

# REGIONÁLNÍ EKONOMICKÁ KONVERGENCE, DIVERGENCE A DALŠÍ ASPEKTY DISTRIBUČNÍ DYNAMIKY EVROPSKÝCH REGIONŮ V OBDOBÍ 1992–2006

Josef Novotný, Přírodovědecká fakulta University Karlovy\*

## Úvod

Hodnocení regionální konvergence a souvisejících aspektů regionální dynamiky je jedním z nejpopulárnějších témat regionální vědy (Rey, Anselin, 2000), přičemž podstatná část těchto empirických analýz se zaměřuje na sledování evropských regionů. Regionální perspektiva poskytuje podstatně úplnější informace o procesech evropské sociálně-ekonomické koheze než analýzy operující na úrovni jednotlivých států. Tato skutečnost je také náležitě reflektována v praktické rovině – na rozpočtu EU se výdaje na regionální politiky podílí téměř jednou třetinou a jsou nejvýznamnějším unijním nástrojem prostorové redistribuce (Evropská komise 2008). Empirické analýzy regionální konvergence přinášejí informace o agregátní úspěšnosti těchto politik (např. Esposti, Bussoletti, 2008). Neméně zajímavá jsou tato hodnocení z teoretického hlediska, když testují relevanci hypotéz teoretických konceptů regionálního rozvoje (Blažek, 1999; Blažek a Uhlíř, 2002).

Přes značnou pozornost věnovanou empirickému postižení vývoje evropských regionálních ekonomických nerovnováh je záběr existující literatury v některých ohledech omezený. Identifikace tří okruhů takových omezení programuje cíle tohoto článku:

1. Existující informace o reálné konvergenci na úrovni regionů EU jsou založeny na omezeném množství sledovaných ukazatelů v kombinaci s omezeným geografickým záběrem většiny dosavadních studií. Prvním z cílů této práce je proto porovnání výsledků založených na sedmi různých ukazatelích (mzdy, výdaje domácností, maloobchodní tržby, investice, produktivita, HDP, HDP v paritě kupní síly). Analyzován je přitom soubor 264 NUTS2 regionů (tj. území současné EU) v období 1992–2006.
2. Existující empirické analýzy konvergence (a navazující politická opatření) jsou založeny na posuzování vývoje relativních rozdílů bez reference o změnách v absolutních regionálních diferencích. Ačkoliv se rozlišení mezi konvergencí v relativních a v absolutních rozdílech může zdát triviální, není zcela nerelevantní.<sup>1</sup>

\* Tento článek vznikl díky podpoře z výzkumného záměru: "Geografické systémy a rizikové procesy v kontextu globálních změn a evropské integrace." (MSM 0021620831)

1 Zatímco např. při posuzování regionální konvergence v indikátorech ekonomické výkonnosti jsou hodnocení založená na sledování relativních rozdílů (rozdílů v relativních mírách růstu) většinou přirozená, při posuzování konvergence v ukazatelích životní úrovně je často zohlednění změn v absolutních rozdílech na místě.

V této práci proto vycházíme z předpokladu, že posuzování (regionálních) nerovností na základě absolutních rozdílů je stejně legitimní jako na základě rozdílů relativních (Kolm, 1976, s. 419). Druhým cílem této analýzy je proto porovnání obou typů výsledků.

3. Většina existujících prací je věnována hodnocení agregátních tendencí ve smyslu regionální konvergence a divergence. V této práci naopak vycházíme z předpokladu, že zmíněné agregátní trendy jsou pouze jedním z řady důležitých charakteristik regionálního vývoje. Třetím cílem analýzy je proto zhodnocení dalších aspektů distribuční dynamiky evropských regionů, jako jsou analýzy různých forem polarizace, hodnocení významu mezistátního komponentu (viz dále), tvaru sledovaných rozložení, celkové mobility regionů uvnitř sledovaných distribucí a individuální mobility českých regionů.

Struktura předkládaného článku je následující: V další kapitole jsou diskutovány přístupy ke studiu regionální konvergence a existující poznatky. Následuje metodika, resp. popis použitých dat a metod sledování jednotlivých aspektů distribuční dynamiky. Ve třetí kapitole jsou deskriptivně představeny výsledky provedených empirických analýz. Poslední kapitola je věnována závěrečným poznámkám, které shrnují nejdůležitější zjištění a naznačují možné směry dalšího výzkumu.

## **1. Tradiční přístupy a existující poznatky**

Přes značnou různorodost jednotlivých prací lze stávající přístupy ke studiu regionální konvergence rozdělit do dvou širokých skupin, které se liší v obecných cílech, ale také v logice uvažování a v charakteru využívaných metod. Jestliže z hlediska obecných cílů rozlišuje Rey a Janicas (2005) „konfirmační“ a „explorační“ přístupy ke studiu regionální konvergence, z hlediska logiky uvažování k nim představují ekvivalent „deduktivní“ a „induktivní“ postupy (Novotný, 2009) a v ohledu k dominujícímu metodologickému aparátu pak hodnocení založená na metodách regrese a analýzy založené na sledování distribuční dynamiky (Magrini, 2004).

Prvně zmíněná skupina konfirmačních či deduktivních přístupů zahrnuje analýzy, které typicky vycházejí z určitých teoretických předpokladů (tradičně neoklasický rámec růstových modelů, později zohlednění argumentů teorií endogenního růstu atd.). Na základě těchto předpokladů je specifikován regresní model sloužící k potvrzení či vyvrácení hypotézy o regionální konvergenci a případně pak také k odhadu rychlosti konvergenčních procesů či významu jednotlivých podmiňujících faktorů. Typicky je jako závisle proměnná uvažována míra růstu sledovaného jevu (HDP, produktivita atp.), zatímco predikátory jsou jeho počáteční úroveň a eventuálně soubor dalších charakteristik, které postihují strukturální odlišnosti regionů. Zjištění negativního vztahu mezi počáteční úrovní regionů a jejich mírou růstu je označováno za tzv.  $\beta$ -konvergenci regionů. Rozlišováno je přitom mezi nepodmíněnou a podmíněnou alternativou  $\beta$ -konvergence. Prvá ze zmíněných variant označuje situaci, kdy byl doložen uvedený negativní vztah mezi mírou růstu a počáteční úrovní sledovaného jevu bez zahrnutí kontrolovaných charakteristik do regresního modelu. Druhá alternativa pak označuje situaci, kdy tyto „podmiňující“ charakteristiky uvažovány byly. Oba koncepty  $\beta$ -konvergence jsou založeny na očekávání asymptotické konvergence

v mírách růstu regionů. Zatímco nepodmíněná verze předpokládá navíc konvergenci daného souboru regionů k jedinému rovnovážnému stavu, podle podmíněné alternativy jde o konvergenci ke stejným mírám růstu, ale různým rovnovážným stavům jednotlivých regionů či jejich skupin (tzv. konvergenční kluby). Jinými slovy, zatímco nepodmíněná  $\beta$ -konvergence může ukazovat, že chudší regiony rostou v průměru rychleji než regiony bohatší, zjištění podmíněné  $\beta$ -konvergence je slučitelné s nárůstem regionálních nerovnoměrností či s polarizací dané distribuce regionů. Je také důležité si uvědomit, že koncepty  $\beta$ -konvergence vypovídají o chování „hypotetického“ průměrného regionu a neříkají téměř nic o tom, jak se vyvíjí distribuce regionů jako celek (Margini, 2004). Proto jsou také tyto přístupy v ohledu k samotné otázce, zda regiony konvergují či divergují, kritizovány jako neinformativní (Quah, 1993, 1996; Magrini, 2004; Rey, Janikas, 2005). Jejich přínosy je nutno spatřovat nikoliv v doložení či vyvrácení konvergence jako takové, ale především v tom, že přinášejí důležité poznatky o faktorech, které odlišné vývojové trajektorie regionů podmiňují či vysvětlují.

Další kritika použití regresně založených postupů pro sledování regionální konvergence vychází z časté metodické neprůhlednosti a arbitrárnosti specifikace příslušných regresních modelů. Např. v případě sledování evropského regionálního vývoje sice existující empirické studie většinou existenci  $\beta$ -konvergence dokládají (např. Boldrin, Canova, 2001; Lopez-Rodriguez, 2008), nicméně v odhadovaných parametrech se mnohdy řádově liší. Typickým příkladem jsou zjištěné míry rychlosti konvergence (tj. změny v relativní vzdálenosti od daného rovnovážného stavu). Ty se pohybují od „klasických“ 2% zjišťovaných průřezovými regresemi (Barro, Sala-i-Martin, 1991; Armstrong, 1995; Fingleton et al., 1996; De la Fuente, 2002) až k 8-40% při použití jiných metod regrese a zejména využití panelových dat s možností sledování fixních efektů (např. Canova, Marcet, 1995; De la Fuente, 2002; Lopez-Rodriguez, 2008). Poukazuje se také na další metodické problémy, které mohou značně ovlivnit výsledné soudy o povaze procesů regionálního vývoje. Mezi ostatními zde např. můžeme zmínit problematiku podchycení vlivů prostorové závislosti sledovaných jevů (resp. prostorových interakcí), či závislost výsledků na volbě funkce použité k proložení dat (Rey, Janikas, 2005; De la Fuente, 2002).

Lze proto říci, že druhá skupina induktivních či exploračních přístupů může otázku, zda a jakým způsobem dochází k regionální konvergenci, zodpovědět lépe. V těchto analýzách je také někdy hodnocena nejen samotná existence konvergence či divergence, ale i další vlastnosti sledovaných rozložení. Nejčastěji používané techniky lze zjednodušeně rozdělit do tří skupin na metody využívající měř variability, grafická znázornění odhadující pravděpodobnostní rozdělení sledovaných distribucí a maticová (či grafická) znázornění mobility jednotek uvnitř těchto distribucí (zejm. matice pravděpodobností přechodu). Souhrnně tak mluvíme o metodách analýzy distribuční dynamiky. Regionální konvergence bývá tradičně spojována s vývojovým poklesem nerovnoměrnosti v rámci sledovaného souboru regionů (ať už je zjištěn prostřednictvím některé z měř nerovnoměrnosti nebo na základě posouzení změn v grafickém znázornění rozložení) a označována jako tzv.  $\sigma$ -konvergence. Ostatní techniky pak vyšetřují další aspekty  $\sigma$ -konvergence. Je nutno podotknout, že ačkoliv těchto postupů lze také využít pro analýzy podmiňujících faktorů (např. Egger, Pfaffermayr, 2006), jsou v tomto ohledu podstatně méně flexibilní než výše zmíněné regrese.

Zajímavé je, že zjištění dosažená prostřednictvím těchto dvou typů postupů jsou často protichůdná. Zatímco autoři využívající metod regrese většinou dokládají existenci  $\beta$ -konvergence evropských regionů, zjištění existujících hodnocení  $\sigma$ -konvergence jsou méně jednoznačné (např. Fischer, Stumpner, 2008; Magrini, 2004; Barro, Sala-i-Martin, 1991; Ezcurra et al., 2005, 2007). O převládajících trendech evropského regionálního vývoje nelze na základě existujících studií učinit jakýkoliv jednoznačný závěr. Je tomu tak nejen kvůli zmíněné metodické různorodosti, ale také kvůli odlišnostem ve sledovaných souborech regionů, obdobích a ukazatelích. Jak už bylo zmíněno v úvodu, většina empirického materiálu se vztahuje k hodnocení regionálního vývoje v rámci staré EU, když pouze několik novějších prací pracuje s regiony rozšířené EU (Ertur, Koch, 2006; Ezcurra et al., 2007; Fischer, Stumpner, 2008; Evropská komise 2007; Dall'Erba et al., 2008). Z hlediska sledovaných ukazatelů hrají při hodnocení regionální konvergence v ekonomické výkonnosti dominantní roli analýzy HDP či hrubé přidané hodnoty na osobu či jednotku práce. Pokud je předmětem zájmu spíše životní úroveň, je zdaleka nejčastěji využíván HDP na obyvatele v paritě kupní síly (tento ukazatel má také výsadní postavení v ohledu k rozhodování o alokaci prostředků z unijních regionálních politik). Z dalších jevů bývá sledována konvergence v regionálních mírách zaměstnanosti a nezaměstnanosti (Boldrin, Canova, 2001; Marelli, 2007; Evropská komise 2007) nebo v regionálních ukazatelích ceny práce (Webber, 2001; Webber, White, 2003).

## **2. Data a metodické poznámky**

Z hlediska výše provedeného rozdělení přístupů ke studiu regionální konvergence patří následující empirická analýza do druhé skupiny induktivních či exploračních přístupů. V této kapitole popíšeme soubor použitých dat a vysvětlíme podstatu jednotlivých metod, které jsou pro sledování různých aspektů distribuční dynamiky evropských regionů využity.

### **2.1 Data**

Pracujeme se souborem 264 NUTS2 regionů pokrývajících území rozšířené EU. Některé menší země (Kypr, Estonsko, Lotyšsko, Litva, Lucembursko, Malta, Slovinsko) jsou uvažovány vždy jako jeden region. Je jasné, že výsledky jsou určitým způsobem ovlivněny skutečností, že použité jednotky v řadě případů nereprezentují funkční sociogeografické regiony, tzn., že administrativní hranice NUTS2 regionů ideálně nerespektují charakter socioekonomických procesů. Vzhledem k extenzivnímu charakteru této práce a také vzhledem k praktickému významu NUTS2 jednotek, které reprezentují tzv. regiony soudržnosti, nicméně vycházíme z existujících datových zdrojů bez dalších úprav jejich hranic. Je však třeba mít na vědomí, že v řadě ze sledovaných zemí představují NUTS2 regiony umělé jednotky vytvořené pro statistické účely (viz např. diskuse v Cheshire and Carbonaro 1995).

K analýze byla využita databáze Cambridge Econometrics, která je patrně nejkonzistentnějším zdrojem evropských regionálních dat. Jedná se o revidovaná data Eurostatu doplněná o některé další informace z jednotlivých národních zdrojů a některé extrapolace. Sledujeme sedm regionálních ukazatelů, které jsou blíže

popsány v tabulce 1. Data pokrývají období 1992–2006. Výjimkou jsou informace o maloobchodních tržbách, které jsou k dispozici od roku 1995. Sledované období je pro některé části analýzy rozděleno na dvě období dílčí (1992–2000 a 2001–2006). S výjimkou údajů o regionálních mzdách zaměstnanců jsou všechna data v cenách roku 2000. Údaje o regionálních mzdách jsou v běžných cenách. Vzhledem k použitým metodám se nicméně výsledná zjištění i v tomto případě vztahují k reálné regionální konvergenci či divergenci (výjimkou je interpretace posunů křivek pravděpodobnostních hustot – viz dále).

Tabulka 1  
Sledované ukazatele

Dále používaná zkratka	Popis ukazatele	Pokryté období
<b>MZDY</b>	Průměrná mzda na jednoho zaměstnance	1992–2006
<b>VYDAJE</b>	Výdaje domácností na jednoho obyvatele	1992–2006
<b>TRZBY</b>	Maloobchodní tržby na jednoho obyvatele	1995–2006
<b>INVESTICE</b>	Hrubá tvorba fixního kapitálu na jednoho obyvatele	1992–2006
<b>PRODUKTIVITA</b>	Hrubá přidaná hodnota na jednotku práce (hodinu práce zaměstnance)	1992–2006
<b>HDP</b>	Hrubý domácí produkt na obyvatele	1992–2006
<b>HDP PPP</b>	Hrubý domácí produkt na obyvatele v paritě kupní síly	1992–2006

## 2.2 Metody

Metody, které jsou využity pro hodnocení distribuční dynamiky evropských regionů, byly vybírány na základě jejich názornosti a metodické průhlednosti. Použité techniky můžeme rozdělit do dvou skupin na metody závislé na velikosti jednotlivých pozorování a méně známé neparametrické míry založené na porovnávání párových vzdáleností regionů. Vybrané metody jednak testují agregátní trendy regionálního vývoje ve smyslu konvergence či divergence a dále umožňují hodnocení významu mezistátního komponentu, tvaru jednotlivých rozložení, různých forem polarizace, celkové mobility v jednotlivých distribucích a individuální mobility jednotlivých regionů.

Základní tendence vývoje nerovnoměrnosti jednotlivých distribucí ve smyslu testování existence  $\sigma$ -konvergence či divergence zachycují výpočty vývojových změn Giniho koeficientů. Obvyklý relativní Giniho koeficient lze vypočítat jako:

$$Gr = \frac{1}{2y} \sum_{j=1}^m \sum_{k=1}^m \left| \frac{n_j}{n} \frac{n_k}{n} (y_j - y_k) \right| \quad (1)$$

kde  $y$  je celkový průměr sledované charakteristiky;  $y_j$  a  $y_k$  jsou sledované charakteristiky pro regiony  $j$  a  $k$ ;  $n$  označuje celkovou populační velikost a  $n_j$  a  $n_k$  jsou počty obyvatel regionů  $j$  a  $k$ . Tento výpočet Giniho koeficientu tedy reflektuje i rozdíly v populačních velikostech regionů.

Pro sledování konvergence v absolutních rozdílech používáme méně známý absolutní Giniho koeficient, který bývá obvykle vypočítáván jako součin relativního Giniho koeficientu a celkového průměru analyzovaného ukazatele. V této práci však kvůli porovnatelnosti výsledků mezi jednotlivými sledovanými jevy uvažujeme absolutní Giniho koeficient ve standardizované podobě, jako:

$$Ga_p = (y_p / y_{t0}) Gr_p \quad (2)$$

kde  $Ga_p$  a  $Gr_p$  jsou absolutní a relativní Giniho koeficienty v roce  $p$ ;  $y_{t0}$  označuje celkový průměr na počátku sledovaného období a  $y_p$  odpovídá celkovému průměru v roce  $p$ .

Ostatní použité metody zachycují další aspekty distribuční dynamiky. Z praktického hlediska může zajímavou informaci poskytovat kalkulace již zmíněného mezistátního komponentu. Ten udává, nakolik lze vývoj celkové evropské regionální nerovnoměrnosti vysvětlovat změnami rozdílů mezi průměry jednotlivých zemí. K jeho vyjádření používáme rozklad Theilova koeficientu celkové regionální nerovnoměrnosti ( $T$ ) na jeho mezistátní ( $T_M$ ) a vnitrostátní ( $T_V$ ) složku (viz též Novotný 2007, Netrdová a Nosek 2009):

$$T = \left( \sum_{c=1}^l \frac{n_c}{n} \frac{y_c}{y} \ln \frac{y_c}{y} \right) + \left( \sum_{c=1}^l \frac{n_c}{n} \frac{y_c}{y} \sum_{i=1}^q \frac{y_{ic}}{y_c} \ln \frac{y_{ic}}{y_c} \right) = T_M + T_V \quad (3)$$

kde  $n_c$  označuje počet obyvatel země  $c$ ,  $y_c$  je průměr sledované charakteristiky v zemi  $c$  a  $y_{ic}$  odpovídá této charakteristice pro region  $i$  v zemi  $c$ . Mezistátní komponent ( $M_C$ ) pak odpovídá podílu mezistátní složky na celkové regionální diferenciaci:

$$M_C = T_M / T \quad (4)$$

Statistiky typu Giniho či Theilova koeficientu sice poskytují možnost kvantitativního porovnání zachycených trendů, nicméně nemohou poskytnout úplnou informaci o charakteru daných regionálních distribucí. Větší část této informace lze zachytit graficky znázorněním celého průběhu jednotlivých rozložení. Jednou z možných technik je odhad pravděpodobnostní hustoty sledované distribuce (tj. v podstatě vyhlazení histogramu) pomocí jádrové funkce. V této práci používáme odhady provedené jako:

$$\hat{f}(y) = \frac{1}{rh} \sum_{j=1}^r K \left( \frac{y - y_j}{h} \right) \quad (5)$$

kde  $h$  označuje šířku pásma – tj. parametr na němž závisí úroveň vyhlazení výsledné křivky a  $K$  je jádrová funkce, jejíž integrál odpovídá jedné. Pro odhad pravděpodobnostní hustoty jednotlivých rozložení je použita Gaussovská funkce s automatickou volbou šířky pásma (viz Silverman 1986). Pro sestrojení křivek používáme původní, tzn. netransformovaná data.<sup>2</sup>

<sup>2</sup> V obdobných souvislostech bývají často používána data relativizovaná průměry jednotlivých distribucí (např. Ezcurra et al. 2007). Obdobné transformace sice přinášejí snadnější porovnatelnost křivek z hlediska jejich relativních proporcí, nicméně vylučují srovnání z hlediska absolutních změn.

U většiny sledovaných jevů lze v analyzovaném souboru nalézt několik odleh-  
lých pozorování (často údaje pro regiony hlavních měst). Existence těchto extrémních  
hodnot může významně ovlivňovat výsledky vypočtené na základě výše představe-  
ných indikátorů. Jedním z vedlejších cílů této práce je proto také představit další názo-  
rou možnost kvantitativního postižení různých aspektů distribuční dynamiky, kterou  
nabízí výpočty méně známých statistik založených na párových porovnáních vzdále-  
ností regionů. Jedná se o neparametrické metody, které nezávisí na skutečných hodno-  
tách a výsledky tedy nejsou ovlivněny extrémny. Mohou také lépe reflektovat význam  
malých, ale potenciálně významných změn v distribucích regionů. Tyto indikátory  
byly navrženy v pracích Webber a White (2003) a Webber et al. (2005). Některé z nich  
používáme v jejich původní podobě a některé pro potřeby této práce modifikujeme.

Pro sledování konvergence a divergence z hlediska absolutních rozdílů v období  $t$   
až  $t + m$  nejdříve definujeme:

$$L_{1,j,k,t,t+m} = \begin{cases} +1 & \text{když } |y_{j,t} - y_{k,t}| > |y_{j,t+m} - y_{k,t+m}| \\ -1 & \text{když } |y_{j,t} - y_{k,t}| < |y_{j,t+m} - y_{k,t+m}| \\ 0 & \text{jindy} \end{cases} \quad (6)$$

kde  $y_{j,t}$  a  $y_{k,t}$  popisuje sledované charakteristiky v regionech  $j$  a  $k$  v čase  $t$ . Jelikož soubor  
 $r$  regionů lze uspořádat do  $1/2r(r-1)$  možných párů regionů, lze za jednoduchou míru  
konvergence v absolutních rozdílech považovat ukazatel:

$$C_{1,t,t+m} = \frac{2 \sum_{j=1}^r \sum_{k=j+1}^r L_{1,j,k,t,t+m}}{r(r-1)} \quad (7)$$

Pro sledování konvergence a divergence v relativních rozdílech obdobně definujeme:

$$L_{2,j,k,t,t+m} = \begin{cases} +1 & \text{když } \frac{\max\{y_{j,t}, y_{k,t}\}}{\min\{y_{j,t}, y_{k,t}\}} > \frac{\max\{y_{j,t+m}, y_{k,t+m}\}}{\min\{y_{j,t+m}, y_{k,t+m}\}} \\ -1 & \text{když } \frac{\max\{y_{j,t}, y_{k,t}\}}{\min\{y_{j,t}, y_{k,t}\}} < \frac{\max\{y_{j,t+m}, y_{k,t+m}\}}{\min\{y_{j,t+m}, y_{k,t+m}\}} \\ 0 & \text{jindy} \end{cases} \quad (8)$$

$$C_{2,t,t+m} = \frac{2 \sum_{j=1}^r \sum_{k=j+1}^r L_{2,j,k,t,t+m}}{r(r-1)} \quad (9)$$

Ukazatele  $C_{1,t,t+m}$  and  $C_{2,t,t+m}$  poměřují relativní frekvenci konvergujících párů regionů  
(tj. těch, ve kterých došlo ke snížení vzájemné vzdálenosti regionů) vůči relativní

frekvenci divergujících párů regionů (tj. párů, v nichž došlo ke zvýšení vzájemné vzdálenosti). Oba indikátory proto nabývají hodnot od -1 do 1, přičemž záporné hodnoty naznačují převahu divergujících párů regionů, zatímco kladné hodnoty poukazují na převládající regionální konvergenci.

Na stejném základě pak můžeme navrhnout míry dalších aspektů distribuční dynamiky. Pro kvantifikaci celkové mobility regionů uvnitř sledované distribuce definujeme:

$$L_{3,j,k,t,t+m} = \begin{cases} +1 & \text{když } (y_{j,t} - y_{k,t}) > 0 > (y_{j,t+m} - y_{k,t+m}) \\ 0 & \text{jindy} \end{cases} \quad (10)$$

$$C_{3,t,t+m} = \frac{2 \sum_{j=1}^r \sum_{k=j+1}^r L_{3,j,k,t,t+m}}{r(r-1)} \quad (11)$$

kde  $L_3$  udává absolutní počet párů regionů, v nichž došlo ke změně pořadí z hlediska sledované charakteristiky a  $C_3$  měří relativní mobilitu v dané distribuci jako relativní podíl párů regionů, v nichž došlo k výměně pořadí regionů na celkovém počtu všech možných párů regionů.

Pro účely kvantifikace individuální mobility regionů pak pro daný region  $j$  definujeme míru jeho absolutní mobility ( $L_4$ ) jako počet „kroků“, který učiní tento region ve sledovaném období v rámci dané distribuce:

$$L_{4,j,k,t,t+m} = \begin{cases} +1 & \text{když } (y_{j,t} - y_{k,t}) < 0 < (y_{j,t+m} - y_{k,t+m}) \\ -1 & \text{když } (y_{j,t} - y_{k,t}) > 0 > (y_{j,t+m} - y_{k,t+m}) \\ 0 & \text{jindy} \end{cases} \quad (12)$$

Jeho relativní mobilitu pak popisuje statistika:

$$C_{4,j,t,t+m} = \begin{cases} \frac{L_{4,j,k,t,t+m}}{R_{j,t} - 1} & \text{když } L_{4,j,k,t,t+m} > 0 \\ \frac{L_{4,j,k,t,t+m}}{r - R_{j,t}} & \text{když } L_{4,j,k,t,t+m} < 0 \\ 0 & \text{jindy} \end{cases} \quad (13)$$

když  $C_4$  měří podíl počtu učiněných kroků na celkovém počtu všech možných kroků daným směrem (tj. na vzdálenosti od vrchního či spodního konce distribuce).

Posledním aspektem distribuční dynamiky, který v této práci analyzujeme, je polarizace. Za ukazatel multi-polarity (ve vývojovém pohledu pak multi-polarizace) lze v podstatě považovat i výše uvedený odhad významu mezistátního komponentu, resp. jeho doplňku ve smyslu vnitro-státního komponentu (tj.  $T_v/T$  na základě rovnice 3),



který ukazuje úroveň shlukování regionů kolem národních průměrů. Obvykleji však bývá pojem polarizace spojován s bipolarizací (tj. se zvyšováním bipolarity) ve smyslu slábnoucí střední třídy. I v tomto ohledu však lze rozlišit mezi různými variantami bipolarizace. Na základě posouzení křivek pravděpodobnostní hustoty (viz výše) budeme hodnotit bipolarizaci ve smyslu seskupování regionů kolem dvou hlavních módů. Pomocí následujících statistik se pak pokusíme postihnout vývojové změny ve vzájemných absolutních a relativních rozdílech mezi skupinami regionů oddělenými mediánem dané distribuce. Pro tyto účely označme jako  $y_{j,A,t}$  úroveň sledované charakteristiky v regionu  $j$ , který přísluší k regionům pod úrovní mediánu dané distribuce v čase  $t$ . Jako  $y_{k,B,t}$  pak označme úroveň shodné charakteristiky pro region  $k$ , který přísluší do poloviny regionů nad úrovní mediánu sledované charakteristiky. Pro hodnocení bipolarizace na základě vývoje absolutních rozdílů pak definujeme:

$$L_{5,j,k,t,t+m}^{A,B} = \begin{cases} +1 & \text{když } (y_{j,A,t} - y_{k,B,t}) < (y_{j,A,t+m} - y_{k,B,t+m}) \\ -1 & \text{když } (y_{j,A,t} - y_{k,B,t}) > (y_{j,A,t+m} - y_{k,B,t+m}) \\ 0 & \text{jindy} \end{cases} \quad (14)$$

$$C_{5,t,t+m}^{A,B} = \frac{4 \sum_{j=1}^r \sum_{k=1}^r L_{5,j,k,t,t+m}^{A,B}}{r^2} \quad (15)$$

a obdobně pro hodnocení bipolarizace na základě vývoje relativních rozdílů stanovme:

$$L_{6,j,k,t,t+m}^{A,B} = \begin{cases} +1 & \text{když } (y_{j,A,t} / y_{k,B,t}) < (y_{j,A,t+m} / y_{k,B,t+m}) \\ -1 & \text{když } (y_{j,A,t} / y_{k,B,t}) > (y_{j,A,t+m} / y_{k,B,t+m}) \\ 0 & \text{jindy} \end{cases} \quad (16)$$

$$C_{6,t,t+m}^{A,B} = \frac{4 \sum_{j=1}^r \sum_{k=1}^r L_{6,j,k,t,t+m}^{A,B}}{r^2} \quad (17)$$

$C_5$  a  $C_6$  jsou míry bipolarizace, které poměřující relativní frekvenci párů regionů z opačných polovin dané distribuce, jejichž vzájemná absolutní (v případě  $C_5$ ) či relativní (v případě  $C_6$ ) vzdálenost se zvýšila vůči relativní frekvenci párů, u kterých došlo k jejich vzájemnému přiblížení. Oba tyto indikátory nabývají hodnot od -1 do 1, přičemž kladné hodnoty poukazují na nárůst bipolarizace v dané distribuci regionů.

## 2.3 Testy statistické významnosti zjištěných efektů

Důležitou součástí kvantitativní analýzy je určení statistické signifikace dosažených výsledků. Nejobvykleji bývají testy statistické významnosti využívány pro ověření toho, nakolik lze výsledky založené na výběrových charakteristikách zobecňovat pro celou populaci. V této práci ovšem pracujeme se souborem regionů EU, který lze ve statistickém smyslu považovat za populaci. Přesto je testování dosažených statistik relevantní, pokud předpokládáme určité nezávislé a náhodně rozložené chyby v datech, ale zejména pro určení významnosti zjištěných efektů. Testujeme tedy, zda jsou vývojové změny Giniho koeficientu a jednotlivých složek Theilova koeficientu, ale i úroveň všech zmíněných statistik založených na párových pozorováních signifikantně větší než nula.

Jelikož pro uvedené statistiky nejsou navrženy vhodné asymptotické testy, využijeme v této práci metodu bootstrap. Tato metoda je založena na tzv. Monte Carlo simulacích, kdy jsou opakovaně prováděny výpočty dané testované statistiky (resp. efektu) ze souborů konstruovaných pomocí náhodných výběrů s opakováním z původních dat. Při mnohonásobném opakování tohoto postupu (naše testy jsou založeny na 1000 opakováních) získáme pro jednotlivé testované míry jejich simulovaná rozdělení, z nichž lze jednoduše vypočíst příslušné intervaly spolehlivosti (všechny testy statistické signifikace provedené v této práci se vztahují k 95% intervalům spolehlivosti, resp. k 0.05 p-hodnotám). Je nutno podotknout, že testy založené na standardní formě metody bootstrap mohou být citlivé k existenci odlehlých pozorování a k existenci prostorové autokorelace ve sledovaném souboru dat (např. Brülhart a Traeger 2005, Cowell a Flachaire 2007). Vzhledem k výpočetní náročnosti jiných metod zde přesto používáme standardní bootstrap.<sup>3</sup>

## 3. Výsledky empirické analýzy

Empirickou analýzu, která je náplní zbytku této práce, lze rozdělit na dvě části. V první stěžejní části se pomocí výše popsaných metod zaměřujeme na různé aspekty distribuční dynamiky evropských regionů. Druhá doplňující část je věnována hodnocení vývoje postavení českých regionů v rámci evropské distribuce regionů.

### 3.1 Konvergence, divergence a další aspekty distribuční dynamiky evropských regionů

Prvním krokem analýzy je identifikace agregátních trendů evropského regionálního vývoje ve smyslu konvergence či divergence. Tyto tendence sledujeme na základě změn v absolutních a relativních Giniho koeficientech, které jsou uvedeny v tabulce 2. Doložen je téměř uniformní pokles relativních Giniho koeficientů, který ovšem provází nárůst absolutních nerovnoměrností mezi evropskými regiony. S výjimkou ukazatele maloobchodních tržeb (který poukazuje i na regionální rozdíly ve výdajích domácností) je také zřejmý příznivější vývoj ve druhém ze sledovaných období.

<sup>3</sup> Na omezeném počtu příkladů byly porovnány výsledky dosažené prostřednictvím standardního a blokového bootstrapu, který bývá doporučován pro autokorelovaná data. Přestože druhá ze zmíněných metod produkuje (v závislosti na definici bloků) širší intervaly spolehlivosti, výsledné statistické vyvozování nebylo zásadně ovlivněno.

Tabulka 2

## Vývojové změny v absolutních a relativních Giniho koeficientech

	$\Delta G_a$			$\Delta G_r$		
	1992-2000	2001-2006	1992-2006	1992-2000	2001-2006	1992-2006
<b>MZDY</b>	0.077*	0.014	0.091*	-0.037*	-0.032*	-0.069*
<b>VYDAJE</b>	0.040*	0.017*	0.058*	-0.008*	-0.010*	-0.017*
<b>TRZBY</b>	0.018*	0.060*	0.079*	-0.016*	0.018*	0.002
<b>INVESTICE</b>	0.040*	0.011	0.051*	-0.036*	-0.011	-0.047*
<b>PRODUKTIVITA</b>	0.030*	0.019*	0.050*	-0.015*	-0.007*	-0.022*
<b>HDP</b>	0.050*	0.019*	0.068*	-0.010*	-0.013*	-0.023*
<b>HDP PPP</b>	0.036*	-0.003	0.033	-0.010*	-0.023*	-0.033*

\*Statisticky signifikantní změny Giniho koeficientu ( $p < 0.05$ )

Dále se věnujeme rozkladu Theilova koeficientu, který využíváme k odhadu významu mezistátního komponentu evropské regionální nerovnoměrnosti. Výsledky jsou uvedeny v tabulce 3. Ta pro jednotlivá období a ukazatele uvádí míry Theilových koeficientů celkové evropské regionální diferenciacce ( $T$ ), hodnoty jeho mezistátní složky ( $T_M$ ) a v první řadě pak její relativní podíl (tzn. mezistátní komponent –  $M_C$ ). Mezistátní komponent vysvětluje u všech ukazatelů nadpoloviční část celkové regionální diferenciacce. U ukazatelů mzdy, výdaje, tržby a produktivita se dokonce jedná o více než 90 % celkové evropské regionální nerovnoměrnosti. V této stati nás ovšem zajímá především vývojová dynamika. V tomto ohledu lze konstatovat signifikantní vývojové snížení relativního významu mezistátního komponentu pouze u ukazatelů investice a HDP PPP, zatímco u ostatních zůstává mezistátní komponent stabilně vysoký.

Tabulka 3

Mezistátní komponent ( $M_C$ ) a Theilův koeficient celkové evropské regionální nerovnoměrnosti ( $T$ ) a mezistátní nerovnoměrnosti ( $T_M$ )

	1992			2000			2006		
	T	T <sub>M</sub>	M <sub>C</sub>	T	T <sub>M</sub>	M <sub>C</sub>	T	T <sub>M</sub>	M <sub>C</sub>
<b>MZDY</b>	0.228	0.213	93 %	0.159	0.150	94 %	0.121	0.111	92 %
<b>VYDAJE</b>	0.152	0.149	98 %	0.137	0.134	98 %	0.116	0.113	97 %
<b>TRZBY</b>	0.162	0.160	98 %	0.138	0.135	98 %	0.137	0.133	97 %
<b>INVESTICE</b>	0.192	0.164	85 %	0.157	0.126	80 %	0.138	0.103	75 %
<b>PRODUKTIVITA</b>	0.167	0.156	93 %	0.146	0.137	94 %	0.129	0.119	92 %
<b>HDP</b>	0.181	0.149	82 %	0.173	0.140	81 %	0.155	0.122	79 %
<b>HDP PPP</b>	0.098	0.066	68 %	0.093	0.060	64 %	0.075	0.041	55 %

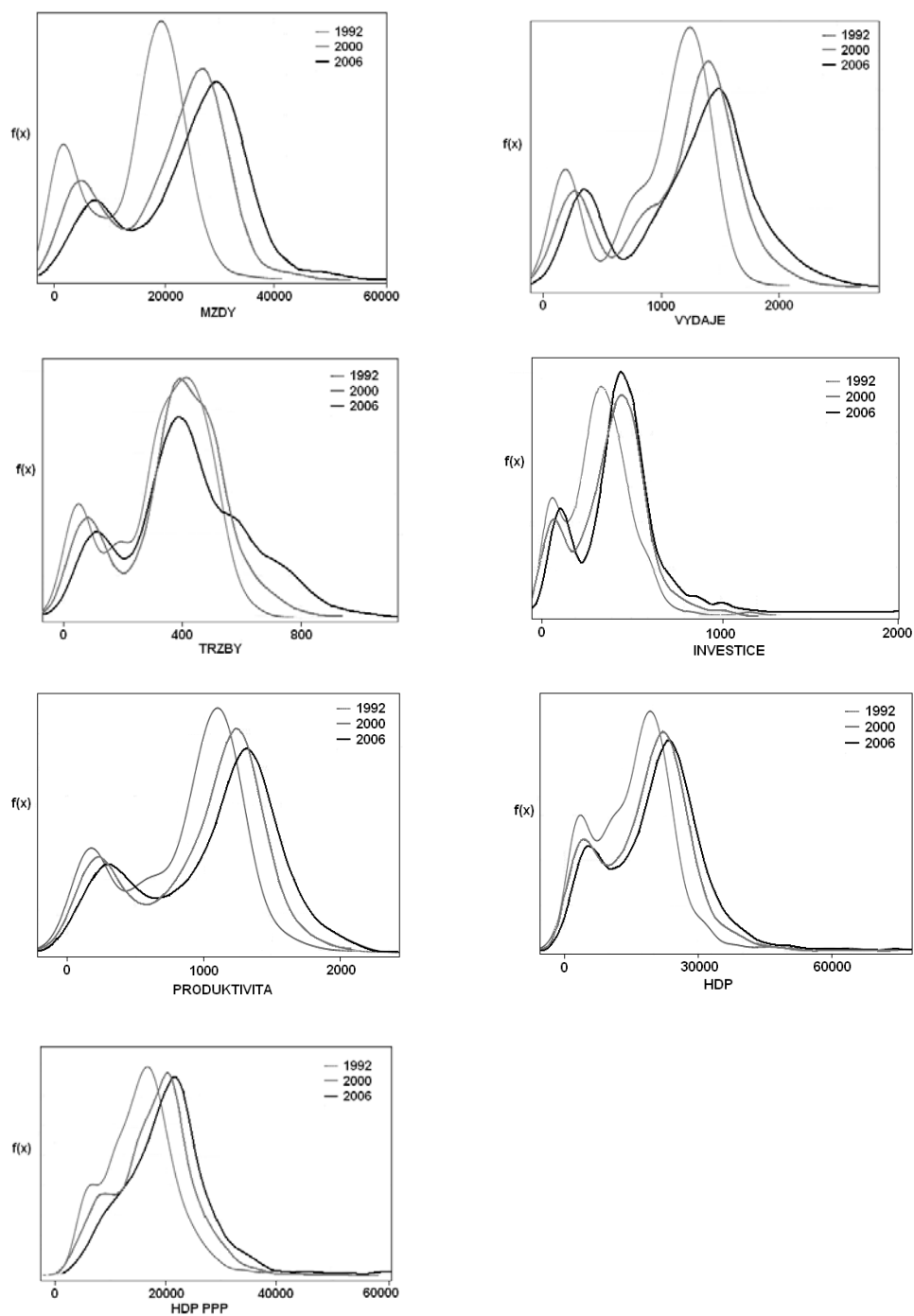
Zjištěné vývojové změny  $\Delta T$  a  $\Delta T_M$  jsou statisticky signifikantní ( $p < 0.05$ ) s následujícími výjimkami:  $\Delta T_{TRZBY, 2001-2006}$ ,  $\Delta T_{HDP, 1992-2000}$ ,  $\Delta T_{HDP PPP, 1992-2000}$  a  $\Delta T_{M, TRZBY, 1992-2006}$ ,  $\Delta T_{M, TRZBY, 1992-2006}$ ,  $\Delta T_{M, PRODUKTIVITA, 1992-2000}$ ,  $\Delta T_{M, PRODUKTIVITA, 1992-2006}$ ,  $\Delta T_{M, HDP, 1992-2000}$ ,  $\Delta T_{M, HDP PPP, 1992-2000}$

Agregátní tendence zjištěné na základě vývoje výše uvedených jednočíslných ukazatelů nelze interpretovat dogmaticky. Indikují sice převažující trendy, ale neříkají nic o dílčích procesech, ke kterým uvnitř jednotlivých distribucí dochází a které mohou být i protichůdné. Další informace v tomto ohledu mohou poskytnout grafická znázornění odhadů pravděpodobnostních hustot na obrázku 1. Přestože se jednotlivé křivky v detailech odlišují, základní tvar i vývojové tendence jsou u většiny jevů podobné. V první řadě nalézáme výraznou bimodalitu jednotlivých distribucí, která reflektuje polaritu mezi skupinou regionů nových členských zemí EU (většina jednotek kolem prvních, resp. vedlejších vrcholů) a starých členských zemí EU (jednotky kolem druhých, resp. hlavních vrcholů). Jedinou výjimkou je rozložení pravděpodobnostní hustoty HDP PPP, kde je tato bimodalita méně zřetelná. Zatímco vedlejší vrcholy se k roku 2006 u jednotlivých křivek nacházely v rozmezí 23 % až 38 % průměru, hlavní vrcholy v rozmezí 93 % až 123 % průměru. Z hlediska vývojových změn jednotlivých distribucí je, vedle jejich celkového posunu doprava, ve většině případů zřejmé jejich zplošťování. To je dáno kombinací dvou protichůdných procesů regionální dynamiky. Jednak jde o snižování vedlejších vrcholů, které naznačuje přesun některých regionů do hlavní masy daných distribucí (tzv. „catch-up“ procesy) a implikuje dílčí procesy regionální konvergence. Souběžně ovšem sledujeme i snižování hlavních vrcholů většiny distribucí (s výjimkou rozložení investic) a posilování pravých konců jednotlivých distribucí (viz výrazně vývoj křivek pro tržby), což naopak implikuje existenci dílčích procesů regionální divergence.

Nevýhodou jinak informativních grafických znázornění průběhů jednotlivých rozložení je fakt, že neposkytují možnost přesnější kvantifikace. Tu nabízejí míry založené na porovnávání změn vzájemných párových vzdáleností regionů, tak jak byly popsány v kapitole 2.2. Tyto statistiky byly pro jednotlivé ukazatele vypočteny pro dvě dílčí období a jsou uvedeny v tabulkách 4 a 5. Nejdříve věnujme pozornost agregátním trendům regionální konvergence či divergence v absolutních ( $C_1$ ) a relativních ( $C_2$ ) rozdílech. Zjištění jsou podobná těm dosaženým analýzou změn v absolutních a relativních Giniho koeficientech. Uvnitř větší části párů regionů došlo v obou sledovaných obdobích ke snížení vzájemných relativních vzdáleností. Platí to pro všechny ukazatele s výjimkou HDP v prvním období a tržeb ve druhém období se statisticky nevýznamnými mírami indikátoru  $C_2$ . Naopak z hlediska vývoje absolutních rozdílů sledujeme převažující divergenci. Výjimkami jsou ukazatele investice a HDP PPP ve druhém ze sledovaných období, pro které jsou zjištěné hodnoty  $C_2$  velmi blízké nulovým efektům. Byť jsou popsány trendy v obou obdobích podobné, vývoj byl obecně příznivější po roce 2000.

Statistika  $C_3$  kvantifikuje relativní frekvenci párů, v nichž došlo ke změně pořadí vzhledem k celkovému počtu všech možných párů regionů a zachycuje tak celkovou míru mobility uvnitř sledovaných distribucí regionů. Výsledky se pro dílčí období a sledované jevy pohybují mezi 4 % do 15 %. Nejvyšší mobilitu regionů nacházíme u distribucí podle ukazatelů investic a mezd, zatímco nejnižší mobilitu regionů vykazuje distribuce podle HDP. S výjimkou ukazatele investice byla mobilita evropských regionů vyšší v prvním ze sledovaných období.

Obrázek 1  
**Jádrové odhady hustot pravděpodobnostních rozdělení**



Na základě tvarů pravděpodobnostních hustot jsme již dříve konstatovali poměrně výraznou bimodalitu distribucí evropských regionů. Identifikovány byly také jisté náznaky snižování této bimodalit, když jsme konstatovali snižování vrcholů většiny sledovaných distribucí. Jinou formu bipolarizace kvantifikují indikátory  $C_5$  a  $C_6$  v tabulkách 4 a 5. Ty měří vývoj vzdáleností uvnitř párů regionů složených vždy z regionů patřících do skupin pod a nad mediánem výchozí distribuce. Zatímco  $C_5$  měří bipolarizaci na základě vývoje absolutních rozdílů,  $C_6$  reflektuje změny v relativních rozdílech. U větší části sledovaných jevů byla zjištěna bipolarizace z hlediska absolutních rozdílů. Výjimkou jsou nesignifikanční hodnoty  $C_5$  pro ukazatele tržeb a investic v prvním období, mezd ve druhém období a zejména pak ukazatelů investic a HDP PPP, pro něž v období po roce 2000 zaznamenáváme pokles bipolarity. Z hlediska vývoje relativních rozdílů se k sobě skupiny regionů pod a nad úrovní mediánu výchozích distribucí převážně přibližovaly (jedinou výjimkou je statisticky nesignifikanční hodnota  $C_6$ , TRZBY, 2001, 2006). Podobně jako pro agregátní tendence konvergence a divergence, i pro statistiky bipolarizace platí, že vývoj byl relativně příznivější v období 2000–2006.

Tabulka 4

Indikátory založené na porovnávání změn vzdáleností uvnitř párů regionů (1992–2000)

	C1	C2	C3	C5	C6
MZDY	-0.366*	0.399*	0.143*	0.205*	-0.711*
VYDAJE	-0.422*	0.159*	0.095*	0.381*	-0.362*
TRZBY	-0.235*	0.137*	0.089*	0.036	-0.440*
INVESTICE	-0.224*	0.283*	0.113*	0.136	-0.477*
PRODUKTIVITA	-0.259*	0.232*	0.091*	0.316*	-0.340*
HDP	-0.412*	0.095	0.067*	0.435*	-0.250*
HDP PPP	-0.247*	0.107*	0.091*	0.211*	-0.255*

\*Statisticky signifikantní hodnoty ( $p < 0.05$ ), pro něž lze na základě bootstrap testu zamítnout hypotézu o nulovém efektu.

Tabulka 5

Indikátory založené na porovnávání změn vzdáleností uvnitř párů regionů (2001–2006)

	C1	C2	C3	C5	C6
MZDY	-0.131*	0.469*	0.078*	-0.036	-0.754*
VYDAJE	-0.230*	0.237*	0.065*	0.200*	-0.419*
TRZBY	-0.298*	0.023	0.058*	0.393*	-0.039
INVESTICE	0.005	0.252*	0.128*	-0.265*	-0.540*
PRODUKTIVITA	-0.309*	0.174*	0.051*	0.338*	-0.310*
HDP	-0.271*	0.331*	0.043*	0.231*	-0.527*
HDP PPP	0.005	0.330*	0.059*	-0.144*	-0.542*

\*Statisticky signifikantní hodnoty ( $p < 0.05$ ), pro něž lze na základě bootstrap testu zamítnout hypotézu o nulovém efektu.

### 3.2 Pozice a mobilita českých regionů

Podobně jako v ostatních post-komunistických zemích došlo v České republice po roce 1989 k výraznému prohloubení regionálních rozdílů. Tato skutečnost je v literatuře poměrně dobře zdokumentována (např. Blažek, 1996; Dostál, Hampl, 2004; Štika, 2004; Blažek, Csank, 2007; Hampl, 2007). Nejčastěji sledované ukazatele jsou v tomto ohledu regionální HDP a míra nezaměstnanosti, resp. další ukazatele jako např. podnikatelská aktivita či přímé zahraniční investice. Prohloubení rozdílů mezi českými NUTS2 regiony dokládají pro jevy sledované v této práci i míry Giniho koeficientů v tabulce 6 (viz první tři sloupky hodnot), byť je nutno poukázat na odlišnou míru i dynamiku regionální diferenciaci v případech jednotlivých ukazatelů.

V této práci hodnotíme zejména postavení českých regionů v kontextu evropské regionální dynamiky. Proto byly v tabulce 6 vypočteny Giniho koeficienty také na základě pořadí českých jednotek v rámci žebříčku evropských regionů. Tímto způsobem je zohledněna nejen mobilita uvnitř souboru českých regionů, ale i změny v jejich relativních pozicích vůči ostatním evropským jednotkám. U všech jevů byl zjištěn nárůst vzájemných vzdáleností mezi pozicemi českými regionů v rámci jednotlivých distribucí. Tato tendence byla nejvýraznější v případě investic, kde také nalézáme nejvyšší míru disperze českých jednotek v rámci distribuce evropských regionů. Naopak nejvíce koncentrované jsou české regiony v případě distribucí podle ukazatelů tržeb a mezd. Tyto jevy také zaznamenaly – spolu s ukazatelem produktivity – v průběhu sledovaného období nejmenší vývojové změny.

Tabulka 6

**Vývoj regionálních rozdílů mezi 8 českými NUTS2 regiony: Gini koeficient**

	Gini koeficient vypočtený z původních hodnot			Gini koeficient vypočtený z pořadí v distribuci evropských regionů		
	1992	2000	2006	1992	2000	2006
<b>MZDY</b>	0.065	0.075	0.101	0.010	0.016	0.016
<b>VYDAJE</b>	0.007	0.045	0.045	0.006	0.023	0.028
<b>TRZBY</b>	-	0.045	0.034	-	0.006	0.007
<b>INVESTICE</b>	0.162	0.193	0.249	0.033	0.030	0.084
<b>PRODUKTIVITA</b>	0.045	0.069	0.099	0.014	0.016	0.022
<b>HDP</b>	0.086	0.146	0.172	0.010	0.022	0.031

Nyní se zaměříme na individuální mobilitu českých regionů prostřednictvím výše definovaných statistik  $L_4$  a  $C_4$ . Připomeňme, že  $L_4$  zachycuje absolutní mobilitu, jakožto počet kroků, které daný region v průběhu sledovaného období učinil – tzn. změnu v pořadí daného regionu v žebříčku evropských jednotek (viz tabulka 7). Statistika  $C_4$  pak kvantifikuje jeho relativní mobilitu, když udává podíl počtu učiněných kroků na maximálně možném počtu kroků daného regionu (viz tabulka 8). Obě míry je evidentně vhodné interpretovat ve vzájemné souvislosti. Např. hodnoty v prvních buňkách tabulek 7 a 8 ( $L_{4, MZDY, Praha, 1992, 2006}$ ;  $C_{4, MZDY, Praha, 1992, 2006}$ ) nám říkají, že v distribuci evropských regionů podle úrovně mezd si Praha v období 1992–2006 polepšila o sedm příček, což odpovídá 3 % ze vzdálenosti k vrcholu dané distribuce. Pouze dva

české regiony (Praha a Střední Čechy) zaznamenaly z hlediska většiny sledovaných jevů (výjimkou jsou výdaje) posuny vzhůru v žebříčcích evropských regionů. Ostatní české regiony si naopak v pozicích v rámci souboru evropských regionů více či méně pohoršily (výjimkou je nulová mobilita regionu Jihovýchod z hlediska úrovně maloobchodních tržeb). Největší propady přitom zaznamenaly regiony Moravskoslezský a Severozápad.

Výrazné rozdíly nalézáme při porovnání jednotlivých ukazatelů. To dokládají sumy změn pořadí českých regionů v rámci evropské regionální distribuce v posledním řádku tabulky 7. Pouze pro ukazatele HDP a HDP PPP jsou celkové sumy kroků českých regionů pozitivní ve smyslu převahy posunů směrem vzhůru. Je tomu tak zejména díky velmi vysoké mobilitě Prahy. Z hlediska úrovně HDP PPP se Praha v pořadí evropských regionů posunula o celých 116 příček výše, což odpovídá 95 % z celkové vzdálenosti k vrcholu distribuce! Naopak u všech ostatních ukazatelů celkově převládají posuny směrem dolů, přičemž nejvýraznější souhrnné propady v relativních pozicích českých regionů zaznamenáváme u ukazatelů výdaje, produktivita a také mzdy.

Tabulka 7

**Absolutní mobilita českých regionů v rámci distribuce evropských regionů v období 1992–2006 ( $L_j$ )**

	MZDY	VYDAJE	TRZBY	INVESTICE	PRODUKTIVITA	HDP	HDP PPP
<b>Praha</b>	7	0	6	97	10	33	116
<b>Střední Čechy</b>	2	-2	5	3	3	7	23
<b>Jihozápad</b>	-5	-8	-1	-22	-5	-2	-6
<b>Severozápad</b>	-13	-27	-6	-15	-17	-14	-33
<b>Severovýchod</b>	-3	-12	-1	-4	-6	-3	-1
<b>Jihovýchod</b>	-1	-7	0	-5	-4	-1	-4
<b>Střední Morava</b>	-10	-20	-8	-7	-16	-5	-8
<b>Moravskoslezský</b>	-9	-22	-4	-50	-8	-12	-26
<b>L4 celkem</b>	-32	-98	-9	-3	-43	3	61

Tabulka 8

**Relativní mobilita českých regionů v rámci distribuce evropských regionů v období 1992-2006 ( $C_j$ )**

	MZDY	VYDAJE	TRZBY	INVESTICE	PRODUKTIVITA	HDP	HDP PPP
<b>Praha</b>	0.03	0.00	0.03	0.51	0.05	0.16	0.95
<b>Střední Čechy</b>	0.01	-0.04	0.02	0.01	0.01	0.03	0.10
<b>Jihozápad</b>	-0.11	-0.17	-0.02	-0.33	-0.15	-0.04	-0.09
<b>Severozápad</b>	-0.29	-0.60	-0.13	-0.31	-0.40	-0.29	-0.44
<b>Severovýchod</b>	-0.08	-0.25	-0.02	-0.09	-0.20	-0.07	-0.02
<b>Jihovýchod</b>	-0.02	-0.15	0.00	-0.11	-0.11	-0.02	-0.07
<b>Střední Morava</b>	-0.23	-0.44	-0.16	-0.17	-0.44	-0.12	-0.17
<b>Moravskoslezský</b>	-0.18	-0.50	-0.08	-0.66	-0.18	-0.26	-0.39



#### 4. Závěrečné poznámky

V závěrečné části tohoto článku se pokusíme shrnout hlavní zjištění deskriptivně představená výše a stručně je zarámovat do širších souvislostí. Diskuze literatury, resp. existujících přístupů ke studiu regionální konvergence v úvodní části článku naznačila různorodost koncepčních a metodických východisek. Zjednodušené rozdělení existujících analýz na deduktivně-konfirmační a induktivně-explorační vhodně ilustruje dva rozdílné a kvalitativně odlišné proudy přístupů. Zatímco prvně zmíněná skupina analýz přináší cenné poznatky o významu jednotlivých faktorů v procesu regionálního vývoje, přístupy z druhé skupiny poskytují relevantnější informace při hodnocení přítomnosti konvergence či divergence stejně jako při analýzách dalších aspektů distribuční dynamiky.

Empirická analýza provedená v tomto článku proto patří do druhé ze zmíněných skupin. Vzhledem k vymezeným cílům mají provedená hodnocení extenzivní charakter. Využita byla řada různých technik včetně flexibilních měř založených na párových pozorováních regionů. Pokusme se nyní stručně shrnout základní zjištění. Prvním cílem práce byla identifikace převládajících trendů ve smyslu nepodmíněné  $\sigma$ -konvergence či divergence. Téměř uniformně byla doložena převládající konvergence v relativních rozdílech mezi evropskými regiony. S výjimkou ukazatelů HDP PPP a investice v období po roce 2000 však souběžně nalézáme převažující divergenci v absolutních diferencích. Ze statistického hlediska nejsou tyto zjištění až tak překvapivá. Předpokládáme-li, že u většiny regionálních socioekonomických jevů závisí výše absolutního přírůstku na výchozí úrovni je přirozené, že pravděpodobnost nalezení divergence v absolutních rozdílech roste s výchozí heterogenitou sledovaného souboru regionů (která je v případě evropských jednotek dosti vysoká). Je však tento pozitivně založený předpoklad vždy na místě z normativního hlediska? Máme za to, že tato otázka není triviální a zasloužila by si samostatnou pozornost. Východiska k takové diskusi by mohly poskytnout poznatky získané v oblasti tzv. normativního přístupu k měření nerovnoměrností (např. Kolm, 1976; Tsui, 1995 a řada dalších), přestože kontext hodnocení konvergence a zejména pak regionální konvergence (tj. uvažování regionů namísto jednotlivců) je v řadě ohledů odlišný. Analogicky k tzv. přechodným ukazatelům nerovnoměrností (Kolm, 1976; Bossert, Pfingsten, 1990) by bylo zajímavé zkonstruovat a aplikovat „přechodnou“ míru konvergence. Ta by z hlediska svých požadavků zaujímala „střední“ pozici mezi příliš striktní „levicovou“ perspektivou reprezentovanou mírami konvergence v absolutních rozdílech a příliš liberální „pravico-ovou“ perspektivou indikátorů konvergence v relativních proporcích. Otázka volby kritérií posuzování konvergence není jen zajímavým metodickým cvičením, ale může mít nepochybně svůj význam při rozhodování o příslušných politických opatřeních.

Dalším hodnoceným aspektem evropské regionální dynamiky byla kvantifikace shlukování regionů kolem jejich národních průměrů, když tento aspekt nazýváme významem mezistátního komponentu. U všech jevů vysvětluje mezistátní složka většinu evropské regionální diferenciace. Pouze u ukazatelů HDP PPP a investice bylo přitom zjištěno její významné vývojové snížení. Není náhodou, že právě u těchto ukazatelů byl výše konstatován nejpříznivější vývoj z hlediska agregátních měř konvergence. Přestože uvnitř řady zemí existují výrazné regionální rozdíly, konvergence evropských regionů (ze statistického hlediska) závisí především na stírání mezistátních rozdílů.<sup>4</sup>

4 Podotkněme, že tento „účetní“ přístup nemusí nutně reflektovat skutečný praktický či politický význam mezistátní a vnitrostátní složky evropské regionální diferenciace (viz Kanbur, 2006).

Zjištěná bimodalita křivek většiny pravděpodobnostních rozložení naznačuje výrazné a do značné míry přetrvávající rozdíly mezi regiony starých a nových členských zemí EU. Tato skutečnost indikuje, jak výrazné zvýšení územních nerovnováh znamenala rozšíření EU v letech 2004 a 2007. Polarita mezi regiony nových a starých členských zemí nahradila tradiční severo-jihní gradient charakteristický pro území staré EU (Ertur, Koch, 2006; Ezcurra et al., 2007). Kvantitativní význam stávající bipolarity demonstruje skutečnost, že vedlejší vrcholy jednotlivých rozložení se v roce 2006 nacházely v rozmezí pouhých 23 % až 38 % celkového průměru. Pořadí regionů uvnitř jednotlivých rozložení ovšem není statické – celková mobilita se v rámci dílčích období pohybovala od 4 % do 15 %. Vývojově přitom u většiny ukazatelů sledujeme snižování obou módů. To je na jedné straně způsobeno dynamickým vývojem některých regionů nových členských zemí a na straně druhé pak jistým posilováním pravých konců řady rozložení (tzn. nejsilnějších regionů).

V řadě ohledů je významnou výjimkou mezi ostatními ukazateli charakter a vývoj rozložení evropských regionů podle úrovně HDP PPP. Zmíněná bipolarita je u tohoto ukazatele podstatně nižší a obecně příznivější trendy u něj sledujeme i z hlediska většiny dalších hodnocených aspektů distribuční dynamiky. Tato zjištění demonstrují významný vliv mezinárodních rozdílů v cenových hladinách, resp. kupní síle obyvatelstva (existující data nám bohužel neumožňují zohlednit regionální rozdíly v cenových hladinách uvnitř zemí). Naznačena je tak přirozená souvislost, resp. podmíněnost, procesů reálné regionální konvergence konvergencí nominální.

Doplňujícím cílem této analýzy bylo zhodnotit vývoj postavení českých regionů v rámci distribucí evropských jednotek. Významný nárůst rozdílů mezi českými regiony provází jejich postupná disperze v rámci jednotlivých evropských distribucí. Analýza individuální mobility ukázala, že pouze Praha a v podstatně menší míře i Střední Čechy si ve sledovaném období vylepšily svoje pozice na žebříčcích evropských regionů. Ostatní české regiony zaznamenaly větší či menší posuny směrem dolů.

## Literatura

- BARRO, R.J.; SALA-I-MARTIN, X. 1991. Convergence across states and regions. *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 22, No. 1, pp. 107–182.
- BLAŽEK, J. 1996. Meziregionální rozdíly v České republice v transformačním období. *Geografie*, Vol. 101, No. 4, pp. 265–277.
- BLAŽEK, J. 1999. Teorie regionálního vývoje: je na obzoru nové paradigma či jde o pohyb v kruhu? *Geografie-Sborník ČGS*, Vol. 104, No. 3, pp. 141–159.
- BLAŽEK, J.; UHLÍŘ, D. 2002. *Teorie regionálního rozvoje: nástin, kritika, klasifikace*. Praha : Karolinum, 2002. ISBN 80-246-0384-5.
- BLAŽEK, J.; CSANK, P. 2007. Nová fáze regionálního rozvoje v ČR? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, Vol. 43, No. 5, pp. 945–965.
- BOLDRIN, M.; CANOVA, F. 2001. Europe's regions. Income disparities and regional policies. *Economic Policy*, Vol. 16, No. 32, pp. 207–253.
- BRÜLHART, M.; TRAEGER, R. 2005. An account of geographic concentration patterns in Europe. *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 35, No. 6, pp. 597–624.
- BOSSERT, W.; PFINGSTEN, A. 1990. Intermediate inequality: concepts, indices, and welfare implications. *Mathematical Social Sciences*, Vol. 19, No 2, pp. 117–134.

- CANOVA, F.; MARCET, A. 1995. The poor stay poor: non-convergence across countries and regions [CEPR Discussion Paper No. 1265]. London : Centre for Economic Policy Research, 1995.
- COWELL, F. A.; FLACHAIRE, E. 2007. Income distribution and inequality measurement: the problem of extreme values. *Journal of Econometrics*, Vol. 141, No. 2, pp. 1044–1072.
- DALL'ERBA, S.; PERCOCO, M.; PRIAS, G. 2008. The European regional growth process revisited. *Spatial Economic Analysis*, Vol. 3, No. 1, pp. 7–25.
- DE LA FUENTE, A. 2002. Convergence across countries and regions: theory and empirics. [UFAE and IAE Working Paper 555.02]. Barcelona. Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica, 2002.
- 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*, Vol. 11, No. 1, pp. 7–29.
- EGGER, P.; PFAFFERMAYR, M. 2006. Spatial convergence. *Papers in Regional Science*, Vol. 85, No. 4, pp. 199–215.
- ERTUR, C.; KOCH, W. 2006. Regional disparities in the European Union and the enlargement process: an exploratory spatial data analysis, 1995–2000. *Annals of Regional Science*, Vol. 40, No. 4, pp. 723–765.
- ESPOSTI, R.; BUSSOLETTI, S. 2008. Impact of Objective 1 funds on regional growth convergence in the European Union: a panel-data approach. *Regional Studies*, Vol. 42, No. 2, pp. 159–173.
- EVROPSKÁ KOMISE. 2007. *Growing regions, growing Europe: 4th report on economic and social cohesion. Luxembourg*. Office for Official Publications of the European Communities, 2007.
- EVROPSKÁ KOMISE. 2008. General budget of the European Union for the financial year 2008. <http://ec.europa.eu/budget>
- EZCURRA, R.; GIL, C.; PASCUAL, P.; RAPÚN, M. 2005. Inequality, polarisation and regional mobility in the European Union. *Urban Studies*, Vol. 42, No. 7, pp. 1057–1076.
- EZCURRA, R.; PASCUAL, P.; RAPÚN, M. 2007. Regional dynamics and convergence profiles in the enlarged European Union: a non-parametric approach. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie*, Vol. 98, No. 5, pp. 564–584.
- FISCHER, M.; STUMPNER, P. 2008. Income distribution dynamics and cross-region convergence in Europe. *Journal of Geographical Systems*, Vol. 10, No. 2, pp. 109–139.
- HAMPL, M. 2007. Regionální diferenciace současného socioekonomického vývoje v České republice, *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, Vol. 43, No. 5, pp. 889–910.
- CHESHIRE, P.; CARONARO, G. (1995): Convergence–divergence in regional growth rates: An empty black box? In ARMSTRONG H., VICKERMAN R. (ed.) *Convergence and divergence among European regions*. London, Pion, 1995, pp. 89–111. ISBN 0-85086-165-9.
- KANBUR, R. 2006. The policy significance of inequality decompositions. *Journal of Economic Inequality*, Vol. 4, No. 3, pp. 367–374.
- KOLM, S. C. 1976. Unequal inequalities I. *Journal of Economic Theory*, Vol. 12, No. 3, pp. 416–442.
- LOPEZ-RODRIGUEZ, J. 2008. Regional convergence in the European Union: results from a panel data model. *Economics Bulletin*, Vol. 18, No. 2, pp. 1–7.
- MAGRINI, S. 2004. Regional (di)convergence. In HENDERSON, J. V.; THISSE, J. F. (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 1, No. 4, Amsterdam : Elsevier, 2004, pp. 2741–2796.
- MARELLI, E. 2007. Specialisation and convergence of European regions. *The European Journal of Comparative Economics*, Vol. 4, No. 2, pp. 149–178.
- NETRDOVÁ, P.; NOSEK, V. 2009. Přístupy k měření významu geografického rozměru společenských nerovnoměrností. *Geografie*, Vol. 114, No. 1, pp. 52–65.
- NOVOTNÝ, J. 2007. On the measurement of regional inequality: does spatial dimension of income inequality matter? *The Annals of Regional Science*, Vol. 41, No. 3, pp. 563–580.
- QUAH, D. T. 1993. Galton's fallacy and tests of the convergence hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, No. 4, pp. 427–443.
- QUAH, D. T. 1996. Regional convergence clusters across Europe. *European Economic Review*, Vol. 40, No. 3, pp. 951–958.
- REY, S. J.; ANSELIN, L. 2000. Regional science publication patterns in the 1990's. *International Regional Science Review*, Vol. 23, No. 4, pp. 323–344.

- REY, S.; JANIKAS, M. 2005. Regional convergence, inequality, and space. *Journal of Economic Geography*, Vol. 5, No. 2, pp. 155–176.
- SILVERMAN, B. W. 1986. *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*. London : Chapman and Hall, 1986. ISBN: 0-412-24620-1.
- ŠTIKA, R. 2004. Regionální rozdíly v Česku v 90. letech v kontextu novodobého vývoje, *Geografie*, Vol. 109, No. 1, pp. 15–26.
- TSUI, K. Y. 1995. Multidimensional generalizations of the relative and absolute inequality indices: The Atkinson–Kolm–Sen approach. *Journal of Economic Theory*, Vol. 67, No. 1, pp. 251–265.
- WEBBER, D. 2001. Convergence of labour's factor reward between regions of the EU. *Applied Economics Letters*, Vol. 8, No. 5, pp. 355–357.
- WEBBER, D.; WHITE, P. 2003. Regional factor price convergence across four major European countries. *Regional Studies*, Vol. 37, No. 8, pp. 773–782.
- WEBBER, D.; WHITE, P.; ALLEN, D. 2005. Income convergence across U.S. states: an analysis using measures of concordance and discordance. *Journal of Regional Science*, Vol. 45, No. 3, pp. 565–589.

## REGIONAL CONVERGENCE, DIVERGENCE AND OTHER ASPECTS OF DISTRIBUTIONAL DYNAMICS OF EUROPEAN REGIONS IN THE PERIOD 1992–2006

**Josef Novotný**, Faculty of Science, Charles University in Prague, Department of Social Geography and Regional Development, Albertov 6, CZ – 128 43, Praha 2 (pepino@natur.cuni.cz).

### Abstract

The paper provides an exploratory analysis of regional dynamics among 264 NUTS2 EU-27 regions over the period 1992–2006. Seven different regional indicators are analyzed including wages, household expenditures, retail sales, investments, productivity, GDP, and GDP adjusted for international purchasing power differences. Several aspects of regional dynamics are studied such as convergence, polarization, role of international component, overall mobility, and individual mobility of Czech regions. Different methods are employed including some traditional techniques such as Gini coefficient, Theil decomposition, or kernel density estimates but also more innovative measures based on the pair-wise comparisons of regions. The results suggest strong regional convergence in relative ratios hand in hand with increasing absolute gaps among European regions. The analysis also indicates a significant bipolarity in the investigated distributions and a major role of international component in the process of European regional development. From the Czech regions, only Praha and Střední Čechy recorded some upward mobility in the European regional rank distributions, while the relative positions of all other units deteriorated.

### Keywords

European Union, exploratory analysis, regional convergence, regional growth, regional dynamics

### JEL classification

C2, O18, O52, R12