerovnoměrností ve mzdách zaměstnanců

V následující části se budeme věnovat regionální dimenzi mzdové diferenciaci a srovnání výsledků při použití metody sledující průměrné hodnoty (vážené a nevážené) a relativní význam regionálních nerovnoměrností.

Nejprve si představme mezi-okresní nerovnoměrnost zjišťovanou pomocí koeficientů vážených počtem obyvatel. Jak by se dalo očekávat, z obr. 4.13 (viz níže) je patrná tendence rychlého zvyšování mezi-okresních rozdílů po roce 1989. Důležitou úlohu na takovéto diferenciaci má hlavní město Praha. Příspěvek Prahy je veliký jednak z důvodu její populační velikosti (tím pádem také počtu pracovníků), která se vymyká obvyklým hodnotám ostatních okresních jednotek (nesmíme přitom zapomínat, že když mluvíme o Praze, uvažujeme zde celý metropolitní region zahrnující hlavní město Prahu a okresy Praha-východ a Praha-západ). Druhým důvodem je specifické postavení Prahy na trhu práce a zejména její struktura

ekonomiky. Praha těží ze svého ojedinělého významu v rámci českého systému a koncentruje více progresivních a lépe placených míst (především v bankovníctví), ale i mzdy v ostatních odvětvích jsou nadprůměrné. Podrobnější diskusi vlivu jednotlivých regionů a sektorů ekonomiky umožňuje metoda za pomoci rozkladu Theilova indexu (viz níže).

Obr. 4. 13 Theilovy a Giniho koeficienty mzdové nerovnoměrnosti v letech 1980 - 2001



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

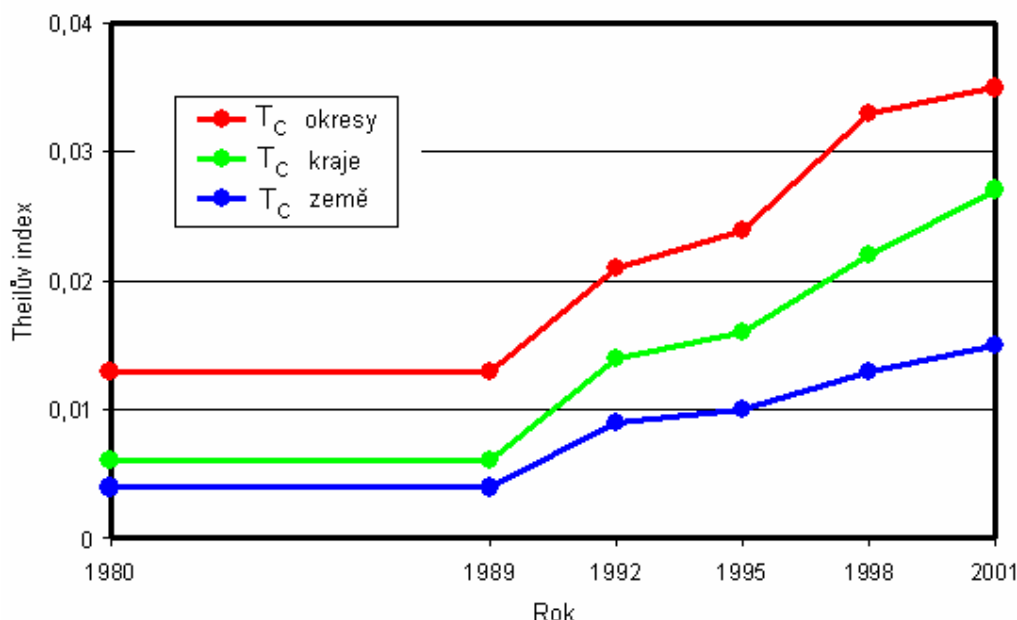
pozn.: T_N = Theil nevážený, G_N = Gini nevážený, T_W = Theil vážený, G_W = Gini vážený

Pokud sledujeme nevážené rozdíly mezi okresy, průběh křivek Theilova indexu i Giniho koeficientu je pozvolnější (Praha a ostatní městské okresy zde mají jednotkovou váhu). I v tomto případě je však nápadná změna mezi lety 1989 a 1992. V dalších letech se nerovnoměrnost zvyšuje pomaleji. Jak lze usuzovat z divergence mezi křivkami vážených a nevážených mezi-okresních rozdílů ve mzdách, populační rozdíly, resp. rozdíly v počtech zaměstnanců (a zejména zmiňovaný rychlejší růst mezd v Praze) mají na vývoj regionálních disparit svůj vliv.

Konceptem, na který se v této práci zvláště zaměřujeme, je relativní význam regionálních rozdílů na celkové společensko-ekonomické nerovnoměrnosti. Ten je odvislý jednak od úrovně absolutní (vážené) variability regionů a dále od úrovně diferenciace celkové. Vývoj absolutně vyjádřených regionálních rozdílů byl právě diskutován, nyní si ještě ukažme jak se v průběhu sledovaných let vyvíjela nerovnoměrnost celková (v tomto případě tedy diferenciace mezi průměrnými mzdami „buněk“ zaměstnanců definovaných odvětvím a regionem). Její výsledné

hodnoty na jednotlivých měřítkových úrovních jsou zachyceny v tab. P.5 v přílohách, grafickou interpretaci potom nabízí obr. 4.14.

Obr. 4. 14 Vývoj celkového Theilova indexu mzdových nerovnoměrností na třech měřítkových úrovních mezi lety 1980 a 2001



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

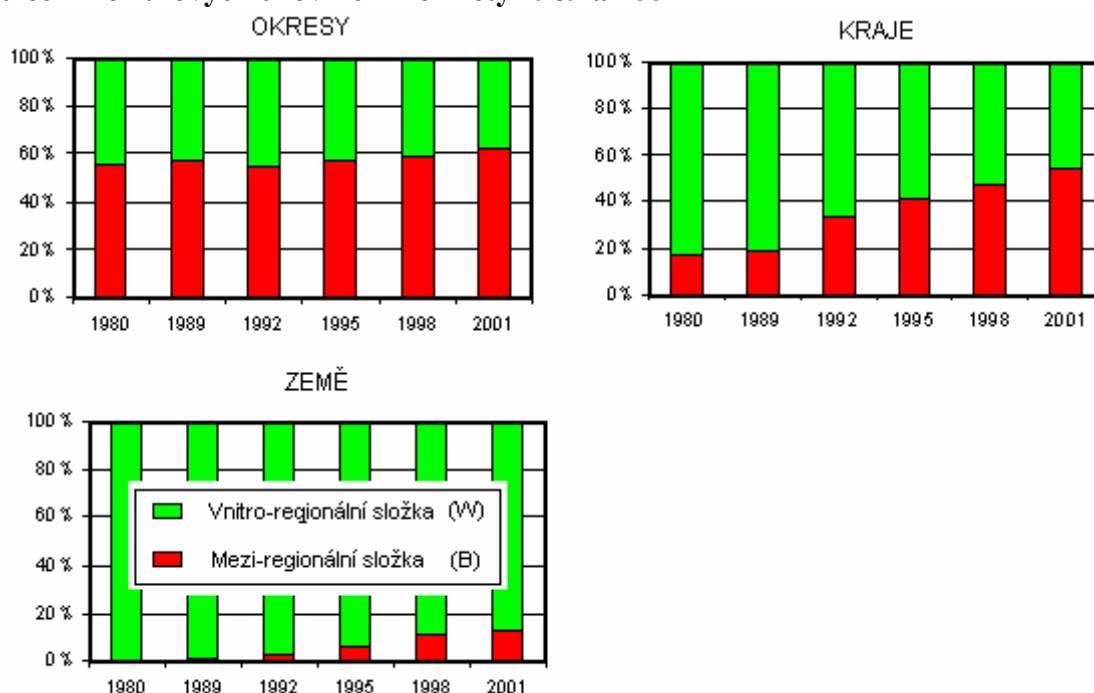
pozn.: celková nerovnoměrnost odpovídá diferenciaci v průměrných mzdách mezi 12 x 67 buňkami (12 sektorů v každé z 67 okresních jednotek), obdobně na úrovni krajů mezi 12 x 14 buňkami a na úrovni zemí mezi 12 x 2 buňkami

Nejvyšší nerovnoměrnost logicky pozorujeme na úrovni okresů, nejnižší naopak na úrovni zemí, přičemž všechny tři křivky mají obdobný průběh. Mezi lety 1980 a 2001 hodnota Theilova indexu významně vzrostla. Výrazný zlom ve vývoji pozorujeme opět mezi lety 1989 a 1992. V tomto krátkém období vzrostl Theilův index měřený na úrovni okresů o 61 % a v roce 2001 je již více než 2,5krát vyšší než na počátku sledovaného období. Ještě větší dynamiku vykazuje úroveň krajská a zemská. V těchto případech se v prvním zmíněném období index zdvojnásobil a roku 2001 dosahoval zhruba čtyřnásobku původní hodnoty.

Co nás však zajímá především, je alternativní koncept regionálních nerovnoměrností tj. určení relativního významu regionálních nerovnoměrností vzhledem k celkové diferenciaci. V tomto případě rozkládáme celkovou nerovnoměrnost dvojím způsobem, tedy jednak na mezi-regionální a vnitro-regionální (tj. mezi sektory uvnitř regionů) složky mzdové diferenciace, ale také analogicky na složky mezi-sektorovou a vnitro-sektorovou (tj. mezi regiony uvnitř sektorů). Zejména prvně zmíněný rozklad je pro naše potřeby zásadní, právě díky němu můžeme sledovat vývoj relativního významu regionální nerovnoměrnosti. Procentní podíly mezi-regionální a vnitro-regionálních složek pro jednotlivé měřítkové úrovně jsou zachyceny

v tabulce P.4 v příloze. Trend vývoje relativního významu regionální nerovnoměrnosti je pak dobře čitelný především z následujícího obrázku (obr. 4.15).

Obr. 4. 15 Celkový Theilův index rozložený na mezi-regionální a vnitro-regionální na třech měřítkových úrovních mezi lety 1989 a 2001



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Nejvyšší podíl mezi-regionální složky je sledován na okresní úrovni okresů (roku 2001 cca 63 %), nejnižší potom na úrovni Čech a Moravy (roku 2001 cca 13 %).¹⁵ V případě okresů není vývoj nijak dramatický, přesto již od roku 1992 tento podíl stoupá. Jediný pokles relativního významu mezi-regionální variability sledujeme mezi lety 1989 a 1992 a vysvětlujeme si ho nárazovou strukturální přeměnou jednotlivých regionálních ekonomik, ke které došlo v úvodních letech postkomunistické transformace.

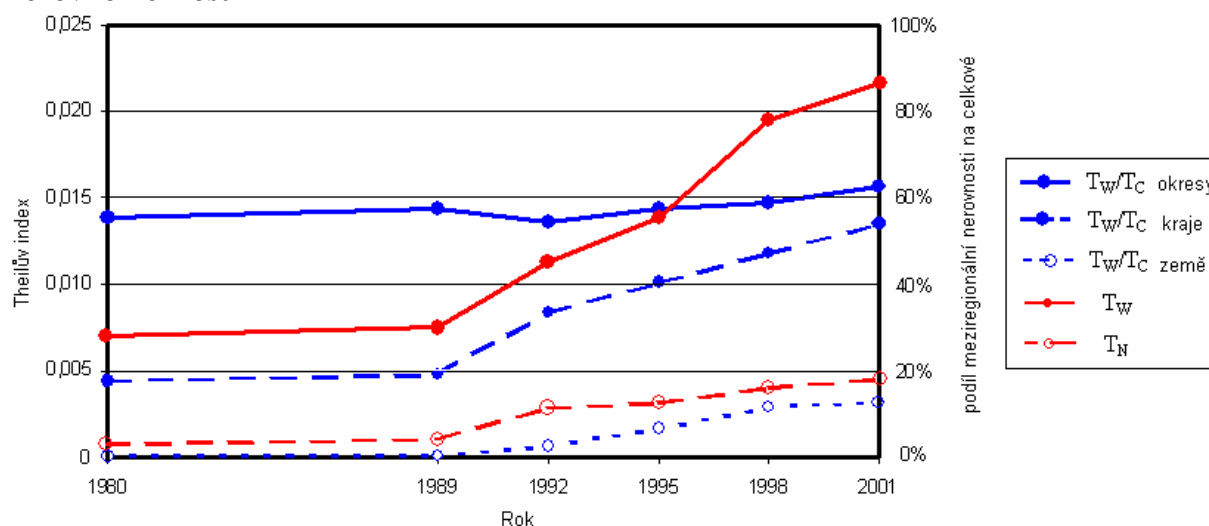
Oproti okresní úrovni sledujeme ve sledovaném období na úrovni krajů razantní nárůst mezi-regionální části nerovnoměrnosti. Od roku 1989 se tento podíl zvýšil o zhruba 180 %. I v ohledu k rozdílu mezi průměry Čech a Moravy se počínaje rokem 1992 začal podíl této nerovnoměrnosti na celkové diferenciaci rapidně zvyšovat a jde o nárůst zdaleka nejdynamičtější ze všech sledovaných úrovní. Z necelého procentního podílu (čili prakticky neexistujících mezi-regionálních rozdílů ve mzdách) se význam nerovnoměrností mezi-

¹⁵ Vcelku logicky působí úvaha, že čím větší a hruběji vymezené budou regionální jednotky, tím více poroste význam vnitro-regionální složky a význam relativní regionální nerovnosti bude klesat. Tento předpoklad bude platit vždy, když jsou tyto jednotky skladebné (jako v tomto případě).

průměrnou mzdou na Moravě a v Čechách vyhoupl až na téměř 13 % celkové mzdové diferenciaci!

Můžeme tedy konstatovat, že běžně používanými metodami byl zjištěn pouze prudký nárůst rozdílů mezi mikroregiony. Celkem očekávané je zjištění, že uvažováním vnitro-regionálních nerovnoměrností je odhalen větší díl společensko-ekonomické nerovnosti. Alternativní koncept relativních regionálních nerovností však odkryl další významnou tendenci ve vývoji společensko-ekonomické diferenciaci v průběhu postkomunistické transformace. Touto metodou bylo zjištěno, že rozdíly mezi regiony, čili geografická dimenze společensko-ekonomické diferenciaci, jsou ve vztahu k celkové nerovnoměrnosti stále důležitější. Laicky řečeno, výši mzdy stále více ovlivňuje to, kde pracuji. Přehledné srovnání nabízí následující graf na obr. 4.16 (všechny hodnoty jsou vyčísleny v tab. P.6 v příloách).

Obr. 4. 16 Srovnání mzdových nerovnoměrností pomocí tří konceptů regionálních nerovnoměrností



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: T_N = Theilův index nevážený počtem zaměstnanců (koncept 1), T_W = Theilův index vážený počtem zaměstnanců (koncept 2), T_W/T_C okresy = relativní regionální nerovnoměrnost na okresní úrovni, T_W/T_C kraje = relativní regionální nerovnoměrnost na krajské úrovni, T_W/T_C země = relativní regionální nerovnoměrnost na zemské úrovni (Praha, Morava) (koncept 3)

4.2.2 Příspěvky jednotlivých složek, regionů a sektorů k celkové mzdové diferenciaci

V následující části představíme blíže obě složky celkového Theilova indexu a také jejich dynamiku. Začneme s nerovnoměrnostmi uvnitř a mezi regiony. Dynamika diferenciacních procesů je zřetelně patrná z následující tabulky 4.4, která zobrazuje průměrné meziroční přírůstky v procentech mezi jednotlivými sledovanými obdobími. Jak se dalo předpokládat, mezi lety 1980 a 1989 se nerovnoměrnost téměř neměnila a nejdramatičtější změny se odehrály

ve zlomovém období 1989 až 1992; tyto hodnoty jsou v tabulce zvýrazněny zeleně. V tomto období se mezi-regionální diferenciace výrazně prohloubila především na úrovni zemí, hodnota Theilova indexu mezi Čechami a Moravou rostla každoročně průměrně o více než 140 %. Lze tak říci, že se zvyšuje význam makropolohy okresu (tento faktor v předchozích letech významný nebyl), což dále ověříme rozkladem Theilova indexu na jednotlivé měřítkové úrovně.

Tab. 4. 4 Průměrný meziroční nárůst mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu v procentech mezi lety 1980 a 2001

OKRESY	1980 - 1989	1989 - 1992	1992 - 1995	1995 - 1998	1998 - 2001
Mezi-regionální	0,772	14,908	6,912	12,100	3,562
Vnitro-regionální	-0,156	20,158	2,306	10,011	-1,768
KRAJE					
Mezi-regionální	1,434	56,150	12,758	17,084	11,180
Vnitro-regionální	0,261	21,048	2,066	7,181	1,200
ZEMĚ					
Mezi-regionální	4,014	143,621	41,551	31,528	8,526
Vnitro-regionální	0,628	30,887	1,233	6,266	5,115

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Od roku 1998 můžeme pozorovat určité „zklidnění“ vývoje regionálních rozdílů. Dynamika se snižuje a roku 2001 je průměrný meziroční přírůstek na nejnižší hladině od prvního sledovaného období. Připomeňme, že podobného zjištění bylo dosaženo také využitím příjmových statistik. Termín „zklidnění“ však musíme brát s rezervou. Nerovnoměrnosti totiž stále rostou poměrně svižným tempem, jsou ale o poznání omezenější v porovnání se změnami z počátků transformace. Hodnoty obou složek Theilova indexu mezi lety 1980 a 2001 jsou graficky vykresleny v přílohách na obr. P7.

Data za průměrné mzdy podle ekonomických sektorů umožňují mimo podchycení vlivu regionů také kvantifikaci vlivu jednotlivých sektorů. Dynamika růstu mezi-sektorové a vnitro-sektorové složky nerovnoměrnosti je zachycena v tabulce 4.5. Před rokem 1989 je patrný stabilizovaný vývoj s minimálními změnami, které se v průměrném meziročním růstu jen v jednom případě přehouply přes půlprocentní hranici. Není překvapivým zjištěním, že dramatický vývoj je zaznamenán opět v průběhu přelomového období z let 1989 až 1992. Mezi těmito lety se mezi-sektorová složka měnila v průměru o více než 30 % ročně. Vývoj mezi-sektorové složky se v dalších letech uklidnil, výrazné změny složky vnitro-sektorové však pokračovaly až do roku 1998. K uklidnění vývoje tohoto komponentu dochází až v posledním sledovaném období, kdy jsou změny jsou nejmenší od roku 1989.

Obecně se dá říci, že po překotných změnách struktury a rozsahu diferenciaci, které následovaly po roce 1989 se v posledních letech vývoj uklidnil a nová struktura se pravděpodobně začíná pomalu „usazovat“. Nerovnoměrnosti však nadále rostou.

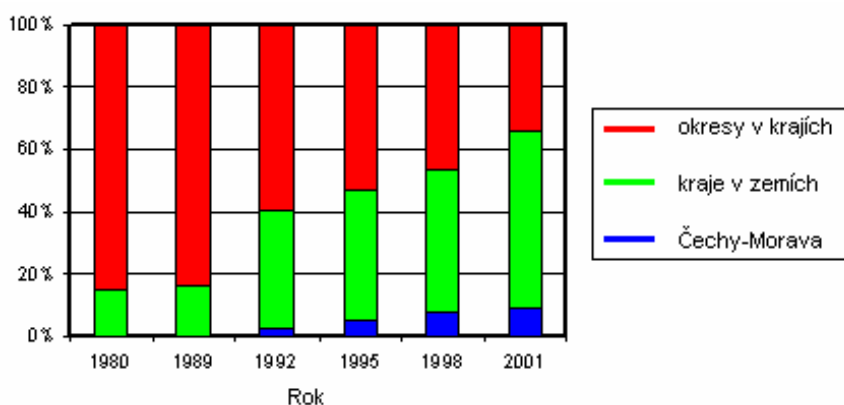
Tab. 4. 5 Průměrný meziroční nárůst mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu v procentech mezi lety 1980 a 2001

OKRESY	1980 - 1989	1989 - 1992	1992 - 1995	1995 - 1998	1998 - 2001
Mezi-sektorová	0,423	31,387	1,418	6,427	5,071
Vnitro-sektorová	0,344	10,082	7,171	13,924	-0,447
KRAJE					
Mezi-sektorová	0,423	31,387	1,418	6,427	5,071
Vnitro-sektorová	0,335	24,789	13,552	17,878	6,682
ZEMĚ					
Mezi-sektorová	0,423	31,387	1,418	6,427	5,071
Vnitro-sektorová	1,575	28,994	19,435	23,086	7,388

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Díky existenci dat v poměrně detailním regionálním rozvedení můžeme mzdovou diferenciaci měřit na více měřítkových úrovních. Následně můžeme určit, jak se tyto úrovně podílí na sociálně–geografické nerovnoměrnosti. Tento rozklad mimo jiné umožňuje pozorovat vývojový „přenos diferenciaci“ mezi jednotlivými okresy, kraji a zeměmi (tj. Čechy a Moravou). Výsledky tohoto rozkladu jsou zachyceny v grafu na obr. 4.7. Všechny hodnoty jsou zaznamenány v tabulce P.4 v příloze.

Obr. 4. 17 Hierarchický rozklad mezi-regionální složky Theilova indexu (mzdy podle sektorů) na tři měřítkové úrovně v letech 1980 až 2001



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Podle hypotézy, kterou jsme vyslovili v úvodu, se s prohlubující integrací do západoevropských struktur v Česku zvyrazňuje rozdíl mezi východní a západní částí. Toto však neplatí doslova, a to kvůli specifické pozici Prahy (což je dokázáno např. detailnějším rozkladem na krajské a okresní úrovni). Můžeme však říci, že nerovnoměrnost se přenáší na měřítkově vyšší úrovně (tj. klesá relativní význam rozdílů mezi mikroregiony uvnitř

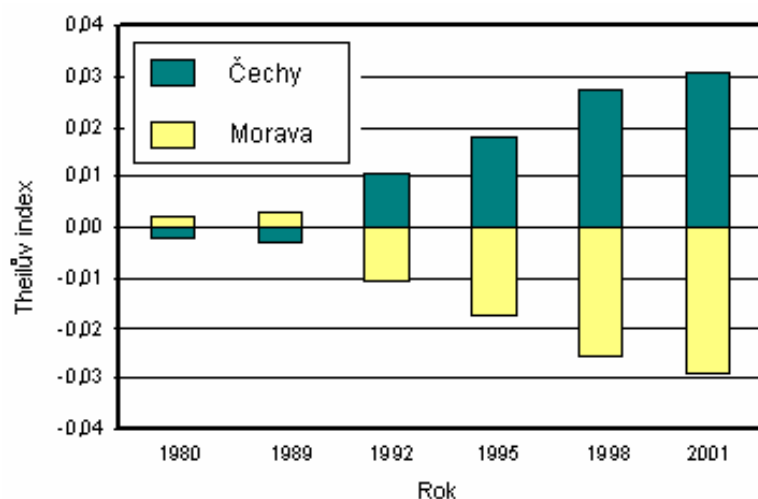
mezoregionů) a sílí význam makropolohy. Tento trend je patrný již od roku 1992, kdy můžeme z grafu odečíst výrazný pokles významu složky „okresy v krajích“. Zatímco v roce 1980 tato složka odpovídala zhruba za 85 % celkové nerovnoměrnosti, v roce 1992 to je 60 % a v roce 2001 již jen 33 %. Za tento vývoj však nese hlavní zodpovědnost především metropolitní areál hlavního města Prahy, který „táhne“ nahoru i podíl nerovnoměrnosti zemské úrovně. Podíl této úrovně se také zvýšil nejvíce. V letech před rokem 1989 rozdíly mezi Čechy a Moravou téměř neexistovaly, avšak v roce 2001 již tvořily tyto rozdíly zhruba 9 % celkové nerovnoměrnosti.

V další části této kapitoly se blíže podíváme, jak jsou jednotlivé složky celkové nerovnoměrnosti tvořeny z hlediska příspěvků regionů na jednotlivých úrovních, ale také ekonomických sektorů.

Úroveň zemí (Čechy a Morava)

Příspěvky Čech a Moravy jsou zachyceny v následujícím obr. 4.18. Na tomto grafu je možné mimo jiné opět sledovat razantní vzestup nerovnoměrnosti na měřítkové úrovni zemí po roce 1989. Je také zajímavé, že v letech 1980 a 1989 měla silnější pozici Morava (hodnoty se nachází v kladných číslech – tzn. nad celorepublikovým průměrem), což však již roku 1992 zdaleka neplatí a především díky Praze dominují Čechy, a to stále jednoznačněji.

Obr. 4. 18 Příspěvky mezi-regionální složky Theilova indexu k mzdové nerovnoměrnosti na úrovni zemí mezi lety 1980 a 2001



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Výraznější změny jsou pozorovatelné v příspěvcích jednotlivých sektorů ekonomiky. Po období centrálně plánované ekonomiky, kdy byly rozdíly ve mzdách v jednotlivých odvětvích utvářeny do značné míry uměle „politicky“ (resp. byly spíše nivelizovány), se situace po roce

1989 podstatně změnila. Oproti průměru nejvíce pokleslo zemědělství, průmysl a doprava. Zlepšila se pozice služeb, největší nárůst byl zaznamenán v obchodu a zásobování a ve finančním sektoru. Změnu pořadí s ohledem k průměrné mzdě v daném sektoru a výši příspěvku k mezi-sektorové složce Theilova indexu prezentuje tabulka 4.6.

Tab. 4. 6 Proměna pořadí jednotlivých odvětví podle výše průměrné mzdy a podle příspěvku na hodnotě mezi-sektorové složky Theilova indexu na úrovni zemí mezi lety 1989 a 2001

SEKTOR EKONOMIKY	průměrná mzda	příspěvek k Theilově indexu
Doprava, skladování, pošty a telekom.	-1	1
Nemovitosti, výzkum, vývoj, obch. služby	4	5
Obchod, opravy mot. voz. a spotřeb. zboží	6	8
Ostatní veřejné sociální a osobní služby	2	2
Peněžnictví a pojišťovnictví	6	4
Pohostinství a ubytování	0	-1
Průmysl	-2	-7
Stavebnictví	-5	-4
Školství	0	-2
Veřejná správa, obrana, sociální pojištění	-1	-1
Zdravotnictví, veterinární a sociální činnosti	0	-1
Zemědělství, lesnictví a rybolov	-9	-4

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Po roce 1989 se taktéž výrazně proměnilo pořadí jednotlivých sektorů podle jejich významu na tvorbě hodnoty Theilova indexu (ve výpočtech zde nepočítám s rokem 1980, protože rozdíly mezi roky 1980 a 1989 jsou minimální). Výmluvných výsledků dosáhneme, když provedeme korelaci pořadí sektorů podle tohoto významu (viz tab. 4.7). Je poměrně logické, že korelace pořadí sektorů podle výše jejich příspěvku k mezi-sektorové nerovnosti klesá s délkou sledovaného období. Korelace mezi pořadím sektorů v roce 1989 a 2001 je již nevýznamná a dosahuje hodnoty 0,308. Signifikantní je pořadí sektorů z roku 1989 pouze ve srovnání s dvěma následujícími obdobími, čili do roku 1995. Od tohoto roku je pořadí sektorů podle výše jejich příspěvků k mezi-regionální části Theilova indexu poměrně stabilní a až do roku 2001 hodnota korelačního koeficientu přesahuje vždy hodnotu 0,8 a vždy je signifikantní na 99procentní hladině významnosti.

Tab. 4. 7 Korelace pořadí (Spearmanův koeficient) sektorů ekonomiky podle významu na tvorbě Theilova indexu na úrovni zemí mezi lety 1989 a 2001

	1989	1992	1995	1998	2001
1989	1	0,797**	0,615*	0,552	0,308
sig.	x	0,002	0,033	0,063	0,331
1992	0,797**	1	0,860**	0,748**	0,552
sig.	0,002	x	0,000	0,005	0,063
1995	0,615*	0,860**	1	0,867**	0,818**
sig.	0,033	0,000	x	0,000	0,001
1998	0,552	0,748**	0,867**	1	0,895**
sig.	0,063	0,005	0,000	x	0,000
2001	0,308	0,552	0,818**	0,895**	1
sig.	0,331	0,063	0,001	0,000	x

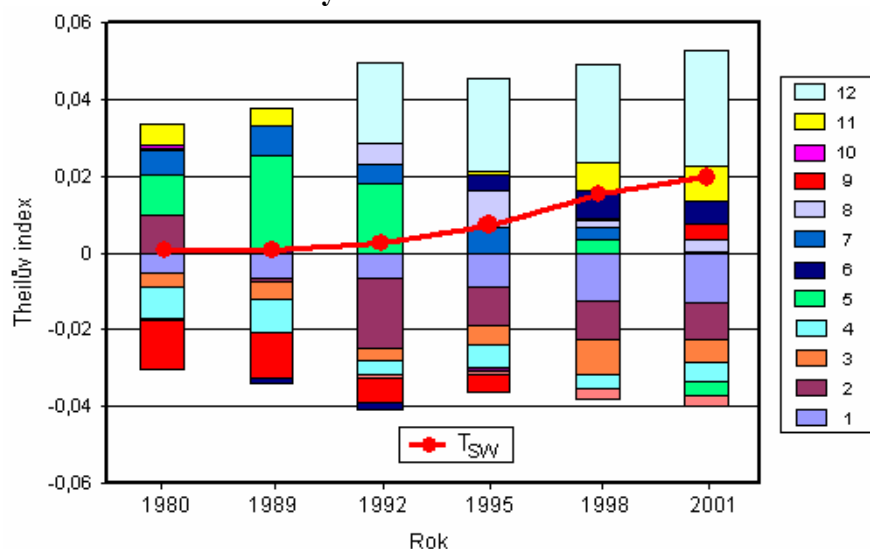
zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

poznámka: sig. = signifikance; * = korelace je signifikantní na 95procentní hladině významnosti; ** = korelace je signifikantní na 99procentní hladině významnosti

Na bližší vývoj struktury mezi-sektorové složky Theilova indexu je poukázáno na obr. 4.19, grafem je proložena také křivka hodnoty mezi-sektorové složky. Na první pohled je zřejmé, proč byly korelace pozdějších let s rokem 1989 let tak nízké. Po tomto roce se totiž naprosto proměnila struktura a významnost jednotlivých sektorů na tvorbě Theilova indexu, resp. jeho mezi-sektorové složky. Nejvýznamnějším sektorem v roce 1989 byl sektor průmyslu (v grafu č. 5). Jeho význam postupem let upadá, což je však také do jisté míry způsobeno tím, že neexistují data za detailnější členění tohoto sektoru a progresivnější odvětví, která by k nerovnoměrnosti přispívala významněji, jsou skryty. Další podstatnou změnou je pozice zemědělství (č. 2). Před rokem 1989 hrál tento sektor v tvorbě nerovnoměrnosti menší úlohu a jeho příspěvek se povětšinou nacházel v kladných hodnotách znamenajících nadprůměrné mzdové ohodnocení. Po roce 1989 platí opak. Zemědělství je pro celkovou nerovnoměrnost důležitější a pohybuje se výhradně pod průměrem průměrné celorepublikové mzdy.

Tou nejpodstatnější změnou však zůstává vývoj sektoru peněžnictví a pojišťovnictví (č. 12). Podíl peněžnictví a pojišťovnictví není v letech 1980 a 1989 pozorovatelný. V těchto letech má takřka nulovou hodnotou, která značí minimální dopad na mezi-sektorovou nerovnoměrnost. V roce 1992 je však situace opačná. Od tohoto roku je peněžnictví a pojišťovnictví naprosto dominantní a jeho význam se do roku 2001 nadále posiluje.

Z obrázku 4.19 je jasně patrné, jakým bouřlivým vývojem prošla struktura české ekonomiky v porevolučních letech. Tuto problematiku by bylo možno sledovat detailněji, nám šlo však především o postižení změny vůdčích nositelů diferenciaci a změny směřování nerovnoměrnosti.

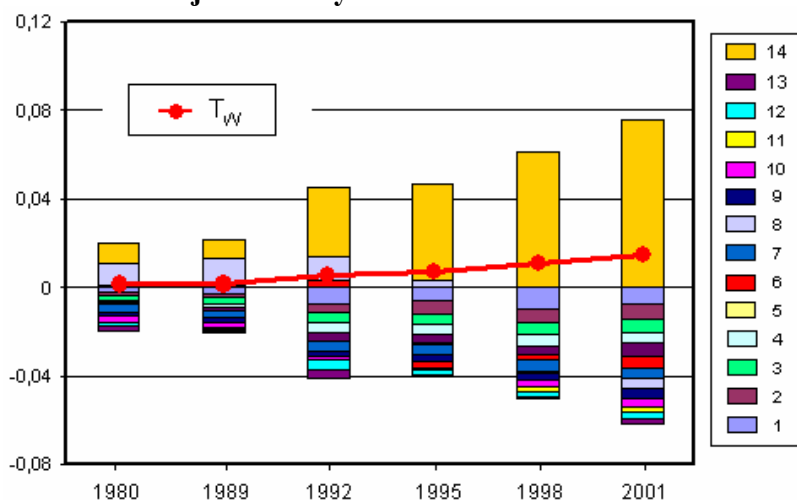
Obr. 4. 19 Příspěvky k mezi-sektorové složce Theilova indexu mzdové nerovnoměrnosti na úrovni zemí mezi lety 1980 – 2001

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: 1= školství; 2= zemědělství, lesnictví, rybolov; 3= zdravotnictví, veterinářství, sociální péče; 4= ostatní veřejné a sociální služby; 5= průmysl; 6= pohostinství a ubytování; 7= stavebnictví; 8= veřejná správa, obrana; 9= obchod, opravy motorových vozidel a spotřebního zboží; 10= nemovitosti, výzkum a vývoj, obchodní služby; 11= doprava, skladování, pošta a telekomunikace; 12= peněžnictví a pojišťovnictví; T_{SW} = mezi-sektorový Theil vážený

Úroveň krajů

Další sledovanou měřítkovou úrovní jsou kraje. Kraje byly vymezeny podle současné krajské regionalizace a data za roky před touto regionalizací musela být přepočtena podle stávajícího vymezení krajů. Podívejme se na podrobnější skladbu mezi-krajské mzdové nerovnoměrnosti, která je graficky znázorněna na následujícím 4.20.

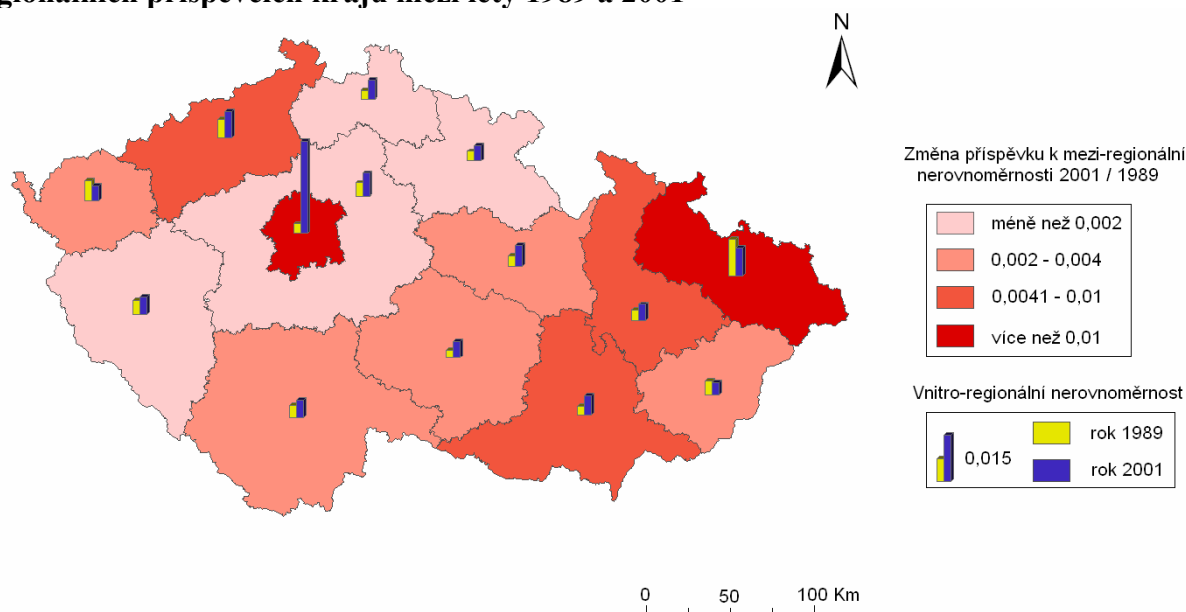
Obr. 4. 20 Příspěvky mezi-regionální složky k Theilovu indexu mzdové nerovnoměrnosti na úrovni krajů mezi lety 1980 – 2001

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: 1=kraj Jihomoravský; 2=Olomoucký; 3=Vysočina; 4=Pardubický; 5=Zlínský; 6=Ústecký; 7=Královéhradecký; 8=Moravskoslezský; 9=Jihočeský; 10=Liberecký; 11=Karlovarský; 12=Středočeský; 13=Plzeňský; 14=Praha, T_W = mezi-regionální Theil vážený

Tato metoda dovoluje odhalit „vítězné a poražené“ regiony v průběhu postkomunistické transformace. V tomto smyslu má transformace jediného vítěze, a to metropolitní území hlavního města Prahy (v grafu č. 14). Od roku 1998 se příspěvky všech ostatních krajů nacházejí v záporných číslech, což značí, že žádný z krajů není schopen překonat průměrné finanční ohodnocení zaměstnanců, které je nastaveno velmi vysoko právě díky Praze. V letech před rokem 1989 měla Praha také zásadní význam pro mezi-krajskou diferenciaci, ale byla zastíněna Moravskoslezským krajem (č. 8). Po změně sektorových preferencí roku 1990 se také příspěvek Moravskoslezského kraje propadl do záporných hodnot. Obecně lze pozorovat propad tradičních těžebních regionů (Moravskoslezský, Ústecký kraj – č. 6), což je však lépe patrné na okresní úrovni. Za nejméně úspěšné kraje postkomunistické transformace lze prohlásit kraje s největšími zápornými příspěvky k mezi-krajské složce Theilova indexu. Mezi tyto kraje stabilně patří kraj Jihomoravský (č. 1), Olomoucký (č. 2) a Vysočina (č. 3).

Obr. 4. 21 Kartogram a kartodiagram vyjadřující změny v mezi-regionálních a vnitro-regionálních příspěvcích krajů mezi lety 1989 a 2001



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní nákres

pozn.: změna příspěvku vyjadřuje (absolutní hodnotou) rozdíl mezi hodnotou příspěvku v roce 2001 a 1989. Pouze Praha měla v obou sledovaných letech kladný příspěvek, u ostatních krajů se pohybujeme v záporných hodnotách, u krajů Ústeckého a Moravskoslezského z hodnoty kladné na hodnotu zápornou

Na obrázku 4.21 je zachycena změna příspěvků (mezi roky 2001 a 1989) k mezi-regionální nerovnoměrnosti podle jednotlivých krajů. Ačkoliv, jak ukázal předcházející obr. 4.20, se příspěvky všech krajů s výjimkou Prahy postupně dostaly do záporných čísel, zvyšovala se jejich absolutní změna, nejdramatičtěji v případě Moravskoslezského kraje. Příspěvek pražského metropolitního území se pak zvýšil o hodnotu 0,007, což je více než součet

absolutních hodnot změn ve všech ostatních krajích. Kartodiagramem je zachycena také změna vnitro-regionální nerovnoměrnosti mezi lety 1989 a 2001. Ta se ve většině krajů Česka zvýšila, nejvíce opět v Praze, a to velmi výrazně. Pouze v Karlovarském a Moravskoslezském kraji došlo ke snížení vnitro-regionální diferenciace.

Abychom mohli porovnat změny v příspěvcích k mezi-regionálním rozdílům, v níže uvedené tabulce 4.8 sledujeme kraje podle jejich podílu na mezi-regionální složce nerovnoměrnosti. Kraje jsou řazeny podle výše záporného příspěvku v roce 2001. Lze tudíž říci, že poražení se nacházejí v horní polovině tabulky, vítězové ve spodní části tabulky. Největší „ústup ze slávy“ zaznamenal kraj Moravskoslezský a Ústecký, které se dříve společně s Prahou jako jediné nacházely nad průměrem Česka.

Tab. 4. 8 Podíly na mezi-regionální složce mzdové nerovnoměrnosti na úrovni krajů mezi lety 1980 a 2001

KRAJ	1980	1989	1992	1995	1998	2001
JIHOMORAVSKÝ	-4,12	-5,52	-8,30	-6,43	-8,77	-5,18
OLOMOUCKÝ	-4,50	-4,69	-4,68	-6,82	-5,35	-4,99
VYSOČINA	-5,97	-6,02	-5,76	-6,02	-5,20	-4,28
PARDUBICKÝ	-1,13	-4,94	-4,76	-5,56	-4,10	-4,04
ZLÍNSKÝ	-4,35	-3,24	-5,38	-4,24	-3,70	-3,91
ÚSTECKÝ	1,54	2,90	4,13	-0,63	-2,46	-3,79
KRÁLOVÉHRADECKÝ	-7,67	-7,90	-4,27	-5,00	-4,20	-3,76
MORAVSKOSLEZSKÝ	25,66	26,96	12,51	3,55	-0,61	-3,30
JIHOČESKÝ	-4,95	-4,74	-2,91	-3,76	-3,01	-3,18
LIBERECKÝ	-6,27	-5,52	-1,68	-3,34	-2,49	-2,33
KARLOVARSKÝ	-2,00	-0,93	-0,36	-1,35	-2,26	-2,15
STŘEDOČESKÝ	-2,88	-2,69	-5,00	-1,96	-1,48	-2,07
PLZEŇSKÝ	-4,83	-2,39	-4,23	-1,14	-1,67	-1,80
PRAHA	24,15	21,54	36,02	50,20	54,69	55,23

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: záporná procenta znamenají záporný příspěvek k mezi-regionálnímu Theilovu indexu, kladná čísla – ta jsou zvýrazněna zeleně – naopak příspěvek kladný

Dále se podíváme, jak vypadá diferenciace uvnitř jednotlivých sektorů (tzn. uvnitř sektorů mezi regiony resp. regionální variabilita mezd v jednotlivých sektorech). V tabulce 4.9 jsou znázorněny jednotlivé sektory a hodnota vnitro-sektorové složky Theilova indexu v letech 1989 a 2001. Nejvíce se prohloubily rozdíly ve mzdách mezi kraji v rámci obchodu a sektoru peněžnictví a pojišťovnictví. Je logické, že sektory, ve kterých výši platu reguluje významně stát a jsou na území Česka zastoupeny víceméně rovnoměrně (veřejná správa, školství, zdravotnictví), mají v regionech Česka podobné ohodnocení. Přesto je poměrně neočekávaná skutečnost, že se rozdíly ve mzdách uvnitř sektoru veřejné správy a školství mezi kraji dokonce snížily. Naopak odměny v sektoru peněžnictví a pojišťovnictví či obchodu závisí na povaze konkrétního podniku (ústředí x pobočka, obchodní centrum x prodejna atp.) a jsou přímo

odvislé od polohy regionu (zde především dominuje Praha). Téměř nulovou změnu vykázal sektor průmyslu, což je však do značné míry dáno jeho velikou heterogenitou a nejsou tudíž postiženy podle našeho mínění významné změny uvnitř tohoto sektoru.

Tab. 4. 9 Hodnota vnitro-sektorové složky Theilova indexu na úrovni krajů v letech 1989 a 2001 a změna mezi těmito roky

	1989	2001	2001-1989
VEŘ. SPRÁVA	0,0183	0,0062	-0,0122
ŠKOLSTVÍ	0,0014	0,0010	-0,0003
ZEMĚDĚLSTVÍ	0,0003	0,0007	0,0004
ZDRAVOTNICTVÍ	0,0006	0,0021	0,0016
PRŮMYSL	0,0032	0,0071	0,0039
STAVEBNICTVÍ	0,0007	0,0105	0,0098
OSTATNÍ VEŘ. SLUŽBY	0,0067	0,0181	0,0114
DOPRAVA	0,0004	0,0169	0,0164
POHOSTINSTVÍ	0,0026	0,0291	0,0265
NEMOVITOSTI	0,0020	0,0349	0,0329
PENĚŽNICTVÍ	0,0020	0,0375	0,0355
OBCHOD	0,0025	0,0449	0,0424

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: vnitro-sektorová složka odpovídá mezi-krajským nerovnoměrnostem ve mzdách v daném sektoru

Úroveň okresů

Nejdetailejší úrovní, na které se můžeme – při hodnocení nerovnoměrností prostřednictvím průměrných mezd zaměstnanců podle sektorů – pohybovat, je úroveň okresní. Níže uvedené tabulky (4.10 a 4.11) zachycují regiony s nejvýznamnějšími příspěvky.

Změna vůdčích okresů (s nejvyššími příspěvky) dokumentuje výrazné strukturální změny v ekonomice po roce 1989. Zatímco v osmdesátých letech je patrná převaha okresů s převládajícím těžebním průmyslem (Ostravsko, Mostecko, Kladensko, Sokolovsko), počínaje rokem 1992 se začínají prosazovat metropolitní areály, ve kterých se soustředí progresivnější sektory. Ostravské metropolitní území bylo již roku 1992 vystřídáno Prahou. Všechny dříve úspěšné okresy se začínají propadat a roku 1998 již v prvních pěti okresech podle výše kladného příspěvku nenajdeme ani jeden okres s tradičním těžebním průmyslem. V průběhu let si naopak, mimo Prahu, polepšil okres Mladé Boleslavi, založený na úspěšném automobilovém průmyslu. Začínají se prosazovat také větší česká města Plzeň a České Budějovice a v roce 2001 také Brno. Výše příspěvků se změnila především na čele, Praha zaznamenala více než sedminásobný růst svého příspěvku. Tabulka zobrazující nejvyšší příspěvky k mezi-okresní složce Theilova indexu poukazuje také na hlavní poražené okresy v průběhu postkomunistické

transformace. V souladu s výsledky za mezi-krajskou nerovnoměrnost se v posledních sledovaných letech jedná povětšinou o jihomoravské a olomoucké okresy.

Tab. 4. 10 Pět nejvýznamnější okresů podle příspěvků k mezi-regionální části Theilova indexu z obou polů mezi lety 1980 – 2001

ROK	MAX 1	MAX 2	MAX 3	MAX 4	MAX 5
1980	OSTRAVSKO 0,0122	PRAHA 0,0103	MOST+CHOMUTOV 0,0017	Kladno 0,0011	PLZEŇ 0,0008
1989	OSTRAVSKO 0,0140	PRAHA 0,0100	MOST+CHOMUTOV 0,0019	Kladno 0,0015	Sokolov 0,0008
1992	PRAHA 0,0317	OSTRAVSKO 0,0143	MOST+CHOMUTOV 0,0039	ÚSTÍ+TEPLICE 0,0014	Sokolov 0,0011
1995	PRAHA 0,0447	OSTRAVSKO 0,0083	PLZEŇ 0,0021	Mladá Boleslav 0,0016	MOST+CHOMUTOV 0,0013
1998	PRAHA 0,0624	OSTRAVSKO 0,0051	Mladá Boleslav 0,0028	PLZEŇ 0,0013	České Budějovice 0,0012
2001	PRAHA 0,0771	Mladá Boleslav 0,0027	BRNO 0,0012	PLZEŇ 0,0009	České Budějovice 0,0008

ROK	MIN 1	MIN 2	MIN 3	MIN 4	MIN 5
1980	JABLONEC+LIBEREC -0,0014	Náchod -0,0008	Trutnov -0,0008	Děčín -0,0007	Karlovy Vary -0,0007
1989	JABLONEC+LIBEREC -0,0013	Náchod -0,0008	Jičín -0,0008	Karlovy Vary -0,0008	Opava -0,0007
1992	Znojmo -0,0015	Vsetín -0,0014	BRNO -0,0014	Uherské Hradiště -0,0013	Ústí nad Orlicí -0,0013
1995	Ústí nad Orlicí -0,0020	JABLONEC+LIBEREC -0,0017	Svitavy -0,0014	Olomouc -0,0014	Nový Jičín -0,0014
1998	Blansko -0,0035	Šumperk -0,0021	Hodonín -0,0016	Uherské Hradiště -0,0016	Bruntál -0,0016
2001	Šumperk -0,0024	Hodonín -0,0019	Uherské Hradiště -0,0019	Ústí nad Orlicí -0,0018	Opava -0,0018

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: velkými písmeny jsou znázorněna metropolitní území, skládající se z více než jednoho okresu (bližší viz metodika)

Tab. 4. 11 Příspěvky k Theilovu indexu mezi-okresní mzdové diferenciace (v procentech) u vybraných okresů

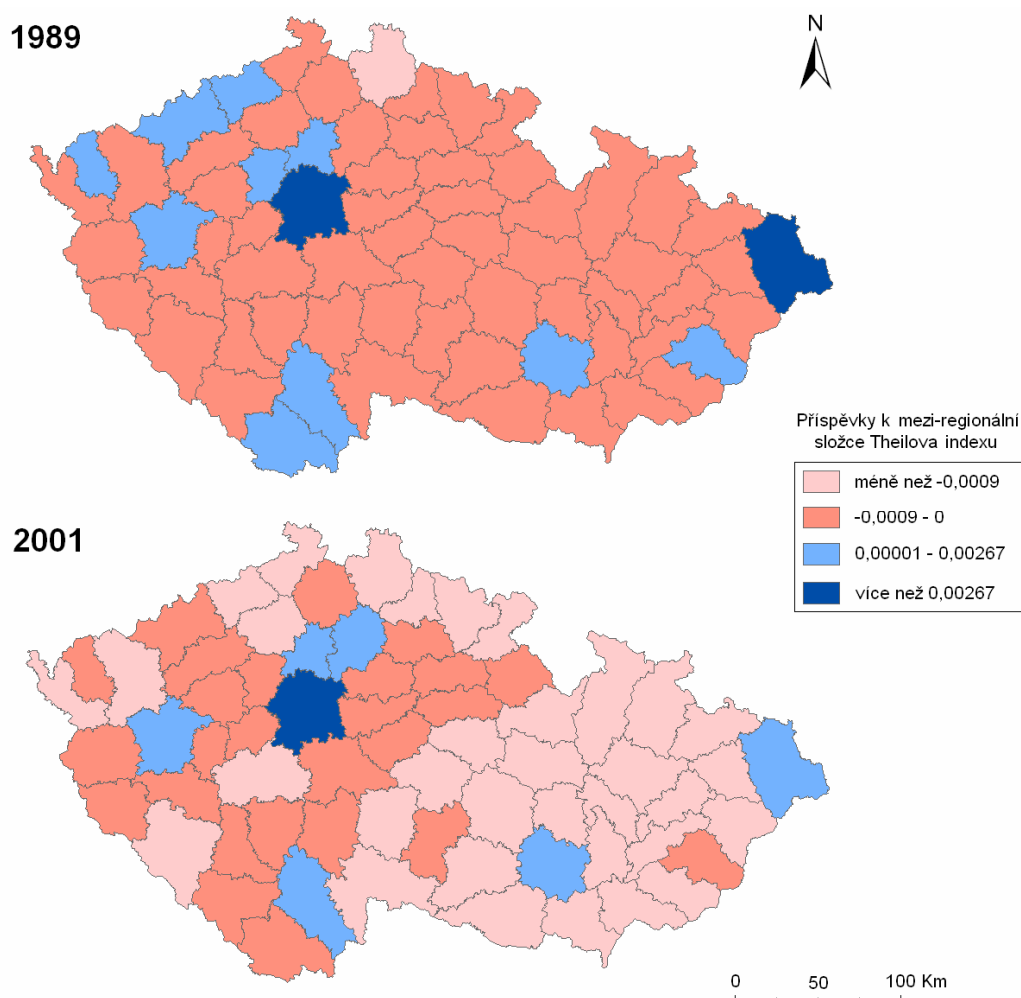
	1980	1989	1992	1995	1998	2001
OSTRAVSKO	24,89	25,97	14,51	7,72	3,90	0,57
PRAHA	20,91	18,47	32,15	41,57	47,59	52,86
MOST+CHOMUTOV	3,36	3,45	3,93	1,17	0,62	-0,40
Kladno	2,18	2,77	-1,04	0,26	-0,07	-0,23
ÚSTÍ+TEPLICE	1,12	1,47	1,44	0,56	-0,44	-0,80
Sokolov	1,03	1,52	1,10	0,32	-0,24	-0,45

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: záporná hodnota znamená, že tento okres přispívá zápornou hodnotou

V tabulce 4.11 je dobře viditelná změna vůdčích okresů. Od počátku devadesátých let pozorujeme ústup okresů s převládající těžbou (nejzřetelněji se tento fakt projevil na metropolitním území Ostravska) a zvyšující se dominanci metropolitního území hlavního města Prahy.

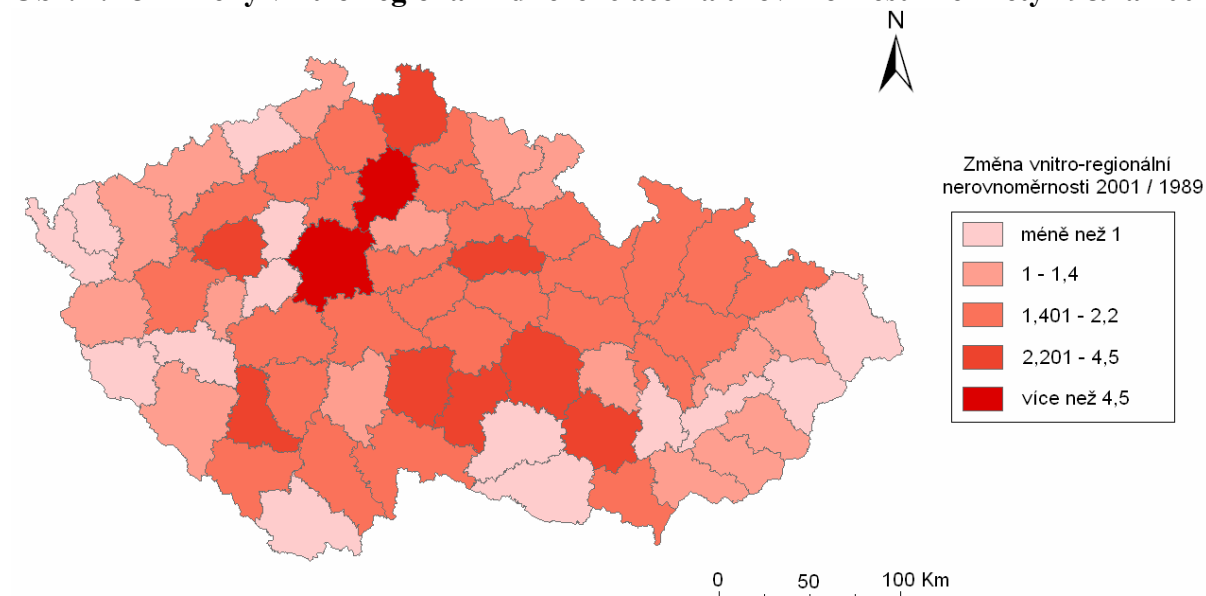
Obr. 4. 22 Příspěvky okresů k mezi-regionální složce Theilova indexu v letech 1989 a 2001



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní nákres

Na obrázku 4.22 jsou zobrazeny příspěvky okresů k mezi-regionální složce nerovnoměrnosti, a to ve dvou časových průřezích, v letech 1989 a 2001. Odstíny modré barvy je vyjádřen kladný příspěvek k mezi-okresní mzdové diferenciaci, odstíny červené barvy příspěvek záporný. Znovu je zřetelně patrný relativní pokles mezd v tradičních těžebních regionech (Ostravsko, Chomutovsko, Sokolovsko). Vůdčí role Prahy se sice nezměnila, ale značně posílila. Kladný příspěvek mají dlouhodobě také metropolitní areály Plzně, Brna, Českých Budějovic a poměrně překvapivě také okres Mělník. V roce 2001 se nad průměr vyhoupl také okres Mladá Boleslav.

Obr. 4. 23 Změny vnitro-regionální diferenciace na úrovni okresů mezi lety 1989 a 2001



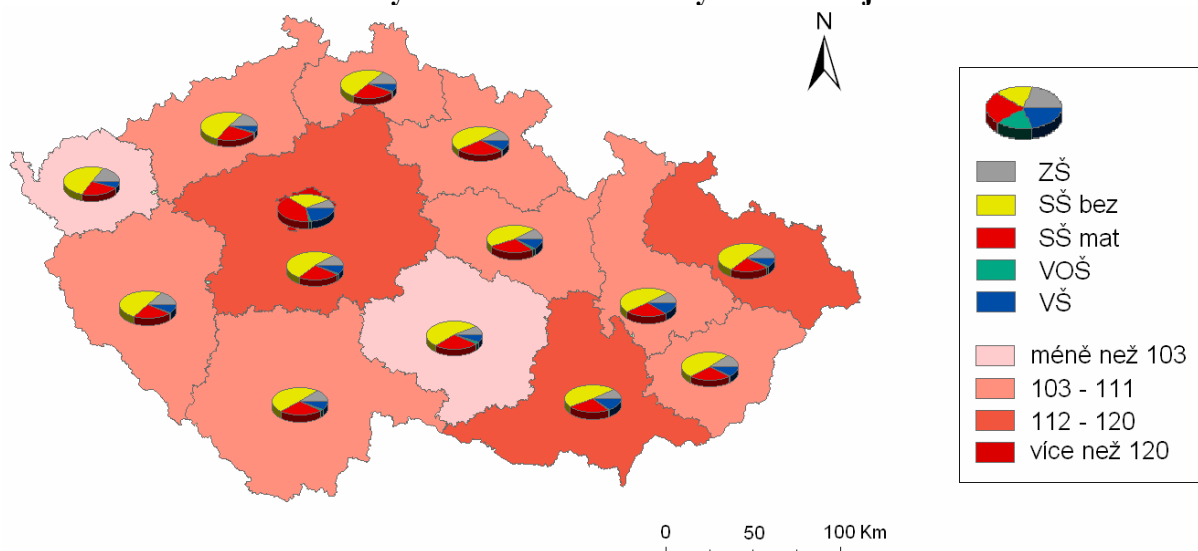
zdroj: viz statistické zdroje, vlastní nákres

Na dalším kartogramu (obr. 4.23) jsou zachyceny změny vnitro-okresní mzdové diferenciace mezi sektory a lety 1989 a 2001. U okresů znázorněných nejsvětlejším odstínem došlo mezi těmito lety k poklesu vnitro-regionální diferenciace. U větší části okresů však došlo k prohloubení diferenciace a u mnoha z nich velmi podstatně. Největší nárůst pozorujeme v Praze a v okrese Mladá Boleslav. Je zajímavé, že existuje řada okresů, v nichž rozdíly mezi mzdami v jednotlivých sektorech v období 1989-2001 poklesly.

4.2 Diferenciace podle průměrných hodinových mezd a dosaženého vzdělání

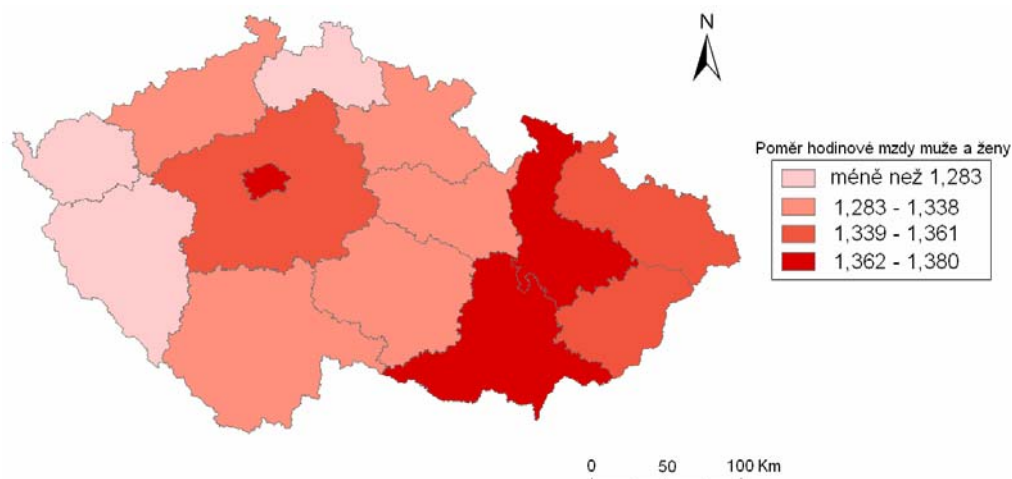
Posledním studovaným ukazatelem je šetření „Regionální statistika cen práce“ (RSCP). Výsledky jsou bohužel pouze v rozmezí let 2001 a 2005, a to protože v regionálním členění započalo šetření až s vymezením VÚSC (resp. nových krajů) v roce 2000. Chybí tak dlouhodobé srovnání a berme tedy tento ukazatel jako doplňkový, nicméně vhodný k dokreslení aktuálního vývoje. Navíc zde poukazujeme na vzdělanostní aspekt regionálně-ekonomické diferenciace, neboť v této kapitole jsou sledovány průměrné hodinové výdělky v jednotlivých krajích Česka, přičemž vnitro-krajská diferenciace je zde odvozována jednak od rozdílů mezi skupinami definovanými stupněm dosaženého vzdělání a doplňkově i pohlavím. Dříve než se dostaneme k nerovnoměrnostem, podívejme se na průměrné hodnoty hodinové mzdy a vzdělanostní strukturu v jednotlivých krajích Česka, které jsou graficky vyjádřeny v následujícím obrázku 4.24.

Obr. 4. 24 Průměrné hodnoty hrubé hodinové mzdy v Kč v krajích k 31.12. 2005



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Jak je z obrázku zřejmé, Praha opět velmi výrazně dominuje a převyšuje nejslabší region (Karlovarský kraj, 100 Kč/h) o více než 60 % (160,5 Kč/h). Mírně nad průměr vyčnívá ještě kraj Středočeský, Jihomoravský a Moravskoslezský. Dále jsou na obr. 4.24 zachyceny skupiny obyvatel podle nejvyššího dokončeného vzdělání. Těchto skupin je v každém ze čtrnácti krajů pět (základní+nedokončené, střední bez maturity, střední s maturitou, VOŠ+Bc., vysokoškolské). Podívejme se, jaké je zastoupení těchto skupin v krajích v roce 2005 a porovnejme vzdělanostní složení obyvatel s hodinovou cenou práce. Jak je vidět, regionální variabilita nejvyššího dosaženého vzdělání není příliš vysoká, výrazněji se vymyká pouze Praha.

Obr. 4. 25 Poměry průměrných hodinových mezd mužů a žen v krajích v roce 2005

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Doplňující statistikou je porovnání cen práce dvou skupin obyvatel, mužů a žen. Poměr průměrné hodinové mzdy muže a ženy v jednotlivých krajích je znázorněn na obr. 4.25. Obecně lze říci, že vyrovnanější jsou hodinové mzdy mužů a žen v Čechách. Výjimkou je Praha, kde je tento rozdíl naopak nejvyšší a hodinová mzda muže je téměř 1,4krát vyšší než hodinová mzda ženy. Nejmenší rozdíly naopak pozorujeme v kraji Karlovarském, Plzeňském a Libereckém.

4.2.1 Srovnání tří konceptů regionálních nerovnoměrností v hodinových mzdách

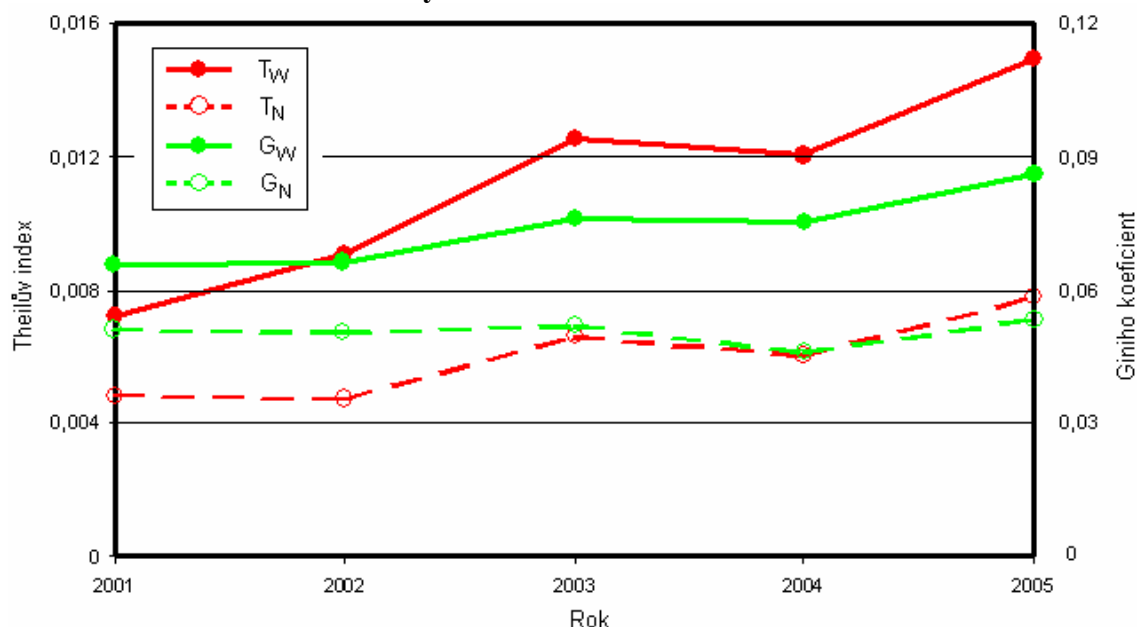
V této kapitole srovnáme zjištěné míry diferenciaci dosažené za pomoci tří odlišných konceptů postižení regionálních nerovnoměrností. Stejně jako v případě příjmů a mezd zaměstnanců podle sektorů se jedná o analýzu vážených i nevážených průměrných hodnot a určení relativního významu regionálních nerovnoměrností vzhledem k diferenciaci celkové. Posléze bude opět detailněji rozložen Theilův index a budou hledány další souvislosti.

Rozdíly mezi regiony podle hodnot průměrných hodinových mezd jsou vyjádřeny Giniho koeficientem a Theilovým indexem na nadcházejícím obr. 4.26. Oba koeficienty nerovnoměrnosti vážené počtem zaměstnanců vykazují stoupající tendenci. Giniho koeficient dosahuje vyšších hodnot, tendence jsou však shodné. Hodnoty těchto koeficientů jsou i v případě hodinových mezd pravděpodobně velmi silně ovlivněny Prahou. Důvody jsou obdobné jako v případě průměrných mezd, proto je na tomto místě nebudeme blíže rozebírat.

Koeficienty nezohledňující populační váhy mají také mírně stoupající tendenci, výjimkou je pouze období mezi roky 2003 a 2004. Vztah křivek nerovnoměrností vážených a nevážených

počtem pracovníků vypovídá, stejně jako v případě průměrných mezd a nárůstu o průměrných příjmů, o větší důležitosti populační složky (počtu pracovníků).¹⁶

Obr. 4. 26 Theilovy a Giniho koeficientu mzdové nerovnoměrnosti vzhledem ke stupni dokončeného vzdělání mezi lety 2001 a 2005

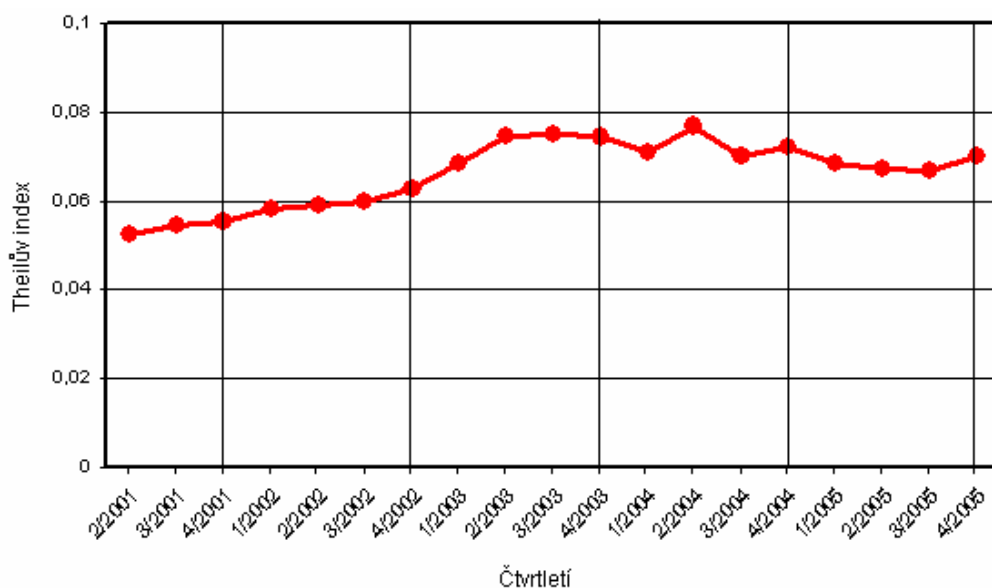


zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: T_N = Theil nevážený, G_N = Gini nevážený, T_W = Theil vážený, G_W = Gini vážený

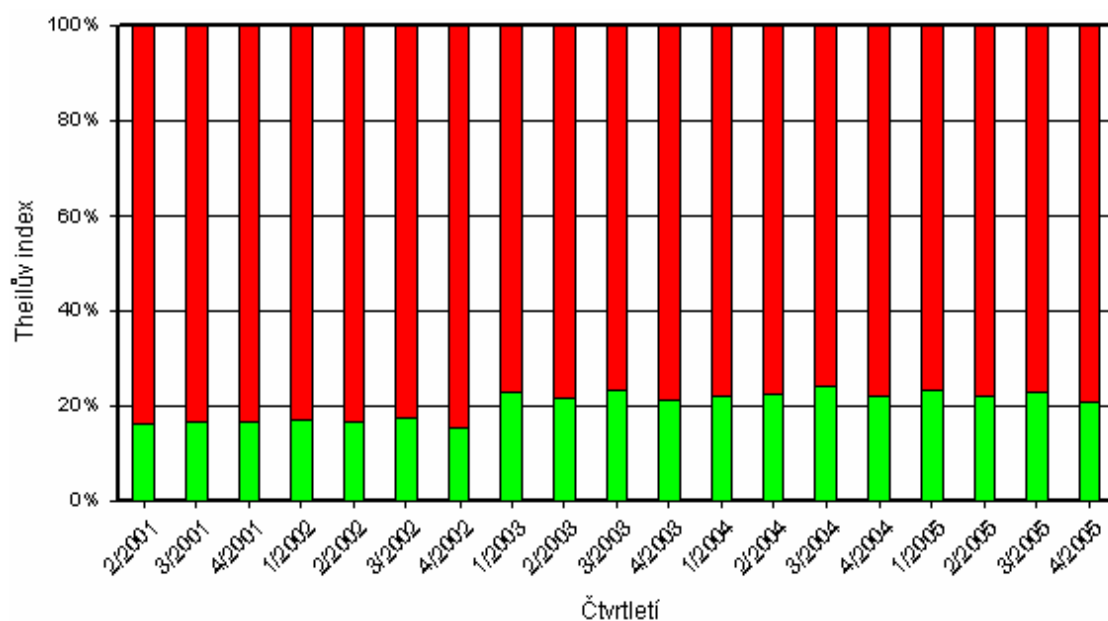
Dříve než se pustíme do hodnocení samotného relativního významu regionálních rozdílů, načrtněme si vývoj celkové hodnoty Theilova indexu. Výsledky sledující diferenciaci mezi vzdělanostními skupinami jsou zobrazeny na obr. 4.27. Až do poloviny roku 2003 dochází ke zvyšování celkové nerovnoměrnosti. Od tohoto roku hodnota indexu nepravidelně klesá a nyní (4/2005) má hodnotu přibližně 0,07.

¹⁶ Je však nutné mít na paměti, že počty pracovníků se v šetření RSCP výrazně liší od počtů pracovníků v případě předchozího ukazatele průměrných mezd (viz metodika).

Obr. 4. 27 Vývoj celkového Theilova indexu mzdových nerovnoměrností mezi vzdělanostními skupinami v rámci krajů v letech 2001–2005

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

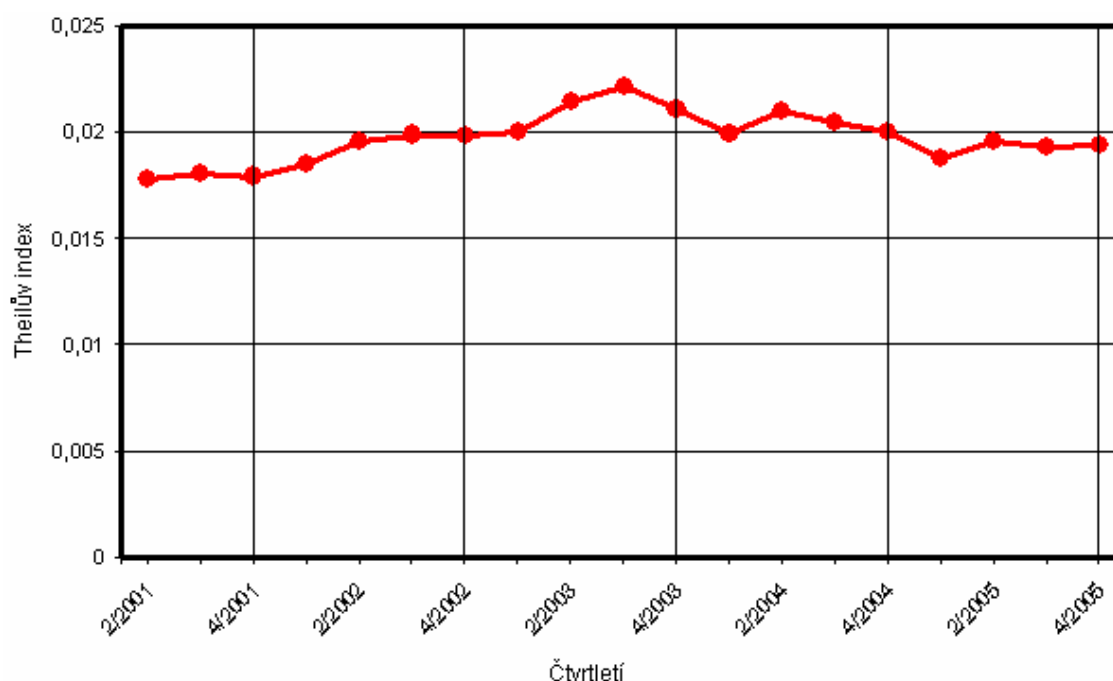
Nyní si prohlédneme, jakým dílem je zastoupena mezi-krajská složka nerovnoměrnosti. Poměr mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu je zobrazen na následujícím obr. 4.28. Mezi-regionální nerovnoměrnost dnes tvoří zhruba pětinu celkové „vzdělanostní“ nerovnoměrnosti. Dvacetiprocentní hranice byla překonána až s počátkem roku 2003, kdy dosáhla nejvyšší hodnoty (24,27 %). V dalších letech hodnota relativního významu regionální nerovnoměrnosti kolísá, přesto byl za čtyři sledované roky zaznamenán její nárůst.

Obr. 4. 28 Celkový Theilův index rozložený na mezi-regionální a vnitro-regionální složku (vzhledem k vzdělanostním skupinám) mezi lety 2001 a 2005

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Přestože jde pouze o doplňkový ukazatel, podíváme se také na vývoj Theilova indexu počítaného mezi skupinami mužů a žen. Vývoj hodnot takto vypočtené celkové diferenciaci můžeme sledovat na obr. 4.29. Průběh křivky indexu lze rozlišit na dvě hlavní fáze. Až do 3. čtvrtletí 2003 dochází k postupnému zvyšování nerovnoměrnosti, především růst v roce 2003 je výrazný. Od konce tohoto roku dochází k postupnému snižování míry nerovnoměrnosti. Přesto se na konci sledovaného období (konec roku 2005) nachází hodnoty Theilova indexu nad hodnotou z roku 2001. Můžeme tedy konstatovat, že nerovnoměrnost mezi hodinovou mzdou mužů a žen se pozvolna zmenšují, přesto je tento rozdíl poměrně veliký a mělo by být usilováno o jeho snížení.

Obr. 4. 29 Vývoj celkového Theilova indexu mzdových nerovnoměrností mezi muži a ženami v rámci krajů v letech 2001 – 2005

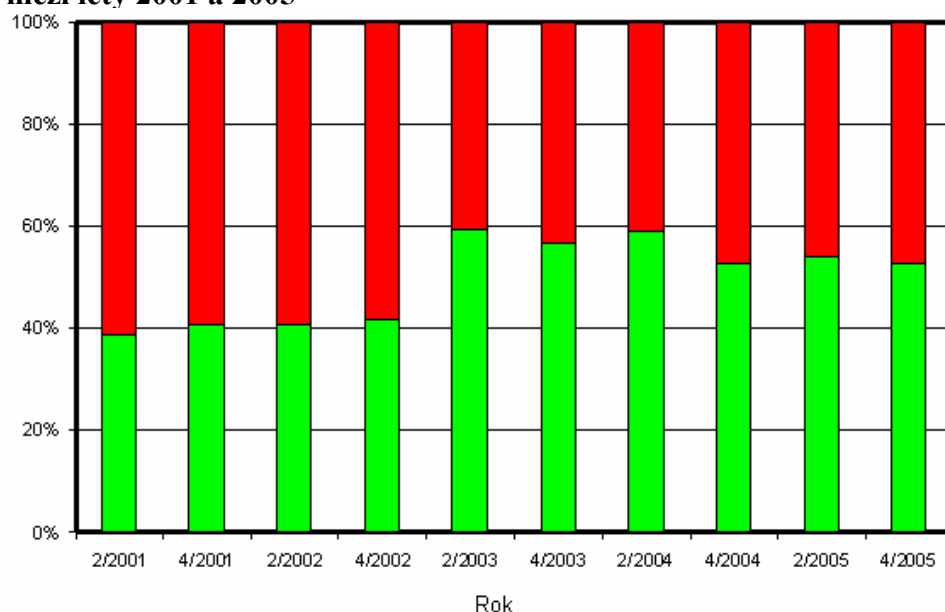


zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Na dalším obrázku (4.30) je zachycen poměr mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu, počítaného mezi muži a ženami v krajích Česka. Jak by se dalo předpokládat, důležitější jsou rozdíly v hodinových mzdách mezi regiony nežli mezi muži a ženami v rámci těchto regionů. Sledované období lze rozdělit do tří odlišných částí. Do roku 2002 pozorujeme stabilní hladinu cca 40% podílu regionální dimenze celkové nerovnoměrnosti. Od roku 2003 do poloviny roku následujícího se tento poměr prudce zvýšil na necelých 60 %, aby v průběhu dalších čtvrtletí postupně klesal až na dnešních zhruba 50 %. Skutečnost, že mezi-krajská složka vysvětluje více než polovinu celkových nerovností ve mzdách mezi muži a ženami je

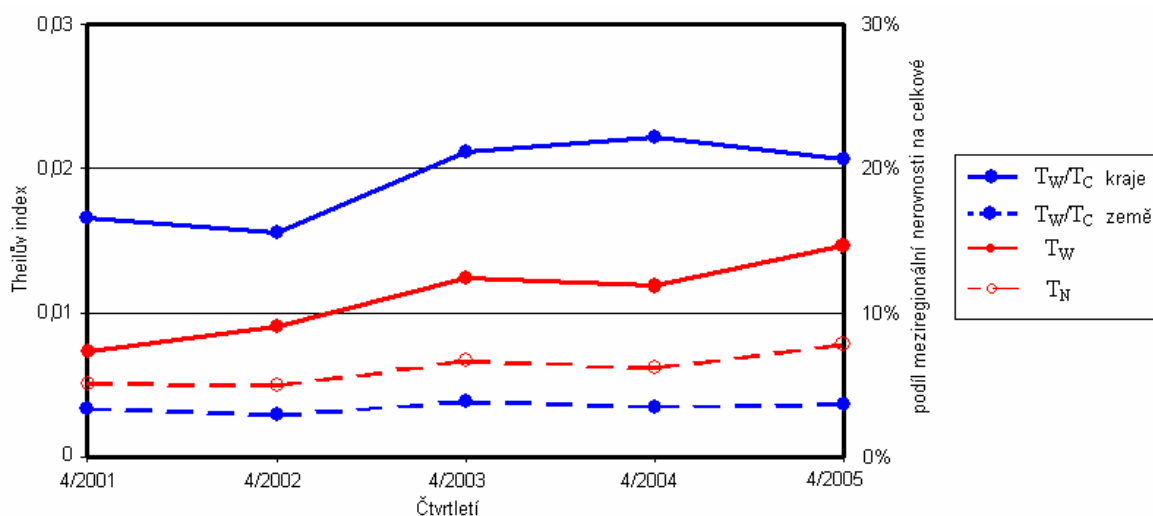
v jistém smyslu možno považovat za pozitivní zjištění. Lze totiž předpokládat, že „diskriminační povahu“ mohou mít zejména lokální nerovnosti ve mzdách mezi pohlavími.

Obr. 4. 30 Celkový Theilův index rozložený na mezi-regionální a vnitro-regionální složku mezi lety 2001 a 2005



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Stejně jako v případě příjmů a mezd členěných podle ekonomických sektorů jsme i zde za pomoci tří odlišných konceptů regionálních nerovnoměrností museli dospět k rozdílným výsledkům. Analýzou průměrných hodnot jevu pozorujeme kontinuální zvyšování nerovnoměrností s výjimkou nepatrného poklesu koeficientů v období mezi lety 2003 a 2004. Nejnižších hodnot nerovnoměrností je dosahováno za pomoci Theilova indexu neváženého počtem zaměstnanců. Hodnota Theilova indexu uvažující populační váhy dosahuje vyšších hodnot, rozdíly však nejsou příliš velké a obě křivky nerovnoměrností jsou obdobné. Obdobným způsobem se chová také Giniho koeficient, jen jsou jeho hodnoty vyšší, a to poměrně výrazně. Relativní význam regionální složky celkové diferenciace pak za sledované období významně vzrostl, v posledním období však vykazuje mírný pokles. Nárůst relativního významu regionálních nerovnoměrností je oproti počátku transformace (měřeno skrze příjmy resp. mzdy podle sektorů) pozvolnější. Dá se říci, že vývoj tohoto podílu se „stabilizuje“, jeho výše však nadále roste. Sledované období je však příliš krátké na to, abychom od těchto výsledků odvozovaly dlouhodobé pravidelnosti. Srovnání v grafické podobě nabízí obr. 4.31.

Obr. 4. 31 Srovnání mzdových nerovnoměrností podle dosaženého vzdělání pomocí tří konceptů regionálních nerovnoměrností

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: T_W = Theilův index vážený počtem zaměstnanců, T_N = Theilův index nevážený počtem zaměstnanců, T_W/T_C kraj = relativní regionální nerovnoměrnost na krajské úrovni, T_W/T_C země = relativní regionální nerovnoměrnost na zemské úrovni (Čechy, Morava)

4.2.2 Příspěvky jednotlivých složek, regionů, vzdělanostních skupin a pohlaví

V této kapitole si podrobněji rozložíme Theilův index na regionální a vzdělanostní příspěvky. Kapitola bude rozdělena na několik částí. Postupně budeme sledovat nerovnoměrnosti mezi a uvnitř regionů, mezi a uvnitř vzdělanostních skupin a mužů a žen a příspěvky jednotlivých měřítkových úrovní.

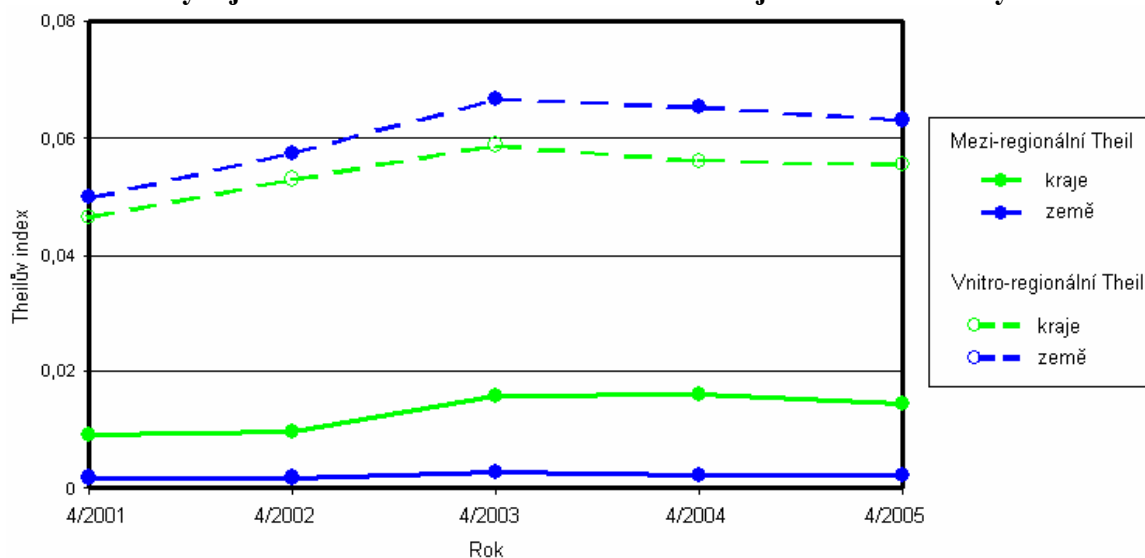
Mezi-regionální a vnitro-regionální nerovnoměrnosti zaznamenaly v průběhu sledovaného období velmi dynamické změny, alespoň pokud sledujeme meziroční procentní změny (viz tab. 4.12). Poměrně krátké časové období sledování nás však neopravňuje usuzovat podle vypočtených hodnot na dlouhodobější trendy. Nicméně, mezi lety 2002 a 2003 sledujeme výrazný nárůst mezi-regionální složky Theilova indexu, a to jak na úrovni zemí, tak na úrovni krajů. Po roce 2003 mezi-regionální nerovnoměrnosti opět klesají. Vývoj hodnot Theilova indexu tak můžeme rozdělit do dvou odlišných fází. V prvních dvou obdobích tyto nerovnoměrnosti rostou, ve druhých dvou obdobích klesají, a to jak v případě Čech a Moravy, tak i krajů. Diferenciace podle pohlaví nebude v této části blíže komentována.

Tab. 4. 12 Meziroční nárůst mezi-regionální a vnitro-regionální složky Theilova indexu (hodinová mzda, kraje) mezi lety 2001 a 2005

ZEMĚ	4/2001 - 4/2002	4/2002 - 4/2003	4/2003 - 4/2004	4/2004 - 4/2005
Mezi-regionální	-0,837	33,648	-11,996	0,948
Vnitro-regionální	13,359	14,139	-2,331	-3,431
KRAJE				
Mezi-regionální	6,461	37,756	1,126	-10,255
Vnitro-regionální	12,516	9,771	-4,575	-1,166

zdroj: viz statistické zdroje

Podíváme-li se na absolutní hodnoty (viz tab. 4.12), nevypadají již rozdíly tak dramaticky jako v případě sledování ročního růstu v procentech. Změny se totiž odehrávají v menších číslech, tudíž i malá absolutní změna může znamenat velký nárůst relativní. Můžeme konstatovat, že podstatná část z mezi-krajské diferenciace ve mzdách vzdělanostních skupin se „odehrává“ mezi kraji uvnitř zemí. Nicméně většinu z celkové diferenciace sledujeme uvnitř krajů. Hodnoty koeficientů jednotlivých složek Theilova indexu si můžeme prohlédnout na grafu 4.32.

Obr. 4. 32 Vývoj složek Theilova indexu na úrovni krajů a zemí mezi lety 2001 a 2005

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Rozdíly mezi vzdělanostními skupinami v rámci krajských jednotek (tj. mezi-skupinové složky) mezi lety 2001 a 2003 rostou, poté začínají pomalu klesat. Toto by mohlo znamenat, že se pomalu stírají hodinové mzdy mezi různě vzdělanými skupinami lidí. V takto krátkém období však můžeme stěží mluvit o nastupujícím trendu, patrně jde spíše o krátkodobou odchylku. Navíc se jedná o pokles nízký, takže bych vývoj označil spíše jako stagnující (viz následující tab. 4.13).

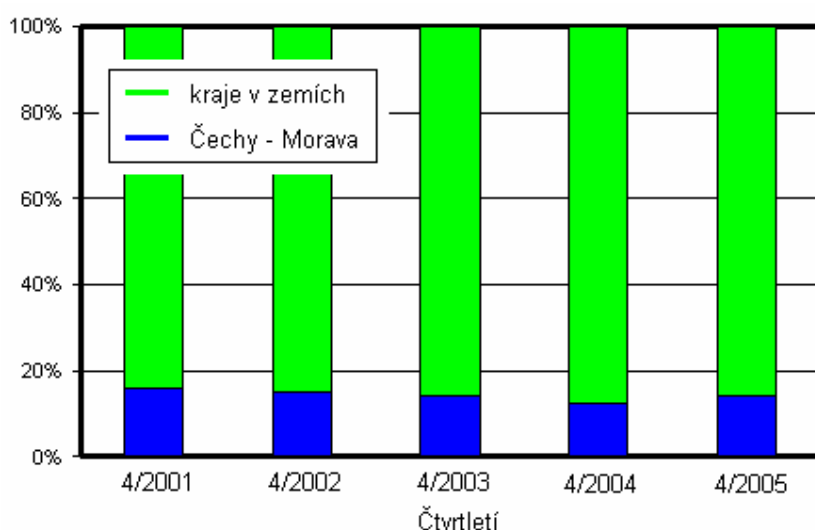
Tab. 4. 13 Meziroční nárůst mezi-skupinových a vnitro-skupinových složek Theilova indexu (hodinová mzda, vzdělání) mezi lety 2001 a 2005

ZEMĚ	4/2001 - 4/2002	4/2002 - 4/2003	4/2003 - 4/2004	4/2004 - 4/2005
Mezi-skupinová	12,856	14,784	-2,523	-3,514
Vnitro-skupinová	16,072	17,787	-7,682	4,644
KRAJE				
Mezi-skupinová	12,856	14,784	-2,523	-3,514
Vnitro-skupinová	-2,309	24,280	-11,629	1,684

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: mezi-skupinová složka odpovídá souhrnu diferenciace ve mzdách mezi vzdělanostními skupinami uvnitř krajů a vnitro-skupinová složka pak souhrnu rozdílů ve mzdách mezi kraji (zeměmi) uvnitř jednotlivých vzdělanostních skupin.

Dále se budeme zabývat příspěvky jednotlivých měřítkových úrovní a regionů doplněné o příspěvky vzdělanostních skupin. Pokud rozložíme mezi-regionální složku Theilova indexu, zjistíme jakou měrou se o výslednou nerovnoměrnost zasloužily Čechy a Morava, resp. jednotlivé kraje v těchto zemích. Úroveň nerovnoměrnosti mezi zeměmi je podobná jako v případě předchozího ukazatele (mezd podle sektorů), na konci roku 2001 dosahuje podílu téměř 16 %. Každý rok však relativně rostou nerovnoměrnosti mezi kraji uvnitř zemských jednotek. Na konci roku 2004 je dosaženo nejnižšího podílu části nerovnoměrnosti tvořené rozdíly mezi Čechami a Moravou, v posledním sledovaném období je zaznamenám opět mírný nárůst na zhruba 14 % (viz obr. 4.33).

Obr. 4. 33 Hierarchický rozklad mezi-regionální složky Theilova indexu na příspěvky dvou měřítkových úrovní v letech 2001 - 2005

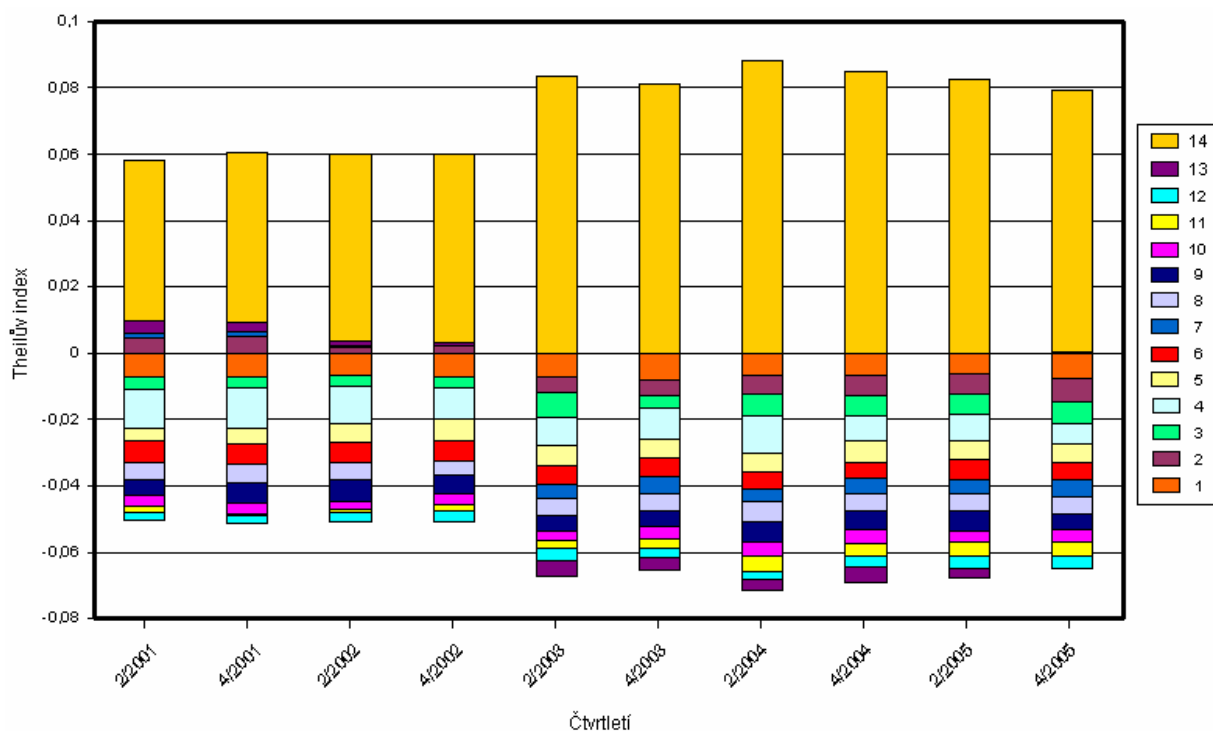
zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

V porovnání s hierarchickým rozkladem mezi-regionální složky měřené podle mezd v sektorech ekonomiky je zde vývoj v posledních letech výrazně stabilnější. Připomeňme si, že

s využitím dat za průměrné mzdy v ekonomických sektorech docházelo mezi lety 1989 a 2001 k výraznému nárůstu podílu zemské úrovně, a to z téměř nulové hodnoty až na více než 13 %. Podle zde analyzovaných dat už tento trend nesledujeme – vypadá to tedy, že v posledních letech došlo k relativní stabilizaci podílů měřítkových úrovní na sociálně-geografické nerovnoměrnosti.

Abychom lépe porozuměli skladbě nerovnoměrnosti, rozložíme ji nejdříve na příspěvky jednotlivých krajů. Tento rozklad je zachycen na obr. 4.34. Opět je jasně patrný velmi vysoký podíl hlavního města Prahy, která reprezentuje přes 50 % mezi-regionální nerovnoměrnosti. Tento podíl dosáhl maxima v polovině roku 2004, poté velmi pozvolna klesá. V současnosti je jediným kladně přispívajícím, mimo Prahu, Středočeský kraj, jehož příspěvek je však téměř nulový. Výrazněji se od roku 2001 změnil již jen příspěvek Moravskoslezského, Ústeckého a Jihočeského kraje. U ostatních krajů se jednalo o změny minimální.

Obr. 4. 34 Příspěvky mezi-regionální složky (na úrovni krajů) Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: 1=kraj Vysočina; 2=Moravskoslezský; 3=Jihočeský; 4=Jihomoravský; 5=Královéhradecký; 6=Olomoucký; 7=Ústecký; 8=Pardubický; 9=Zlínský; 10=Karlovarský; 11=Plzeňský; 12=Liberecký; 13=Středočeský; 14=Praha

Procentní příspěvky všech krajů jsou zachyceny v tabulce 4.14, zeleně jsou zvýrazněny příspěvky kladné. Z tabulky je možno odečíst údaje, které nejsou na první pohled patrné z grafu. Výrazná je například ztráta relativní důležitosti Jihomoravského kraje. Za poměrně

krátké období klesl jeho podíl na mezi-regionální diferenciaci z 11 % na zhruba 4 % (hodnota jeho příspěvku však dosahuje nižších záporných hodnot, tudíž vývoj může být hodnocen jako pozitivní). Proměnil se také význam příspěvku Moravskoslezského kraje. Na obou koncích sledovaného období tento příspěvek tvořil zhruba pětiprocentní váhu celkové mezi-krajské diferenciace, zatímco na počátku roku 2001 měl kladnou hodnotu (tzn. že se kraj nacházel na průměrem), dnes (4/2005) má již hodnotu zápornou (tzn. že se kraj nachází pod průměrem). Podobnou, i když méně výraznou, změnou prošel také kraj Ústecký.

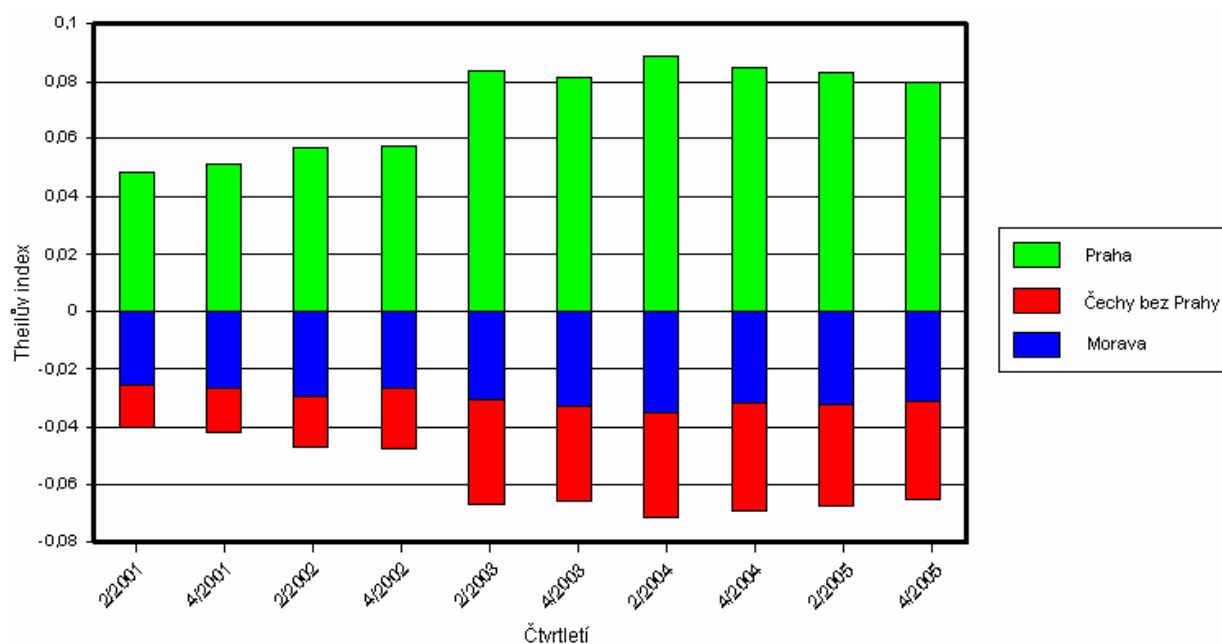
Tab. 4. 14 Procentní příspěvky krajů k mezi-regionální složce Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005

	2/2001	4/2001	2/2002	4/2002	2/2003	4/2003	2/2004	4/2004	2/2005	4/2005
Jihočeský	-3,77	-3,28	-3,25	-2,75	-4,91	-2,41	-4,02	-3,76	-3,74	-4,24
Jihomoravský	-10,48	-11,08	-10,06	-8,71	-5,80	-6,53	-6,82	-5,02	-5,38	-4,19
Karlovarský	-3,01	-2,66	-2,32	-3,20	-2,13	-2,65	-2,48	-2,79	-2,56	-2,96
Královéhradecký	-3,53	-3,77	-5,09	-5,53	-3,91	-3,77	-3,72	-4,04	-3,65	-4,11
Liberecký	-1,89	-2,16	-2,57	-2,82	-2,49	-2,16	-1,55	-2,36	-2,60	-2,72
Moravskoslezský	4,20	4,53	1,63	1,94	-3,16	-3,31	-3,84	-4,33	-4,32	-4,99
Olomoucký	-6,08	-5,57	-5,71	-5,48	-3,70	-3,93	-3,26	-3,06	-3,91	-3,76
Pardubický	-4,58	-5,04	-4,08	-4,05	-3,23	-3,47	-3,93	-3,34	-3,48	-3,32
Plzeňský	-1,73	-0,75	-0,61	-1,31	-1,49	-1,65	-2,89	-2,32	-2,61	-2,79
Praha	45,01	45,79	50,99	51,64	55,44	55,36	55,37	55,18	54,99	54,92
Středočeský	3,08	2,36	1,21	0,71	-3,09	-2,48	-2,09	-2,73	-1,85	0,06
Ústecký	1,62	1,40	0,55	0,13	-2,97	-3,54	-2,25	-3,11	-3,09	-3,34
Vysočina	-6,38	-6,14	-5,75	-6,70	-4,69	-5,38	-3,99	-4,13	-4,07	-5,30
Zlínský	-4,65	-5,46	-6,16	-5,02	-3,01	-3,36	-3,79	-3,83	-3,74	-3,30

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Abychom odhalili, které makroregiony jsou za nerovnoměrnost nejvíce zodpovědné, sloučíme (součtem hodnot) příspěvky jednotlivých krajů do regionů Prahy, Čechy bez Prahy a Moravy. Výsledek je zachycen na obr. 4.35. Mimo očekávaný veliký vliv Prahy je nad očekávání veliký také (negativní) příspěvek českých krajů. Moravský příspěvek je po celé sledované období stabilní. Velký význam Prahy na obou sledovaných úrovních poukazuje dle našeho názoru také na atraktivitu regionu pro vzdělanější a lépe hodnocené pracovníky. Fakt je to poměrně logický, v Praze najde uplatnění i větší množství vysokoškolsky vzdělaných lidí (díky odvětvovému složení hospodářství). Pokud se podíváme na složení zaměstnanců podle výše dokončeného vzdělání, Praha nemá v podílu vysokoškoláků konkurenci (13 % oproti podílům mezi 5 % - 8 %, viz obr. 4.24). Tento fakt by do jisté míry mohl souviset s vyšším počtem nabízených míst na vysokých školách v Praze.

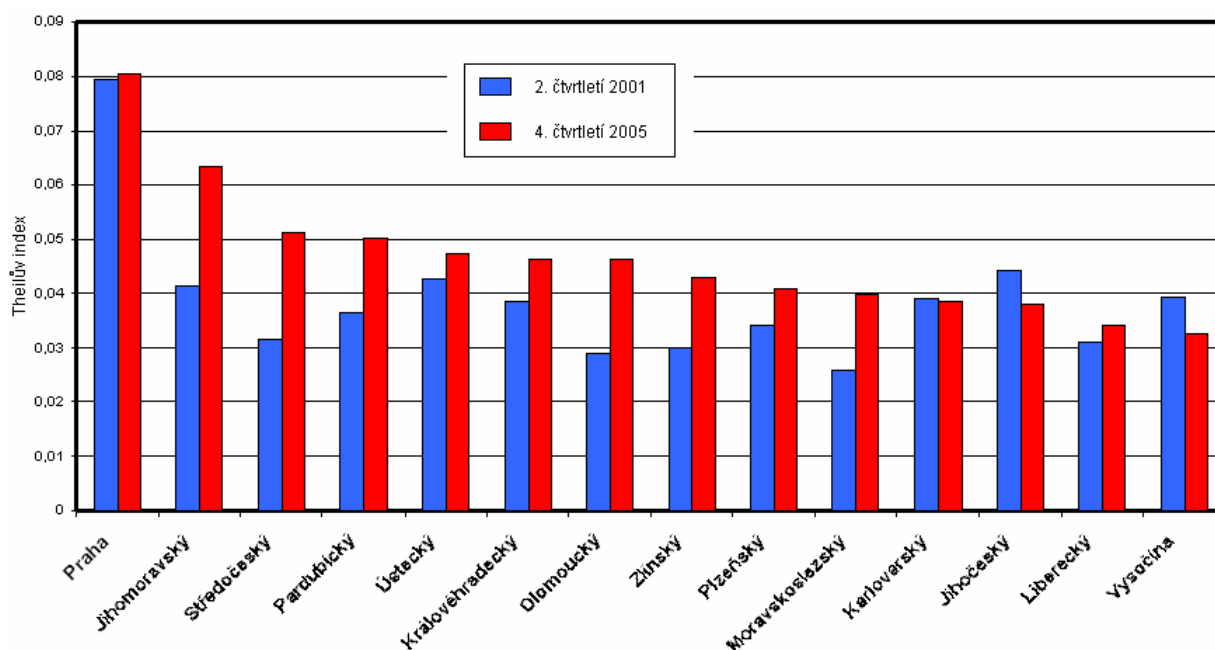
Obr. 4. 35 Příspěvky mezi-regionální složky (na úrovni zemí) Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

Nyní se podívejme, jak se vyvíjela vnitro-regionální složka Theilova indexu resp. příspěvky jednotlivých krajů. Srovnání hodnot prvního (2. čtvrtletí 2001) a posledního (4. čtvrtletí 2005) sledovaného období je zachyceno na následujícím obrázku 4.36.

Obr. 4. 36 Vývoj vnitro-regionální diferenciace ve mzdách mezi vzdělanostními skupinami v krajích mezi lety 2001 a 2005

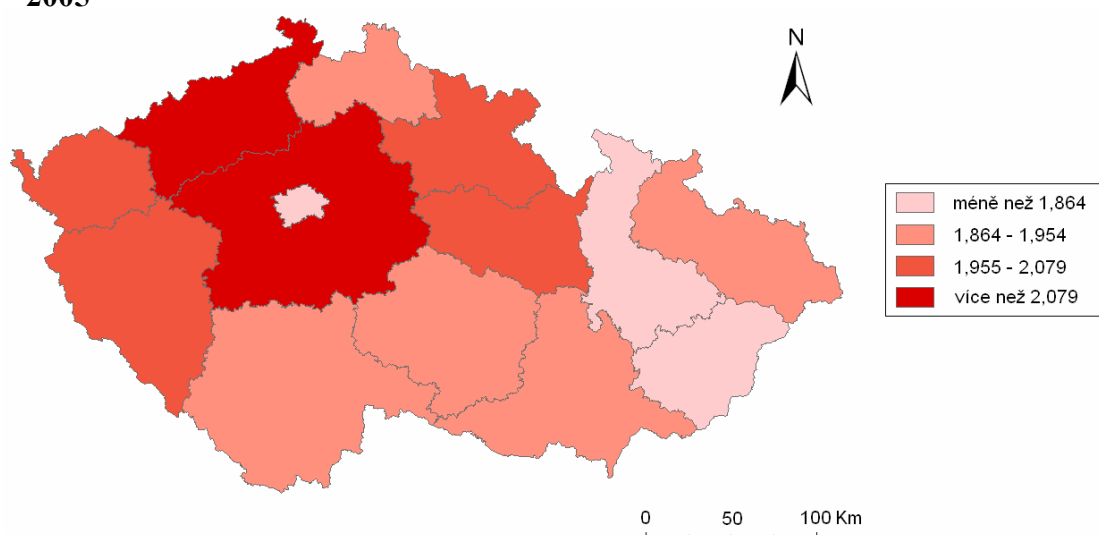


zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

V grafu jsou jednotlivé kraje seřazeny zleva doprava podle výše současného (4. čtvrtletí 2005) příspěvku k vnitro-regionální složce. Největší příspěvek je tvořen hlavním městem Prahou a v průběhu sledovaných let se výrazněji neproměnil. Ve sledovaném období nejvíce vzrostla hodnota vnitro-regionální diferenciace v Jihomoravském, Olomouckém a Moravskoslezském kraji. V Jihomoravském kraji to je pravděpodobně zapříčiněno stoupajícím vlivem Brna a rostoucím počtem pracovních míst s vyšší kvalifikací. Na větší vliv brněnské aglomerace poukazují také výsledky mezi-okresní diferenciace při hodnocení průměrných mezd podle sektorů ekonomiky (viz kapitola 4.2.2). V případě Moravskoslezského kraje bychom příčinu mohli hledat v postupném úpadku těžebního a těžkého průmyslu, který dříve dával poměrně dobře placenou práci méně vzdělaným pracovníkům. Pouze v několika krajích vnitro-regionální složka diferenciace poklesla. Jedná o kraj Karlovarský, Jihočeský a Vysočinu.

Zajímavé je také srovnání hodinové mzdy vysokoškoláků s průměrnou hodinovou mzdou v kraji. Při tomto srovnání zjistíme, že nejnižších hodnot (tj. nejhoršího relativního ocenění vysokoškolského vzdělání) je dosaženo v Praze (i když je třeba uvážit, že v Praze se díky vyššímu zastoupení vysokoškoláků i průměrná mzda odvíjí z větší části od mezd vysokoškoláků). Hodinová mzda pražských vysokoškoláků je však stále nejvyšší v republice, pouze vzhledem k ostatním vzdělanostním skupinám relativně nejnižší (viz. následující graf 4.37).

Obr. 4. 37 Ohodnocení vysokoškolského vzdělání vzhledem k průměrné mzdě v roce 2005

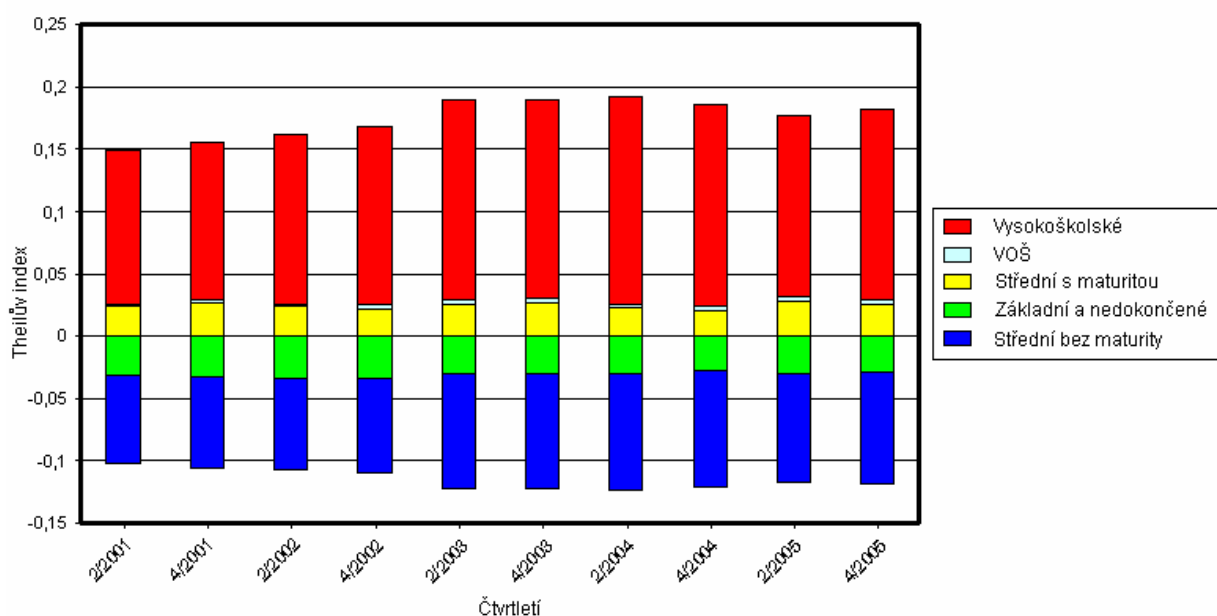


zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: je měřen poměr hodinové mzdy vysokoškolsky vzdělaných pracovníků a průměru kraje

Vliv jednotlivých vzdělanostních skupin na celkovou nerovnoměrnost ukazuje rozklad mezi-skupinové složky Theilova indexu na příspěvky jednotlivých vzdělanostních skupin. Grafické znázornění tohoto rozkladu je k vidění na obr. 4.38. Jasně dominantní je příspěvek dvou složek. Zaprvé to jsou lidé s dokončeným vysokoškolským vzděláním; tato složka přispívá k celkové nerovnoměrnosti zhruba 50 %. Další významnou skupinou je skupina pracovníků s nevyšším dokončeným vzděláním středním bez maturity, která se podílí na celkové mezi-skupinové nerovnoměrnosti po celou dobu cca 30 %. Prakticky bez významu je skupina pracovníků s vyšším odborným vzděláním. Poměr všech skupin je poměrně stabilní, v průběhu sledovaného období relativně oslabila pouze skupina „Základní a nedokončené vzdělání“, a to právě především na úkor vzdělání vysokoškolského a středního bez maturity.

Obr. 4. 38 Příspěvky vzdělanostních skupin do mezi-skupinové složky Theilova indexu mezi lety 2001 a 2005



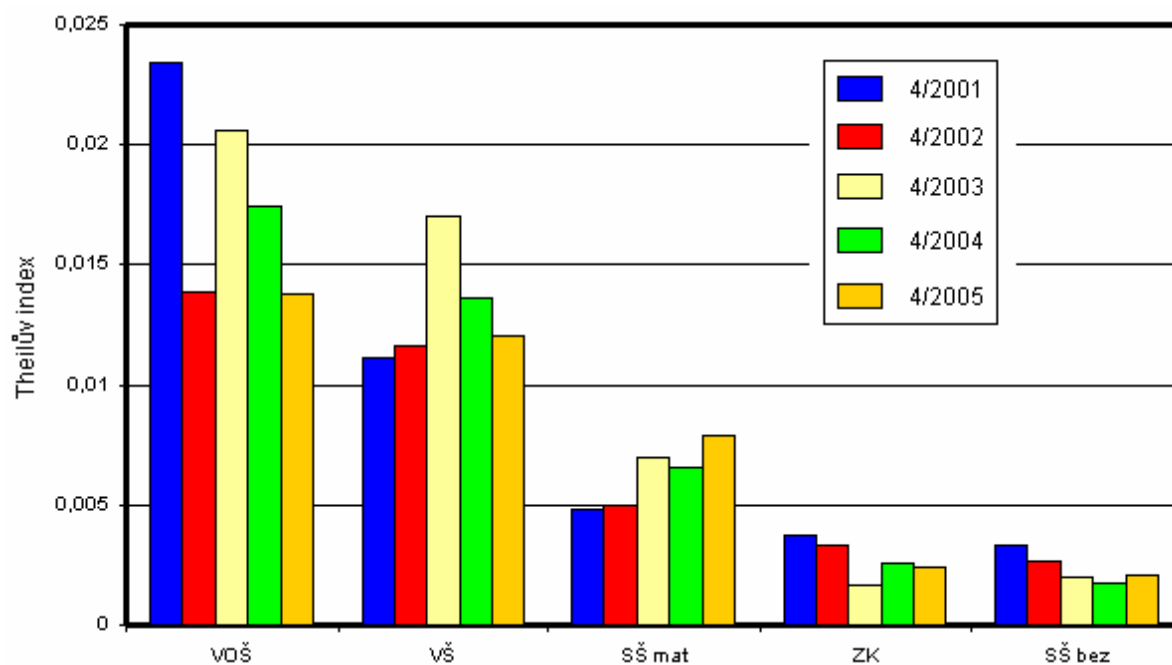
zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: skupina VOŠ zahrnuje i vysokoškolské vzdělání zakončené bakalářským titulem

Posledním studovaným rozkladem je vývoj regionální diferenciace mezd uvnitř jednotlivých vzdělanostních skupin, který je znázorněn na níže uvedeném obrázku 4.39. Celkem pochopitelně nejvyšší hodnoty dosáhl Theilův index uvnitř skupiny pracovníků s dokončeným vyšším odborným vzděláním. Regionální dostupnost tohoto druhu vzdělání je v Česku silně diferencovaná a hlavní díl škol označených jako „vyšší odborné“ se nachází v Praze. Toto však není v ohledu k celkovým hodnotám nijak podstatné, podíl takto vzdělaných lidí pouze v Praze překračuje dvouprocentní hranici. Významnější je proto diferenciace mezi regiony v rámci vysokoškolsky vzdělaných pracovníků. Maxima tato složka dosáhla v roce 2003, od tohoto

roku klesá. Klesá také diferenciace složek s nejnižšími hodnotami, středního vzdělání bez maturity a základního vzdělání. Diferenciace se naopak prohlubuje u středoškolsky vzdělaných pracovníků s maturitou.

Obr. 4. 39 Vývoj vnitro-skupinové složky diferenciace (vzdělání) mezi lety 2001 a 2005



zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: jedná se o regionální variabilitu mezd uvnitř vzdělanostních skupin

5. ZÁVĚR

V této práci jsme se pokusili nastínit alternativní možnost postižení regionálního aspektu společensko-ekonomické diferenciace v Česku. Většina odborníků sleduje absolutní regionální variabilitu, která však nemusí říkat téměř nic o tom, jaký význam mají tyto rozdíly vzhledem k celkové diferenciaci společnosti. Podstatou tohoto alternativního konceptu je vyjádření relativního významu regionálních rozdílů, tzn. nakolik vysvětlují rozdíly mezi regiony celkovou diferenciací. Metodu sledování, která byla použita v předkládané práci, lze považovat na poli české geografie za novou. Cílem této práce bylo představit první výsledky a poznatky, které byly získány poměrně detailním rozбором příjmových a mzdových statistik. Věříme, že použitá metoda i zjištěné výsledky mohou mít také své četné praktické implikace pro různé typy politik, byť zde toto téma přímo nediskutujeme.

Mnohé dílčí závěry nejsou mezi odbornou veřejností nové a jde spíše jen o jejich empirické potvrzení. Byl např. naplněn logický předpoklad (a první z našich hypotéz) významného zvýšení příjmové i mzdové diferenciace po roce 1989. Dá se říci, že po změně společenského systému roku 1989 a po překotných změnách struktury a rozsahu diferenciace se v posledních letech vývoj uklidnil a nová struktura se pravděpodobně začíná pomalu „usazovat“ resp. k dalším změnám dochází více kontinuálně. Přestože největší dynamika je pozorována v počátcích transformace, nerovnoměrnosti se zvyšují i v následujících letech.

Překvapivé není ani zjištění, že prohlubování diferenciace je nejvíce formováno vývojem metropolitních regionů, především pak regionem hlavního města Prahy. Výjimkou jsou tzv. strukturálně postižené regiony, které mají na vývoj regionální i celkové diferenciace také svůj vliv. Důvody významu metropolitních areálů jsou nasnadě, těžší především ze své pozice v sídelní hierarchii. Praha se nachází na špici této hierarchie a je také „vstupní branou“ pro zahraniční kapitál, tudíž její zásadní význam na sociálně-geografickou diferenciaci nepřekvapí. Tento výsledek potvrdil také druhou hypotézu o zvyšující se dominanci Prahy.

Práce však byla orientována zejména směrem k postižení relativního významu regionálních rozdílů. Předpoklad třetí hypotézy se naplnil, mezi-regionální složka celkové společensko-ekonomické diferenciace v průběhu sledovaných let roste, nejrychleji v prvních letech transformace. Výjimkou je relativní význam mezi-okresních rozdílů mezi lety 1989 a 1992. Počátek transformace můžeme označit jako tzv. transformační šok, kdy krátkodobě rychleji rostly rozdíly uvnitř okresů (tzn. nárazové změny ve struktuře regionálních ekonomik a také

v odměňování podle sektorové příslušnosti). Přestože se růst relativního významu regionálních nerovnoměrností postupem času zpomaluje, pořád dochází k jeho zvyšování.

Pokud se pohybujeme na úrovni zemí Čech a Moravy (v případě příjmů Prahy, Čech bez Prahy a Moravy), regionální rozdíly vysvětlují 4 %, 8 % resp. 16 % celkové nerovnoměrnosti, a to v závislosti na použitých datech, resp. na míře detailu s kterou celkovou diferenciací sledujeme (tj. příjmová diferenciací domácností, mzdová diferenciací podle sektorů zaměstnání a mzdová diferenciací podle dosaženého vzdělání). Ve všech případech, kdy jsou data dostupná již před rokem 1989, byl tento podíl v socialistickém období zanedbatelný a v počátcích transformace začal rychle narůstat. V případě úrovně mezd se tak např. relativně zvyšuje význam toho „kde“ pracuji v poměru s významem toho „co dělám“ (byť pro samotnou úroveň mzdy je otázka „co dělám“ pořád mnohem důležitější než „kde“ dělám). Stejně tak roste geografický rozměr nerovnoměrnosti mezi vzdělanostními skupinami pracovníků (tzn. zvyšuje se relativní význam toho „kde“ pracuji a snižuje se relativní význam toho „jaké mám vzdělání“). Souhrnně tedy můžeme konstatovat, že regionální rozdíly se stávají čím dál významnějším vysvětlujícím (a patrně také podmiňujícím) faktorem celkové sociálně-ekonomické diferenciace české společnosti.

Zajímavé je také sledovat vývoj podílu mezi-regionálních nerovnoměrností na celkové diferenciaci na jednotlivých měřítkových úrovních. Zjistili jsme, že v případě mezd rostou regionální rozdíly mezi Čechami a Moravou a mezi kraji rychleji než regionální rozdíly mezi okresy Česka. Z tohoto můžeme usuzovat, že v průběhu transformace dochází k „přenosu“ diferenciace na měřítkově vyšší úrovně (tzn. že klesá relativní význam rozdílů mezi okresy uvnitř krajských jednotek). Z hlediska výše mzdy se tak stává stále významnější makropoloha okresu.

Tento proces je významně ovlivněn integrací Česka do západoevropských struktur (ekonomickou a později také politickou). Díky tomu jsou regiony bližší západním zemím úspěšnější (rychleji se transformují). Nemůžeme však mluvit o jednoznačném západovýchodním gradientu, protože z tohoto gradientu vybočují metropolitní areály, především pak hlavního města Prahy. Regionálně selektivní charakter transformace je tedy ovlivněn nejen geografickou polohou (tj. polohou horizontální), ale především postavením mikroregionu v sídelní hierarchii (tj. polohou vertikální). I tato dříve stanovená hypotéza tedy byla potvrzena, i když musíme mít na paměti spolupůsobení jiných (a často významnějších) faktorů než makropoloha.

Do budoucna lze předpokládat další zvyšování nerovnoměrnosti a pokračující nárůst významu mezoregionů/makroregionů na její tvorbě. Pokud vycházíme z předpokladu, že nerovnoměrnosti v průběhu ekonomického vývoje mohou být modifikovány formou uplatňované hospodářské, sociální a (v menší míře) také regionální politiky¹⁷, čím dál větší pozornost by měla být v budoucnu věnována regionálním dimenzím těchto politik. V současné době je pravděpodobně nejefektivnější úrovní regionální politika krajská, jelikož tato měřítková úroveň se na tvorbě nerovnoměrnosti podílí největším dílem. Za výraznou část nerovnoměrnosti však zodpovídají také rozdíly mezi Čechami a Moravou, proto je možná namísto uvažovat také o formách politik, které by mohli regulovat i disproporce na úrovni makroregionální.¹⁸

Vedle regionálních podmíněností společensko-ekonomické diferenciacie jsme se v této práci dotknuli i podmíněností souvisejících s odvětvovou (sektorovou) strukturou. V tomto ohledu začínají po roce 1989 mzdovou nerovnoměrnost nejvýznamněji formovat sektory obchodu a peněžnictví a pojišťovnictví, relativní význam naopak ztratil sektor průmyslu (chybí však bližší členění zohledňující rozdíly mezi více a méně progresivnějšími odvětvími), zemědělství a stavebnictví. Překvapivě může znít zjištění, že v případě sektorů zdravotnictví, školství a veřejné správy došlo mezi lety 1980 a 2001 dokonce k nivelizaci mezd. V poslední, páté, hypotéze jsme předpokládali růst vlivu progresivních odvětví na celkovou hodnotu nerovnoměrnosti, kdežto u nejméně progresivních odvětví jsme očekávali pokles významu. Tuto hypotézu můžeme považovat za částečně potvrzenou. Částečně proto, že pouhým hrubým členěním hospodářství na sektory nemůžeme být progresivita dostatečně postižena (příkladem může být velmi heterogenní sektor průmyslu, který zde uvažujeme dohromady).

Analýzou vzdělanostní struktury a výše hodinových mezd skupin zaměstnanců podle nevyššího stupně dosaženého vzdělání jsme se zase dotknuli vzdělanostního aspektu společensko-ekonomické diferenciacie. Bylo zjištěno, že úroveň dosaženého vzdělání se stále více odráží na hodinové mzdě. Tento vliv je však geograficky diferencovaný. Nejméně je vzdělání oceněno v Praze, resp. v Praze se nejvyšší dosažené vzdělání (VŠ) projeví na výsledné mzdě relativně nejméně (byť je nutno podotknout, že dílem je tato skutečnost způsobena vysokým podílem vysokoškoláků a tím i „tvorbě“ průměrné mzdy v Praze). Přesto

¹⁷ Můžeme se domnívat, že diferenciacie je ovlivňována nejen horizontální a vertikální polohou, ale také vhodnými (nevhodnými) politikami.

¹⁸ I když je zřejmé, že čím dále se vzdalujeme od lokálních úrovní, tím obtížnější je regulace nerovnoměrností, resp. tím více jsou tyto nerovnoměrnosti spíše věcí celkového charakteru makroekonomického (a „makro-sociálního“) vývoje.

jsou výše mezd ve všech vzdělanostních skupinách v Praze nejvyšší, takže migraci za prací do Prahy mohou teoreticky vydělat všechny vzdělanostní skupiny, relativně nejvíce však lidé s nejnižším vzděláním (tj. základním nebo nedokončeným).

Z hlediska této práce okrajovým, avšak poměrně zajímavým zjištěním, je odhalení stále přetrvávajících rozdílů v odměňování podle pohlaví. Tato skutečnost je sice ovlivněna především relativním zastoupením mužů a žen v kategoriích zaměstnání (tzn. více mužů je zastoupeno na vedoucích, manažerských, a obecně lépe hodnocených pozicích), ale i toto vypovídá o existující nerovnosti. Názory na toto téma se různí, přesto jsou nerovnoměrnosti ve mzdách mužů a žen poměrně veliké (vnitro-regionální nerovnoměrnost tvoří v tomto případě až neočekávaně vysokých 50 %) a přestože klesají, mělo by být usilováno o jejich další zmírnění.

Směřování navazujícího výzkumu je nasnadě. Pro potvrzení zde dosažených výsledků je potřeba dalšího systematického výzkumu, především v oblasti shromáždění primárních dat. Je nesporné, že taková data v Česku existují, jejich shromáždění (a především provedení nezbytných úprav) je však pracné. Je také potřeba hledat další vhodné ukazatele postihující společensko-ekonomickou diferenciaci. Cesta k velmi detailním výsledkům by mohla vést například přes analýzu daňových výnosů kombinovanou se statistikou cen práce (RSCP), která je zjišťována ve velmi podrobném rozvedení, ale problémem je se k těmto datům dostat. Nesmí však být opomíjen také explanační výzkum (tj. hledání příčin) a praktická aplikace těchto zjištění (tj. hledání řešení) například formami regionální politiky nebo spíše jakési regionální dimenze sociálních a hospodářských politik. Záhodno by bylo také zasadit výsledky získané v Česku do středoevropského kontextu a porovnat charakter transformačních procesů, a specificky pak vývoj významu regionálního rozměru nerovnoměrností s ostatními postkomunistickými státy.

V obecné rovině by měl být kladen důraz na interdisciplinaritu, tj. v tomto případě na kombinaci sociologicky orientovaného výzkumu s výzkumy geografickými. Jen tak získáme objektivní představu o stavu a vývoji společensko-ekonomické diferenciace a možnostech jejího ovlivnění žádoucím směrem. Z prezentovaných výsledků vyplývá, že stejně tak jako v geografii nemůže být opomíjena sociální povaha regionálních rozdílů a stratifikace společnosti, nemůže ani sociologicky orientovaný výzkum ignorovat prokazatelně existující a stále významnější geografické podmíněnosti.

LITERATURA

- BATA, M., BERGESEN, A.J. (2002): Global and national inequality: are they connected? *Journal of World-Systems Research*, VIII, special issue on global inequality - part I, winter 2002, s.130-144, downloadable at: <http://csf.colorado.edu/jwsr/archive/vol8number1>.
- BLAŽEK, J. (1996a): Mezuregionální 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, 328 s.
- BLAŽEK, J. (2002): Regionální rozvoj a regionální politika – obecné problémy a specifika ČR v období transformace. Habilitační práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje, Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, nestr.
- BLAŽEK, J., BOECKHOUT, S. (2000): Regional policy in the Czech republic and EU accession, in: Bochtler, J., Downes, R., Gorzelak, G.: *Transition, cohesion and regional policy in Central and Eastern Europe*. Hampshire, Ashgate Publishing, s. 301-317.
- BLAŽEK, J., UHLÍŘ, D. (2002): *Teorie regionálního rozvoje*. Praha, Karolinum, 211 s.

- BOUDEVILLE, J. R. (1966): Problems of Regional Economic Planning. Edinburgh, Edinburgh University Press, 192 s.
- BOURGUIGNON, F., MORRISSON, CH. (2002): Inequality among world citizens 1820-1992. American Economic Review, September 2002, 92, č. 4, s. 727-744.
- CONCEICAO, P. (2001): A Note on the Time-wise Decompositions of Entropy-based Measures of Inequality with a Special Focus on Theil Measures, UTIP working paper No. 19, UTIP and Center for Innovation, Technology and Policy Research Instituto Superior Técnico, Lisbon, Portugal.
- COWELL, F., A. (1977): Measuring Inequality. Oxford, 193 s.
- ČSÚ (2004a): Analýza regionálních rozdílů v ČR v letech 1995-2004: Ekonomická úroveň. Dostupné na www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/publ/1370-04-v_letech_1995_2004 (22.8.2006).
- ČSÚ (2004b): Vývoj příjmů a spotřebních vydání v regionálním pohledu. In: Analýza cenového vývoje, vývoje příjmů a spotřebních vydání domácností v letech 1993 až 2003. Dostupné na [www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/5B00346B3D/\\$File/T5.pdf](http://www.czso.cz/csu/edicniplan.nsf/t/5B00346B3D/$File/T5.pdf) (22.8.2006).
- 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. (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.

- EGGER, P., HUBER, P., PFAFFERMAYER, M. (2005): A note on export openness and regional wage disparity in Central and Eastern Europe. *The Annals of Regional Science* 39, s. 63-71.
- FIREBAUGH, G. (2004): Accounting for the Recent Decline in Global Income Inequality. *American Journal of Sociology*, 110, č. 2, September 2004, s. 282-312.
- FRIEDMANN, J. (1966/1972): A General Theory of Polarized Development. In: Hansen, N. M. (ed.): *Growth Centres in Regional Economic Development*. New York, Free Press, (reprint) s. 82-107.
- GESCHENKRON, A. (1962): *Economic Backwardness in Historical Perspective: Book of Essay*. Cambridge MA, Belknap Press of Harvard University Press.
- HAMILTON, C. (1998): The genuine progress indicator methodological developments and results from Australia. *Ecological Economics*, 30, č. 1, s. 13-28.
- HAMPL, M. (1989): Hierarchie reality a studium sociálně-geografických systémů. *Rozpravy ČSAV, Řada matematických a přírodních věd*, 99, sešit 1, Praha, Academia, 76 s.
- HAMPL, M. a kol. (1996): *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. Praha, PřF UK.
- HAMPL, M. (1998): *Realita, společnost a geografická organizace: hledání integrálního řádu*. Praha, PřF UK, 110 s.
- HAMPL, M. et al. (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. (2000): *Reality, Society and Geographical/Environmental Organization: Searching for an Integrated Order*. Prague, Charles University in Prague, Faculty of Science, 112 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. (2005): *Geografická organizace společnosti v České republice: transformační procesy a jejich obecný kontext*. Praha, Univerzita Karlova v Praze, Přírodovědecká fakulta, 147 s.

- HAMPL, M., GARDAVSKÝ, V., KÜHN, K. (1987): Regionální struktura a vývoj systému osídlení ČSR, Praha, Univerzita Karlova, 225 s.
- HEINDREICH, M. (2003): Regional inequalities in the enlarged Europe. *Journal of European Social Policy*, 13, č. 4, s. 313-333.
- HEŘMANOVÁ, E., KOSTELECKÝ, T. (2000): Regionální diferenciaci na trhu bydlení a její příčiny. *Sociologický časopis*, 36, č. 1, s. 41-56.
- HIRSCHMAN, A. O. (1958): *The Strategy of Economic Development*. New Haven, Yale University Press, 217 s.
- CHLAD, M. (1998): Regionalizace hrubého domácího produktu v České republice. *Statistika* 35, č. 6, s. 257-270.
- KONDRATIEV, N. D. (1935): The Long Waves in Economic Life. *The Review in Economic Statistics*, 17, s. 105-115.
- KONEČNÝ, M. (2004): Globalizace Nerovnosti. Magisterská práce. Katedra sociologie FSS MU, Brno, 112 s.
- KOSTELECKÝ, T. (1994): Regionální diferenciaci sociálních problémů v České republice. Working papers 94:5, Praha, Sociologický ústav AV ČR.
- KOSTELECKÝ, T. (2000): Housing and Its Influence on the Development of Social Inequalities in the Post-Communist Czech Republic. *Czech sociological review* 8(2), s. 177-193.
- KUZNETS, S. (1955): Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45, Nm.1, s. 1-28.
- LAMMY, D. (2005): Spatial justice and the inner city: a key component of Labour's third term narrative? *A Journal of Labour politics*, 12, č. 4.
- LAWN, P.A. (2003): A theoretical foundation to support the Index of Sustainable Economic Welfare (ISEW), Genuine Progress Indicator (GPI), and other related indexes. *Ecological Economics*, 44, č. 1, s. 105-118
- MACHONIN, P., TUČEK, M. A KOL. (1996): Česká společnost v transformaci, k proměnám sociální struktury. Sociologické nakladatelství, Praha, 364 s.
- MAREŠ, P. (1999): Sociologie nerovnosti a chudoby. Praha, Slon.

- MATĚJŮ, P. (1993): From Equality to Equity? The Czech Republic between two Ideologies of Distributive Justice. *Czech Sociological Review* 1, s. 251-276.
- MATĚJŮ, P., ŘEHÁKOVÁ, B. (1992): Od nespravedlivé rovnosti ke spravedlivé nerovnosti? *Sociologický časopis* 28, s. 293 – 318.
- MILANOVIC, B., YITZHAKI, S. (2002): Decomposing world income distribution: does the world have a middle class? *World Bank Working Paper*.
- MLČOCH, L., MACHONIN, P., SOJKA, M. (2000): Ekonomické a společenské změny v české společnosti po roce 1989 (alternativní pohled). *Univerzita Karlova v Praze, Nakladatelství Karolinum*, 273 s.
- MYRDAL, G. (1957): *Economic Theory and Under-developed Regions*. London, Gerald Duckwords, 168 s.
- NOSEK, V. (2005): Dlouhodobý vývoj mezinárodní socio-ekonomické diferenciaci světa. Ročníková práce. *Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK*, 48 s.
- NOVOTNÝ, J. (2000): Regionální ekonomické struktury v České republice a jejich současné vývojové tendence. *Magisterská práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK*, 102 s.
- NOVOTNÝ, J. (2004a): Společensko-ekonomická diferenciaci světa se zvláštním důrazem k rozdílům regionálním. *Disertační práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK*, 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.
- PARETO, V. (1971): *Manual of Political Economy*. A.M. Kelley. New York.
- QUAH, D. (1993): Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, 95, s. 427-443.
- RAWLS, J. (1971): *A Theory of Justice*. Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press.
- 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.
- 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.
- SMEEDING, T.M. (2004): Twenty Years of Research on Income Inequality, Poverty, and Redistribution in the Developed World. Guest Editor. *Socio-Economic Review Special Issue* 2(2) (May), s. 149-163.
- SMEEDING, T.M., RAINWATER, L., CODER, J. (2001): Poverty across states, nations, and continents, in: *Child Well-Being, Child Poverty and Child Policy in Modern Nations*. The Policy Press, s. 33 – 75.
- SPIEZA, V. (2003): Measuring regional economies. *Statistics Brief, OECD*, č. 6.
- ŠTIKA, R. (2002): Vývoj meziregionálních rozdílů v českých zemích od roku 1918. *Magisterská práce. Katedra sociální geografie a regionálního rozvoje PřF UK*, 118 s.
- ŠTIKA, R. (2004): Regionální rozdíly v Česku v 90. letech v kontextu novodobého vývoje. *Sborník ČGS 109*, č. 1, s. 15-27.
- TOMEŠ, J. (1996a): Specifická nezaměstnanost v České republice v regionálním srovnání. *Sborník ČGS 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.
- THEIL, H (1979): World Income Inequality and its Components. *Economic Letters*, 2, s. 99-102.
- UNDP (2006): *China Human Development Report 2005*.
- VEČERNÍK, J. (1997): Občan a tržní ekonomika: příjmy, nerovnost a politické postoje v české společnosti. *Nakladatelství Lidové noviny, Praha*, 327 s.
- VEČERNÍK, J. (2001): Earnings Disparities in the Czech Republic: Evidence of the Past Decade and Cross-National Comparison. *The William Davidson Institute Working Paper No. 373*. <downloadable at: http://www.wdi.bus.umich.edu/research/working_papers.htm>

VEČERNÍK, J. (2004): Who is Poor in the Czech Republic? The Changing Structure and Faces of Poverty after 1989. Czech Sociological Review, č. 40, s. 807 – 835.

VITURKA, M. (1997): Základní trendy a souvislosti regionálního rozvoje ČR. In Aktuálne problémy regionálního rozvoja. 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.

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.

STATISTICKÉ ZDROJE

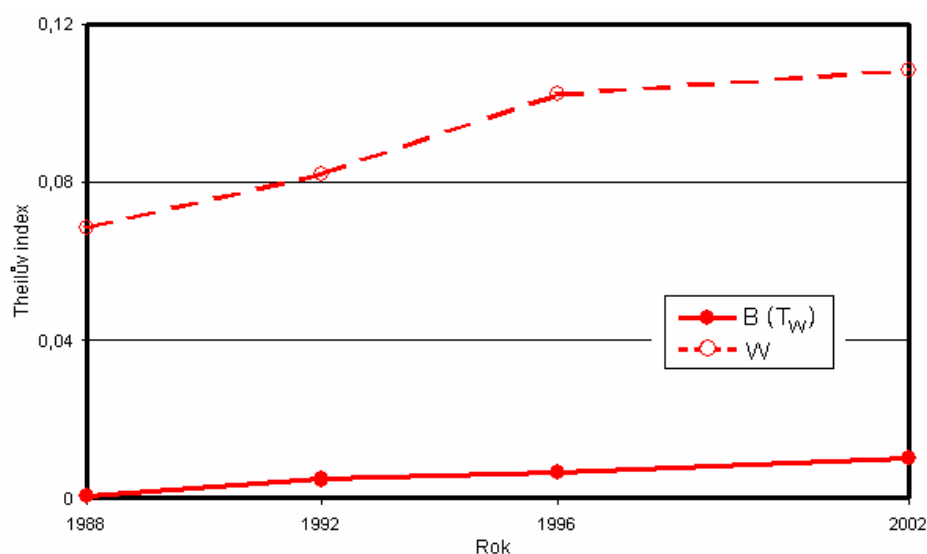
Evidenční počet pracovníků a mzdové prostředky v roce 1980, 1989, ČSÚ.

Pracovníci a mzdové fondy v krajích a okresech podle odvětví národního hospodářství 1992, 1995, 1998, 2001, ČSÚ (Pracovníci a mzdové fondy v krajích a okresech podle odvětví národního hospodářství 2001 k 4.9.2006 dostupné na: <http://www.czso.cz/>).

Příjmy hospodařících domácností, Mikrocensus 1988, 1992, 1996, 2002, ČSÚ (Mikrocensus 2002 k 4.9.2006 dostupný na: <http://www.czso.cz/>).

Regionální statistika cen práce 2/2001, 3/2001, ..., 3/2005, 4/2005 (podnikatelská sféra), MPSV, k 4.9.2006 dostupné na: <http://portal.mpsv.cz/sz/zamest/statistikacenyprace>.

PŘÍLOHY

P. 1 Vývoj složek celkového Theilova indexu příjmové diferenciaci domácností mezi lety 1988 a 2002

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: B (T_W) = mezi-regionální složka Theilova indexu, W = vnitro-regionální složka Theilova indexu

P. 2 Příspěvky příjmových decilů k mezi-decilové složce Theilova koeficientu příjmové diferenciaci mezi lety 1988 a 2002

	1988	1992	1996	2002	změna 2002-1988
1. decil	-0,0338	-0,0240	-0,0281	-0,0309	0,00293
2. decil	-0,0236	-0,0193	-0,0206	-0,0186	0,00496
3. decil	-0,0144	-0,0198	-0,0235	-0,0153	-0,00092
4. decil	-0,0059	-0,0189	-0,0227	-0,0183	-0,01238
5. decil	0,0037	-0,0165	-0,0200	-0,0158	-0,01954
6. decil	0,0119	-0,0112	-0,0135	-0,0126	-0,02451
7. decil	0,0188	-0,0014	-0,0012	-0,0089	-0,02778
8. decil	0,0193	0,0152	0,0201	0,0128	-0,00653
9. decil	0,0204	0,0321	0,0426	0,0465	0,02611
10. decil	0,0317	0,1111	0,1331	0,1178	0,08614

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn. : změna 2002-1988 počítá absolutní změnu příspěvku k Theilovu koeficientu příjmové nerovnosti mezi lety 2002 a 1988

P. 3 Procentní podíly mezi-skupinových a vnitro-skupinových složek Theilova indexu mzdové diferenciace zaměstnanců na třech měřítkových úrovních mezi lety 1980 a 2001

OKRESY	1980	1989	1992	1995	1998	2001
Mezi-sektorový	29,36	29,51	41,58	37,62	32,96	36,63
Vnitro-sektorový	70,64	70,49	58,42	62,38	67,04	63,37
Celkový	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Mezi-regionální	55,51	57,56	54,26	57,51	58,89	62,66
Vnitro-regionální	44,49	42,44	45,74	42,49	41,11	37,34
Celkový	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
KRAJE						
Mezi-sektorový	60,31	60,81	64,77	56,57	48,56	47,76
Vnitro-sektorový	39,69	39,19	35,23	43,43	51,44	52,24
Celkový	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Mezi-regionální	17,52	19,08	33,61	40,57	47,09	54,13
Vnitro-regionální	82,48	80,92	66,39	59,43	52,91	45,87
Celkový	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
ZEMĚ						
Mezi-sektorový	93,39	92,82	93,27	89,40	84,44	83,60
Vnitro-sektorový	6,61	7,18	6,73	10,60	15,56	16,40
Celkový	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
Mezi-regionální	0,29	0,39	2,49	6,53	11,70	12,72
Vnitro-regionální	99,71	99,61	97,51	93,47	88,30	87,28
Celkový	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

P. 4 Rozklad Theilova indexu mzdové diferenciace zaměstnanců na příspěvky jednotlivých měřítkových úrovní (1980-2001)

Rok	Úroveň	Theil	Procentuální podíly úrovní		
1980	Čechy-Morava	0,00001	x	1,08	0,16
	kraje v zemích	0,00104	x	98,92	14,93
	kraje	0,00105	15,09	100,00	x
	okresy v krajích	0,00592	84,91	x	84,91
	okresy celkem	0,00697	100,00	x	100,00
1989	Čechy-Morava	0,00002	x	1,36	0,22
	kraje v zemích	0,00118	x	98,64	15,79
	kraje	0,00120	16,01	100,00	x
	okresy v krajích	0,00627	83,99	x	83,99
	okresy celkem	0,00747	100,00	x	100,00
1992	Čechy-Morava	0,00023	x	5,15	2,07
	kraje v zemích	0,00432	x	94,85	38,10
	kraje	0,00455	40,17	100,00	x
	okresy v krajích	0,00678	59,83	x	59,83
	okresy celkem	0,01133	100,00	x	100,00
1995	Čechy-Morava	0,00066	x	10,19	4,80
	kraje v zemích	0,00586	x	89,81	42,33
	kraje	0,00652	47,13	100,00	x
	okresy v krajích	0,00732	52,87	x	52,87
	okresy celkem	0,01384	100,00	x	100,00
1998	Čechy-Morava	0,00151	x	14,44	7,75
	kraje v zemích	0,00896	x	85,56	45,94
	kraje	0,01047	53,69	100,00	x
	okresy v krajích	0,00903	46,31	x	46,31
	okresy celkem	0,01950	100,00	x	100,00
2001	Čechy-Morava	0,00193	x	13,43	8,92
	kraje v zemích	0,01246	x	86,57	57,51
	kraje	0,01439	66,44	100,00	x
	okresy v krajích	0,00727	33,56	x	33,56
	okresy celkem	0,02166	100,00	x	100,00

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

P. 5 Hodnoty celkového Theilova indexu mzdové diferenciaci zaměstnanců na úrovni okresů, krajů a zemí mezi lety 1980 a 2001

ROK	1980	1989	1992	1995	1998	2001
OKRESY	0,0126	0,0130	0,0209	0,0241	0,0331	0,0346
KRAJE	0,0060	0,0063	0,0135	0,0161	0,0222	0,0266
ZEMĚ	0,0039	0,0041	0,0094	0,0102	0,0129	0,0152

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

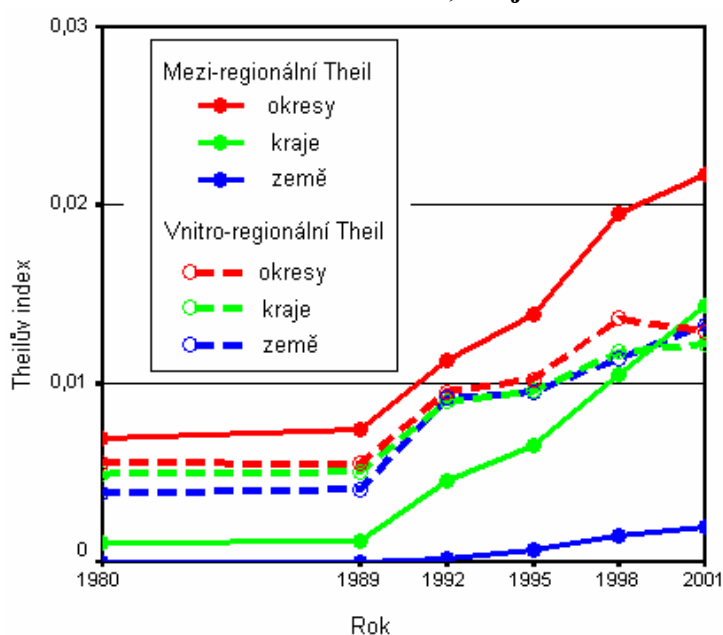
P. 6 Srovnání regionálních nerovnoměrností ve mzdách zaměstnanců postižených třemi koncepty regionálních rozdíl na třech měřítkových úrovních

	1980	1989	1992	1995	1998	2001
Theil_VAZ	0,0070	0,0075	0,0113	0,0138	0,0195	0,0217
Theil_NEV	0,0008	0,0010	0,0029	0,0031	0,0040	0,0045
Gini_VAZ	0,0316	0,0346	0,0601	0,0694	0,0819	0,0930
Gini_NEV	0,0174	0,0203	0,0350	0,0372	0,0407	0,0403
Theil_ROZ	0,0126	0,0130	0,0209	0,0241	0,0331	0,0346
RRN_okresy	55,51%	57,56%	54,26%	57,51%	58,89%	62,66%
RRN_kraje	17,52%	19,08%	33,61%	40,57%	47,09%	54,13%
RRN_země	0,29%	0,39%	2,49%	6,53%	11,70%	12,72%

zdroj: viz statistické zdroje, vlastní výpočet

pozn.: Theil_VAZ = Theilův index vážený počtem zaměstnanců, Theil_NEV = Theilův index nevážený počtem zaměstnanců, Gini_VAZ = Giniho koeficient vážený počtem zaměstnanců, Gini_NEV = Giniho koeficient nevážený počtem zaměstnanců, Theil_ROZ = Theilův index uvažující mezi-regionální i vnitro-regionální nerovnoměrnosti, RRN = relativní regionální nerovnost na třech měřítkových úrovních

P. 7 Vývoj mezi-regionální a vnitro-regionální části Theilova indexu mzdové diferenciaci zaměstnanců na úrovni okresů, krajů a zemí mezi lety 1980 a 2001



zdroj: viz datové zdroje, vlastní výpočet