

RUDOLF ŠTIKA

REGIONÁLNÍ ROZDÍLY V ČESKU V 90. LETECH V KONTEXTU NOVODOBÉHO VÝVOJE

R. Štika: *Regional disparities in Czechia in 1990s in modern development context.* – Geografie – Sborník ČGS, 109, 1, pp. 15–26 (2004). Using a wide scale of indicators (economic, social and demographic) and different statistical methods for measuring variability (coefficient of variation, Gini's coefficient, Theil's index and standard deviation) this article tries to describe the evolution of regional variability during the 1990s in the Czech Republic in the context of long-term trends. Special attention is paid to a comparison of the variability figures in the 1990s with those in the 1920s and 1930s. An evaluation of the suitability of different indexes used in measuring regional variability is also made. The analysis proves that contemporary regional differentiation in the Czech Republic is not exceptional from the long-term perspective. The article also discusses the influence of the vertical and horizontal position of the regions on the success of their development in this respect. A brief international comparison at the end shows the position of Czech regional disparities within the group of EU countries.

KEY WORDS: regional disparities – long-term trends – 1990s – statistical methods – Czechia – EU.

Autor děkuje za finanční podporu Grantové agentury UK, projekt č. 224/2003/B–GEO/PrF.

Úvod

Vývoj regionálních rozdílů v transformačním období v českých podmínkách je v posledním desetiletí poměrně často studovaným geografickým tématem (např. Blažek 1994 a 1996, Tomeš 1996a a 1996b, ČSÚ 2001) Odborné práce se zabývají jednotlivými složkami tohoto vývoje a posuzováním úspěšnosti regionů dle různých ukazatelů. Na tematiku vývoje regionálních rozdílů navazuje i tento článek, avšak nesoustřeďuje se pouze na vývoj po roce 1990, jako je tomu ve většině ostatních případů, ale zasazuje tento vývoj do kontextu dlouhodobého vývoje během období více než 80 let od založení Československa.

Podobně zaměřené odborné práce publikované v zahraniční literatuře (např. Dunford 1996; Villaverde Castro 1996; Martin 1997; Hofer, Wörgötter 1997; Gregory, Dorling, Southall 2001) jsou většinou zaměřené spíše na ekonomické ukazatele, například hrubý domácí produkt (HPD) na obyvatele, nezaměstnanost či míru podnikatelské aktivity (Blažek 1996). Protože některé ze zmiňovaných, v zahraničí nejvíce používaných ukazatelů, nejsou u nás na regionální úrovni k dispozici a také kvůli snaze o větší vypovídací hodnotu této analýzy, se autor rozhodl využít vedle ekonomických i sociální a demografické ukazatele úrovně rozvoje regionů. Vedle zmapování vývoje regionální diferenciace na základě různých ukazatelů se autor věnoval i posouzení vhodnosti použití zvolených statistických nástrojů.

Pro analýzu jednotlivých ukazatelů bylo využito několika statistických nástrojů nejčastěji používaných v literatuře. Těmi jsou směrodatná odchylka vážená počtem obyvatel a z ní odvozený variační koeficient, Theilův index ve standardizované podobě a Giniho koeficient.¹

Směrodatná odchylka je základní mírou používanou pro měření meziregionální variability Eurostatem (Blažek 1996). Problematicnost jejího použití však spočívá v tom, že její velikost je závislá na volbě jednotek měření, respektive na velikosti naměřených hodnot. Proto není příliš vhodná pro využití při srovnávání různých ukazatelů, či pro dlouhodobé srovnávání, kdy se průměrné hodnoty studovaných indikátorů významně mění. Ze směrodatné odchylky odvozený variační koeficient (poměr směrodatné odchylky a průměru), je pro srovnávání různých ukazatelů vhodnější, protože není závislý na naměřených hodnotách ukazatelů. Na druhou stranu však skutečnost, že variační koeficient nezohledňuje průměrnou míru proměnné, je nevýhodou v tom směru, že pokud je průměr sledovaných hodnot malý, tj. blízký nule, pak variační koeficient vykazuje velkou variabilitu už při malých regionálních rozdílech. Proto je účelné využití jak směrodatné odchylky, tak variačního koeficientu – první z nich vyjadřuje rostoucí nebo klesající závažnost regionální variability daného ukazatele v souvislosti s jeho rostoucí nebo klesající průměrnou hodnotu, druhý pak samotnou relativní variabilitu.

Giniho koeficient a Theilův index jsou při studiu regionální variability používány častěji než variační koeficient. Tyto indexy dávají podobné výsledky jako variační koeficient, ale dochází k odchylkám v jejich průběhu (např. Villaverde Castro 1996). Pro získání co nejobektivnějšího obrazu o vývoji variability je proto účelné neomezovat se pouze na jeden z nich. Jejich společné užití také umožňuje větší srovnatelnost s ostatními výzkumy. Hlavní předností Theilova indexu má navíc být omezení vlivu počtu územních jednotek na míru variability (Terrasi 1997).²

Úrovně zkoumání

Pro dlouhodobou analýzu vývoje regionálních rozdílů bylo v této práci využito dvou úrovní zkoumání: okresní a krajské. Na okresní úrovni byly získá-

¹ Výpočtové vzorce zmiňovaných ukazatelů jsou:

a) směrodatná odchylka: $Sd = \sqrt{[\sum (x_i - \bar{x})^2 p_i / \sum p_i]}$,

kde x_i je hodnota studovaného ukazatele dosažená v daném regionu; \bar{x} je průměrná hodnota studovaného ukazatele na celém území; a p_i je velikost regionu i měřená exponovanou populací

b) variační koeficient: $Vx = Sd / \bar{x}$,

kde Sd je směrodatná odchylka; a \bar{x} je aritmetický průměr příslušné hodnoty

c) Theilův index: $Th = \{[\sum x_i / x] \ln [(x_i / p_i) / (x / p)]\} / \ln p$,

kde x_i je hodnota studovaného ukazatele dosažená v daném regionu; x je celková hodnota studovaného ukazatele na celém území; p_i je velikost regionu i měřená exponovanou populací; p je celková velikost exponované populace na celém území

d) Giniho koeficient: $Gx = (x_i - x_j / n) / 2 \bar{x}$,

kde x_i a x_j jsou hodnoty studovaného ukazatele dosažené v daném regionu; n je počet územních jednotek; a \bar{x} je aritmetický průměr příslušné hodnoty

² Obecně platí, že čím je větší počet použitých územních jednotek, tím je větší variabilita studovaného ukazatele. Srovnatelnost počtu jednotek v čase je tak zásadním požadavkem pro dlouhodobé zkoumání variability.

ny detailnější informace o regionální variabilitě, na krajské úrovni je pak možno postihnout obecnější trendy vývoje variability v čase a potvrdit výsledky získané na okresní úrovni. Okresní jednotky vycházejí z vymezení používaného od roku 1960, krajské pak ze současného vymezení vyšších územně-správních celků. Zmiňované okresní vymezení není nejvhodnější pro citlivé vystihnutí charakteru územní diferenciace. Pro tento účel by byly nejvhodnější územně-správní jednotky z let 1949–1960 (Hampl, Gardavský, Kühnl 1987). Jelikož ale okresy administrativního členění z roku 1960 jsou oproti ostatním členěním územně největší, umožňují načítání dat za dříve užívané jednotky, čímž je možno vypořádat se se základním problémem dlouhodobých analýz u nás, kterým je měnící se struktura a počet statistických jednotek v čase. Načítání dřívějších menších okresů bylo provedeno na základě příslušnosti okresního města do použitých okresů. Jelikož hranice dřívějších menších jednotek neodpovídají vždy hranicím pozdějších jednotek, je skládáním konstantního souboru jednotek tudíž pouze přibližné. Ze statistického hlediska jsou však tyto drobné odchylky zanedbatelné, protože právě na okresní města a jejich nejbližší zázemí většinou připadá zásadní podíl obyvatel i socioekonomických aktivit. Mimo to byly sloučeny venkovské okresy v zázemí velkých měst s příslušnými městskými okresy: Praha-město s Prahou-východ a Prahou-západ; Brno-město s Brnem-venkov; Plzeň-město s Plzní-sever; a Ostrava-město s Karvinou a Frýdkem-Místkem, tak, aby nebylo odtrháváno jádro od svého přirozeného zázemí a aby byl omezen počet jednotek s extrémními hodnotami (podobné řešení viz např. Marada 2001). Stejným způsobem byla na krajské úrovni spojena Praha se Středočeským krajem.

Použité ukazatele rozvoje socioekonomické úrovně regionů

Výběr ukazatelů má pro analýzu regionálních rozdílů zásadní vliv (viz např. Blažek 2002). Důležité je zejména si uvědomit, zda je popisovaný jev nositelem vývoje a změn a dá se u něj tudíž očekávat vyšší míra diferenciace a současně dobrá indikovatelnost vyspělosti regionů nebo zda již prošel procesem geografické difúze a dají se očekávat nižší a poměrně ustálené rozdíly mezi regiony. Vedle toho je také důležitá citlivost společnosti vůči regionálním rozdílům v příslušné sféře života. Vyšší citlivost totiž předurčuje snahu o vyšší míru regulací. Otázkou pak zůstává nakolik je společnost reálně schopna takové rozdíly ovlivňovat.

Pro tuto analýzu se autor rozhodl využít co nejširší spektrum ukazatelů jak ekonomických, tak sociálních a demografických. Základním limitujícím faktorem byla ze zřejmých důvodů dostupná datová základna. Bylo třeba nalézt takové ukazatele, které by měly dostatečnou vypovídací hodnotu a zároveň byly dostupné v dlouhodobých časových řadách. V průběhu času se přitom měnily nároky na strukturu publikovaných ukazatelů, zejména s měnící se ideologií státu, ale i na metodiku jejich výpočtu. Proto celé sledované období pokrývá pouze několik ukazatelů pravidelně publikovaných ve Sčítáních lidu anebo v oddíle státní statistiky Pohyb obyvatelstva. U některých ukazatelů se metodicky liší ukazatele použité v období první republiky a v 90. letech minulého století. Konečný soubor ukazatelů, který byl v analýze použit, je shrnut v tabulce 1³.

³ Podrobné zmapování datové základny a důvody výběru a způsobů konstrukce ukazatelů viz Štika 2002.

Tab. 1 – Použité ukazatele

Název ukazatele	Průměrná míra nezaměstnanosti	Ekonomický agregát +HDP/	Podíl EA	Výnosy daní z podnikání	Průměrné mzdy	Podíl EA v zemědělství	Podíl EA v terciéru	Ukazatele vzdělanosti	Kvociet kojenecké úmrtnosti
Data z let	1933, 1938, 1994, 1997, 2000	1967, 1975, 1982, 1989, 1996; 1996, 1998, 2000	1921, 1930, 1950, 1961, 1970, 1980, 1991, 2001	1922, 1926, 1930, 1933, 1994, 1998, 2001	1967, 1975, 1982, 1989, 1996, 2000	1921, 1930, 1950, 1961, 1970, 1980, 1991, 2001	1921, 1930, 1950, 1961, 1970, 1980, 1991, 2001	1921, 1930, 1961, 1970, 1980, 1991, 2001	1921, 1930, 1950, 1961, 1970, 1980, 1991, 2000

Pozn.: EA = ekonomicky aktivní obyvatelé; kurzívou jsou uvedeny údaje o HDP/obyv.

Ze sčítání lidu byly použity pravidelně publikované údaje o míře ekonomické aktivity obyvatelstva a o její struktuře. Ve sčítáních bylo možno získat i údaje o vzdělanosti. Ovšem struktura obyvatel dle vzdělání za okresy byla publikována až od roku 1961 (v roce 1950 byla zjišťována, ale nepublikována). V těchto letech autor použil tzv. index vzdělanosti definovaný jako součet podílu obyvatel starších 15 let se středoškolským vzděláním a dvojnásobku podílu vysokoškolsky vzdělaných (obdobně definovaný index viz Hampl 1996). Za první republiky byla publikována pouze data o podílu negramotných, která byl autor nucen použít a u kterých se předpokládalo obdobné, respektive inverzní regionální rozložení oproti indexu vzdělanosti. Další ucelenou řadu pak tvořila data o kojenecké úmrtnosti, pravidelně publikovaná v pramených dílech státní statistiky v oddíle Pohyb obyvatelstva, přičemž použitý údaj je vzhledem k možným meziročním výkyvům vždy aritmetický průměr za 3 roky (za uvedený rok, rok jemu předcházející a po něm následující).

Srovnání jednotlivých statistických ukazatelů

Z výsledků vývoje variability za jednotlivé ukazatele bylo patrné, že Theilův index a variační koeficient mají podle předpokladů velmi podobný průběh a chování v čase. Theilův index však dosahuje o řád nižších hodnot než variační koeficient. Omezení vlivu počtu jednotek při použití Theilova indexu nebylo prokázáno. Vzhledem k tomu, že Theilův index dosahuje řádově menších hodnot než variační koeficient, byly absolutní rozdíly ve variabilitě mezi okresní a krajskou úrovní také řádově menší. Relativně, vzhledem k velikostem obou indexů, však tyto rozdíly byly zhruba srovnatelné. Proto autor provedl porovnání výsledků Theilova indexu a variačního koeficientu pro kvociet kojenecké úmrtnosti za rok 1921, za použití tehdejších soudních okresů, tedy 329 jednotek a při použití 70 dlouhodobě srovnatelných jednotek, používaných v této práci. Theilův index dosáhl hodnot 0,0112 pro 329 jednotek a 0,0078 pro 70 jednotek a variační koeficient hodnot 0,1791 a 0,1203. Tyto rozdíly jsou tedy relativně srovnatelné a omezení vlivu počtu jednotek na míru variability u Theilova indexu lze proto považovat za diskutabilní.

Výsledky získané aplikací Giniho koeficientu byly podobné jako u předchozích dvou indexů, ale již se více odlišovaly a v některých případech dokonce krátkodobě vykazovaly i opačné vývojové trendy (například při analýze uka-

zatele vzdělanosti). Použití Giniho koeficientu tak může do jisté míry zpochybnout objektivnost výsledků předchozích dvou indexů variability.

Použití směrodatné odchylky potvrdilo, že není vhodná pro vzájemné srovnávání různých ukazatelů. Na druhou stranu se ale prokázalo, že její význam spočívá právě v posouzení míry závažnosti naměřených výsledků variability. V případě nízké průměrné hodnoty zkoumaného ukazatele, kdy i malé výkyvy způsobují výrazné zvýšení variability, nemusí být závažnost takových rozdílů vzhledem k celkové úrovni daného ukazatele velká, na což může upozornit inverzní vývoj směrodatné odchylky vůči ostatním indexům variability. Kombinované použití směrodatné odchylky a jiného indexu variability tudíž autor považuje za velmi účelné a významným způsobem doplňující získávané informace.

Výsledky analýzy

Při srovnání výsledků variability jednotlivých ukazatelů za celé sledované období bylo zjištěno, že nejnižších hodnot variability dosáhl podíl ekonomicky aktivních obyvatel, a to jak na okresní, tak na krajské úrovni (viz tab. 2)⁴. Podíl ekonomicky aktivních lze považovat za určitý ukazatel ekonomického potenciálu regionu. Ukázalo se však, že míra ekonomické aktivity se v naší republice mezi regiony příliš neliší, a to po celé sledované období, a i vzhledem k tomu, že v průběhu času došlo u tohoto ukazatele pouze k relativně malému posunu průměrné hodnoty, nelze ho považovat za nositele změn.

Relativně nízkých hodnot variability dosahovaly i průměrné mzdy (viz obr. 1) a od nich odvozený ekonomický agregát charakterizující výkonnost regionální ekonomiky. U obou těchto ukazatelů přitom došlo ke zvýšení variability od začátku 90. let, přičemž rostla i jejich průměrná hodnota. Analýza vývoje pořadí jednotlivých okresů podle výše průměrných mezd prokázala, že se až do roku 2000 na předních místech udržovaly některé okresy severních Čech a Moravy, tj. okresy s největším strukturálním postižením. Tyto údaje

Tab. 2 – Srovnání nejvyšších naměřených hodnot měr variability u jednotlivých ukazatelů

	Variační koeficient		Theilův index		Giniho koeficient	
	okresy	kraje	Okresy	kraje	okresy	Kraje
Nezaměstnanost	0,6158	0,4850	0,0308	0,0255	0,3195	0,2521
Daně z podnik.	1,3875	0,8151	0,0659	0,0410	0,2861	0,2730
Sekt. str. – zem.	0,6820	0,4518	0,0357	0,0257	0,3761	0,2631
Sekt. str. – terc.	0,3166	0,2080	0,0172	0,0117	0,0951	0,0755
Ekon. agregát	0,2818	0,1627	0,0143	0,0085	0,1153	0,0709
HDP/obyv.	–	0,3315	–	0,0166	–	0,0790
Prům. mzdy	0,1798	0,1400	0,0094	0,0082	0,0406	0,0375
Ekon. aktivní	0,0789	0,0517	0,0041	0,0028	0,0386	0,0315
Vzdělanost	0,3877	0,2547	0,0203	0,0138	0,2055	0,1551
Koj. úmrtnost	0,3298	0,2261	0,0237	0,0162	0,2106	0,1120

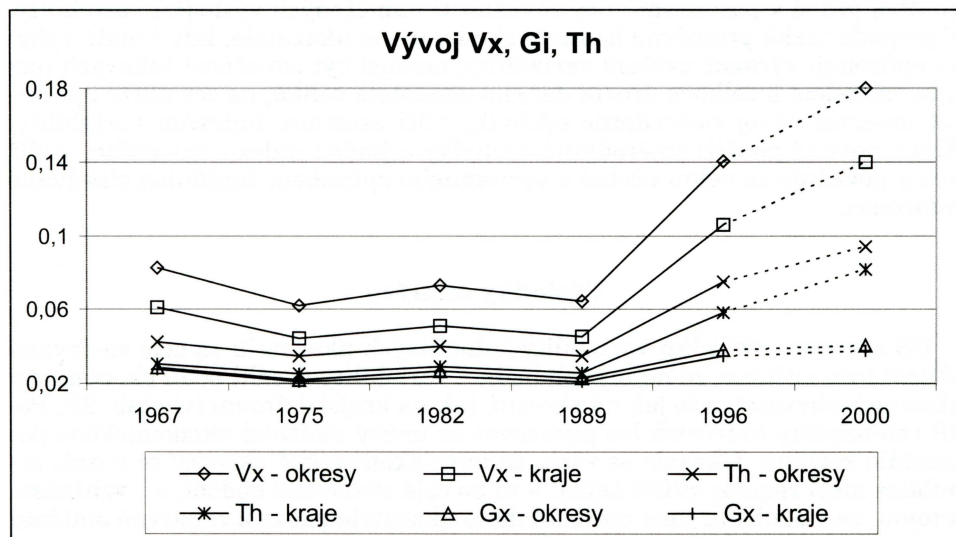
Zdroj: Štika 2002

Pozn.: tučně jsou vyznačena absolutní maxima

⁴ Při srovnání různých ukazatelů lze porovnávat pouze variační koeficient, Theilův index a Giniho koeficient. Směrodatná odchylka, jejíž velikost je ovlivněna konkrétními naměřenými hodnotami daných veličin, není pro tato srovnání využitelná.

Obr. 1 – Vývoj variability průměrných mezd dle indexů variability (variační koeficient – Vx, Giniho koeficient – Gi, Theilův index – Th)

Zdroj: Pracovníci a mzdové fondy socialistického sektoru národního hospodářství (bez JZD) v krajích a okresech podle odvětví národního hospodářství v letech 1967, 1975, 1982; Hampl 1999; interní materiály, Okresy ČR 2000, vlastní výpočty autora



potvrzují domněnky, že v těchto oblastech přetrvávají některé strukturální deformace výše průměrných mezd z komunistického období. Je dobré na tomto místě připomenout, že právě průměrné mzdy patří mezi sociálně velmi citlivé ukazatele.

Data za ekonomický agregát byla na krajské úrovni doplněna od roku 1996 také dostupnými údaji o HDP na obyvatele. Tyto údaje vykazovaly vyšší úroveň variability než ekonomický agregát. Za zmínku stojí, že zatímco u Giniho koeficientu byl tento rozdíl relativně malý, u variačního koeficientu a u Theilova indexu byl dvojnásobný. Mezi sledovanými roky 1996–2000 vykázaly všechny ukazatele stálý růst variability HDP na obyvatele. I tak ovšem variabilita tohoto ukazatele nebyla extrémní a pohybovala se na nižší úrovni než například variabilita míry nezaměstnanosti. Tato data naznačují, že hodnoty ekonomického agregátu nahrazují HDP na obyvatele jen částečně a nelze je navzájem zaměňovat.

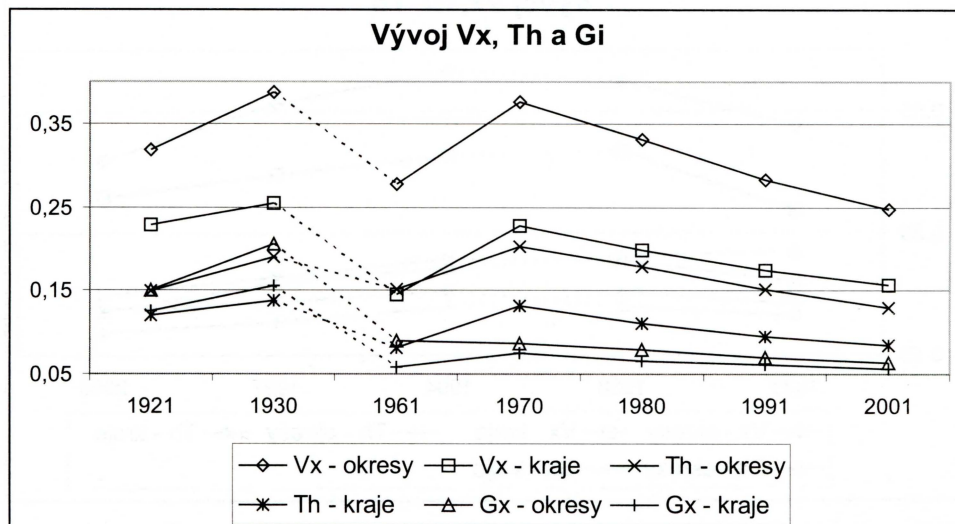
Další skupinu ukazatelů dle nejvyšší dosažené míry variability tvořil podíl ekonomicky aktivních v terciéru, ukazatele vzdělanosti a kvocient kojenecké úmrtnosti. U podílu ekonomicky aktivních v terciéru však byly nejvyšší hodnoty variability dosaženy již v letech 1950 a 1961 a od té doby dochází k trvalému poklesu variability měřenému variačním koeficientem, Theilovým indexem a Giniho koeficientem a ke stagnaci směrodatné odchylky. To je podle autora dáno hrubým vymezením jednotlivých sektorů ve statistických publikacích z komunistického období a zejména pak velice širokým vymezením terciéru. Je patrné, že jako nositel změn by lépe sloužil úžeji vymezený kvartér. Takovéto údaje však pro dlouhodobá srovnání nejsou bohužel k dispozici.

Podobně tomu bylo i u ukazatelů vzdělanosti, které nejvyšších hodnot variability dosáhly v roce 1930 a v roce 1970 (viz obr. 2), a poté u nich docházelo k neustálému poklesu variability měřenému indexy variability. Ten podle výsledků ze Sčítání lidu, domů a bytů z roku 2001 poněkud překvapivě pokračoval.

Obr. 2 – Vývoj variability ukazatelů vzdělanosti dle indexů variability (variační koeficient – Vx, Giniho koeficient – Gi, Theilův index – Th)

Zdroj: ČSÚ, vlastní výpočet autora

Pozn: Údaje za roky 1921 a 1930 značí gramotnost, v ostatních letech se jedná o index vzdělanosti



čoval i v průběhu 90. let. Je však třeba upozornit na skutečnost, že v celém poválečném období rostla směrodatná odchylka, takže pokles relativní variability byl doprovázen rychlým nárůstem průměrných hodnot. Z toho vyplývá, že relativní variabilita měřená indexy variability sice klesala, ale absolutní rozdíly mezi regiony se zvětšovaly.

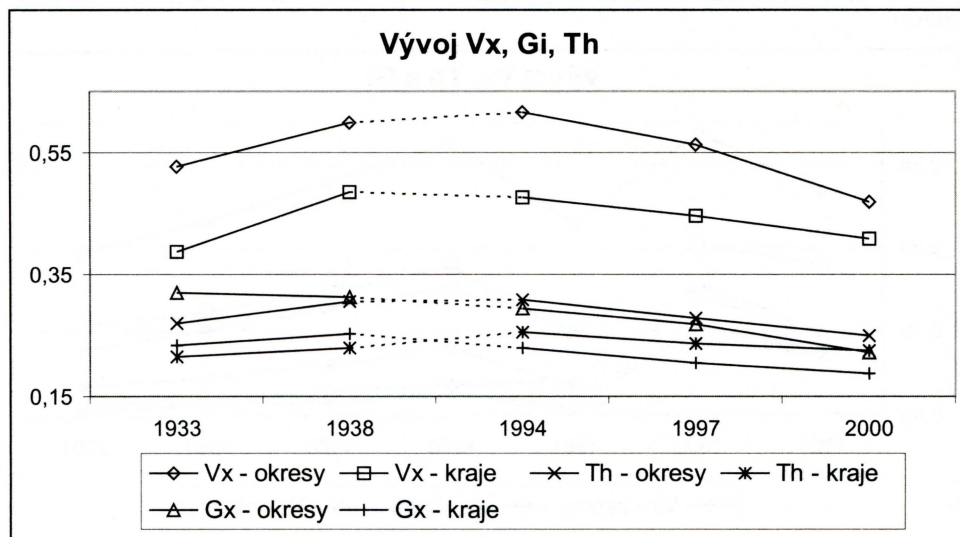
Naproti tomu variabilita u kojenecké úmrtnosti od 80. let prudce stoupá (dle výsledků variačního koeficientu, Theilova indexu a Giniho koeficientu), ale je doprovázena výrazným poklesem průměrných hodnot. Lze proto říci, že kojenecká úmrtnost je v současné době již ustálená na nízké a nivelizované úrovni. Poměrně vysoká relativní variabilita měřená indexy variability (variační koeficient, Theilův index a Giniho koeficient) je způsobována tím, že při nízké průměrné hodnotě se značně projevují i malé regionální výkyvy.

Nejvyšší hodnoty variability byly zaznamenány u podílu ekonomicky aktivních v zemědělství, u míry nezaměstnanosti a především u výnosů daní z podnikání. Relativní variabilita ekonomicky aktivních v zemědělství se udržovala po celé sledované období na srovnatelné úrovni. K určitému nárůstu došlo po roce 1989, kdy zároveň došlo k radikálnímu snížení dosahovaných hodnot, které však s výjimkou 50. let klesaly neustále. Tomu odpovídá vývoj směrodatné odchylky, která již od období první republiky (opět s výjimkou 50. let) neustále klesala. Vysoká variabilita tohoto ukazatele je dána jeho podstatou. Zatímco venkovské regiony dosahují relativně vysokých hodnot, v silně urbanizovaných regionech se blíží nule.

U nezaměstnanosti (viz obr. 3) bylo nejvyšších hodnot variability, měřených variačním koeficientem, Theilovým indexem a Giniho koeficientem, dosaženo na začátku 90. let, kdy však průměrné hodnoty byly velice nízké. Úroveň variability nezaměstnanosti v 90. letech se přitom výrazně nelišila od úrovně z období 1. republiky. Naopak směrodatná odchylka v průběhu 90. let neustále rostla v souvislosti s nárůstem průměrné míry nezaměstnanosti. Na-

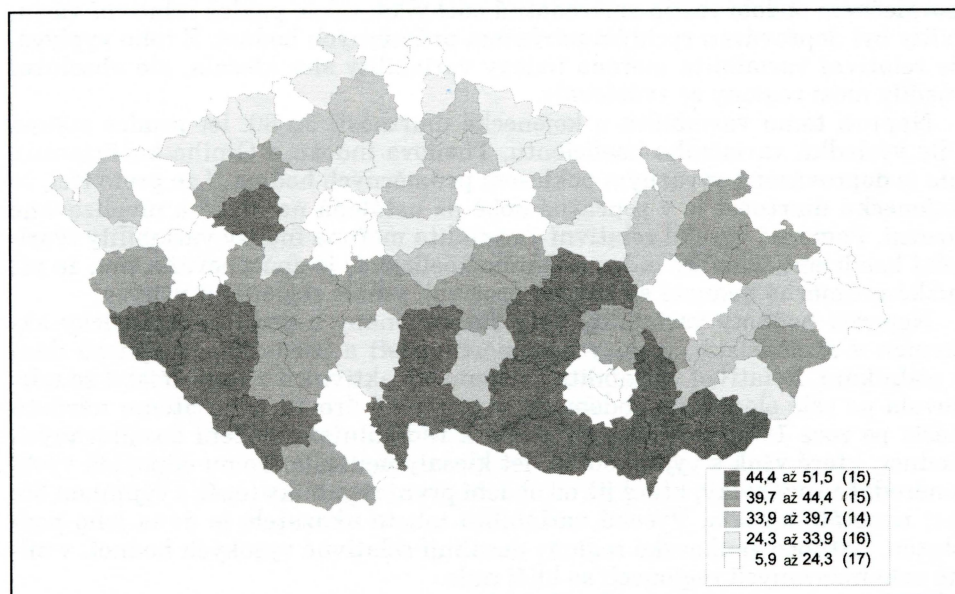
Obr. 3 – Vývoj variability nezaměstnanosti dle indexů variability (variační koeficient – Vx, Giniho koeficient – Gi, Theilův index – Th)

Zdroj: Nečas 1938, Statistická ročenka z oblasti práce a sociálních věcí (1994, 1997, 2000), vlastní výpočet autora



Obr. 4 – Průměrné pořadí okresů za všechny ukazatele

Zdroj: Štika 2002



měřené vysoké hodnoty variability ve srovnání s jinými ukazateli jsou u míry nezaměstnanosti ještě více umocňovány velmi silnou sociální vnímavostí obyvatelstva regionů vůči této problematice.

Zcela nejvyšších hodnot variability dosáhly výnosy daní z podnikání, a to konkrétně v roce 1926. Na tomto místě je však třeba zmínit, že za první re-

publiky byl pochopitelně jiný daňový systém a jiná progresivita zdanění, což může variabilitu daňových výnosů značně ovlivnit. Stále vysokou variabilitu si však tento ukazatel udržoval i po celou dobu devadesátých let. To odpovídá také poměrně vysoké stabilitě pořadí jednotlivých regionů v průběhu 90. let. Na základě těchto skutečností se zdá, že právě ukazatel výnosů daní z podnikání lze považovat za jeden z možných ukazatelů „úspěšnosti“ jednotlivých regionů v průběhu 90. let.

Vedle výše zmíněných skutečností tato práce také prokázala, že významnými faktory určujícími dlouhodobou úspěšnost regionů jsou jednak postavení regionálních center v hierarchii osídlení a jednak geografická poloha daného regionu (též viz např. Hampl, Müller 1996). Za tímto účelem bylo u každého ukazatele spočítáno průměrné pořadí jednotlivých okresů v čase. Z těchto průměrných pořadí za jednotlivé ukazatele bylo vytvořeno jedno celkové průměrné pořadí za každý okres. Na obrázku 4 je na první pohled patrná zonalizace ve směru od severoseverozápadu k jihovýchodu. Toto členění vychází z duality průmyslový sever – zemědělský jih (viz např. Hampl 1996). Z obrázku 4 je patrný i význam postavení regionálních center v hierarchii osídlení – mezi okresy s nejnižším výsledným průměrným pořadím se umístila všechna krajská města s výjimkou Jihlavy. Mezi 11 okresů s městy, která Hampl, Müller (1996) řadí mezi hierarchicky nejvýše postavené a označují je jako velká města, se prosadil pouze okres Karlovy Vary, v němž se v současnosti nachází krajské město.

Mezinárodní srovnání se zeměmi EU

V dnešní době nelze snad ani jinak než při podrobnějším pohledu zasazovat národní analýzy do kontextu EU, jejímž členem se Česká republika stane v roce 2004. Veškerá mezinárodní srovnání regionálních rozdílů, respektive regionální variability, narážejí na problém srovnatelnosti. Ten vyplývá jednak z toho, že daný ukazatel může být v různých státech definovaný různě a jednak z nestejného počtu regionálních jednotek v jednotlivých zemích. Navíc i velikosti těchto jednotek jsou rozdílné. Problému nestejných definic se členským státům Evropské unie daří předcházet tím, že postupně přecházejí na jednotné výstupy ze svých národních statistik, koordinované Eurostatem. Problém nestejného počtu jednotek však nemá v dohledné době řešení, protože statistika na Evropské úrovni se zabývá převážně regiony NUTS II a III a těch je v každém státu různý počet a jak bylo zmíněno výše, nejsou ani velikostně příliš srovnatelné. Proto je nutné při porovnávání regionální variability různých států a vytváření příslušných závěrů, mít tyto okolnosti na paměti. S tím souvisí i to, že Eurostat používá nejčastěji jako ukazatel variability směrodatnou odchylku, o jejíž výhodách a nevýhodách již bylo pojednáno výše.

Pro alespoň orientační srovnání české regionální variability bylo vzhledem k dostupným datům provedeno porovnání směrodatné odchylky míry neza-

Tab. 3 – Porovnání směrodatné odchylky průměrné míry nezaměstnanosti

	CZ*	A	B	D	E	EL	F	FIN	I	UK	EU15
1994	1,6	0,9	3,3	4,0	5,4	2,4	2,0	2,5	6,2	2,4	6,0
1999	3,6	1,1	4,3	4,3	5,7	2,0	2,5	3,2	7,9	2,6	5,5

Zdroj: Second Cohesion Report – Figures

*Pozn.: údaje za státy EU i za ČR jsou za regiony NUTS II, ale druhý údaj za ČR je z roku 2000.

městnanosti s vybranými státy EU za roky 1994 a 1999 (viz tabulka 3). Použité údaje za ČR jsou však za roky 1994 a 2000. To však vzhledem ke všem ostatním metodickým obtížím s počtem a velikostí regionálních jednotek nehraje podstatnou roli.

Na první pohled se zdá, že ČR má ve srovnání se státy EU relativně nízké regionální rozdíly, nedosahující průměru EU. U údajů za rok 1994 je však třeba připomenout, že tehdejší míra nezaměstnanosti v ČR dosahovala extrémně nízkých hodnot a jak už bylo několikrát poukázáno, tyto rozdíly zohledňují i výsledky směrodatné odchylky. Hodnoty z roku 1999 jsou v tomto směru už věrohodnější a i ty ukazují naše regionální rozdíly v míře nezaměstnanosti jako srovnatelné s evropskými poměry. Tyto údaje jsou však spíše orientační a nelze z nich utvářet jednoznačně a zjednodušující závěry (viz zmiňované rozdílné počty jednotek, různá úroveň nezaměstnanosti v různých zemích, vliv extrémních hodnot apod.) Lze tedy spíše konstatovat, že v tomto případě regionální variabilita v ČR nijak výrazně nevybočuje z hodnot v členských státech EU.

Závěr

Práce prokázala, že současné regionální rozdíly významně nepřevyšují dlouhodobě dosažené hodnoty. Z výsledků není patrný jasný trend zvyšování regionálních rozdílů ani jejich snižování. Jako ukazatel s nejvyšší relativní mírou variability byl hodnocen výnos daní z podnikání, naopak nejnižší variabilitu vykazoval podíl ekonomicky aktivních obyvatel. Mezi společensky citlivými ukazateli vykazovala největší relativní variabilitu míra nezaměstnanosti. Naproti tomu průměrné mzdy patřily do skupiny ukazatelů s nejnižší relativní variabilitou (měřenou variačním koeficientem, Giniho koeficientem a Theilovým indexem). Mimo tato fakta se také potvrdila obecně přijímaná hypotéza, že významnými faktory ovlivňujícími úspěšnost regionů jsou postavení regionálních center v hierarchii osídlení a geografická poloha daného regionu. Na základě zkušenosti s využíváním různých ukazatelů variability autor doporučuje využívat kombinaci směrodatné odchylky a alespoň některého z indexů variability (variační koeficient, Theilův index, Giniho koeficient). V souvislosti s tím se však nepotvrdil předpoklad, že Theilův index významným způsobem ovlivňuje vliv počtu územních jednotek na míru variability.

Literatura:

- BACHTLER, J., DOWNES, R., GORZELAK, G. (2000): Transition, cohesion and regional policy in Central and Eastern Europe. Hampshire, Ashgate Publishing, 378 s.
- BLAŽEK, J. (1994): Regionální analýza kapitálového trhu v České republice. Sborník ČGS, 99, Nakl. ČGS, Praha, č. 4, s. 225-233.
- BLAŽEK, J. (1996): Meziregionální rozdíly v České republice v transformačním období. Geografie-Sborník ČGS, 101, ČGS, Praha, č. 4, s. 265-277.
- BLAŽEK, J. (2002): Regionální rozvoj a regionální politika – obecné problémy a specifika ČR v období transformace. Habilitační práce. Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha, nestr.
- DUNFORD, M. (1996): Disparities in employment, productivity and output in the EU: the roles of labour market governance and welfare regimes. Regional Studies 30, č. 4, s. 339-357.
- CASELLAS, A., GALLEY, C. A. (1999): Regional definitions in the European Union: A question of disparities? Regional Studies 33, č. 6, s. 551-558.
- COOMBES, M., WONG, C. (1994): Methodological steps in the development of multivariate indexes for urban and regional policy analysis. Environment and Planning A 26, s. 1297-1316.

- GREGORY, I. N., DORLING, D., SOUTHALL, H. R. (2001): A century of inequality in England and Wales using standardized geographical units. *Area* 33, č. 3 s. 297-311.
- HAMPL, M. (1996): Transformační procesy a předpoklady dalšího vývoje systému osídlení; in: Hampl, M. a kol.: *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha, s. 91-117.
- HAMPL, M. (1999): The development of regional systém and societal transformation in the Czech Republic; in: Hampl, M. a kol.: *Geography of societal transformation in the Czech Republic*. KSGRR, Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha, s. 27-101.
- HAMPL, M., GARDAVSKÝ, V., KÜHN, K. (1987): Regionální struktura a vývoj systému osídlení ČSR. Univerzita Karlova, Praha, 255 s.
- HAMPL, M., MÜLLER, J. (1996): Komplexní organizace systému osídlení; in: Hampl, M. a kol.: *Geografická organizace společnosti a transformační procesy v České republice*. Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha, s. 53-89.
- HOFER, H., WÖRGÖTTER, A. (1997): Regional per capita income convergence in Austria. *Regional Studies*, 31, č. 1, s. 1-12.
- MARADA, M. (2001): Vymezení periferních oblastí Česka a studium jejich znaků pomocí statistické analýzy. *Geografie–Sborník ČGS 106*, ČGS, Praha, č. 1, s. 12-25.
- MARTIN, R. (1997): Regional unemployment disparities and their dynamics. *Regional Studies* 31, č. 3, s. 237-252.
- NEČAS, J. (1938): Nezaměstnanost a podpůrná péče v Československu. Publikace sociálního ústavu č. 73, Praha, 80 s.
- ŠTIKA, R. (2002): Vývoj meziregionálních rozdílů na území Česka od roku 1918. Magisterská práce. Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha, 118 s.
- TERRASI, M. (1997): Italy versus Spain on regional disparities. Konferenční příspěvek. European Urban and Regional Research Network 1997 European Conference, Europa-Universität Viadrina, Frankfurt, Německo, 17 s.
- TOMEŠ, J. (1996a): Specifická nezaměstnanost v České republice v regionálním srovnání. *Geografie–Sborník ČGS 101*, ČGS, Praha, 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*. Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha, s. 255-302.
- VILLAVERDE CASTRO, J. (1996): Interprovincial inequalities in Spain, 1955-91. *European Urban and Regional Studies* 1996, č. 3, s. 339-369.
- Second Report on Economic and Social Cohesion, European Commission.
- Porovnání krajů – vybrané ukazatele 1995–2000. ČSÚ, 2001, Praha, 145 s.

Summary

REGIONAL DISPARITIES IN CZECHIA IN 1990S IN MODERN DEVELOPMENT CONTEXT

The evolution of regional differentiation during the transformational period – after the fall of communism – has been a rather frequently studied theme in the geographical literature in the Czech Republic. These scientific works are focused on specific factors of this evolution and they appraise the position of the regions according to relevant indicators. This paper is inspired by a similar topic but its aim is to put this evolution into the context of long-term experience since the establishment of Czechoslovakia in 1918.

A wider set of indicators was used in order to make the analysis more objective, including unemployment rate, economic aggregate per capita (supplemented by gross domestic product per capita, which is published on the regional level in the Czech Republic just from the mid-1990s), percentage of economically active people, revenue from corporate income taxes, average monthly wages, percentage of economically active people in agricultural and tertiary sectors, indicators of education and infant mortality rate – see Table 1. It was taken into account that the choice of indicators has a fundamental influence on the analysis of regional differentiation (e.g. Blažek 2002). It is important to distinguish whether the described phenomenon really indicates the development changes or if it has already come through the process of geographical diffusion and one may expect a rather low difference among regions. Another quite limiting factor for the selection of indicators was

no doubt the availability of data. All the indicators were studied on two regional levels: NUTS III regions (kraj) and NUTS IV regions (okres).

Appropriate attention was also paid to evaluating the suitability of several statistical tools chosen for the measurement of variability among the regions. These were the standard deviation, the coefficient of variation from which it is derived, the standardised form of Theil's index and Gini's coefficient. The results of the analysis showed that the assumed limitation of Theil's index of the influence of the number of territorial units on the variability, which was one of the reasons for its use, was rather questionable.

It has proved to be beneficial to combine the results of standard deviation with at least one of the other indicators. The standard deviation shows "the absolute variability" dependent on the measured values and therefore it is not suitable for comparing the variability of different indicators. On the other hand the other indexes, more suitable for this comparison, show "the relative variability" according to the mean value. For example, when the mean is small, these indexes show relatively high variability even though the real regional differences might be rather negligible. This can be easily demonstrated by the results of standard deviation.

From the results of the analysis (see Table 2) one can see that three groups of indicators were formed according to their variability. The first one, with lowest variability, consists of the percentage of economically active people and, more surprisingly, average wages and economic aggregate describing the performance of the regional economy (supplemented by real data on GDP per capita). This shows that the socially sensitive indicators do not necessarily have to be the ones with the highest variability.

The second group comprises the percentage of economically active people in the tertiary sector, indicators of education and infant mortality rate. The former two reached their highest variability in 1950 and 1961 and in 1930 and 1970 respectively and since then their variability has been decreasing. This is contrary to the expectation that variability at the level of education would grow during the 1990s. The relative variability of the infant mortality rate has been growing since the 1980s but the absolute regional differences are quite low.

In the group of indicators with the highest variability one can find the percentage of economically active people in agriculture, the unemployment rate and the revenue from corporate income taxes. These findings are not surprising. In the case of the unemployment rate it is important that the level of regional differentiation in the 1990s does not differ significantly from that in the 1930s and can be explained by the transformation process. The corporate income revenue seems to be one of the indicators of regional growth as it had a steadily high value of variability throughout the 1990s.

A more general look at the results revealed that important factors of the long-term success of the regions are the position of the regional center in the hierarchy of the settlement and also the horizontal geographical location of the region. The long-term results proved the sustaining zonality in the development of regions from the north-northwest to the south-southeast. What is also obvious is that the position of the regional capitals in the hierarchy of the settlement plays an important role in the successful development of their surrounding areas.

A brief comparison with EU member states (see Table 3) proved that regional differentiation in the Czech Republic is at least at the same level as is the differentiation in the most developed parts of Europe.

Fig. 1 – Trends in the variability of average monthly wages (coefficient of variation, Theil's index and Gini's coefficient)

Fig. 2 – Trends in the variability of indicators of education (coefficient of variation, Theil's index and Gini's coefficient)

Fig. 3 – Trends in the variability of the unemployment rate (coefficient of variation, Theil's index and Gini's coefficient)

Fig. 4 – Average rank of the region for all indicators used (NUTS IV regions)

(Pracoviště autora: autor je postgraduálním studentem katedry sociální geografie a regionálního rozvoje PrF UK, Albertov 6, 128 43 Praha 2; e-mail Rudolf.Stika@czechinvest.org.)

Do redakce došlo 22. 10. 2003