

Konvergence krajů České republiky pod vlivem ekonomické krize

Diplomová práce

Vedoucí práce:
doc. Ing. Václav Adamec, Ph.D.

Autor:
Bc. Jan Koutný

Brno 2019

Na tomto místě bych velice rád poděkoval vedoucímu mé diplomové práce panu doc. Ing. Václavu Adamcovi, Ph.D. za odborné vedení, cenné rady, připomínky a čas, který mi věnoval. Dále bych rád poděkoval mé rodině za podporu během tvorby.

Čestné prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto práci: **Konvergence krajů České republiky pod vlivem ekonomické krize** vypracoval samostatně a veškeré použité prameny a informace jsou uvedeny v seznamu použité literatury. Souhlasím, aby moje práce byla zveřejněna v souladu s § 47b zákona č. 111/1998 Sb., o vysokých školách ve znění pozdějších předpisů, a v souladu s platnou *Směrnicí o zveřejňování vysokoškolských závěrečných prací*.

Jsem si vědom, že se na moji práci vztahuje zákon č. 121/2000 Sb., autorský zákon, a že Mendelova univerzita v Brně má právo na uzavření licenční smlouvy a užití této práce jako školního díla podle § 60 odst. 1 Autorského zákona.

Dále se zavazuji, že před sepsáním licenční smlouvy o využití díla jinou osobou (subjektem) si vyžádám písemné stanovisko univerzity o tom, že předmětná licenční smlouva není v rozporu s oprávněnými zájmy univerzity, a zavazuji se uhradit případný příspěvek na úhradu nákladů spojených se vznikem díla, a to až do jejich skutečné výše.

V Brně dne 19. prosince 2018

Abstract

Koutný, J. The convergence of regions of the Czech Republic under the influence of the economic crisis. Diploma thesis. Brno: Mendel University, 2019.

This diploma thesis examines the influence of the economic crisis from 2008-2009 on the convergence of the regions of the Czech Republic defined at NUTS 3 level. Trends in region convergence are identified based on the beta convergence and sigma convergence analysis using panel data from 2002-2015. Subsequently are discussed the reasons for the observed differences and the consequences of unequal economic development in the regions for private companies that are located or are operating in the regions.

Keywords

Convergence, divergence, Czech Republic, regions, economic crisis, panel data, regression analysis, beta convergence, sigma convergence, cluster analysis.

Abstrakt

Koutný, J. Konvergence krajů České republiky pod vlivem ekonomické krize. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita v Brně, 2019.

Diplomová práce zkoumá vliv ekonomické krize z let 2008-2009 na konvergenci regionů České republiky vymezených na úrovni NUTS 3. Trendy v konvergenci (divergenci) regionů jsou identifikovány na základě provedené analýzy beta konvergence a sigma konvergence při využití panelových dat z let 2002-2015. Následně jsou diskutovány příčiny pozorovaných rozdílů a důsledky nestejného ekonomického vývoje v regionech pro soukromé firmy, které v regionech sídlí nebo podnikají.

Klíčová slova

Konvergence, divergence, Česká republika, regiony, ekonomická krize, panelová data, regresní analýza, beta konvergence, sigma konvergence, shluková analýza.

Obsah

1	Úvod	11
2	Cíl práce	13
3	Literární přehled	14
3.1	Konvergence.....	14
3.2	Konvergence regionů.....	18
3.3	Sociálně-ekonomická charakteristika krajů České republiky.....	22
3.4	České regiony před krizí.....	26
3.5	Hospodářská krize	27
3.6	Období po krizi.....	29
4	Materiál a metodika	31
4.1	Zkoumaná data.....	31
4.1.1	Ukazatel ekonomické výkonnosti	31
4.1.2	Ukazatel trhu práce	32
4.1.3	Ukazatel vzdělanosti	32
4.1.4	Ukazatel úrovně dopravní infrastruktury	32
4.1.5	Ukazatel nákladů práce.....	33
4.1.6	Ukazatel zastoupení průmyslu na ekonomice regionu	33
4.2	Základní popisné statistiky.....	34
4.2.1	Charakteristiky polohy.....	34
4.2.2	Charakteristiky variability.....	34
4.3	Regresní analýza.....	35
4.4	Panelová regrese	38
4.4.1	Sdružený regresní model	39
4.4.2	Model s pevnými efekty	40
4.4.3	Model s náhodnými efekty.....	41
4.4.4	Volba mezi spojeným modelem a modelem s pevnými efekty.....	41
4.4.5	Volba mezi modelem s pevnými efekty a modelem s náhodnými efekty.....	42

4.5	Shluková analýza	43
4.6	Konvergenční analýza.....	45
4.6.1	β -konvergence	46
4.6.2	σ -konvergence	47
5	Výsledky	49
5.1	Konvergenční analýza.....	49
5.1.1	Analýza β -konvergence v období 2002 - 2008	49
5.1.2	Analýza σ -konvergence v období 2002-2008	52
5.1.3	Analýza β -konvergence v období 2009-2014.....	54
5.1.4	Analýza σ -konvergence v období 2009-2015	57
5.2	Shluková analýza	58
5.2.1	Shluková analýza pro rok 2004 – období před krizí.....	59
5.2.2	Shluková analýza pro rok 2014 – období po odeznění krize	61
5.3	Klubová konvergence.....	62
5.3.1	Klubová konvergence mezi lety 2002-2008	62
5.3.2	Klubová konvergence mezi lety 2009-2014	64
6	Diskuze a závěr	65
6.1	První dílčí cíl	65
6.2	Druhý dílčí cíl	66
6.3	Třetí dílčí cíl.....	68
7	Literatura	73
7.1	Literární zdroje	73
7.2	Elektronické zdroje.....	76
8	Seznam obrázků	79
9	Seznam tabulek	80
A	Regiony České republiky	83
B	Makroekonomické ukazatele	84
C	Tabelované výstupy	90

1 Úvod

Jedním z nejskloňovanějších a nejožehavějších společenských témat v posledních desetiletích je hospodářský cyklus a zejména jedna z jeho fází, jež můžeme nazývat dno, sedlo, deprese či krize. Je to ekonomický jev ovlivňující životy miliónů lidí po celém světě, který se stal ústředním tématem vědeckých prací nekonečné řady ekonomů. Zabývali se jím monetaristé, keynesiánci i zástupci rakouské školy, ovšem nikomu z nich se dosud nepodařilo přesvědčit o své pravdě zbytek společnosti tak, aby se dalo mluvit o jednom správném přístupu ke zkoumání původu hospodářských cyklů, jejich průběhu a důsledkům z nich plynoucích.

Právě důsledky často znamenají dramatický zásah do života jednotlivců i celé společnosti, který může ovlivnit směřování k naplnění jejích cílů. Jedním z nich je dynamický, udržitelný a vyrovnaný regionální rozvoj, což je soubor procesů, který probíhá ve složitých systémech jednotlivých regionů. Jeho přínosem jsou například vyšší příjmy obyvatel, nižší nezaměstnanost, vyšší úroveň veřejných služeb (např. zdravotnictví nebo vzdělávání) nebo možnost investic do zkvalitnění životního prostředí. Mezi požadované vlastnosti regionálního rozvoje však patří jeho vyváženost. Tou rozumíme vlastnost, kdy dochází k odstraňování, případně zmírňování disparit mezi jednotlivými regiony. Tyto rozdíly se mohou projevat v nejrůznějších oblastech – od rozdílné úrovně zdravotní péče po rozdíly v příjmech obyvatel z odlišných regionů. Stejně tak geograficky oddělená území lze vymezit na několika úrovních – na úrovni kontinentů, států, regionů i čtvrtích jednoho města. Důležitost srovnávání životní úrovně a příjmů si uvědomuje i samotná Evropská unie, pro kterou se konvergence regionů stala jedním z fundamentálních cílů. Tato skutečnost plyne zejména z obav, že dojde k situaci, kdy začnou disparity mezi jednotlivými regiony nekontrolovaně narůstat, čímž bohatší regiony budou dále bohatnout a chudší chudnout. Tento trend by výrazně ztěžoval snahu světových, evropských i národních institucí o jeho zvrácení ve prospěch smazávání nerovností mezi regiony a ústil by ve vznik problémových regionů. Takové regiony se následně vyznačují nízkou úrovní HDP i mírou jeho růstu, vysokou mírou nezaměstnanosti a na ně navazujícími sociálními problémy z nich plynoucích. Jednat se může například o zvýšenou kriminalitu, problémy v rodinném soužití, sníženou úroveň zdravotní péče nebo špatnou kvalitu životního prostředí. Problémové regiony se tak posléze stávají neatraktivními pro mladé a schopné lidi, jejichž odliv do perspektivnějších regionů je prakticky odsuzuje do situace tzv. „spirály“, která vede k čím dál výraznějším disparitám mezi regiony. Z těchto důvodů orgány veřejné moci vynakládají značné části svých rozpočtů do boje s nárůstem regionálních nerovností, ovšem ne vždy se skutečně intervence setkají s úspěchem a naplněním účelu.

Právě proto se konvergence regionů a vliv hospodářských krizí na ni staly ústředním tématem následujících kapitol této diplomové práce. Je jistě neoddiskutovatelné, že rozpoznání skutečností determinujících vztah mezi těmito dvěma jevy může výrazným způsobem napomoci formování regionální politiky, která by měla

být schopna adekvátně reagovat na důsledky plynoucí z historicky neustále se opakujících hospodářských krizí a nadále být kompetentní v roli jednoho ze základních subjektů majících vliv na regionální konvergenci.

Jak důležité je toto téma, nám naznačuje řada světových autorů, jež se zabývají tématem regionálních disparit a zkoumají konvergenční či divergenční tendence, u nichž se snaží definovat jejich determinanty. V řadě přístupů ke konvergenční analýze lze vyzorovat dva, které se dají označit za základní a nejpoužívanější. Jsou jimi beta konvergence, která se řadí do skupiny konfirmačních přístupů, a sigma konvergence, jež je zástupcem přístupů exploračních. Ačkoli oba přístupy vychází z rozličných předpokladů, existují mezi nimi určité vztahy a navzájem se dokáží vhodně doplňovat. Z toho důvodu budou i v rámci následující práce základními metodami využitými při konvergenční analýze.

Témat, kterými se statistici a ekonomové ve svých dílech ve spojitosti s konvergencí regionů zabývali, je velmi dlouhá řada. Byly zkoumány souvislosti se sociálními aspekty v regionech, s cenovými disparitami i politikou. Svoje důležité místo však napříč časovým spektrem zaujímají ekonomické cykly. Dá se říci, že tohle téma je neustále aktuální. Společnost se v podstatě vždy nachází v situaci, kdy buď ve fázi hospodářské krize je, nebo k ní v bližší či vzdálenější budoucnosti míří. V tuto chvíli datujeme poslední vážné hospodářské dno do let 2008-2009, kdy světová ekonomika čelila pravděpodobně největšímu poklesu od dob Velké hospodářské krize ve třicátých letech 20. století. I přes značné množství politických intervencí a zásahů docházelo k obnovení důvěry investorů a spotřebitelů velice pomalu, což značně komplikovalo situaci a prohlubovalo krizi. Podle některých ekonomů se Česká republika vymanila z krize dokonce až v roce 2015. Nyní se nacházíme v období konjunktury, kdy výstupy naší i zahraničních ekonomik obecně stále rostou, ovšem už lze detekovat určité více či méně zřejmé náznaky, které mohou indikovat přehřátí ekonomiky a její blížký vstup do fází stagnace, recese a následné stěží se vyhnutelné další ekonomické krize.

Právě z tohoto důvodu by následující kapitoly této diplomové práce měly být společností prospěšné tím, že pomohou alespoň malým dílem přispět k poznání vlivu hospodářské krize na konvergenci regionů v rámci naší České republiky. Tyto poznatky by se následně mohly stát pomocnou rukou při určování strategií svého chování u všech aktérů regionálního rozvoje, kterými jsou soukromé domácnosti, veřejný sektor a podniky.

2 Cíl práce

Cílem této diplomové práce je s využitím dat z Českého statistického úřadu provést analýzu beta konvergence, popř. sigma konvergence, regionů České republiky na úrovni NUTS 3 a zachytit dopady ekonomické krize mezi lety 2008 a 2009 na ni. Nedílnou součástí je identifikace trendů v konvergenci či divergenci regionů a označení příčin pozorovaných rozdílů. Tento hlavní cíl lze následně rozčlenit do několika následujících cílů dílčích.

1. Pomocí metody regresní analýzy provést kvantifikaci konvergenčních či divergenčních trendů v rámci České republiky při využití zejména analýz beta konvergence a sigma konvergence. Tato kvantifikace bude provedena vhodným způsobem tak, aby bylo možno analyzovat vliv ekonomické krize na sblížení regionů.
2. Na základě vhodného výběru metod shlukové analýzy definovat podobnostní skupiny krajů České republiky a diskutovat zdroje podobnosti.
3. V návaznosti na výsledky shlukové a regresní analýzy označit pravděpodobné příčiny pozorovaných rozdílů a diskutovat důsledky nestejného ekonomického vývoje v krajích pro soukromé firmy, které v regionech sídlí nebo podnikají. Následně formulovat návrhy a doporučení pro tvůrce hospodářské politiky.

K naplnění dílčích cílů a zároveň cíle hlavního bude třeba důkladné studium odborné literatury vztahující se k problematice konvergence regionů a regionálních disparit. Na jeho základě budou následně definovány a popsány vhodný materiál a metodika, pomocí kterých budou moci být splněny všechny cíle, jejichž naplnění si tato diplomová práce klade za úkol.

3 Literární přehled

V části literárního přehledu jsou shrnuty veškeré relevantní informace týkající se konvergence, jejích typů a metod zkoumání, které byly autorem sesbírány za účelem shrnutí a objasnění všech důležitých skutečností nutných pro korektní provedení analýzy konvergence krajů České republiky pod vlivem ekonomické krize.

3.1 Konvergence

Pojem konvergence vychází z latinského slova *con-vergere*, jehož doslovný překlad je „ohýbat k sobě“. Dá se tedy považovat za výraz označující vlastnost přibližování se, sbíhání anebo proces k tomu vedoucí.

Teoretickým východiskem úvah o konvergenci je neoklasický model růstu (Solow, 1956). Tento model, jehož předpokladem jsou uzavřené ekonomiky, mluví o tom, že míra hospodářského růstu je přímo úměrná aktuální vzdálenosti ekonomiky od stálého stavu. Výsledkem by mělo být, že relativně chudší země budou postupem času dohánět země relativně bohatší. Tento proces se nazývá konvergence a existuje řada přístupů k řešení této problematiky.

První dělení přístupů můžeme provést na základě zkoumaných charakteristik. Jedná se o reálnou nebo nominální konvergenci. Reálná konvergence se dá chápat jako přibližování se k vyspělé zemi nebo skupině vyspělých zemí z pohledu ekonomické úrovně. Měření probíhá zpravidla pomocí ukazatele HDP na obyvatele, který eliminuje vliv různých cenových úrovní a reprezentuje skutečnou výši vyprodukovaných služeb a zboží danou ekonomikou (Žďárek, 2006).

Nominální konvergencí (Frait a Komárek, 2001) pak můžeme v úzkém pojetí rozumět sblížení ekonomik i z hlediska charakteristik týkajících se cen, např. hrubý domácí produkt na osobu ve společné měně. V širším pojetí lze nominální konvergenci chápat jako sblížení různých makroekonomických veličin, a to jak v absolutních hodnotách, tak i v tempech růstu. Kowalski (2003) chápe nominální konvergenci jako konvergenci určitých makroekonomických ukazatelů na úroveň, která zajišťuje stabilitu v určitém ekonomickém integračním uskupení. Tato problematika je úzce spojená s Maastrichtskými kritérii, což jsou oficiální podmínky nutné ke členství určité země v eurozóně.

Členění přístupů ke studiu konvergence uvádí Novotný (2010). Jedná se o tzv. konfirmační (deduktivní) a explorační (induktivní) přístupy. Prvně zmíněná skupina konfirmačních (deduktivních) přístupů zahrnuje analýzy, jež typicky vycházejí z určitých teoretických předpokladů. Na základě těchto předpokladů je následně specifikován regresní model sloužící k potvrzení či vyvrácení hypotézy o konvergenci a případně poté k odhadu rychlosti konvergenčních procesů či významu jednotlivých podmiňujících faktorů. Typicky je za závisle proměnnou považována míra růstu daného jevu (HDP, produktivita atd.), zatímco predikátory jsou jeho počáteční stav a případně soubor dalších charakteristik, které reflektují strukturální rozdíly mezi regiony. Zjištění negativního vztahu mezi počáteční úrovní daných jevů a jejich mírou růstu je označováno za tzv. β -konvergenci.

Koncept β -konvergence můžeme považovat za jeden z nejoblíbenějších prostředků sloužící k testování hypotéz o konvergenci. Smrčková a kol. (2008) uvádí, že β -konvergence vychází z neoklasického pojetí ekonomického růstu, kde růst HDP je na počáteční ekonomické úrovni negativně závislý. Znamená to, že ty původně chudší ekonomiky vykazují vyšší růstovou dynamiku, která ústí v postupnou konvergenci mezi ekonomikami. Slavík (2005) definuje β -konvergenci podobně - jako určení rychlosti konvergence, která je vysvětlována tím, že čím je počáteční úroveň nižší, neboli rozdíl oproti stálému stavu větší, tím je růst vyšší. Znamená to tedy, že pokud mají dvě ekonomiky stejný stálý stav, potom chudší ekonomiky budou růst rychleji a bohatší pomaleji. Připomíná však, že nevýhodou tohoto konceptu je fakt, že předmětem analýzy je prakticky pouze stav na začátku a na konci zkoumaného období a informace o vývoji v průběhu daného období nejsou brány v potaz.

Rozlišováno je přitom mezi podmíněnou a nepodmíněnou alternativou β -konvergence. Nepodmíněná konvergence se v literatuře často označuje také jako absolutní konvergence. Tento typ konvergence podle Slavíka (2005) vyplývá přímo z neoklasického modelu růstu a znamená, že země s nižší úrovní reálného HDP na osobu dosahují vyššího tempa růstu, aniž by tato skutečnost byla podmíněna nějakými jinými charakteristikami daných ekonomik. Barro a Sala-I-Martin (2004) publikují podobné znění hypotézy o absolutní konvergenci, která říká, že chudé ekonomiky mají tendenci růst ve výstupu na jednoho obyvatele rychleji než ekonomiky bohaté. Tento fakt vyplývá z předpokladu, kdy se jedná o skupinu uzavřených ekonomik (regiony nebo země), které jsou strukturálně podobné v tom smyslu, že mají stejné hodnoty parametrů týkajících se funkce úspor, růstu populace, růstu technologického pokroku a produkční funkce. V tom případě tyto země mají společný stálý stav a jediný rozdíl mezi nimi spočívá v počátečním stavu kapitálové vybavenosti. Tento rozdíl je potom tedy důvodem rozdílné rychlosti přibližování se stálému stavu, jak plyne z teorie neoklasického modelu růstu.

V konceptu podmíněné konvergence je opuštěn málo realistický předpoklad shodných stálých stavů pro různé ekonomiky. Jelikož některé ekonomiky rostou tím rychleji, čím větší je rozdíl mezi výstupem sledovaným a výstupem ve stálém stavu, dají se v praxi nalézt i situace, kdy ekonomiky s vyšší úrovní důchodu na hlavu rostou rychleji než ekonomiky s nižší úrovní důchodu na hlavu. Toto by v případě konceptu absolutní konvergence znamenalo, že divergují, což je výraz označující opačný proces, než jakým je konvergence. K tomuto jevu by došlo právě v případě, kdy by se ekonomika s vyšší úrovní důchodu na hlavu nacházela dále od stálého stavu než ekonomika s nižší úrovní důchodu. Konvergence je pak v tomto případě podmíněna řadou dalších vysvětlujících proměnných, které způsobují rozdílné stálé stavy. Jedná se například o míru úspor nebo parametry účinnosti faktorů produkční funkce (Melecký a Nevima, 2011).

Někteří autoři hovoří ještě o třetím typu konvergence, kterou nazývají klubovou. Quah (1996) tak označoval skupiny zemí charakteristické podobnou mírou růstu populace, vzdělání a technického pokroku, u nichž lze očekávat konvergenční proces. Dochází zde tedy k vytváření klubů (skupin) ekonomik, které se vyznačují podobnou trajektorií hospodářského růstu. Nejdůležitějším příspěvkem této teorie

je, že ekonomiky vykazující nízký produkt na hlavu se zároveň potýkají s nízkým tempem hospodářského růstu. Jedná se o určité doplnění hypotézy podmíněné konvergence směřující své argumenty k oblasti mezinárodní peněžní pomoci (Ben David, 1998).

Důležitou otázkou zůstává, kdy je vhodné v analýze využít hypotézu o podmíněné konvergenci, kdy hypotézu o nepodmíněné konvergenci, a která je vhodnější při zkoumání konvergenčního procesu mezi regiony, který je předmětem následujících kapitol této práce. Odpověď nabízejí autoři Barro a Sala-I-Martin (2004). Mluví o tom, že ačkoli rozdíly v technologiích, preferencích a institucích mezi regiony existují, tyto rozdíly pravděpodobně budou menší než mezi jednotlivými zeměmi. Firmy a domácnosti z rozdílných regionů v jedné zemi mají tendenci využívat stejné technologie a mít přibližně podobné potřeby a kulturu. Navíc regiony sdílejí společnou centrální vládu, a proto se nachází ve stejném institucionálním a právním prostředí. Tato relativní homogenita značí, že regiony přibližně konvergují do společného stálého stavu. Proto je koncept absolutní konvergence vhodnější využívat pro aplikaci v případě regionů než v případě států.

Důležitým faktorem v regresně založených postupech je výběr typu dat k nim použitých. Nejčastěji využívaná jsou průřezová data, ale v určité míře autoři ve svých pracích využívají také časové řady a panelová data. Ty jsou trendem poslední doby a lze u nich spatřovat poměrně velké množství výhod, které jsou však kompenzovány také širokou škálou problémů spojených s jejich užitím. Ucelený výčet pozitiv a negativ nabízí například Baltagi (2005). Mezi hlavní výhody užití panelových dat patří kontrola nepozorované heterogenity, zpracování informativnějších dat s vyšší variabilitou, nižší kolinearitou mezi proměnnými a více stupni volnosti nebo například možnost identifikace a měření efektů, které nejsou detekovatelné v případě použití průřezových dat nebo časových řad. Naopak mezi zásadní nevýhody řadí problémy se sběrem velkého množství dat a problémy, které souvisí s prací s daty, jež se vyznačují příliš krátkou časovou periodou.

Pokud se zaměříme na využití panelových dat v konvergenční analýze, tak Barro a Sala-I-Martin (2004) uvádějí, že od roku 1995 se již mnoho výzkumníků pokusilo odhadnout rychlost konvergence prostřednictvím panelových dat a různými variantami odhadu s pevnými efekty. A to jak na datech zahrnujících jednotlivé země, tak na regionálních datech. Hlavní výhodou panelových dat oproti průřezovým vidí v tom, že není třeba trvat na stálé konstantě vyjadřující stálý stav, protože ta je implicitně odhadnuta prostřednictvím odhadu s pevnými efekty. Zajímavou skutečností vyplývající z těchto výzkumů je, že rychlost konvergence odhadovaná s využitím panelových dat je mnohem vyšší než v případě využití průřezových dat. Zatímco u odhadů s průřezovými daty se pohybuje okolo 2 % ročně, v případě panelových dat se hodnoty rychlosti konvergence pohybují až v rozmezí 12 – 20 % ročně.

Tyto rozporuplné závěry se pokusil vysvětlit například Shioji (1997). Rozdíl mezi rychlostmi na základě použitých dat vysvětloval chybami měření, kterými jsou zatížena roční data. Uvedl, že za chybu měření musí být v tomto kontextu považována každá odchylka od teoretického modelu růstu, kterou způsobí například vliv

hospodářských cyklů nebo různých ekonomických šoků. Řešení spatřoval v přesakování určitých pozorování – například při analýze konvergence, pro kterou použil data pouze z každého pátého roku, se odhadovaná rychlost konvergence výrazně snížila.

Regresně založené přístupy mají ovšem i značné množství kritiků. Magrini (2004) nevýhodu těchto přístupů viděl zejména v tom, že jsou poměrně neinformativní. Popisují pouze přechod ekonomiky do stálého stavu, aniž by poskytly informace o dynamice celkového průřezového rozdělení regionálních hodnot sledovaného ukazatele – vypovídají pouze o chování „hypotetického“ průměrného regionu. Řešení autor viděl právě v exploračních (induktivních) přístupech.

Skupina exploračních (induktivních) přístupů může podle Novotného (2010) otázku, zda a jakým způsobem dochází ke konvergenci ekonomik, zodpovědět lépe. V těchto analýzách je často hodnocena nejen samotná existence procesu konvergence či divergence, ale i další vlastnosti sledovaných rozložení. Autor řadí nejčastěji používané metody do tří skupin – metody využívající měř variability, grafická znázornění odhadující pravděpodobnostní rozdělení sledovaných distribucí a maticová znázornění mobility jednotek uvnitř těchto distribucí. Souhrnně se tedy dá mluvit o metodách analýzy distribuční dynamiky.

Typickým konceptem tohoto směru je tzv. σ -konvergence. Sala-I-Martin (1996) ji definuje jako situaci, kdy skupina ekonomik konverguje ve smyslu σ -konvergence, pokud disperze (rozptyl) jejich reálných HDP na obyvatele má tendenci k poklesu v průběhu určitého časového období. Nevima a Melecký (2011) k σ -konvergenci dodávají, že toto kritérium bylo sestrojeno za účelem získání dodatečných informací o průběhu konvergence, které koncept β -konvergence získat neumožňuje.

O vztahu mezi těmito dvěma klasickými koncepty referuje například Slavík (2007), který říká, že v případě absolutních diferencí je existující β -konvergence nutným předpokladem pro existenci σ -konvergence, přičemž však tento vztah opačně platit nemusí. Pokud existuje výrazný rozdíl mezi počátečními úrovněmi, potom při nevelkém růstovém diferenciálu se absolutní odstup těchto dvou ekonomik může zvětšovat. Za předpokladu definice relativních odstupů jsou však β -konvergence a σ -konvergence ekvivalentní – při rychlejším růstu ekonomik s nižší počáteční úrovní se v čase snižuje variační koeficient (Smrčková a kol, 2008).

Pokud se podíváme do publikovaných výsledků empirických výzkumů týkajících se hypotézy konvergence, spatříme množství prací, které se liší v mnoha aspektech. Jedná se zejména o rozdílné územní celky zařazené do analýzy, časová období, přístupy k měření konvergence nebo samotná struktura použitých dat. Za počátek empirického testování konvergence lze považovat dílo Baumola (1986), který zkoumal konvergenci mezi 16 průmyslovými státy (např. Austrálie, Kanada, Německo nebo Japonsko) v období let 1870 až 1979 a došel k výsledkům potvrzujícím jejich konvergenci. Problémem však byla nespolehlivost použitých dat, protože velikosti příjmů na osobu na konci 19. století byly odhadnuty retrospektivně a dá se tedy očekávat, že jsou poměrně nepřesné. Tyto argumenty včetně kritiky výběru vzorku prezentoval De Long (1988) ve své práci, kterou reagoval na Baumolův (1986) výzkum a závěry z něj vyvozené. De Long (1988) dokonce došel až k závěrům, že neexistují

žádné síly, které by byly schopny zajistit konvergenci, a relativní příjmové rozpětí mezi chudými a bohatými ekonomikami se může v čase zvětšovat. Společně s další řadou autorů, např. Romer (1986), se tak snažili o popření neoklasické teorie růstu ve prospěch endogenních teorií růstu, které se v té době rozvíjely a mezi jejichž zastánce se řadili.

Na tyto autory následně navázalo mnoho dalších. Mezi ty nejvýznamnější v oblasti ekonometrie související s konvergencí jednoznačně patří Robert J. Barro a Xavier Sala-I-Martin. V jedné ze svých prvních publikací Barro a Sala-I-Martin (1992a) zkoumali konvergenci mezi 48 státy USA v různých časových periodách od roku 1840 do roku 1988 a následně ji porovnávali s analogicky provedenou analýzou pro 98 států světa, jejichž data se vztahovala k období mezi lety 1960 a 1985. Výsledkem bylo potvrzení hypotézy konvergence, která dosahovala rychlosti 2 % ročně. K obdobným výsledkům dospěli také v pracích, kdy zkoumali konvergenci produktu na osobu mezi 47 japonskými prefekturami v období 1930 – 1990 a mezi 90 evropskými regiony z 8 zemí (Velká Británie, Francie, Německo, Nizozemsko, Belgie, Španělsko, Itálie, Dánsko) v období 1950 – 1990. Tyto výsledky tedy vedly k podpoře neoklasické teorie růstu a 2 % se tak na základě závěrů z řady výzkumů stala jakousi všeobecně přijímanou hodnotou rychlosti konvergence (Barro a Sala-I-Martin, 1991, 1992b).

3.2 Konvergence regionů

Dříve než přejdeme k analýze regionální konvergence, je třeba si ujasnit několik základních pojmů, které nám následně usnadní pochopit její průběh a význam pro celou společnost.

Ze všeho nejdříve je třeba definovat samotný pojem region. Mnoho autorů k jeho vymezení přistupuje rozdílně. V nejširším pojetí podle Skokana (2003) lze region vymežit jako území, které se vyznačuje společnými znaky, popř. kritérii. Cabada (2009) regiony považuje za významné historické, politické a ekonomické jednotky, které mají navrch zejména sociální a kulturní rozměr.

Z pohledu ekonomického se v současné době uplatňuje klasifikace regionů na základě nomenklatury územních statistických jednotek NUTS. Podle Wokouna (2008) má význam jednak pro statistické potřeby Evropské unie, jednak pro zařazení regionů různé úrovně pod jednotlivé cíle regionální a strukturální politiky Evropské unie. Jednotlivé členské státy rozdělují na územní jednotky úrovně NUTS 1, každou z těchto jednotek rozdělují na územní jednotky úrovně NUTS 2 a územní jednotky úrovně NUTS 2 jsou dále rozděleny na územní jednotky úrovně NUTS 3. Každý členský stát může rozhodnout o dalším hierarchickém členění svého území, přičemž se dále člení úroveň NUTS 3. V případě České republiky je úroveň NUTS 1 zastupována celým územím České republiky. NUTS 2 rozdělují Českou republiku na 8 regionů soudržnosti, které měly velký význam pro programovací období strukturálních fondů 2007-2013, jež se v rámci jednoho z cílů zabýval právě konvergencí regionů vymezených na úrovni NUTS 2. Úroveň NUTS 3 pak dělí Českou republiku na 14 regionů, které jsou totožné se samosprávnými kraji Česka.

Rozvojem regionů se zabývala také početná řada teoretiků. Blažek a Uhlíř (2011) tvrdí, že teorie regionálního rozvoje jsou vytvářeny již desítky let a prošly mnoha fázemi vývoje, přičemž jejich výchozí principy i závěry byly často protichůdné. Různorodost je způsobena především odlišnostmi v hlavních ekonomických přístupech. Teorie regionálního rozvoje se tradičně dělí do dvou skupin. Do první skupiny se řadí teorie regionální rovnováhy, tzv. konvergenční teorie. Jejich autoři se přiklánějí k názoru, že přirozenou a základní tendencí regionálního rozvoje je vyrovnávání rozdílů mezi regiony. Druhá skupina je tvořena teoriemi regionální nerovnováhy. Tito autoři jsou přesvědčeni, že v průběhu vývoje dochází spíše ke zvyšování regionálních rozdílů. Zastánci obou skupin samozřejmě přiznávají i existenci opačných procesů.

Nejdůležitějšími články regionálního rozvoje jsou bezesporu její samotní aktéři. Ježek a kol. (2014) mezi ně řadí podniky, soukromé domácnosti a veřejný sektor.

Podniky. Mezi nejdůležitější rozhodnutí z hlediska regionálního rozvoje, jež podniky činí, patří rozhodování o lokalizaci podniku. Vedení podniku rozhoduje o tom, zda veškeré své aktivity bude provozovat na jednom místě, nebo je rozdělí na větší počet lokalit. Podniky, které se skládají z většího počtu organizačních jednotek (např. závodů, poboček, ...) často řeší problém, jak tyto své podnikové funkce optimálně rozložit. Podniky ale utváří regionální prostor také mnohými dalšími svými rozhodnutími, kterými spoluvytvářejí rámcové podmínky, jež ovlivňují další podniky a aktéry regionálního rozvoje. Patří mezi ně zejména tvorba nákupních a odbytových sítí, skladovací politika nebo mzdová politika. Mzdová politika podniku je důležitá zejména z toho důvodu, že ovlivňuje nejen trh práce, ale i výši regionálního důchodu, která následně ovlivňuje poptávku po ostatních produktech.

Soukromé domácnosti. Domácnosti, podobně jako firmy, rozhodují o svém stanovišti – o místě bydliště, zaměstnání, nákupu, atd. Důležitým znakem je úroveň mobility obyvatelstva, díky které mohou velké podniky koncentrovat na jednom místě velké množství pracovní síly. Proto také existuje úzká vazba mezi rozhodováním jednotlivců o místě bydliště a místě zaměstnání. Podobná situace je i v případě velkých obchodních center, které jen díky připravenosti obyvatel překonávat relativně větší vzdálenost mohou na jednom místě koncentrovat značnou poptávku. To následně umožňuje podnikům specializaci a využívání aglomeračních výhod.

Veřejný sektor. Veřejný sektor činí množství rozhodnutí ovlivňujících životní prostor. Zejména určuje kvalitu různých míst, rozhoduje o lokalizaci řady veřejných zařízení, vybírá daně, vytváří právní rámec a zřizuje řadu institucí. Jedním z důležitých úkolů veřejného sektoru je vybavit území potřebnou infrastrukturou. Tato vybavenost má následně velký vliv na regionální vývoj. Územní vybavenost dopravní sítí způsobuje, že některé oblasti jsou například pro podnikání vhodnější než jiné. Kvalita školství v regionu má zase vliv na úroveň vzdělání pracovních sil, což vytváří konkurenční výhodu daného regionu.

Regionální rozvoj podle Wokouna (2008) úzce souvisí s konvergenčí, protože snižování rozdílů mezi regiony je jedním z cílů regionálního rozvoje a regionální politiky. Za nerovnoměrným regionálním rozvojem může stát mnoho faktorů ekonomické i neekonomické povahy. Mezi nejvýznamnější patří nízká mobilita kapitálu

a pracovní síly, geografické faktory nebo nevyhovující ekonomická struktura regionu. Následovné soustředění většího počtu regionálních problémů na jednom území může vést až ke vzniku problémových regionů. Mezi ně patří regiony se stagnujícími až upadajícími základními odvětvími, regiony nedostatečně vybavené přírodními zdroji, regiony nedostatečně využívající vlastní zdroje a regiony hospodářsky slabé. Nerovnosti mezi jednotlivými regiony jsou samozřejmě pro vývoj společnosti nezbytné, ale příliš velké rozdíly už jsou považovány za negativní jev, protože přestávají působit stimulačně a často mají nepříjemné sociální, politické i ekonomické důsledky.

Pokud přejdeme od teorie k praxi, nalezneme velké množství literatury zkoumající konvergenci regionů v evropských i mimoevropských zemích. Pokud začneme literaturou mimoevropskou, tak například Cashin (1995) se zabýval vývojem reálného HDP v sedmi koloniích Austrálie a Nového Zélandu v období 1861-1991. V práci konstatoval potvrzení hypotézy konvergence. Problémem, který omezuje věrohodnost tohoto tvrzení, je však množství retrospektivně odhadovaných dat. Stejný autor Cashin potom společně se Sahayem (1995) zkoumali konvergenci napříč 20 indickými státy v období 1961-1991 z pohledu produktu a příjmu na osobu. Došli k zajímavým výsledkům, které indikovaly β -konvergenci o rychlosti přibližně 1,5 % ročně, ale také odhalily rozšiřování rozptylu reálného produktu na osobu, na základě čehož zamítli hypotézu σ -konvergence. Dále však uvádějí, že tuto disperzi lze snížit prostřednictvím státních transferů, které budou mířeny do relativně chudších provincií. V práci se zabývali také vlivem migrace na konvergenci regionů, kterou označili za prostředek napomáhající konvergenčnímu procesu. Obecně tedy můžeme říci, že volný pohyb pracovních sil mezi regiony by měl napomáhat jejich vzájemné konvergenci. K těmto zajímavým závěrům však je třeba dodat, že k potvrzení hypotézy β -konvergence autoři došli na základě využití pouze průřezových dat z let 1961 a 1991.

Samotná otázka vlivu migrace pracovních sil na konvergenci je jedno z rozsáhlých témat v oblasti konvergence. Jednu z nejucelenějších odpovědí na tuto otázku nabízí trojice ekonomů (Ozgen, Nijkamp a Poot, 2010), kteří na základě meta-analýzy došli k závěru, že migrace pracovních sil – v práci vyjádřená jako míra čisté migrace – má na proces konvergence pozitivní vliv, který je však poměrně malý. Ve vzorku studií, které byly vybrány k analýze, rychlost β -konvergence bez zohlednění migrace nabývala hodnoty 2,70 % ročně. Zavedením míry čisté migrace do modelu však rychlost β -konvergence stoupla jen o 0,03 % ročně. Na základě těchto výsledků by se tedy vliv migrace na konvergenci dal považovat za marginální až nulový, ale je třeba brát v úvahu fakt, že tato otázka, stejně jako celá oblast statistiky zkoumající konvergenci, ještě vyžaduje mnoho času a zkoumání, než bude schopna vyvozovat všeobecné závěry.

Jistě lze najít obrovské množství další literatury zaměřující se na konvergenci mimoevropských regionů, ale objektem zájmu této práce jsou kraje České republiky, a proto bude zajímavější pozorovat, jakými způsoby a s jakými výsledky hodnotili autoři konvergenci regionů v evropských státech, které jsou České republice jistě

blíže, než státy mimoevropské. Mezi nejčastěji zkoumané evropské země se řadí Itálie, Španělsko nebo Velká Británie, kde ekonomové v mnoha případech potvrdili a v mnoha případech naopak vyvrátili hypotézu konvergence nejrůznějších makroekonomických ukazatelů. S neobvyklými přístupy nebo závěry se však můžeme setkat například v pracích věnujících se konvergenci švédských, řeckých nebo německých regionů.

Persson (1997) zkoumal konvergenci příjmů na obyvatele mezi 24 regiony Švédska v období let 1911-1993. Došel k výsledkům, které dokazovaly silnou konvergenci mezi regiony. Zajímavou modifikací oproti jiným autorům však bylo, že se pokusil o zohlednění rozdílné výše životních nákladů v jednotlivých regionech. Data ze švédského statistického úřadu tak následně upravoval a přibližoval realitě. Stejný nominální příjem tak byl reálně vyšší v regionech s relativně nižšími životními náklady a naopak nižší v regionech s relativně vyššími životními náklady. Na základě této modifikace došel k závěrům, že β -konvergence je při zohlednění výše životních nákladů vyšší než při nepřihlédnutí k nim a dosahuje rychlosti až 4 % ročně. Tato úprava dat by jistě byla vhodná v zemích, kde jsou rozdíly mezi výší životních nákladů významné. Stejně tak by bylo vhodné tuto domněnku otestovat v případě více zemí.

Konvergenci 10 regionů Řecka v období 1971-1996 zkoumali Karagianni a kol. (2002). Analýzu prováděli s využitím časových řad, což je méně využívaný typ dat v oblasti analýzy konvergence, a přišli s výsledky, které signalizovaly dualitu. Zjistili, že Řecko je rozděleno na jižní a severní skupiny regionů, které se odlišují jak konvergenčním procesem, tak stálým stavem, ke kterému cílí. Tuto situaci odůvodňovali rozdílnými zkušenostmi a znalostmi, které nejsou efektivně sdíleny napříč celým Řeckem.

Hall a Ludwig (2006) se zabývali konvergencí mezi bývalým východním a západním Německem po jejich sjednocení v říjnu roku 1990. Závěry jejich práce ústí v popření hypotézy konvergence vycházející z neoklasického modelu růstu a obecné míry rychlosti konvergence ve výši 1,5 – 2 % ročně. Zdůvodňují to nerealistickými předpoklady, které vyžaduje neoklasický model růstu, a obecností, která nebere v úvahu specifika daných zemí a regionů. Neschopnost vyrovnání příjmů na osobu v západních a východních regionech vidí v rozdílných historických souvislostech, kterými si regiony prošly. Jejich argumenty se tedy názorově dají přirovnat k německé historické škole. Z důvodu nerespektování určitých faktů, které jsou specifické pro dané regiony, mluví dokonce o Godotově konvergenci – při velmi nízké rychlosti konvergence je doba, kdy dojde k eliminaci příjmových rozdílů mezi regiony, tak extrémně vzdálená, že už se spíše dočkáme příchodu tajemného Godota.

Kromě uvedených prací je však v literatuře vztahující se k Evropě věnováno také velké množství prostoru pro zkoumání jak nominální, tak reálné konvergence mezi zakládajícími státy EU a postupně připojovanými státy nebo například státy aspirujícími na členství v EU nebo eurozóně.

Studii, které by se zabývaly konvergencí konkrétně českých regionů, je zatím poměrně málo. Hypotézou konvergence se v jedné části své práce zabývali Martinčík

a Šlehoferová (2014). Zkoumali konvergenci 17 různých indikátorů charakterizujících kraje České republiky v období 1995-2011. K analýze tedy byla využita opravdu rozsáhlá datová sada, která vyžadovala náročnou interpretaci výsledků a spíše naznačila pouze trendy. Z výsledků můžeme zmínit fakt, že došli k závěru, který odhaluje rozdílné trendy vývoje hlavního města Prahy, Moravskoslezského a Ústeckého kraje. Jako důvod, proč u těchto krajů odhalili nezapojení se do konvergenčních nebo divergenčních procesů, uvádí jejich diametrální rozdíl od ostatních krajů. Praha se ukázala být v mnoha aspektech značně nadprůměrná, zatímco další dva regiony výrazně podprůměrné. Nedošli však také k odhalení jakékoli β -konvergence nebo β -divergence, které by se zúčastnilo více krajů, a trvala by delší dobu. Na základě této analýzy lze tedy říci, že zůstávají poměrně stabilní rozdíly mezi kraji, a vykazují tak trvalé nerovnosti.

Poměrně jednodušší strukturu má práce Mazurka (2013), ve které zkoumá β -konvergenci a σ -konvergenci českých krajů v oblasti reálného HDP připadajícího na jednoho obyvatele v období let 1995-2009. K posouzení β -konvergence využil panelová data a výsledkem bylo nejen zamítnutí konvergence, ale dokonce příklon k divergenci mezi regiony. Autor však neposoudil alternativu, kdy by nezařadil do analýzy region hlavního města Prahy, který se od ostatních výrazně liší. Tuto alternativu však vyzkoušel při analýze hypotézy σ -konvergence, kterou však také zamítnul, a to jak v případě se zahrnutím Prahy, tak v případě vyjmutí Prahy z analýzy. Důvody vidí zejména v rozdílné výši přímých zahraničních investic v jednotlivých regionech, akumulaci fyzického i lidského kapitálu ve velkých městech a historické vymezení ekonomických center (jako je například Praha).

S podobnými výsledky empirických zkoumání přichází i další autoři. Například Smrčková a kol. (2008) se v oblasti HDP na obyvatele přiklání k σ -divergenci regionů ve většině států Evropy, mezi které spadá i Česká republika a naši sousedé Slovensko a Polsko. Naopak jedním z mála států, ve kterém připouští σ -konvergenci regionů, je Spolková republika Německo. Ondoš (2011) ve své studii sice zjistil probíhající β -konvergenci mezi regiony Slovenska, Polska a Česka v oblastech nezaměstnanosti a HDP na obyvatele, ale σ -konvergenci naopak zamítl. Je třeba dodat, že k posouzení σ -konvergence využil netradiční koncept využívající matice přechodu.

3.3 Sociálně-ekonomická charakteristika krajů České republiky

Dříve než definitivně zaměříme svoji pozornost na analýzu krajů České republiky, bylo by dobré uvést základní sociální a ekonomické rysy, jimiž se české regiony vyznačují, abychom byli schopni následující analýzy chápat v souvislostech.

Aktuální informace týkající se ekonomických i sociálních aspektů českých krajů nabízí agentura CzechTrade prostřednictvím svého portálu BusinessInfo. Z něj budou také čerpány následující základní informace. Geografické rozmístění krajů je znázorněno v příloze A.

Hlavní město Praha je nejspeciřtější krajem České republiky. Připadá jí úloha přirozeného centra politiky, mezinárodních vztahů, vzdělávání a ekonomiky, z jejíhož hlediska má Praha zcela výsadní postavení v rámci České republiky. Sídli

zde většina finančních institucí a zahraničních firem, což také přispívá k ekonomickému výkonu, který vytváří stabilně kolem čtvrtiny celostátního HDP. S výkonností ekonomiky souvisí i situace na trhu práce. Praha je největším regionálním trhem práce v České republice. Vyznačuje se značnou profesní mobilitou vnitřních zdrojů i rychle rostoucími zdroji mimopražských i zahraničních pracovníků. Dalšími charakteristickými rysy jsou výrazně vyšší kvalifikace pracovní síly a podprůměrný podíl nezaměstnaných. Co se týče odvětvové struktury ekonomiky, terciální odvětví představuje v Praze již od roku 2000 více než 80 % přidané hodnoty. Podíl výrobních odvětví na tvorbě přidané hodnoty i zaměstnanosti je v Praze výrazně nižší, než je celorepublikový průměr (BusinessInfo, 2017).

Středočeský kraj je velikostí, počtem obcí i obyvatel největším krajem České republiky a je silně navázán na hlavní město Prahu. Středočeský kraj má kromě Prahy nejhustší, ale také nejpřetíženější dopravní síť v republice. Charakteristická je rozvinutá zemědělská i průmyslová výroba. Stěžejními průmyslovými odvětvími jsou strojírenství, chemie a potravinářství. Nejvýznamnějšími podniky jsou ŠKODA AUTO, a. s. Mladá Boleslav a TPCA Czech, s. r. o. Kolín. Nezaměstnanost je dlouhodobě nižší oproti celorepublikovému průměru. Od počátku 90. let ubývá zaměstnaných v primárním a také sekundárním sektoru. Zaměstnanost v oblasti služeb se dlouhodobě zvyšuje a nyní zde pracuje více než 60 % zaměstnaných v kraji (BusinessInfo, 2017).

Jihočeský kraj je dlouhodobě vnímán jako zemědělská oblast s rozvinutým rybníkářstvím a lesnictvím. V zemědělství převažuje v rostlinné výrobě pěstování obilovin, olejnin a píce. V živočišné výrobě se jedná především o chov skotu a prasat. Celkově se zde vytváří asi 10 % zemědělské produkce celé republiky. Průmyslová výroba je koncentrována především v oblasti Českých Budějovic. Kraj však v České republice nepatří mezi rozhodující průmyslové oblasti. Z odvětvového hlediska převažuje zpracovatelský průmysl a v rámci něj výroba motorových vozidel a potravinářství. Průměrná měsíční mzda zaostává za celorepublikovým průměrem přibližně o 10 %. V oblasti nezaměstnanosti se v roce 2016 kraj řadil na pátou nejvyšší příčku. Vysokoškolské vzdělání lze získat na Jihočeské univerzitě nebo Vysoké škole technické a ekonomické v Českých Budějovicích, v Jindřichově Hradci pak na fakultě managementu Vysoké školy ekonomické Praha (BusinessInfo, 2017).

Plzeňský kraj je svou rozlohou třetím největším krajem v České republice, ale počtem obyvatel se řadí až na místo deváté. Kraj je velice rozmanitý v krajinném charakteru, skladbě obyvatelstva, hustotě osídlení i ekonomickém potenciálu. Nejvýznamnější průmyslová odvětví jsou potravinářské a strojírenské. K významným potravinářským podnikům patří Plzeňský Prazdroj, a. s. a Stock Plzeň, a. s. Strojírenské odvětví je zase spojeno především se jménem Škoda a LASSELSBERGER, s. r. o. reprezentuje průmysl keramický. Díky své poloze je Plzeňský kraj přitažlivý i pro investory ze zahraničí. Průměrná hrubá měsíční mzda byla v roce 2015 v Plzeňském kraji na 4. místě v rámci České republiky. V oblasti nezaměstnanosti se kraj řadí k oblastem s nižším podílem nezaměstnaných. Vysokoškolské vzdělání nabízí Západočeská univerzita (BusinessInfo, 2017).

Karlovarský kraj je známý hlavně díky svým léčivým minerálním pramenům. Kromě lázeňství je však i krajem známých průmyslových závodů s výrobou skla a porcelánu. Město Cheb je centrem strojírenského a textilního průmyslu, zatímco ve městě Sokolov se těží i zpracovává hnědé uhlí. Co se týče zemědělství, Karlovarský kraj disponuje nízkou rozlohou orné půdy. Jedním z nejvýznamnějších odvětví je v Karlovarském kraji cestovní ruch. Lázeňství doplňuje i několik festivalů, z nichž nejznámější je Mezinárodní filmový festival Karlovy Vary. V oblasti nezaměstnanosti se kraj řadí mezi nejvyšší příčky, zatímco ve výši průměrné hrubé měsíční mzdy mezi nejnižší (BusinessInfo, 2017).

Hospodářský význam **Ústeckého kraje** je historicky dán značným nerostným bohatstvím, zejména rozsáhlými ložisky hnědé uhlí. Mezi další významná odvětví patří energetika, strojírenství, chemický a sklářský průmysl. K nejvýznamnějším zaměstnavatelům patří Mostecká uhelná společnost nebo Severočeské doly. V přepočtu tvorby HDP na jednoho obyvatele se kraj v roce 2016 řadil mezi českými kraji až na třináctou pozici. Pokles těžby uhlí, restrukturalizace podniků a útlum výroby společně s dalšími faktory má za následek skutečnost, že v republikovém srovnání je v Ústeckém kraji dlouhodobě nejvyšší podíl nezaměstnaných osob. Kraj má důležitou dopravní polohu danou vazbou na Evropskou unii, protože jím prochází mezinárodní silniční trasa E55 spojující sever a jih Evropy (BusinessInfo, 2017).

Převážně hornatý **Liberecký kraj** je s výjimkou hlavního města Prahy nejmenším v republice. Liberecký kraj má převážně průmyslový charakter. Tradiční textilní průmysl však postupně ztrácí dominantní postavení a hospodářská recese z roku 2008 oslabil i průmysl skla a bižuterie. Zemědělství je pouze doplňkovým odvětvím a hlavními plodinami jsou obiloviny a píce. Nezanedbatelnou součástí ekonomiky je také cestovní ruch. Pro Liberecký kraj je typické silné zastoupení středních uměleckých škol nadregionálního významu. Vysoké školství je zastoupeno Technickou univerzitou v Liberci. V pořadí krajů dle podílu nezaměstnaných osob se Liberecký kraj v roce 2016 řadil na šestou pozici. HDP na obyvatele v roce 2016 vykazoval 78 % průměrné úrovně HDP na obyvatele České republiky (BusinessInfo, 2017).

Bohatým přírodním dědictvím disponuje **kraj Královéhradecký**, jehož pětinu rozlohy tvoří chráněná území, z nichž nejcennější je Krkonošský národní park. Královéhradecký kraj lze charakterizovat jako zemědělsko-průmyslový s bohatě rozvinutým cestovním ruchem. Průmysl je soustředěn do velkých měst, zatímco intenzivní zemědělství do oblasti Polabí. V průmyslové oblasti převažuje zpracovatelský průmysl a v jeho rámci výroba motorových vozidel a textilní výroba. V rámci České republiky však kraj nepatří mezi rozhodující průmyslové oblasti. Na tvorbě HDP v České republice se kraj v roce 2016 podílel pouze 4,6 % (BusinessInfo, 2017).

Ze čtyř okresů skládající se **Pardubický kraj** disponuje výhodnou polohou z hlediska dopravního spojení. Města Pardubice a Česká Třebová patří k nejvýznamnějším železničním uzlům u nás. Na tvorbě HDP se v Pardubickém kraji podílí rozhodující měrou služby, které představují podíl přes 50 % hrubé přidané hodnoty kraje. Stěžejní je také průmysl, jehož podíl na hrubé přidané hodnotě kraje dosáhl v roce 2016 hodnoty 38,3 %. Úroveň hrubé měsíční mzdy byla v roce 2016 čtvrtou nejnižší v celé České republice (BusinessInfo, 2017).

Kraj Vysočina zaujímá v rámci České republiky centrální polohu a rozlohou se řadí mezi regiony nadprůměrné velikosti. S ohledem na počet podnikatelských subjektů však kraj Vysočina patří na předposlední místo v oblasti podnikatelské aktivity. Tradičně významné postavení má zemědělství s převažujícím velkovýrobním způsobem hospodaření. Z průmyslové výroby mají v kraji význam zvláště odvětví strojírenské a kovodělné, dřevozpracující a potravinářské. Silniční a železniční síť kraje Vysočina má strategický význam z pohledu vnitrostátního i celoevropského. Tato strategická poloha stojí také za řadou zahraničních investorů, kteří sem soustřeďují nejen výrobní kapacity, ale rovněž výzkum a vývoj. Podíl nezaměstnaných osob byl v roce 2016 osmý nejnižší v České republice. Průměrná hrubá měsíční mzda ve stejném roce zaostávala za celorepublikovým průměrem o více než 2 tisíce korun (BusinessInfo, 2017).

Jihomoravský kraj se řadí k regionům s výrazným ekonomickým potenciálem. Nejdůležitější roli v hospodářství zastává strojírenský průmysl, jehož centrem je krajské město Brno. Dalšími významnými oblastmi s koncentrací strojírenského průmyslu jsou například města Blansko, Kuřim nebo Boskovice. V jižní a východní části kraje je výrazně zastoupen také průmysl potravinářský. Jedná se hlavně o zpracování masa nebo sterilované zeleniny. Charakteristické je také velké množství velkovýrobců vína. Zemědělství je rozvinuto zejména v nížinách, přičemž nejvyšší zornění půdy vykazují okresy Vyškov a Znojmo. V rámci živočišné výroby zaujímá kraj přední příčky v chovu prasat a drůbeže. Podíl nezaměstnaných osob patří k nejvyšším v republice, ale míra ekonomické aktivity mírně přesahuje republikový průměr. Z pohledu dopravy Jihomoravský kraj disponuje důležitou tranzitní funkcí. Kostru tvoří dálnice D1, D2, D46 a D52. Centrem vysokoškolského vzdělávání je město Brno (BusinessInfo, 2017).

Geograficky rozmanitým krajem je také **kraj Olomoucký**, jehož severní oblasti tvoří hornatá část s pohořím Jeseníky, zatímco jižní část kraje je tvořena rovinatou Hanou. Z ekonomického hlediska je Olomoucký kraj průmyslovou oblastí s rozvinutými službami. Hanácké okresy disponují stabilnější a rozmanitější ekonomikou než severní chudší oblasti okresů Jeseník a Šumperk, které jsou stále silně poznamenány událostmi 2. světové války a následným odsunem německého obyvatelstva. V centrální a jižní části kraj disponuje ideálními podmínkami pro zemědělství. Průměrné výnosy pěstovaných plodin, mezi které se řadí zejména ječmen jarní, patří mezi nejvyšší v České republice. Podíl na tvorbě HDP České republiky v roce 2016 však měl Olomoucký kraj pouze 4,6 %. Co se týče dopravy, Olomoucký kraj disponuje dvěma důležitými železničními uzly, kterými jsou města Olomouc a Přerov (BusinessInfo, 2017).

Rovinatá úrodná oblast Haná zasahuje i do **kraje Zlínského**, jehož dalšími důležitými částmi jsou Slovácko a Valašsko. Zlínský kraj je chudý na nerostné suroviny, ale disponuje chráněnými krajinnými oblastmi o velké rozloze. Průmyslový potenciál tvoří zpracovatelský průmysl a zejména podniky průmyslu kovodělného a dřevozpracujícího. Jejich vlastností je ovšem nízká úroveň modernizace. Na konci roku 2016 byl podíl nezaměstnaných osob ve Zlínském kraji 4,92 %, přičemž nejvyšší byl

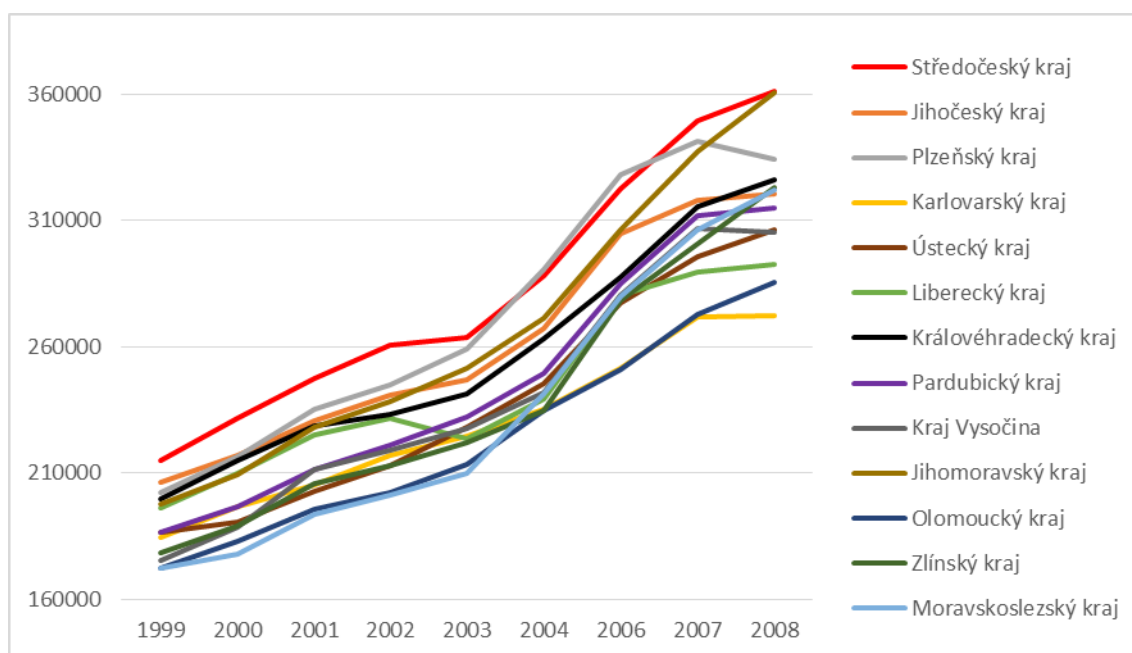
v okrese Vsetín a nejnižší v okrese Zlín. Důležitým segmentem pro ekonomiku Zlínského kraje je také turismus, protože oblast disponuje například atraktivní přírodou Moravskoslezských Beskyd, největšími moravskými lázněmi Luhačovice nebo baťovskou funkcionalistickou architekturou ve městě Zlín (BusinessInfo, 2017).

Šestým největším krajem České republiky je **kraj Moravskoslezský**. V kraji se vyskytují bohatá ložiska nerostných surovin, zejména černého uhlí a zemního plynu. Kraj je státním centrem hutní výroby a jeho jádrem je ostravsko-karvinská průmyslová a těžební pánev. I přes útlum těžkého průmyslu v něm pracuje více než třetina zaměstnaných osob. Dále se v kraji prosazuje výroba a rozvod elektřiny, plynu a vody a farmaceutický a chemický průmysl. Palčivým problémem Moravskoslezského kraje je nezaměstnanost a zejména její dlouhodobá složka, která je způsobená strukturálními změnami v ekonomice nejen Moravskoslezského kraje, ale celé České republiky. V oblasti dopravy se o spojení s ostatními částmi České republiky stará zejména dálnice D1 (BusinessInfo, 2017).

3.4 České regiony před krizí

Základním kamenem statistických analýz jsou data, jež popisují požadované vlastnosti určitých objektů v daném čase. Práce se bude zabývat kraji České republiky v období před hospodářskou krizí, v průběhu krize a v období po krizi. Pozornost bude zaměřena zejména na proces konvergence jednotlivých krajů a jeho změny zapříčiněné právě hospodářskou krizí. U jednotlivých krajů bude sledován vývoj ukazatelů, které s procesem konvergence mohou souviset – ať už to budou ukazatele přímo konvergující či divergující, nebo ukazatele podporující či brzdící proces konvergence krajů.

Za předkrizové období lze považovat období od druhé poloviny roku 1999, kdy po předešlé recesi dochází v české ekonomice k opětovnému pozitivnímu hospodářskému růstu a končí ve druhé polovině roku 2008, kdy se začíná projevovat následující hospodářská krize. V tomto období podle Spěváčka a Vintrové (2010) nabrala česká ekonomika na růstové dynamice i makroekonomické stabilitě. Růst HDP dosáhl ročního průměru 4,3 %, což byl dvakrát rychlejší růst oproti evropskému průměru a po Slovensku se jednalo o druhou nejvyšší dynamiku ve skupině nových středoevropských členských zemích. K výraznému zrychlení růstu došlo zejména v letech 2005 až 2007, kdy se jednalo o průměrně 6,4 % ročně.



Obr. 1 Vývoj HDP v CZK na 1 osobu v letech 1999-2008 v krajích ČR s vyloučením Prahy
Zdroj: ČSÚ (2018a)

Na obrázku č. 1 vidíme vývoj HDP na 1 obyvatele v jednotlivých krajích České republiky. Je patrné, že ekonomika rostla prakticky ve všech krajích. Nejvýrazněji ovšem v hlavní město Praha, které svým mimořádným výkonem výrazně vyniká a odchyluje se od trendu vývoje ostatních krajů, a proto není kvůli přehlednosti zahrnuta do grafu. Její růst začínal v roce 1999 na hodnotě 421876 Kč a v roce 2008 už HDP na osobu byl na úrovni 838605 Kč. Z grafu můžeme také přibližně odhadnout, že kraje měly v oblasti HDP na osobu tendenci spíše k divergenci. Tuto skutečnost navíc výrazně umocňuje hlavní město Praha, jejíž hodnoty byly z grafu vynechány.

3.5 Hospodářská krize

Světová hospodářská a finanční krize na přelomu roku 2008 a 2009 zasáhla také Českou republiku a ekonomika se propadla do nejhlubší recese v její novodobé historii. Vývoj v letech 2008 a 2009 přinesl postupné zhoršování se hospodářského vývoje. V druhé polovině roku 2008 se vyspělé země dostaly do recese a útlum ekonomické aktivity v zemích eurozóny, na jejichž poptávce je český vývoz závislý, byl poměrně silný. Zhoršily se i podmínky na domácí scéně – vzrostla nedůvěra a poskytování úvěrů domácnostem a podnikům se přibrzdilo, došlo ke zhoršeným očekávaním spotřebitelů, výrobců i investorů a česká ekonomika tak byla zasažena silným poptávkovým šokem. Ekonomický růst tak ve čtvrtém čtvrtletí 2008 a prvním čtvrtletí 2009 zažil prudký pokles průmyslové produkce, vývozu a investic a s tím spojené snížení reálného HDP. Míra nezaměstnanosti měla určité zpoždění za poklesem HDP a její vzestup v krizových letech byl velmi tíživý. Období recese tak ukončilo

příznivé konvergenční tendence ve vývoji zaměstnanosti, protože v dohánějících ekonomikách byl pokles zaměstnanosti obecně vyšší než ve vyspělých (Spěváček a Vintrová, 2010).

Jak se hospodářská krize projevila na výkonu ekonomik jednotlivých krajů, můžeme vidět na obrázku č. 2 v následující podkapitole. Nejvýraznější propady lze sledovat u Středočeského a Moravskoslezského kraje. Na ekonomiky některých krajů dopadla recese dokonce dvakrát – například Pardubický nebo Plzeňský kraj. Hlavní město Praha opět nebylo do grafu zahrnuto z důvodu přehlednosti – jeho hodnoty se pohybovaly v naprosto jiném horizontu než u ostatních krajů a jsou uvedeny v příloze B.

Vlivem hospodářské krize na konvergenci regionů se zabývala ve své práci Bal-Domańska (2016). Zkoumala konvergenci reálného HDP na osobu mezi 236 evropskými regiony na úrovni NUTS 2 v období před krizí (2005-2007) a v období v průběhu krize a po ní (2008-2011). Regiony rozdělila do 4 skupin – regiony s vysokým podílem zaměstnaných ve službách náročných na znalostní kapitál, regiony s nízkým podílem zaměstnaných ve službách náročných na znalostní kapitál, regiony s vysokým podílem zaměstnaných v „high-tech“ průmyslu a regiony s nízkým podílem zaměstnaných v „high-tech“ průmyslu. Ve své práci došla k závěrům, že před krizí docházelo k β -konvergenci mezi všemi zkoumanými regiony (bez rozdělení do skupin). V jednotlivých skupinách regionů (s výjimkou regionů s vysokým podílem zaměstnaných ve službách náročných na znalostní kapitál) před krizí detekovala β -konvergenci i σ -konvergenci. V těchto skupinách regionů však hospodářská krize procesy regionální σ -konvergence zastavila.

Opačný případ odhalil ve své práci Buşega (2016). Zkoumal konvergenci 42 regionů Rumunska v letech 2000-2008 a 2009-2011 v oblasti HDP na obyvatele. V období před krizí došel k závěru, že zatímco probíhala konvergence rumunské ekonomiky k průměru států Evropské unie, na regionální úrovni probíhala mezi 42 rumunskými regiony divergence. Jednalo se tedy o tzv. paradox konvergence a do značné míry k tomu přispěl region hlavního města Bukurešti, který absorboval velké množství kapitálu a kvalifikované pracovní síly z ostatních regionů Rumunska. Po vypuknutí krize a zpomalení růstu vyspělých regionů však došlo k zastavení procesu divergence, ale ne ve prospěch konvergence. Regiony tedy rostly s průměrně konstantními rozdíly mezi úrovněmi HDP na obyvatele.

U obou výše zmíněných prací můžeme považovat za nedostatek poměrně omezená časová období, ve kterých se autoři pokoušeli o detekci konvergenčních procesů, a výsledky tak mohou být do určité míry zkreslené.

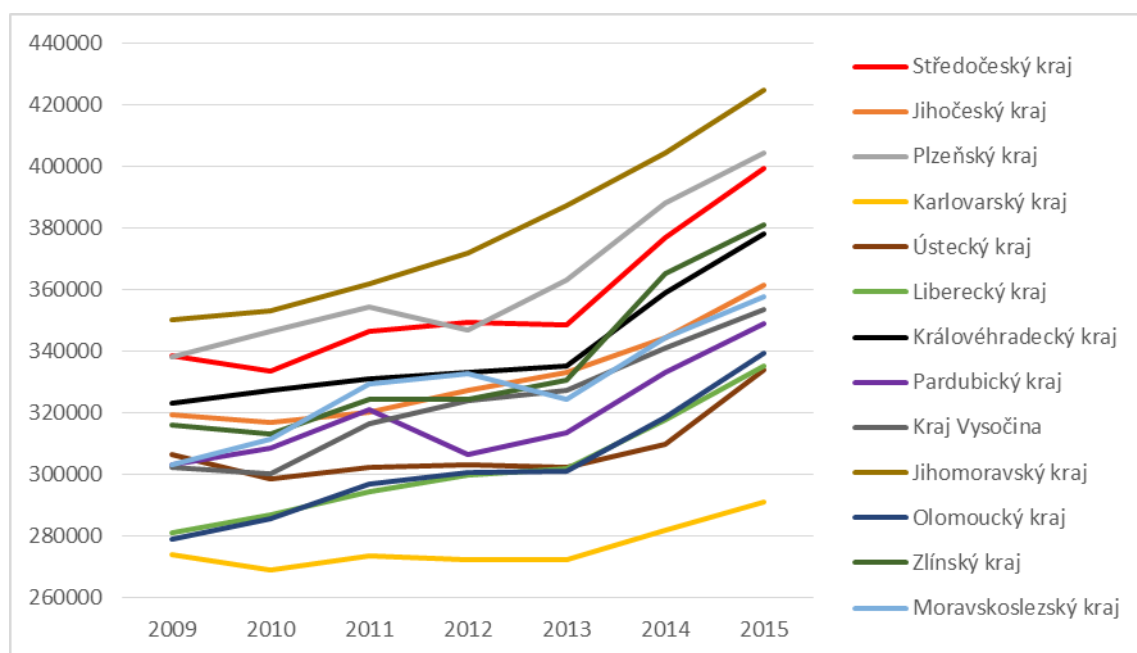
Pokud se zaměříme na české regiony, Martinčík a Šlehoferová (2014) se zabývali komplexní analýzou krajů České republiky v období 1995-2011, u kterých zkoumali konvergence řady ekonomických ukazatelů. V předkrizovém období detekovali určité konvergenční tendence, které však v období přibližně 2007-2009 výrazně pominuly. V období po krizi, od roku 2010, se však opět objevují určité náznaky konvergenčních procesů.

3.6 Období po krizi

V letech 2010 a 2011 začalo docházet k postupnému ožívování ekonomické aktivity a údaje o meziročním růstu HDP se opět dostaly do kladných hodnot. V roce 2011 HDP vzrostlo meziročně o 2,5 % a zhruba stejnou dynamiku si ekonomika udržela i v 1. čtvrtletí 2011. V dalších čtvrtletích však dynamika klesala a celkový meziroční růst HDP byl v roce 2011 jen 1,9 % (Spěváček, 2013).

Rok 2012 byl pro Českou republiku obdobím další recese. Pokles započal v prvních měsících roku a postupně se prohluboval. HDP meziročně poklesl o 1,2 % a tato skutečnost byla z velké míry ovlivněna poklesem výdajů domácností na spotřebu, které se v roce 2012 snížily meziročně o 3,5 %, a jednalo se tak o dosud nejvyšší pokles spotřeby českých domácností. V roce 2013 byla opět Česká republika stížena recesí a meziroční pokles HDP byl 0,9 %. V tomto roce však na poklesu už neparticipovaly výdaje domácností na spotřebu, ale pokles HDP ovlivnil dosažený výsledek zahraničního obchodu. Ekonomická situace se však postupem roku zlepšovala (ČSÚ, 2012, 2013).

V roce 2014 se období recese české ekonomiky konečně zlomilo a byl zaznamenán meziroční růst HDP o 2 %. Největší podíl na tom měl zpracovatelský průmysl silně orientovaný na zahraniční poptávku. Výše HDP však stále zaostávala o 0,2 % za úrovní, které dosahovala před ekonomickou krizí. Toto se však zlomilo v roce 2015. Meziroční růst HDP vykazoval hodnotu 4,3 % - ekonomice se dařilo nejvíce za posledních osm let a vývoj českého hospodářství byl výjimečný i v evropském měřítku. Oproti EU stoupal výkon české ekonomiky více než dvojnásobným tempem a oproti eurozóně tempem dokonce trojnásobným. Tomuto výsledku napomohla zejména nízká cena ropy a zrychlené čerpání peněz z fondů EU ve spojení s uvolněnou měnovou a fiskální politikou. Nejdynamičtější růst opět zaznamenal zpracovatelský průmysl (ČSÚ, 2014, 2015).



Obr. 2 Vývoj HDP v CZK na 1 osobu letech 2009-2015 v krajích ČR s vyloučením Prahy
Zdroj: ČSÚ (2018a)

Situaci v jednotlivých krajích České republiky vidíme na obrázku č. 2. Obecně se dá říci, že ekonomiky ve všech krajích se z krize zotavily a začaly výrazně růst v období od roku 2013. V grafu, z důvodu přehlednosti, opět nejsou zahrnuta data týkající se hlavního města Prahy, jehož ekonomika vrostla mezi lety 2013 a 2015 z hodnoty 812460 Kč, vyjadřující výši HDP připadající na 1 osobu, na hodnotu 881411 Kč.

Na základě vizuálního posouzení už nyní můžeme odhadovat, že z dynamického růstu české ekonomiky netěžily jednotlivé kraje stejně. Z grafu lze soudit, že rozdíly mezi ekonomikami jednotlivých krajů jsou v roce 2015 větší než v roce 2009. Znamená to tedy, že zřejmě můžeme opět předpokládat spíše divergenční tendence mezi jednotlivými kraji z pohledu HDP na 1 osobu.

4 Materiál a metodika

4.1 Zkoumaná data

Datová základna praktické části diplomové práce obsahuje celkem 6 ukazatelů charakterizujících jednotlivé kraje České republiky. V první řadě jde o ukazatel ekonomické výkonnosti, který bývá nejčastěji podroben analýze za účelem sledování konvergence jednotlivých zemí či regionů. Ostatní ukazatele mohou být rovněž podrobeny analýze konvergence, ale v praktické části práce poslouží zejména pro potřeby shlukové analýzy. Jedná se o ukazatel vzdělanosti, ukazatel nezaměstnanosti, ukazatel nákladů práce, ukazatel úrovně infrastruktury a ukazatel struktury ekonomiky.

Data byla sledována pro jednotlivé kraje České republiky, kterých je 14. Jedná se jmenovitě o hlavní město Praha, Středočeský kraj, Jihočeský kraj, Plzeňský kraj, Karlovarský kraj, Ústecký kraj, Liberecký kraj, Královéhradecký kraj, Pardubický kraj, kraj Vysočina, Jihomoravský kraj, Olomoucký kraj, Zlínský kraj a Moravskoslezský kraj. Podrobně jsou jejich ekonomické a sociální aspekty rozebrány již v literárním přehledu.

Časové vymezení dat je období let 2002-2015. Vzhledem k předmětu zkoumání této práce, kterým je analýza konvergence českých krajů pod vlivem ekonomické krize, bude toto období následně rozděleno na časové úseky podle potřeb konkrétních analýz. Pro účely analýzy konvergence bude časový horizont rozdělen do 2 úseků – období před krizí (2002-2008) a období v průběhu krize a následného zotavování ekonomiky (2009-2015). Pro potřeby shlukové analýzy budou využita data z období před krizí (rok 2004) a z období po krizi (rok 2014).

Zdrojem dat je Český statistický úřad a konkrétní popis jednotlivých ukazatelů včetně jejich metodiky vzniku je uveden v následujícím textu.

4.1.1 Ukazatel ekonomické výkonnosti

Jedná se o základní ukazatel v oblasti konvergence, na základě kterého je posuzováno přibližování či oddalování jednotlivých regionů z ekonomického hlediska. Používán je zejména ukazatel hrubý domácí produkt, což je celková finální hodnota statků a služeb vyprodukovaných na určitém území za určitou dobu. HDP je zjišťován Českým statistickým úřadem na základě mezinárodních standardů jednou ze 3 metod – výrobová, výdajová a důchodová (ČSÚ, 2016).

Pro účely této práce se jedná konkrétně o hrubý domácí produkt vyjádřený na jednoho obyvatele, a to z důvodu prostorové srovnatelnosti ukazatele mezi regiony s různým počtem obyvatel. Tento ukazatel zveřejňuje Český statistický úřad ve veřejné databázi v běžných cenách. Z důvodu možnosti časového srovnání daného ukazatele bylo třeba data očistit o změny cenové hladiny v ekonomice. K tomu byl využit index spotřebitelských cen se základním obdobím v roce 2015. Vzhledem k nedostupnosti dat týkajících se změny cenových hladin v jednotlivých regionech, byl použit index měřící změnu spotřebitelských cen na úrovni celé České republiky.

S ohledem na velikost české ekonomiky však můžeme očekávat přibližně stejný vývoj cen ve všech krajích a tuto úpravu dat lze považovat za relevantní (ČSÚ, 2018a, 2018b).

4.1.2 Ukazatel trhu práce

Jako ukazatel charakterizující trhy práce v jednotlivých krajích byla vybrána míra nezaměstnanosti. Nezaměstnanost se dá považovat za situaci na trhu práce, kdy část ekonomicky aktivního obyvatelstva není schopna nalézt práci. Za nezaměstnaného je obecně považována osoba, která je starší 15 let, aktivně si hledá práci a zároveň je schopna do práce během 14 dnů nastoupit. Ekonomicky aktivní obyvatelstvo je zjednodušeně řečeno obyvatelstvo, které je schopno vykonávat práci – nepatří zde tedy například děti, důchodci a také dobrovolně nezaměstnaní. Míra nezaměstnanosti je následně vypočítána jako podíl nezaměstnaných osob na ekonomicky aktivním obyvatelstvu (ČSÚ, 2016).

Český statistický úřad zveřejňuje ve veřejné databázi obecnou míru nezaměstnanosti, kterou zjišťuje na základě výběrového šetření pracovních sil. Šetření je prováděno čtvrtletně, přičemž roční údaje, využití v této práci, jsou vypočítány jako průměr čtvrtletních hodnot vztahujících se k danému roku. Její hodnota je vyjádřena v procentech a tím pádem je přímo použitelná k časovému i prostorovému srovnání mezi regiony (ČSÚ 2018c).

4.1.3 Ukazatel vzdělanosti

Úroveň vzdělanosti a kvalifikovanosti obyvatelstva je v této práci vyjádřena prostřednictvím podílu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel na celkovém počtu obyvatel starších 15 let.

Konkrétní hodnoty této statistiky nelze získat z žádných zdrojů přímo, a proto byly dopočteny na základě absolutních počtů vysokoškolsky vzdělaných osob a počtu osob starších 15 let v jednotlivých krajích, které zpřístupňuje Český statistický úřad v rámci svého produktu týkajícího se trhu práce v České republice. Roční údaje jsou průměry počítané z údajů získaných prostřednictvím výběrového šetření pracovních sil za jednotlivá kalendářní čtvrtletí (ČSÚ, 2017a).

Ukazatel je vyjádřen v procentech a je tedy vhodný ke vzájemnému prostorovému srovnání mezi jednotlivými kraji s různými počty obyvatel.

4.1.4 Ukazatel úrovně dopravní infrastruktury

Důležitým faktorem podporujícím konvergenci regionů je také dopravní infrastruktura a její úroveň. Tato úroveň je pro potřeby této práce vyjádřena prostřednictvím ukazatele hustoty silniční sítě.

Jeho konkrétní hodnoty opět nejsou dostupné přímo, a tak je bylo třeba dopočítat z údajů zveřejněných Českým statistickým úřadem. Využita k tomu byla data týkající se počtu kilometrů silnic a dálnic v daném kraji k 1. 1. následujícího roku a rozlohy samotného kraje. Ukazatel byl následně vypočítán jako podíl těchto dvou

hodnot a vyjadřuje počet kilometrů silnic a dálnic na jeden kilometr čtvereční v daném kraji (ČSÚ, 2017b).

Vzhledem k relativnímu vyjádření může být tento ukazatel opět využit k požadovanému prostorovému srovnání.

4.1.5 Ukazatel nákladů práce

K určení úrovně nákladů na práci v jednotlivých krajích je využit ukazatel vyjadřující průměrnou hrubou měsíční mzdou. Do hrubé měsíční mzdy se zahrnují mzdy a platy, příplatky a doplatky ke mzdě nebo platu, odměny, náhrady mezd a platů atd. Naopak se nezahrnují náhrady mzdy nebo platu za dobu trvání dočasné pracovní neschopnosti nebo karantény placené zaměstnavatelem. Jedná se o hrubé mzdy, tj. před snížením o pojistné na veřejné zdravotní pojištění a sociální zabezpečení, zálohové splátky daně z příjmů fyzických osob a další zákonné nebo se zaměstnancem dohodnuté srážky (ČSÚ, 2018d).

Tato mzda je vyjádřena na přepočtené počty zaměstnanců. Výpočet probíhá tak, že nejdříve je stanoven průměrný evidenční počet zaměstnanců ve fyzických osobách, který je vypočten jako aritmetický průměr z měsíčních průměrných počtů zaměstnanců. Průměrný evidenční počet zaměstnanců přepočtený je pak přepočtem průměrného evidenčního počtu zaměstnanců ve fyzických osobách podle délky jejich pracovních úvazků na zaměstnavatelem stanovenou plnou pracovní dobu. Tímto přepočtem jsou tedy eliminovány rozdíly mezi délkami pracovních úvazků jednotlivých pracovníků, které by mohly zkreslit výslednou průměrnou hrubou mzdou (ČSÚ, 2018d).

Při určení územní příslušnosti využívá Český statistický úřad podnikovou metodu. Územní třídění je tedy provedeno podle místa sídla vykazujícího ekonomického subjektu. V případech, kdy má ekonomický subjekt nižší organizační složky dislokované v jiném kraji, je celý zařazen do kraje, v němž sídlí jeho ústředí (ČSÚ, 2018e).

Primárním zdrojem dat Českého statistického úřadu pro oblast mezd je podnikové výkaznictví, které poskytuje spolehlivé údaje o průměrných mzdách v národním hospodářství. Výsledné průměrné hrubé měsíční mzdy na přepočtené počty zaměstnanců jsou vyjádřeny nominálně a zveřejněny ve veřejné databázi. Z důvodů uvedených již v části týkající se ukazatele ekonomické výkonnosti je i tento ukazatel očištěn o změny cenových hladin pomocí indexu spotřebitelských cen, aby byla zajištěna možnost časového srovnání s vyloučením vlivu změn cenové hladiny (ČSÚ, 2018d).

4.1.6 Ukazatel zastoupení průmyslu na ekonomice regionu

Nejvhodnějším vyjádřením tohoto ukazatele by byl podíl HDP vytvořeného v průmyslovém sektoru na celkové výši HDP. Vzhledem k tomu, že nejsou dostupná data týkající se podílu jednotlivých hospodářských sektorů na tvorbě HDP regionů na úrovni NUTS 3, je tento důležitý ukazatel vyjádřen prostřednictvím množství osob zaměstnaných v průmyslové oblasti. Konkrétně se jedná o relativní ukazatel,

který poměřuje počet osob zaměstnaných v průmyslu vůči všem zaměstnaným osobám v regionu.

Za osobu zaměstnanou v průmyslu v daném regionu je pro tuto práci uvažována osoba, která v daném regionu obvykle bydlí a vyvíjí jakoukoli odměňovanou aktivitu související s ekonomickou činností zahrnutou v klasifikaci CZ-NACE do sekce C – zpracovatelský průmysl.

Počty osob zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu i celkový počet zaměstnaných osob je Českým statistickým úřadem zjišťován a zveřejněn ve veřejné databázi na základě čtvrtletního výběrového šetření pracovních sil, přičemž roční údaje jsou jejich průměrem (ČSÚ, 2018f).

Český statistický úřad však zveřejňuje tyto údaje pouze v absolutní podobě, a proto byly pro potřeby této práce přepočteny do podoby relativních ukazatelů, jež dovolují srovnání regionů s rozdílným počtem zaměstnaných osob.

4.2 Základní popisné statistiky

Dříve než přejdeme k popisu samotných statistických metod, je vhodné charakterizovat základní popisné statistiky, se kterými vybrané statistické metody a modely pracují. Jedná se zejména o charakteristiky polohy a variability.

4.2.1 Charakteristiky polohy

Statistické charakteristiky polohy, resp. úrovně, jsou hodnoty zkoumaného znaku, jež nám udávají velikost jevu v daném souboru a polohu četností. Často slouží k porovnání mezi různými soubory. Jedná se v podstatě o znaky, jež zastupují všechny jednotky v souboru. Řadí se sem průměr, modus, medián atd., ale také například kvantily. Nejpodstatnější a nejpoužívanější charakteristikou je zřejmě aritmetický průměr. Jedná se o úhrn hodnot statistického znaku, který je dělený rozsahem souboru. Výpočet je následující:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}. \quad (1)$$

Výpočet aritmetického průměru je velice jednoduchý a rychlý, jsou však s ním spojeny určité problémy. Jedná se zejména o to, že nemusí vždy podávat správnou informaci, jelikož může být ovlivněn extrémními hodnotami. V takových případech lze využít dalších charakteristik popsanych v literatuře, jako jsou například medián a modus (Kladivo, 2013).

4.2.2 Charakteristiky variability

V tomto případě se jedná o ukazatele, které popisují proměnlivost statistického znaku. Tato proměnlivost se měří k určitému typickému znaku souboru, nejčastěji jde o aritmetický průměr. Jde o důležité doplňkové informace doplňující charakte-

ristiky polohy. V následujících kapitolách se setkáme zejména se směrodatnou odchylkou, jež je základem pro hodnocení σ -konvergence. Tato metoda je založena na výpočtu kvadratických odchylek.

$$s = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}} \quad (2)$$

Hodnota s tedy potom znázorňuje míru rozptylu hodnot sledovaného znaku x_i kolem průměru (Kladivo, 2013).

4.3 Regresní analýza

Regresní analýza je základním nástrojem pro analýzu β -konvergence. Jedná se o koncepčně jednoduchou metodu pro zkoumání funkčních vztahů mezi proměnnými. Vztah je vyjádřen ve formě rovnice nebo modelu propojujícího vysvětlovanou neboli závislou proměnnou a jednu nebo více vysvětlujících neboli nezávislých proměnných. Závislou proměnnou označujeme znakem Y a množinu nezávislých proměnných označujeme znaky X_1, X_2, \dots, X_p , kde p označuje počet nezávislých proměnných. Vztah mezi Y a X_1, X_2, \dots, X_p je aproximován regresním modelem

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_p) + \varepsilon, \quad (3)$$

kde ε se považuje za náhodnou chybu představující nepřesnosti aproximace. Funkce $f(X_1, X_2, \dots, X_p)$ popisuje vztah mezi Y a X_1, X_2, \dots, X_p . Příkladem je lineární regresní model

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p + \varepsilon, \quad (4)$$

kde $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$, které se nazývají regresní parametry neboli koeficienty, jsou neznámé konstanty, které mají být stanoveny odhadem z dat (Chatterjee a Hadi, 2006).

K odhadu těchto konstant slouží různé metody, které poskytují řešení, jež nejlépe vyhovuje stanoveným požadavkům měnícím se na základě zvolené metody. Mezi obecně nejvyužívanější patří metoda maximální věrohodnosti a zejména metoda nejmenších čtverců (OLS) (Gujarati a Porter, 2009).

Odhad parametrů pomocí metody nejmenších čtverců je založen na kritériu, podle kterého řešení musí poskytovat nejmenší možný součet čtverců odchylek pozorovaných hodnot Y_i od vyrovnaných hodnot \hat{Y}_i odhadnutých na základě řešení. Necht' $\hat{\beta}_0$ a $\hat{\beta}_1$ jsou číselnými odhady parametrů β_0 a β_1 a

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i \quad (5)$$

je odhadovaná vyrovnaná hodnota Y pro každé $X_i, i=1, \dots, n$. \hat{Y}_i je tedy získán nahrazením odhadů parametrů ve funkčním vztahu $E(Y_i)$ a X_i . Princip metody nejmenších čtverců tedy vybírá $\hat{\beta}_0$ a $\hat{\beta}_1$, jež minimalizují sumu čtverců reziduí, RSS :

$$\begin{aligned}
 RSS &= \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y}_i)^2 \\
 &= \sum e_i^2,
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

kde $e_i = (Y_i - \hat{Y}_i)$ jsou vypočítaná rezidua pro i -té pozorování (Rawlings a kol., 1998).

Tuto metodu lze použít pro odhad numerických hodnot koeficientů modelu lineární nebo linearizované regrese. Při splnění určitých předpokladů poskytuje odhady s optimálními vlastnostmi i pro malé výběry pozorování a výpočetní postup je při určování numerických hodnot odhadovaných parametrů poměrně jednoduchý. Metoda nejmenších čtverců je navíc východiskem celé řady dalších, sofistikovanějších ekonometrických odhadových postupů (Hušek, 2007).

Odhadnutý model musí být následně verifikován ze 3 pohledů: ekonomického, statistického a ekonometrického, aby mohl být úspěšně aplikován. Ekonomická verifikace odhadnutého modelu vychází z apriorních ekonomických kritérií či omezení a je nezbytnou podmínkou ekonomické interpretace a využitelnosti výsledků kvantifikace. Spočívá v podstatě v ověření znamének a velikosti numerických hodnot odhadnutých parametrů (Hušek, 2007).

Statistická verifikace slouží k ověření statistické významnosti jednotlivých parametrů i celého modelu. V případě jednotlivých parametrů se na základě t -testu ověřuje, zda daná vysvětlující proměnná má, nebo nemá vliv na vysvětlovanou proměnnou. t -statistika má následující tvar:

$$t_j = \frac{\hat{\beta}_j}{s.e.(\hat{\beta}_j)} \sim t(n - k - 1).
 \tag{7}$$

Jde tedy o poměr odhadu regresního parametru $\hat{\beta}_j$ a odhadu jeho střední chyby $s.e.(\hat{\beta}_j)$ při $n - k - 1$ stupních volnosti, kde n označuje rozsah souboru a k počet regresních parametrů bez úroňové konstanty. V případě, kdy platí $|t_j| \geq t_{1-\frac{\alpha}{2}}^*$ pro $n - k - 1$ stupňů volnosti při hladině významnosti α , dochází k zamítnutí nulové hypotézy o nevýznamnosti regresního parametru a bodový odhad $\hat{\beta}_j$ je tak významný (Chatterjee a Hadi, 2006).

K ověření průkaznosti regresního modelu jako celku slouží tzv. F -test. Jeho testovací statistika je následující:

$$F = \frac{RSS/(k - 1)}{ESS/(n - k)} \sim F(k - 1; n - k),
 \tag{8}$$

kde RSS označuje proměnlivost vysvětlenou regresním modelem, ESS označuje proměnlivost nevysvětlenou modelem, n je rozsah souboru, k je počet regresních parametrů v modelu a statistika se řídí Fisherovým rozdělením. Nulová hypotéza říká, že žádný koeficient regresního modelu není odlišný od nuly, zatímco alternativní hy-

potéza říká, že alespoň jeden regresní parametr je nenulový. K zamítnutí nulové hypotézy dochází v případě, kdy $F \in W$, přičemž kritický obor $W = \langle F_{1-\alpha}(k-1; n-k); \infty \rangle$, (Gujarati a Porter, 2009).

Vysvětlená a nevysvětlená proměnlivost zároveň slouží také k posouzení kvality odhadu parametrů modelu. Ukazatel se označuje R^2 a nazývá se koeficient determinace. Označuje míru variability vysvětlenou regresním modelem a nabývá hodnoty od 0 do 1. Jeho výpočet je následující:

$$R^2 = \frac{RSS}{TSS}, \quad (9)$$

kde RSS opět označuje proměnlivost regresním modelem vysvětlenou a TSS značí celkovou proměnlivost ($RSS+ESS$). Na základě tohoto kritéria lze tedy srovnávat modely a posuzovat jejich kvalitu, ale pouze v případě shodného počtu regresních parametrů. Ve chvíli, kdy chceme srovnávat modely s rozdílným počtem regresních parametrů, musíme přistoupit k určité modifikaci koeficientu determinace. Modifikace se nazývá adjustovaný koeficient determinace a jeho výpočet je:

$$\bar{R}^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n-1}{n-k-1}, \quad (10)$$

kde n je počet pozorování a k je počet regresních parametrů bez úrovně konstanty. Výhodou je, že adjustovaný koeficient determinace se na rozdíl od klasického koeficientu determinace nezvýší, pokud je do modelu zahrnuta nadbytečná vysvětlující proměnná (Wooldridge, 2013).

Ekonometrická verifikace spočívá v ověření předpokladů klasického lineárního regresního modelu, kterými jsou:

1. Regresní model je lineární v parametrech, je správně specifikován a má aditivně připojen chybový člen.
2. Chybový člen má nulovou střední hodnotu.
3. Všechny vysvětlující proměnné jsou nekorelované s chybovým členem.
4. Pozorování chybového členu jsou nekorelována se sebou samými, tj. v chybovém členu se nevyskytuje sériová korelace.
5. Chybový člen má konstantní rozptyl, tj. v chybovém členu se nevyskytuje heteroskedasticita.
6. Žádná vysvětlující proměnná není perfektní lineární kombinací jiné vysvětlující proměnné, tj. v modelu není perfektní multikolinearita.
7. Chybový člen má normální rozdělení.

V případě splnění klasických podmínek lze OLS odhad parametrů považovat za nejlepší možný. Tento odhad potom bude vykazovat následující požadované vlastnosti: nestrannost, maximální vydatnost, konzistentnost a normalitu reziduí (Adamec a kol., 2013).

Prvním krokem ekonometrické verifikace je ověření, zda model není zatížen multikolinearitou, která je závažným problémem, jež může znehodnotit odhady parametrů a značně zkomplikovat jejich numerický odhad. Z hlediska jejího dopadu na rozptyl a standardní chybu odhadu je vhodné ověřit přítomnost multikolinearity ještě před samotným odhadem koeficientů. K detekci multikolinearity slouží obecně 2 metody. První je prozkoumání prostých korelačních koeficientů mezi vysvětlujícími proměnnými. Pokud absolutní hodnota korelačního koeficientu mezi 2 vysvětlujícími proměnnými je poměrně vysoká, může být multikolinearita potenciálním problémem modelu. Velikost absolutní hodnoty korelačního koeficientu, který znamená multikolinearitu, nelze jednoznačně stanovit. Autoři často uvádí hodnoty okolo 0,8, ale je třeba k detekci přistupovat opatrně a například v kombinaci s druhou metodou, kterou je VIF. Tato metoda zkoumá, do jaké míry lze danou vysvětlující proměnnou vysvětlit pomocí dalších vysvětlujících proměnných v modelu. Problém s multikolinearitou lze obecně předpokládat, pokud hodnota VIF pro určitou vysvětlující proměnnou překročí hodnotu 10 (Studenmund, 2014).

K otestování dalších předpokladů klasického lineárního regresního modelu budou využity následující statistické testy vyhodnocené na základě p -hodnoty. Vyhodnocení bude ve všech případech probíhat na hladině významnosti 5 %.

Tab. 1 Testy použité k ekonometrické verifikaci

Test	H_0	H_1
Ramseyho RESET test	Správná specifikace modelu	Chybná specifikace modelu
Durbinův-Watsonův test	Sériová korelace 1. řádu není přítomna	Vyskytuje se sériová korelace 1. řádu
Waldův test	Homoskedasticita chybového členu	Heteroskedasticita chybového členu
Whiteův test	Homoskedasticita chybového členu	Heteroskedasticita chybového členu
Doornik-Hansenův test	Chybový člen má normální rozdělení	Chybový člen nemá normální rozdělení

4.4 Panelová regrese

Panelová data vznikají, pokud průřezová data a časové řady jsou spojeny do jednoho datového souboru. Důvodů pro použití panelových dat je hned několik. V určitých případech výzkumníci používají panelová data pouze k rozšíření datového souboru, ale hlavní důvod užití panelových dat je možnost zkoumání analytických otázek, ke kterým nám nestačí pouze průřezová data nebo časové řady (Studenmund, 2014).

Zjednodušený výčet výhod je již uveden v literárním přehledu, přičemž vyčerpávající popis výhod užití panelových dat nabízí ve své práci například Baltagi (2005).

Z důvodu výpočetní náročnosti je analýza panelových dat poměrně mladým odvětvím statistického výzkumu. Z tohoto důvodu se v literatuře analýza panelových dat potýká s problémem spojeným s dosud nesjednocenou terminologií, přičemž není ustálen ani samotný název této analýzy a používaných dat. Často lze narazit na označení pooled data, mikropanelová data, longitudinální data nebo kohortová analýza (Gujarati a Porter, 2009).

Bohužel, panelová data nelze bez ztráty dat analyzovat pomocí klasických ekonometrických technik, a proto budou v následujícím textu metody analýzy panelových dat popsány.

Regrese panelových dat se od klasických časových řad nebo průřezových dat liší v tom, že proměnné mají dvojité dolní index, např.

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T, \quad (11)$$

kde i označuje domácnosti, jednotlivce, firmy, státy atd. a t označuje časové období. Dolní index i tudíž označuje průřezovou dimenzi, zatímco t označuje časovou dimenzi. Proměnná α je konstanta, β je vektor konstant o rozměru $K \times 1$, X_{it} je it -é pozorování u K vysvětlujících proměnných a u_{it} je chybová složka (Baltagi, 2005).

V případě, že každá průřezová jednotka disponuje stejným počtem pozorování v časové dimenzi, nazýváme datový set vyrovnaným panelem. Pokud se však počet časových pozorování u průřezových jednotek liší, nazýváme panel nevyrovnaným (Gujarati a Porter, 2009).

V práci však budeme uvažovat pouze vyrovnané panely, protože práce s nevyrovnanými panely vyžaduje využití specifických technik a metodiky práce. V případě panelů vyrovnaných tedy lze odhad regresních parametrů provést prostřednictvím 3 základních modelů:

- Sdružený regresní model (Pooled)
- Model s pevnými efekty (Fixed effect model - FE)
- Model s náhodnými efekty (Random effect model - RE)

Základním rozdílem mezi modelem s pevnými efekty a modelem s náhodnými efekty je skutečnost, že model s pevnými efekty zkoumá zejména rozdíly mezi jednotlivými průřezovými jednotkami, mezi jejich úrovněmi, přičemž pro každou průřezovou jednotku je odhadnuta konstanta, ale parametry mají společný. Zatímco model s náhodnými efekty je určen k práci pouze s výběrem z konečného či nekonečného souboru průřezových jednotek a odhaduje výkyvy (rozptyl) jejich absolutních členů okolo průměrné hodnoty vztahující se k základnímu souboru.

Podrobně jsou modely popsány v následujícím textu.

4.4.1 Sdružený regresní model

Jedná se o nejprostší a poměrně naivní přístup, který nezohledňuje prostorové ani časové rozměry sdružených dat a k odhadu regresních parametrů dochází pomocí obyčejné OLS regrese, přičemž se očekává splnění klasických předpokladů. Tato metoda předpokládá, že všechny průřezové jednotky mají společnou úroveň

konstantu i společné regresní parametry. Rovnici spojeného regresního modelu lze zapsat následovně:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + \dots + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} . \quad (12)$$

Je zřejmé, že tato metoda má velmi výrazně omezující předpoklady. Proto i přes svou jednoduchost může společná regrese zkreslit opravdovou představu o vztahu mezi vysvětlovanou a vysvětlujícími proměnnými. Z tohoto důvodu byly hledány způsoby, jak do modelu začlenit specifické vlastnosti jednotlivých průřezových jednotek. Výsledkem jsou modely s pevnými nebo náhodnými efekty, jež jsou popsány v následujícím textu (Gujarati a Porter, 2009).

4.4.2 Model s pevnými efekty

Odhad parametrů pomocí modelu s pevnými efekty závisí na předpokladech týkajících se úroňové konstanty, regresních parametrů a chybové složky. Existuje několik možností, které uvádí Hsiao (2003):

1. Regresní parametry jsou konstantní, ale úroňová konstanta se mění společně s průřezovou jednotkou.
2. Regresní parametry jsou konstantní, ale úroňová konstanta se mění společně s průřezovou i časovou jednotkou.
3. Regresní parametry se mění na základě průřezové jednotky.
4. Regresní parametry se mění na základě časových i průřezových jednotek.

Ačkoli se tyto modely s měnícími se parametry v průběhu času i průřezových jednotek čím dál více podobají realitě, nejčastěji se pracuje s modely prvního typu. Důvodem je například rostoucí počet umělých proměnných, které následně snižují stupně volnosti nebo zvyšují nebezpečí výskytu multikolinearity (Gujarati a Porter, 2009).

Zaměříme se tedy na model, u kterého budeme předpokládat konstantní regresní parametry a úroňové konstanty vztahující se k jednotlivým průřezovým jednotkám. Takový model se označuje také jako LSDV (Least-Squares Dummy Variable). Pojem fixní efekty se v názvu tohoto modelu vyskytuje z toho důvodu, že ačkoli úroňové konstanty se u různých průřezových jednotek mohou lišit, tak časově jsou neměnné, invariantní. Druhým důvodem je neměnnost regresních parametrů napříč průřezovými jednotkami i časem. K dosažení fixních úroňových konstant u jednotlivých průřezových jednotek je dosaženo využitím umělých proměnných. Pro samotné odhady parametrů se často využívá metoda OLS, ale v případě výskytu heteroskedasticity nebo dalších porušení klasických předpokladů se doporučuje zevšeobecněná metoda nejmenších čtverců (GLS). Za nevýhodu tohoto modelu se dá považovat vlastnost, že není schopen odhadnout v čase neměnné efekty proměnných (Gujarati a Porter, 2009).

Maticový zápis modelu vypadá následovně:

$$y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \alpha_1 + \begin{bmatrix} \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{i} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & & \vdots \\ \mathbf{0} & \dots & \mathbf{i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_2 - \alpha_1 \\ \alpha_3 - \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_n - \alpha_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_n \end{bmatrix} = \alpha_1 + D_1 \alpha^* + X\beta + u, \quad (13)$$

kdy je jedna průřezová jednotka zvolena za základní, která vystupuje jako absolutní člen, přičemž úrovně konstanty ostatních průřezových jednotek jsou dopočítány na základě jejich rozdílu od úrovně konstanty základní průřezové jednotky. Tento postup je zvolen z důvodu perfektní multikolinearity, která by nastala, pokud by byly umělé proměnné přiřazeny všem průřezovým jednotkám (Gujarati a Porter, 2009), (Lukáčiková a Lukáčik, 2008).

4.4.3 Model s náhodnými efekty

Z důvodu ubývání stupňů volnosti v případě zařazení množství umělých proměnných do modelu s pevnými efekty se začaly hledat jiné metody analýzy panelových dat a jednou z nich je model s náhodnými efekty. Tento model je založen na myšlence, že jednotlivé absolutní členy průřezových jednotek mohou být modelovány jako náhodně rozdělené. Konstanta α tak v podstatě představuje průměr průřezových absolutních členů a náhodná složka specifická pro průřezovou jednotku je náhodnou odchylkou od tohoto průměru neměnnou v čase. Kompozitní chybový člen w_{it} se potom tedy skládá ze 2 složek:

- ε_i – náhodná složka specifická pro i -tou průřezovou jednotku neměnná v čase,
- u_{it} – náhodná složka konkrétního pozorování v průřezové jednotce.

Model s náhodnými efekty tak má následující tvar:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it1} + \dots + \beta_k X_{itk} + v_{it}, \quad (14)$$

kde $v_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$ (Lukáčiková a Lukáčik, 2008).

Kompozitní chybový člen v_{it} musí následně splňovat určité předpoklady, mezi které patří jeho homoskedasticita. Může se však ukázat, že v_{it} a v_{is} ($t \neq s$) jsou korelovány; znamená to, že chybové složky jedné průřezové jednotky ve dvou různých časových bodech t a s jsou korelovány. Tento korelační koeficient však vykazuje určité zvláštnosti. První je, že jeho hodnota zůstává stejná bez ohledu na to, jak jsou od sebe dvě časová období vzdálena. Druhou podstatnou vlastností je, že korelační struktura zůstává stejná pro všechny průřezové jednotky – je tedy pro všechny průřezové jednotky totožná. Pokud bychom nebrali tuto korelační strukturu v úvahu a odhadovali regresní parametry metodou OLS, výsledné odhady by byly nepoužitelné. Nejvhodnější odhadovací metodou je tedy v tomto případě zobecněná metoda nejmenších čtverců (GLS), (Gujarati a Porter, 2009).

4.4.4 Volba mezi spojeným modelem a modelem s pevnými efekty

Rozhodování o tom, zda použít spojený model nebo model s pevnými efekty, lze zobecnit na rozhodování o tom, zda lze očekávat společnou konstantu u všech průřezových jednotek. Napovědět nám mohou statistiky testující statistickou významnost

parametrů α_i , které ovšem nemají velký význam. Mnohem lepší řešení nabízí například Lukáčiková a Lukáčik (2008), kteří k tomuto účelu využívají F -test. Testovací statistika má následující tvar:

$$F = \frac{(RSS_{pool} - RSS_{FEM})/(n - 1)}{RSS_{FEM}/(nT - k - n)}, \quad (15)$$

kteřou následně porovnáme s tabulkovou hodnotou $F(n - 1, nT - k - n)$ při zvolené hladině významnosti. V případě, že testovací statistika nabývá vyšší hodnoty, zamítáme nulovou hypotézu o shodnosti úrovnových konstant průřezových jednotek. Zároveň se tedy přikláníme k modelu s pevnými efekty.

4.4.5 Volba mezi modelem s pevnými efekty a modelem s náhodnými efekty

Rozhodnutí ohledně volby modelu v tomto případě by podle Gujarati a Porter (2009) mělo vycházet z následujících předpokladů:

- Pokud předpokládáme korelaci ε_i a regresorů (X'), je vhodnější model s náhodnými efekty.
- Pokud nepředpokládáme korelaci ε_i a regresorů (X'), je vhodnější model s pevnými efekty.

Stanovení předpokladu o zmíněné korelaci však není jednoduché, a proto Judge (1988) sestavil tato další doporučení týkající se volby modelu:

- Pokud je T (časová složka) velké a N (průřezová složka) malé, rozdíly mezi odhadnutými parametry budou malé. Z důvodu výpočetního pohodlí je pak vhodné zvolit model s pevnými efekty.
- Pokud je T malé a N velké, odhady těmito dvěma metodami se mohou výrazně lišit. V tomto případě je třeba stanovit předpoklad, zda se průřezové jednotky dají považovat za náhodný výběr z většího vzorku. Pokud ano, přikláníme se k modelu s pevnými efekty. V opačném případě volíme model s náhodnými efekty.
- Pokud je T malé a N velké, a pokud jsou splněny předpoklady modelu s náhodnými efekty, jsou odhady pomocí modelu s náhodnými efekty lepší.

Tyto pravidla však nelze považovat za obecně platná a jednoznačná. Jako alternativu k nim lze chápat statistický Hausmanův test specifikace, který uvádí např. Lukáčiková a Lukáčik (2008). Test má následující hypotézy:

- H_0 : Odhady parametrů pomocí zevšeobecněné metody nejmenších čtverců $\hat{\beta}_{GLS}$ v modelu s náhodnými efekty i odhady parametrů pomocí metody nejmenších čtverců $\hat{\beta}_{OLS}$ v modelu s pevnými efekty jsou konzistentní – tím tedy odhad pomocí metody nejmenších čtverců není efektivní. Volíme model s náhodnými efekty.

- H_1 : Pouze odhady parametrů pomocí metody nejmenších čtverců jsou konzistentní. Volíme model s pevnými efekty.

Testovací statistika má následující tvar:

$$H = (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{GLS})^T (\hat{V}_{OLS} - \hat{V}_{GLS})^{-1} (\hat{\beta}_{OLS} - \hat{\beta}_{GLS}), \quad (16)$$

kde \hat{V}_{OLS} je odhad asymptotické varianční-kovarianční matice parametrů modelu s pevnými efekty a \hat{V}_{GLS} je asymptotická varianční-kovarianční matice parametrů modelu s náhodnými efekty bez absolutního členu.

Testovací statistika má asymptotické χ^2 rozdělení se stupni volnosti rovnajícím se počtu regresních parametrů mínus 1. Pokud je hodnota testovací statistiky větší než kritická hodnota, zamítáme nulovou hypotézu a model s pevnými efekty považujeme za vhodnější. V opačném případě se přikláníme k modelu s náhodnými efekty.

4.5 Shluková analýza

Shluková analýza (Cluster analysis) patří mezi metody zabývající se vyšetřováním podobnosti vícerozměrných objektů. Vícerozměrné objekty jsou takové, u kterých je sledováno větší množství proměnných. Tyto objekty jsou následně rozděleny do jednotlivých skupin neboli shluků. Shluk je potom soubor jednoho či více objektů, jež jsou si navzájem podobné. Tento typ analýzy je však vhodný zejména v těch případech, kdy objekty vykazují přirozenou tendenci k vytváření shluků (Meloun a Milítký, 2002).

Jedním z příkladů uplatnění výstupů této analýzy je konvergenční analýza. Na základě vytvořených shluků lze následně odhadnout skupiny regionů nebo zemí, které jsou si navzájem podobné například v konvergenčních determinantech či předpokladech. V rámci těchto shluků potom lze očekávat silnější konvergenční proces, než který bude například pozorován v rámci celého souboru. Výstupy shlukové analýzy tedy lze využít při analýze konvergence tzv. klubů.

Obecně lze metody shlukové analýzy dělit na hierarchické a nehierarchické, přičemž hierarchické se dále dělí na aglomerativní a divizní. V následujícím textu bude popsán průběh hierarchické aglomerativní shlukové analýzy, která bude následně využita i v empirické části práce.

Proces shlukové analýzy lze zjednodušeně shrnout do následujících 4 bodů:

1. Volba druhu užití vzdálenosti

K zařazení do shluků je nejdříve důležité stanovit míru podobnosti nebo rozdílnosti mezi sledovanými objekty. Pro hodnocení podobnosti objektů jsou ve většině případů používány míry vzdálenosti. Ty existují v mnoha podobách a modifikacích, přičemž nejpřirozenější způsob je propojení objektů přímkou a následné srovnání přímek mezi objekty podle vzdálenosti. Tento typ se nazývá Euklidovská vzdálenost. Výpočet je následující:

$$d(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \sqrt{(\mathbf{x} - \mathbf{y})'(\mathbf{x} - \mathbf{y})} = \sqrt{\sum_{j=1}^p (x_j - y_j)^2}, \quad (17)$$

kde $\mathbf{x} = (x_1, x_2, \dots, x_p)'$ a $\mathbf{y} = (y_1, y_2, \dots, y_p)'$ jsou vektory pozorování u objektů x a y (Rencher, 2002).

Mezi další metody patří např. Manhattanovská vzdálenost, Hammingova metrika nebo Mahalanobisova metrika. V praktické části bude však použita výše popsaná Euklidovská vzdálenost.

2. Volba shlukovací techniky

Po stanovení metody výpočtu vzdálenosti mezi objekty je třeba zvolit vhodný algoritmus shlukování, který bude použit. Existuje několik aglomeračních postupů a liší se na základě toho, jak definují vzdálenost mezi nově vytvořeným shlukem a již existujícími shluky nebo objekty. Mooi a Sarstedt (2011) uvádí následující 4 metody jako nejpobulárnější:

- Metoda nejkratší vzdálenosti – vzdálenost mezi dvěma shluky se rovná minimální vzdálenosti dvou členů ze dvou shluků.
- Metoda nejdelší vzdálenosti – vzdálenost mezi dvěma shluky se rovná maximální vzdálenosti dvou členů ze dvou shluků.
- Metoda průměrné vzdálenosti – vzdálenost mezi dvěma shluky je dána průměrem vzdáleností mezi všemi objekty z daných dvou shluků.
- Metoda centroidů – tento přístup nejdříve předpokládá výpočet geometrických středů (centroidů) shluků. Následná vzdálenost mezi shluky je dána vzdáleností jejich centroidů.

Mezi další metody zmiňované v odborné literatuře patří například mediánová metoda, flexibilní beta metoda nebo metoda Wardova, která v mnoha případech poskytuje kvalitní řešení při analýze shluků. Tato metoda využívá čtverce vzdáleností mezi shluky i uvnitř shluků, přičemž vzdálenost mezi shluky je následně vypočítána jako minimální součet čtverců vzdáleností mezi všemi objekty těchto dvou shluků a jejich těžišti. Wardova metoda je blízká metodě centroidů, přičemž spojuje spíše malé shluky nebo shluky o stejné velikosti (Rencher, 2002).

3. Dendrogram

Standardním výstupem hierarchických shlukovacích metod je dendrogram podobnosti objektů, který graficky znázorňuje strukturu objektů na základě jejich vzájemné podobnosti. Na jedné ose dendrogramu jsou znázorněny objekty a na druhé ose grafu jejich vzájemná vzdálenost (podobnost). Podobnost objektů, nebo již vytvořených shluků, lze v dendrogramu tedy vyčíst na základě toho, při jaké vzdálenosti jsou propojeny spojovací úsečkou. Vhodný počet shluků lze následně určit zakreslením přímkou do dendrogramu na zvolené

úrovni podobnosti. Druhým typem dendrogramu je dendrogram podobnosti proměnných, který vytváří skupinky proměnných, jež jsou si podobné a korelují spolu. Určuje tím pádem znaky, které jsou také vzájemně nahraditelné, a lze určité z nich vynechat (Meloun a Militký, 2002).

4. Volba ideální techniky tvorby dendrogramu

Vzhledem k rozmanitosti metod sloužících ke shlukové analýze lze na základě volby metody měření podobnosti a metody shlukování dojít k řadě různých dendrogramů. Nejvhodnější shlukovací techniku lze následně vybrat na základě dvou rozhodčích kritérií. Prvním je kofenetický korelační koeficient CC, což je v podstatě Pearsonův korelační koeficient mezi skutečnými a predikovanými vzdálenostmi určený na základě dendrogramu. Tento koeficient nabývá hodnot od 0 do 1, přičemž vyšší hodnota značí vhodnější shlukovací techniku. Obecně lze shlukování považovat za užitečné, pokud kofenetický korelační koeficient dosahuje hodnoty alespoň 0,75. Druhým rozhodčím kritériem jsou hodnoty delta 0,1 a 0,5, které měří stupeň přetvoření struktury dat. Zde jsou ovšem upřednostňovány shlukovací techniky, které dosahují co nejnižší hodnoty tohoto kritéria – v ideálním případě se blíží k hodnotě nula. Na základě těchto dvou kritérií lze tedy následně určit nejvhodnější a nejméně vhodnou shlukovací techniku, která bude použita k sestavení ideálního dendrogramu (Meloun, 2014).

4.6 Konvergenční analýza

Obsahem a vymezením jednotlivých druhů konvergencí a analytických přístupů k nim se již zabýval literární přehled. Pro potřeby této diplomové práce budou využity a v následující kapitole popsány vybrané metody vhodné právě pro analýzu konvergence českých regionů.

Jednat se bude jak o metody konfirmační, tak o metody explorační. V rámci konfirmačních metod se bude jednat zejména o analýzu β -konvergence s využitím panelových dat, pro kterou budou použity nástroje regresní analýzy.

Ze skupiny exploračních metod bude využito zejména koncept σ -konvergence včetně jeho alternativní neparametrické podoby vycházející z práce Webbera a Whitea.

Východiskem všech analýz je matematické zapsání konvergenčního procesu a vlastní definování procesu, který bude chápán pod pojmem konvergence. Tradiční formální zápis nabízí například Smrčková a kol. (2008), kteří proces konvergence ekonomické úrovně mezi dvěma ekonomickými celky zapisují takto:

$$\frac{y_{1,t}}{y_{2,t}} < \frac{y_{1,t+1}}{y_{2,t+1}} \text{ pro } y_{1,t} < y_{2,t}, \quad (18)$$

kde y je reálný důchod na osobu celku 1 a 2 v čase t a $t+1$. Tento vztah lze interpretovat tak, že relativní odstup ekonomických úrovní na obyvatele se v čase snižuje.

V literatuře se ovšem vyskytuje také druhá podoba této definice založená na absolutních diferencích. Uvádí ji například Slavík (2005) ve 2 verzích, kdy v prvním případě jde o posuzování konvergence ex ante na základě očekávání o vývoji v budoucnosti:

$$|y_{1,t} - y_{2,t}| > E(|y_{1,t+1} - y_{2,t+1}|). \quad (19)$$

V případě ex post by tedy mělo platit:

$$|y_{1,t-1} - y_{2,t-1}| > |y_{1,t} - y_{2,t}|, \quad (20)$$

kde y je měřítkem reálných důchodů 2 zemí označených indexy 1 a 2, v čase t a $t+1$.

Tak tedy lze chápat konvergenci obecně, přičemž v následujícím textu budou rozebrány a specifikovány konkrétní přístupy ke zkoumání reálné konvergence, jejichž teoretický základ vychází z definic uvedených výše.

4.6.1 β -konvergence

Koncept β -konvergence se řadí mezi konfirmační metody analýzy konvergence. Využívá tedy technik regresní analýzy, kdy je konvergenční proces posuzován na základě odhadnutého ekonometrického modelu. Pro účely této práce bude v případě regresní analýzy průřezových dat využit koncept regresní rovnice pro testování β -konvergence, jež vychází z práce Barro a Sala-I-Martin (2004). Tento koncept byl mnoha autory využit i modifikován, přičemž jedním z těchto autorů byl i Slavík (2005), který pracoval s následující podobou regresní rovnice:

$$\frac{1}{T} \cdot \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \cdot \ln y_{i,0} + u_i, \quad (21)$$

kde levá strana v podstatě vyjadřuje průměrný růst v období 0 až T a pravá strana značí, že tento růst je závislý prostřednictvím koeficientu β na počáteční úrovni důchodu $y_{i,0}$. Základním předpokladem konvergence je, že země s nižším počátečním stavem roste rychleji, než země s vyšším počátečním stavem. V tom případě musí být odhadnutý parametr β záporný, aby tento předpoklad byl splněn a dalo se mluvit o konvergenčním procesu. V opačném případě, pokud by parametr byl kladný, jednalo by se o proces divergenční. Podmínkou k odvození kvalitních závěrů je však statistická a ekonometrická verifikace tohoto parametru s kladným výsledkem.

Pro potřeby regresní analýzy dat panelových je třeba rovnici upravit. Využita tedy bude následující regresní rovnice:

$$\ln \left[\frac{y_{t+1,i} - y_{t,i}}{y_{t,i}} \right] = \alpha_i + \beta \ln y_{t,i} + \varepsilon_{t,i}, \quad (22)$$

kde závislá proměnná vyjadřuje průměrnou roční míru růstu, jež se odvíjí od důchodu v regionu i v čase t (Arbia a Piras, 2005).

Výsledky analýzy β -konvergence lze ještě doplnit o výpočet rychlosti konvergence a poločasu konvergence, které uvádí ve své práci Arbia a Piras (2005). Rychlost konvergence, jejíž výpočet je následovný:

$$s = -\frac{\ln(1 + T\beta)}{T}, \quad (23)$$

udává, o kolik procent se průměrně snižovala mezera mezi konvergující ekonomikou a ekonomikou ve stálém stavu za jedno období. Vzhledem k tomu, že s přibližováním se stálému stavu klesá rychlost konvergence, by konvergenční proces měl trvat nekonečně dlouhou dobu. Z tohoto důvodu byl sestrojen druhý ukazatel, který se nazývá poločas konvergence, a udává, za jak dlouhou dobu se mezera mezi konvergující ekonomikou a ekonomikou ve stálém stavu sníží právě na polovinu. Vypočítá se následovně:

$$\tau = -\frac{\ln(2)}{\ln(1 + \beta)}. \quad (24)$$

4.6.2 σ -konvergence

Koncept σ -konvergence souvisí s exploračním přístupem k analýze konvergence. Regionální konvergence zde bývá posuzována na základě vývoje nerovnoměrnosti v rámci sledovaného souboru regionů, a to na základě výpočtu některých měr nerovnosti nebo na základě posouzení změn v grafickém znázornění rozložení. Souhrnně tak lze mluvit o analýze distribuční dynamiky (Novotný, 2010).

Je možné zde detekovat dva základní směry, kdy v prvním případě analýza pracuje pouze s daty z prvního a posledního období. K hodnocení konvergence dochází na základě analýzy vývoje například rozptylu, směrodatné odchylky nebo variačního koeficientu. Analýza probíhá pomocí standardního F -testu, který následně testuje shodnost variance ve vzorcích dat ze dvou období. Tento přístup je využit například v práci Slavíka (2005).

V druhém případě se jedná o analýzu variance v řadě časových období, přičemž konvergence je hodnocena na základě trendu vývoje vybraného ukazatele variability. Tento postup použili např. Minařík a Dufek (2009) a ve stejné podobě bude využit i v empirické části této práce. σ -konvergence je zde definována jako systematicky se v čase snižující směrodatná odchylka sledovaného ukazatele vypočtená z logaritmů hodnot. Výpočet směrodatné odchylky v čase t je následující:

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (\log y_{it} - \overline{\log y_t})^2}. \quad (25)$$

Výsledky pro období 1 až T budou následně vyneseny do grafu a na základě směrnice trendu a jeho statistické významnosti bude konvergenční proces hodnocen.

Vzhledem k odlehlosti hodnot vztahujících se k hlavnímu městu Praze, které mohou významně ovlivňovat výsledek výše popsané statistiky, je vhodné doplnit analýzu σ -konvergence o alternativní neparametrickou metodu, která nezávisí na skutečných hodnotách a zamezuje extrémům ovlivňovat výsledky. Jednu z těchto metod, která vychází z práce Webber a White (2003), prezentuje ve své práci Novotný (2010). Pro sledování konvergence nebo divergence z hlediska absolutních rozdílů v období t až $t + m$ definuje:

$$L_{j,k,t,t+m} = \begin{cases} +1 & \text{když } |y_{j,t} - y_{k,t}| > |y_{j,t+m} - y_{k,t+m}| \\ -1 & \text{když } |y_{j,t} - y_{k,t}| < |y_{j,t+m} - y_{k,t+m}| \\ 0 & \text{jinak} \end{cases}, \quad (26)$$

kde $y_{j,t}$ a $y_{k,t}$ popisují sledované charakteristiky v regionech j a k v čase t . Soubor r regionů můžeme uspořádat do $1/2r(r-1)$ možných párů a za míru konvergence lze tedy považovat následující ukazatel:

$$C_{t,t+m} = \frac{2 \sum_{j=1}^r \sum_{k=j+1}^r L_{j,k,t,t+m}}{r(r-1)}. \quad (27)$$

Indikátor nabývá hodnot od -1 do 1. Na převládající regionální konvergenci poukazují kladné hodnoty blížíící se 1, zatímco záporné hodnoty naznačují převládající divergenci regionů.

5 Výsledky

Po představení konkrétních dat a metod jejich zpracování přistoupíme k samotné stěžejní části této práce, kdy budou prezentované metody převedeny do praxe při využití již představených dat.

Pro lepší přehlednost budou jednotlivé kraje v grafických výstupech analýz často zastoupeny pouze zkratkami. Jejich přiřazení k jednotlivým krajům je znázorněno v následující tabulce č. 2.

Tab. 2 Přiřazení zkratk k jednotlivým krajům České republiky

Zkratka	Kraj
PHA	Hlavní město Praha
STČ	Středočeský kraj
JHČ	Jihočeský kraj
PLK	Plzeňský kraj
KVK	Karlovarský kraj
ULK	Ústecký kraj
LBK	Liberecký kraj
HKK	Královéhradecký kraj
PAK	Pardubický kraj
VYS	Kraj Vysočina
JHM	Jihomoravský kraj
OLK	Olomoucký kraj
ZLK	Zlínský kraj
MSK	Moravskoslezský kraj

5.1 Konvergenční analýza

V této chvíli můžeme přistoupit k samotnému jádru této diplomové práce, kterým je analýza konvergence. Jak již bylo několikrát zmíněno, analýza bude zkoumat vliv ekonomické krize na konvergenční tendence českých regionů, a proto budeme odděleně analyzovat období před krizí a po krizi. V první řadě se bude jednat o období před krizí, jež je vymezeno lety 2002 až 2008.

5.1.1 Analýza β -konvergence v období 2002 - 2008

V rámci literárního přehledu bylo představeno množství různých přístupů k analýze konvergenčních tendencí, přičemž o žádném postupu nelze mluvit jako o bezchybném, jež nám poskytuje nejkvalitnější možné výsledky. Každý přístup má svoje významná pro i proti, a proto se v následujících částech neomezíme na analýzu prostřednictvím pouze jednoho přístupu, ale naopak se budeme snažit o využití více metod, které následně budeme moci porovnat. V rámci β -konvergence půjde o využití zejména panelových dat, jelikož průřezová data ve většině případů nebudou

ke zpracování vhodná z důvodu poměrně nízkého počtu průřezových jednotek, jejichž analýza by neposkytla statisticky významné výsledky.

V rámci prvního modelu se budeme zabývat β -konvergencí 14 krajů České republiky při využití panelových dat. Do analýzy tak budou vstupovat data popisující HDP na osobu v jednotlivých krajích v 7 obdobích – od roku 2002 do roku 2008. Analýza bude provedena pomocí programu Gretl a regresní rovnice (22) popsané v kapitole 4.6.1.

Při sestavování ekonometrického modelu byly zvažovány tři varianty – sdružený, s pevnými efekty a s náhodnými efekty. Prvním krokem bylo rozhodování o shodnosti konstant mezi skupinami. S využitím F -testu a jeho p -hodnoty menší než 0,00001 byla zamítnuta nulová hypotéza o shodnosti konstant mezi skupinami. Na základě tohoto výsledku společně s přihlédnutím k hodnotám adjustovaných koeficientů determinace a informačních kritérií jsme došli k odmítnutí sdruženého regresního modelu a následovalo rozhodování, zda využít model s pevnými nebo náhodnými efekty. Tato volba proběhla na základě výsledků Hausmanova testu. Vzhledem k p -hodnotě výrazně menší než 0,05 došlo k zamítnutí nulové hypotézy, z čehož vyplývá, že pouze odhady parametrů pomocí metody nejmenších čtverců (OLS) v modelu s pevnými efekty jsou konzistentní. Přikláníme se tedy k modelu s pevnými efekty.

Výsledný model splňuje požadavek na normální rozdělení chybového členu, když p -hodnota Doornik-Hansenova testu je 0,5137 a nezamítá nulovou hypotézu o normalitě chybového členu. Na základě Durbin-Watsonova testu, jehož p -hodnota je 0,0040 ovšem zamítáme hypotézu o nepřítomnosti sériové korelace 1. řádu, což nám naznačuje možný problém se sériovou korelací 1. řádu. Druhý problém se vyskytuje v případě heteroskedasticity chybového členu, kdy na základě Waldova testu (p -hodnota < 0,05) musíme zamítnout nulovou hypotézu o homoskedasticitě chybového členu.

Tyto problémy jsou zřejmě zapříčiněny opomenutou vysvětlující proměnnou, jelikož rychlost konvergence jistě nezávisí jen a pouze na výši HDP na obyvatele. Nicméně koncept β -konvergence uvažuje jako vysvětlující proměnnou pouze HDP na obyvatele. Zároveň jakákoli úprava regresní rovnice, jež vychází z literatury, nepřipadá v úvahu a není předmětem této diplomové práce. Problémy nebyly vyřešeny ani vypuštěním hlavního města Prahy z analýzy, jehož hodnoty sledovaných ukazatelů jsou výrazně odlišné od ostatních krajů. Transformace hodnot prostřednictvím relativních diferencí a logaritmů však tyto rozdíly do značné míry stírá. Nezbývá nám tedy, než na problém s heteroskedasticitou upozornit a při interpretaci neopomenout zmínit. Model má následující podobu.

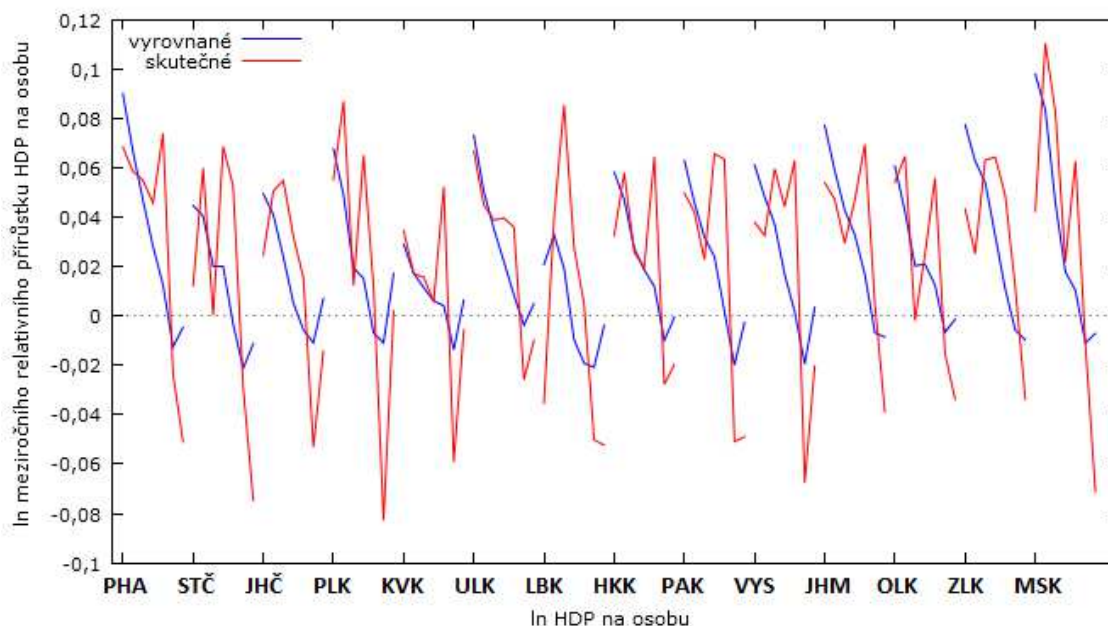
Model 1: Pevné efekty, za použití 98 pozorování
Zahrnuto 14 průřezových jednotek
Délka časové řady = 7
Závisle proměnná: y

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,36119	0,571568	7,6302	<0,00001	***
x	-0,339863	0,0447629	-7,5925	<0,00001	***
Střední hodnota závisle proměnné		0,021638	Sm. odchylka závisle proměnné	0,043025	
Součet čtverců reziduí		0,101351	Sm. chyba regrese	0,034944	
Koeficient determinace		0,435564	Adjustovaný koeficient determinace	0,340358	
F(14, 83)		4,574954	P-hodnota(F)	4,68e-06	
Logaritmus věrohodnosti		197,7765	Akaikovo kritérium	-365,5529	
Schwarzovo kritérium		-326,7784	Hannan-Quinnovo kritérium	-349,8694	
rho (koeficient autokorelace)		0,127058	Durbin-Watsonova statistika	1,487544	

Test pro různé intercepty mezi skupinami -
Nulová hypotéza: Skupiny mají společný intercept
Testovací statistika: $F(13, 83) = 4,75156$
s p-hodnotou = $P(F(13, 83) > 4,75156) = 4,33769e-006$

Obr. 3 Panelová analýza β -konvergence krajů České republiky v letech 2002-2008

Závisle proměnná y zastupuje meziroční relativní přírůstek HDP na osobu a nejdůležitější informací pro nás je skutečnost, že parametr β (v modelu označen jako x) vykazuje zápornou hodnotu a je statisticky významný. Na základě tohoto zjištění tedy můžeme mluvit o prokazatelné β -konvergenci probíhající mezi 14 kraji České republiky v letech 2002-2008. Adjustovaný koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,3404, neboli model vysvětluje přibližně 34 % variability. Nejedná se o žádnou závratnou hodnotu, ale vzhledem k typu dat a skutečnosti, že je model tvořen pro nehomogenní skupinu krajů České republiky, lze jen stěží očekávat vyšší hodnotu adjustovaného koeficientu determinace. Vyrovnané a skutečné hodnoty můžeme vidět na následujícím obrázku.



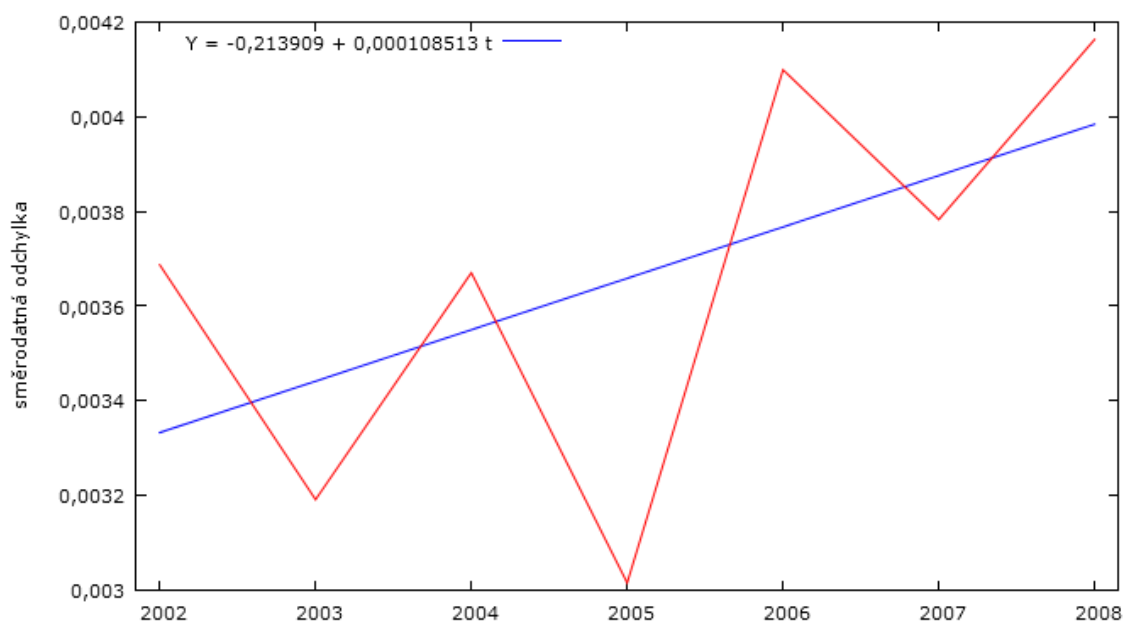
Obr. 4 Vyrovnané a skutečné hodnoty 1. modelu

Následně můžeme vypočítat i rychlost konvergence. Její hodnota 17,39 % nám udává, o kolik procent se průměrně snižovala mezera mezi konvergujícími ekonomikami a ekonomikou ve stálém stavu. Tato vysoká hodnota potvrzuje předpoklady rozebírané v rámci literárního přehledu, které se týkaly faktu, že hodnoty rychlosti konvergence při využití panelových dat se pohybují až v rozmezí 12 – 20 % ročně. Dalším zajímavým ukazatelem, který můžeme dopočítat z hodnoty parametru β , je poločas konvergence. Ten nám udává, za jak dlouhou dobu se mezera mezi konvergujícími ekonomikami a ekonomikou ve stálém stavu sníží právě na polovinu. V tomto případě je její hodnota 2,37 roku, neboli 2 roky a přibližně 135 dnů.

5.1.2 Analýza σ -konvergence v období 2002-2008

Nyní se dostáváme k druhému typu konvergence, který se objevuje v literatuře a je k analýze sblížení regionů též hojně využíván. Jak již bylo uvedeno v části literárního přehledu, potvrzená β -konvergence je nutným předpokladem pro existenci σ -konvergence. Opačný vztah však neplatí. Jsme tedy v situaci, kdy na základě zjištěné β -konvergence mezi 14 kraji České republiky je splněn předpoklad pro možnou σ -konvergenci. Jestli k ní opravdu docházelo, zjistíme na základě vypočtených směrodatných odchylek ukazatele HDP na obyvatele podle vzorce (25) z kapitoly 4.6.2 této práce, které následně proložíme v programu Gretl trendovou přímkou.

V tomto případě však byla z analýzy vynechána Praha, jejíž hodnoty směrodatných odchylek v jednotlivých letech výrazně převyšovaly hodnoty ostatních krajů a prakticky je zastínily.



Obr. 5 σ -konvergence krajů České republiky v letech 2002 – 2008 s vyloučením Prahy

Jak můžeme na obrázku č. 5 vidět, trend je rostoucí. Naznačuje to tedy nikoli σ -konvergenci, ale naopak σ -divergenci. Pokud se ovšem podíváme na následující tabulku č. 3 se specifikací modelu, zjistíme, že parametr t , tedy časový trend, není statisticky významný, přičemž k nápravě nedošlo ani příslušnými modifikacemi modelu.

Tab. 3 Model σ -konvergence krajů České republiky v letech 2002 – 2008 s vyloučením Prahy

Proměnná	Koeficient	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	-0,213909	-1,442	0,2089
t	0,000108513	1,467	0,2024

Na základě analýzy σ -konvergence jsme tedy nedošli ke statistickému prokázání divergenčních tendencí. Navíc, vzhledem ke konfidenčnímu intervalu parametru t , který zahrnuje hodnoty od $-8,16630e-005$ do $0,000298688$, nemůžeme vyloučit ani σ -konvergenci, protože skutečná hodnota parametru t může nabývat i záporných hodnot.

Vzhledem k výrazně odlehlým hodnotám sledovaných ukazatelů, které se váží k hlavnímu městu Praze, bude analýza konvergence doplněna o neparametrickou Webber-Whiteovu metodu, která nezávisí na velikosti hodnot sledovaných ukazatelů. Závisí pouze na jejich změnách, a proto může být do analýzy zahrnuta i Praha, aniž by došlo ke znehodnocení testu. Jedná se o metodu popsanou v kapitole 4.6.2 této práce. Pokud budeme postupovat podle uvedené metodiky, dojdeme k hodnotě statistiky C , která pro kraje České republiky mezi lety 2002 až 2008 nabývá hodnoty $-0,17582$. Výsledek tedy naznačuje mírně divergenční tendence, což týče hodnoty HDP na obyvatele, což odpovídá i výsledkům získaným pomocí analýzy σ -konvergence.

5.1.3 Analýza β -konvergence v období 2009-2014

Nyní se přesouváme do druhého období naší analýzy. Jednat se tedy bude o období mezi lety 2009 až 2015, kdy ekonomiku České republiky zasáhla ekonomická krize, kterou následovalo zotavování. K analýze budou opět využity oba přístupy – β -konvergence i σ -konvergence.

Do analýzy β -konvergence bude v tomto případě opět zahrnuto všech 14 krajů České republiky při využití regresní rovnice (22). Vzhledem k tomu, že daná rovnice obsahuje časové diference, musí být časový horizont zkrácen o jeden rok. Analýza tedy bude prováděna pro období pouze mezi lety 2009 až 2014.

Volba nejvhodnějšího modelu nebyla v tomto případě jednoduchá. Pokud bychom se rozhodovali pouze na základě testu shodných interceptů a Hausmanova testu, za nejvhodnější model bychom považovali model sdružený, protože na základě p -hodnoty F -testu 0,8701 nezamítáme nulovou hypotézu, která nám říká, že skupiny mají společnou konstantu. Výsledný sdružený model vidíme na následujícím obrázku.

Model 1: Hromadné OLS, za použití 84 pozorování

Zahrnuto 14 průřezových jednotek

Délka časové řady = 6

Závisle proměnná: y

	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>
const	0,0437208	0,191059	0,2288	0,81957
x	-0,00261491	0,0149366	-0,1751	0,86146
Střední hodnota závisle proměnné	0,010279	Sm. odchylka závisle proměnné		0,034324
Součet čtverců reziduí	0,097749	Sm. chyba regrese		0,034526
Koeficient determinace	0,000374	Adjustovaný koeficient determinace		-0,011817
F(1, 82)	0,030649	P-hodnota(F)		0,861458
Logaritmus věrohodnosti	164,5684	Akaikovo kritérium		-325,1367
Schwarzovo kritérium	-320,2751	Hannan-Quinnovo kritérium		-323,1824
rho (koeficient autokorelace)	0,308475	Durbin-Watsonova statistika		1,184209

Obr. 6 Panelová analýza β -konvergence krajů České republiky v letech 2009-2014 – OLS model

Jak můžeme vidět, parametr β (na obrázku označen jako x) není statisticky významný. To lze vypozorovat i z konfidenčního intervalu koeficientu β , který má rozmezí od -0,0323 do 0,0271. Nelze tedy prokazatelně rozhodnout o jeho kladnosti či zápornosti, a zároveň tedy ani o konvergenčních či divergenčních tendencích. Vzhledem ke skutečnosti, že model obsahoval statisticky nevýznamnou proměnnou, nemělo smysl provádět jakékoli další verifikační testy.

Nabízí se tedy volba modelu s pevnými efekty, ve kterém parametr β při hladině významnosti 0,05 významný je. Jeho detail je zobrazen na následujícím obrázku.

Model 2: Pevné efekty, za použití 84 pozorování
Zahrnuto 14 průřezových jednotek
Délka časové řady = 6
Závisle proměnná: y

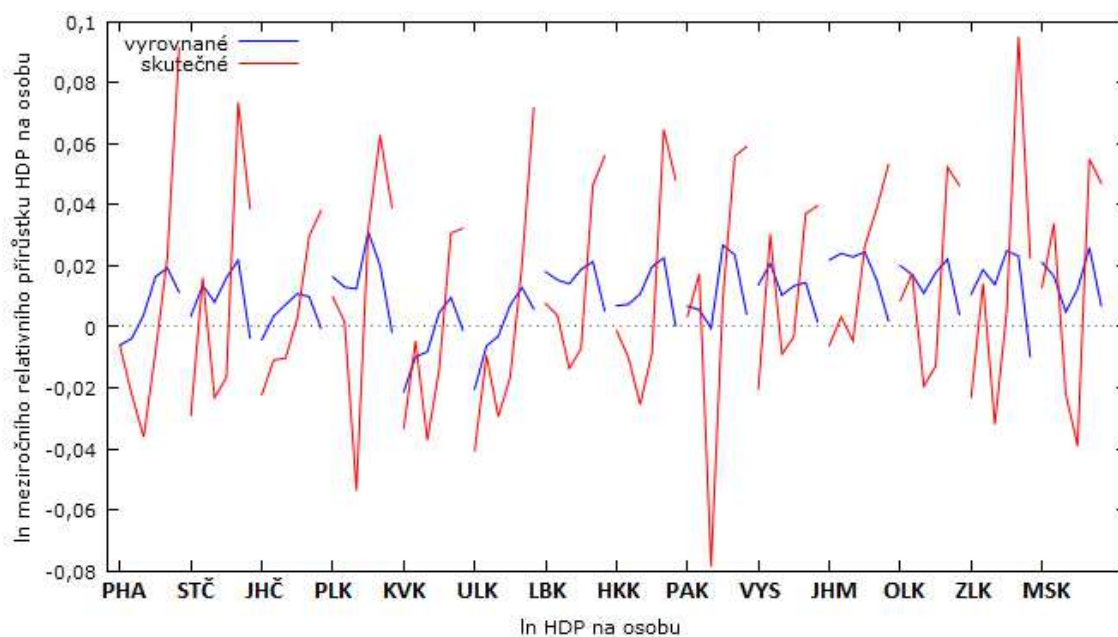
	<i>Koeficient</i>	<i>Směr. chyba</i>	<i>t-podíl</i>	<i>p-hodnota</i>	
const	4,43844	2,02116	2,1960	0,03146	**
x	-0,346251	0,15804	-2,1909	0,03184	**
Střední hodnota závisle proměnné	0,010279	Sm. odchylka závisle proměnné		0,034324	
Součet čtverců reziduí	0,088280	Sm. chyba regrese		0,035769	
Koeficient determinace	0,097204	Adjustovaný koeficient determinace		-0,085972	
F(14, 69)	0,530660	P-hodnota(F)		0,906597	
Logaritmus věrohodnosti	168,8475	Akaikovo kritérium		-307,6951	
Schwarzovo kritérium	-271,2328	Hannan-Quinnovo kritérium		-293,0375	
rho (koeficient autokorelace)	0,388271	Durbin-Watsonova statistika		1,077559	

Test pro různé intercepty mezi skupinami -
Nulová hypotéza: Skupiny mají společný intercept
Testovací statistika: $F(13, 69) = 0,569283$
s p-hodnotou = $P(F(13, 69) > 0,569283) = 0,870069$

Obr. 7 Panelová analýza β -konvergence krajů České republiky v letech 2009-2014 – FE model

Výsledný model můžeme opět doplnit o výpočet rychlosti β -konvergence. Hodnota 18,74 % nám udává, že mezera mezi konvergujícími ekonomikami a ekonomikou ve stálém stavu se průměrně snižovala o 18,74 % za rok. Tato hodnota je vyšší než v předchozím období a snížil se tak i poločas konvergence, podle kterého se mezera mezi konvergující ekonomikou a ekonomikou ve stálém stavu sníží na polovinu právě za 2 roky a přibližně 121 dnů. Pro úplnost je třeba dodat, že závisle proměnná y opět vyjadřuje meziroční relativní přírůstek HDP na osobu.

Vyrovnané a skutečné hodnoty vidíme na následujícím obrázku č. 8.



Obr. 8 Vyrovnané a skutečné hodnoty 2. modelu

Jak můžeme z obrázku skutečných a vyrovnaných hodnot vidět, model pozorovaná data nepopisuje příliš kvalitně, což nám dokládá i velice nízká hodnota koeficientu determinace.

Co se týče ekonometrické verifikace, model splňuje normalitu reziduí, ale opět zde nastává problém s heteroskedasticitou a sériovou korelací 1. řádu. Jsme tedy ve stejné situaci jako v případě modelu pro předkrizové období. Předpokládanou příčinou je tedy opět vynechaná vysvětlující proměnná, o které koncept β -konvergence neuvažuje.

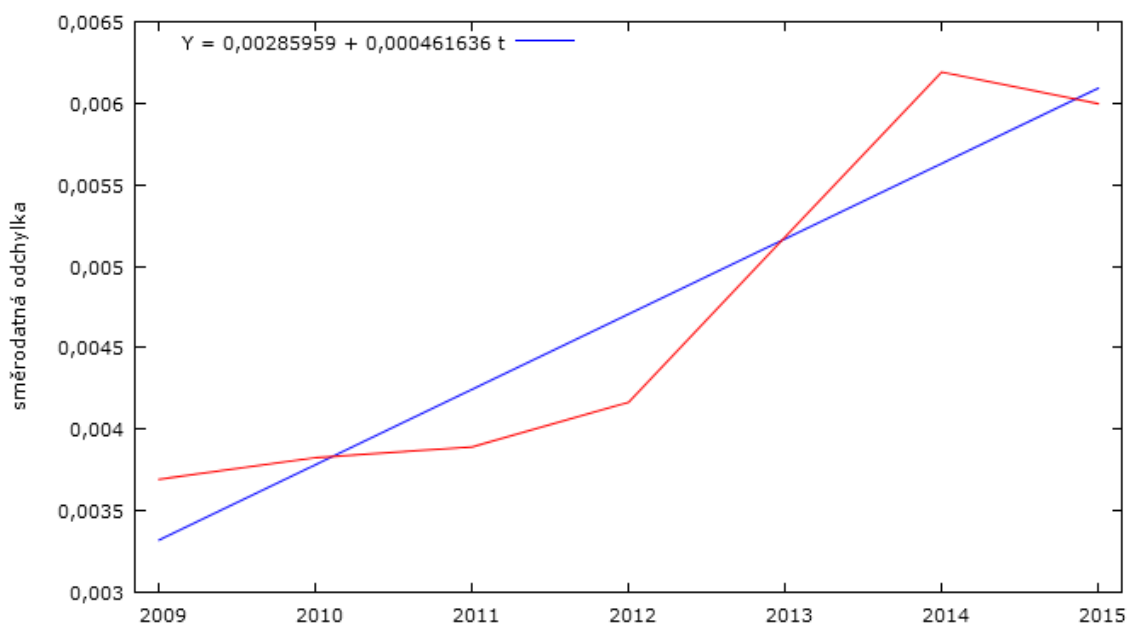
Volba vhodného modelu pro analýzu β -konvergence českých krajů v letech 2009-2014 je sporná. Na jedné straně máme sdružený model, pro který hovoří F -test i informační kritéria, ale zároveň disponuje statisticky nevýznamným parametrem β , který je naopak v modelu s pevnými efekty statisticky významný. Ze sdruženého modelu můžeme vyvozovat přerušení konvergenčních procesů, zatímco model s pevnými efekty předpokládá pokračující konvergenční tendence mezi českými kraji i v průběhu a následného zotavování se české ekonomiky z ekonomické krize.

Opět se zde objevuje otázka vynechání hlavního města Prahy z analýzy. V takovém případě bychom došli ke stejným závěrům ohledně volby vhodného modelu, kdy bychom na základě F -testu zvolili sdružený model bez statisticky významných parametrů. V případě volby modelu s pevnými efekty bychom však nezískali statisticky významný parametr β při uvažované hladině významnosti 0,05.

5.1.4 Analýza σ -konvergence v období 2009-2015

Z teorie již víme, že pro existenci σ -konvergence je nutným předpokladem existence procesu β -konvergence. Ten ovšem v období krize a následném zotavování ekonomiky nebyl jednoznačně prokázán. Z toho vyplývá, že by zřejmě nemělo dojít ani k prokázání existence σ -konvergence.

Analýza σ -konvergence bude opět provedena na základě vypočtených směrodatných odchylek hodnot HDP na osobu v jednotlivých krajích České republiky v letech 2009 až 2015. Z analýzy bude stejně jako v prvním případě vynechána Praha, jejíž hodnoty by výrazně zkreslovaly výsledky analýzy a zastiňovaly možné konvergenční procesy probíhající mezi ostatními kraji České republiky.



Obr. 9 σ -konvergence krajů České republiky v letech 2009 – 2015 s vyloučením Prahy

Na obrázku vidíme vynesené hodnoty směrodatných odchylek v jednotlivých letech, jež jsou proloženy přímkou znázorňující trend. Tato přímka je rostoucí, což značí růst směrodatné odchyliky v čase neboli divergenci regionů. Stejná situace nastala již v prvním případě analýzy σ -konvergence, kdy však časový trend nebyl statisticky významný. Nyní však, jak lze vidět z následující tabulky, časový trend již statisticky významný je a má hodnotu přibližně 0,0005.

Tab. 4 Model σ -konvergence krajů České republiky v letech 2009 – 2015 s vyloučením Prahy

Proměnná	Koeficient	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	0,00285959	8,065	0,0005 ***
<i>t</i>	0,000461636	5,823	0,0021 ***

V letech 2009 až 2015 tedy lze mluvit o prokazatelném růstu směrodatné odchylky hodnoty HDP na osobu v rámci 13 českých krajů České republiky. Jedná se o potvrzenou σ -divergenci, kdy směrodatná odchylka roste každým rokem přibližně o hodnotu 0,0005.

Z důvodu výrazně odlehklých hodnot vztahujících se k hlavnímu městu Praze byl do analýzy opět zařazen Webber-Whiteův neparametrický test, na jehož výsledek nemají odlehklé hodnoty vliv. Detailní popis testu je zobrazen v kapitole 4.6.2 této práce. Pro období mezi lety 2009 až 2015 dosahuje indikátor *C* hodnoty -0,32967. Signalizuje to tedy mírné divergenční tendence. V porovnání s hodnotou indikátoru pro předkrizové období však došlo k poměrně výraznému nárůstu, jelikož indikátor mezi lety 2002 až 2008 dosahoval hodnoty pouze -0,17582. Lze z toho tedy usuzovat nárůst rozdílů v hodnotách HDP na osobu v jednotlivých krajích v důsledku ekonomické krize.

5.2 Shluková analýza

Jak již bylo předestřeno v metodické části, shluková analýza nám poslouží k identifikaci skupin navzájem si podobných prvků – v našem případě krajů České republiky. Shluky jsou vytvořeny pro rok 2004 reprezentující stav krajů před krizí a pro rok 2014 reprezentující stav krajů po odeznění krize. Shluková analýza bude provedena pomocí softwaru MATLAB.

Před samotnou analýzou však bude nutno přistoupit k určité standardizaci dat uvedených v příloze B, aby nedocházelo například vysokými hodnotami HDP na osobu vyjádřených v korunách k zastiňování rozdílů v míře nezaměstnanosti vyjádřené v %. V následující tabulce č. 5 je uveden přehled standardizací jednotlivých ukazatelů.

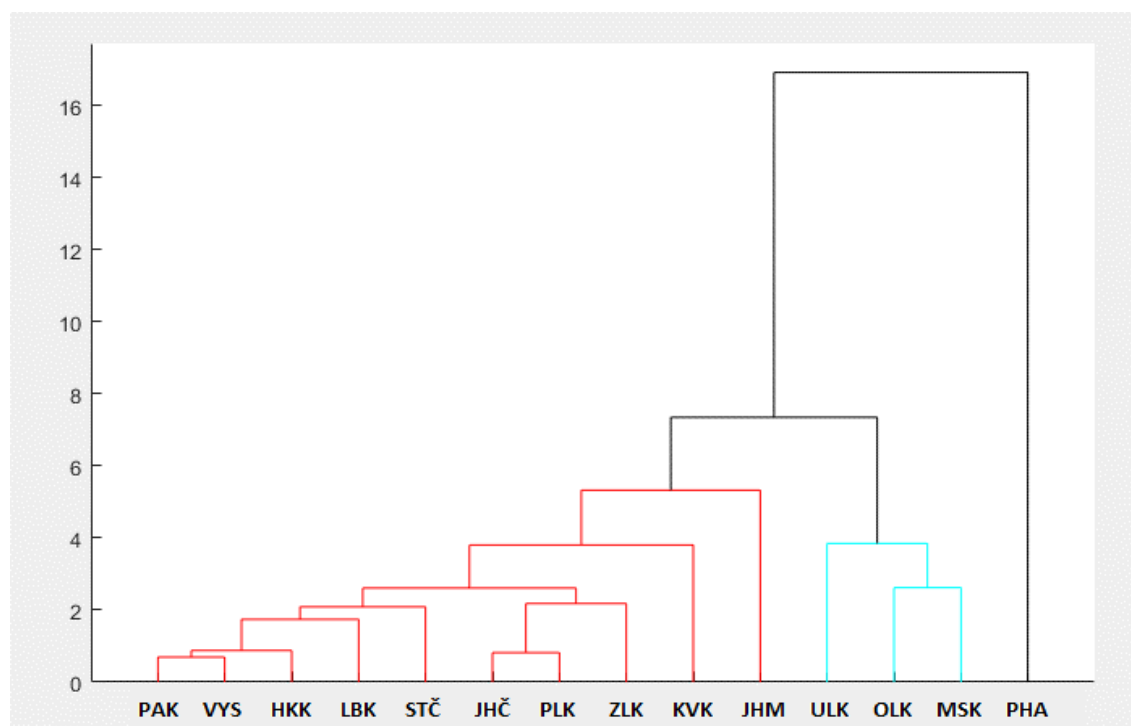
Tab. 5 Přehled standardizací jednotlivých ukazatelů pro potřeby shlukové analýzy

Ukazatel	Standardizace
Ekonomická výkonnost	HDP na osobu / 100000
Trh práce	Míra nezaměstnanosti v %
Vzdělanost	Podíl vysokoškolsky vzdělaných obyvatel v %
Úroveň dopravní infrastruktury	Počet km silnic a dálnic na 1 km ² * 10
Náklady práce	Průměrná hrubá měsíční mzda / 10000
Zastoupení průmyslu	Podíl osob zaměstnaných v průmyslu v % / 10

5.2.1 Shluková analýza pro rok 2004 – období před krizí

Míra vzdálenosti byla počítána na základě standardní Euklidovské vzdálenosti. Následná volba shlukovací techniky probíhala na základě porovnání hodnot kofenetických korelačních koeficientů pro jednotlivé shlukovací techniky, jejichž výpočet nám program MATLAB umožňuje. Konkrétní hodnoty kofenetických korelačních koeficientů jsou zobrazeny v příloze C v tabulce č. 21. Jak můžeme vidět, nejvyšší hodnoty dosahuje při využití shlukovací techniky, která pracuje s průměrnou vzdáleností (average). Tato metoda proto tedy byla vybrána jako nejvhodnější metoda shlukování. Její výsledek lze vidět na dendrogramu, jež je zobrazen na obrázku č. 10.

Na horizontální ose jsou znázorněny jednotlivé kraje České republiky zastoupeny jejich zkratkami popsány v tabulce č. 2. Na vertikální ose je potom vyznačena míra vzájemných vzdáleností mezi jednotlivými kraji.



Obr. 10 Dendrogram pro kraje České republiky v roce 2004

Již na první pohled můžeme vidět výraznou odlišnost hlavního města Prahy od ostatních krajů. Následně lze u zbylých krajů vyzorovat tendenci dělit se do dvou skupin. Nabízí se tedy rozdělit kraje do skupin, jejichž vzájemná vzdálenost nebude přesahovat hodnotu 6. V tomto případě získáme 3 skupiny krajů.

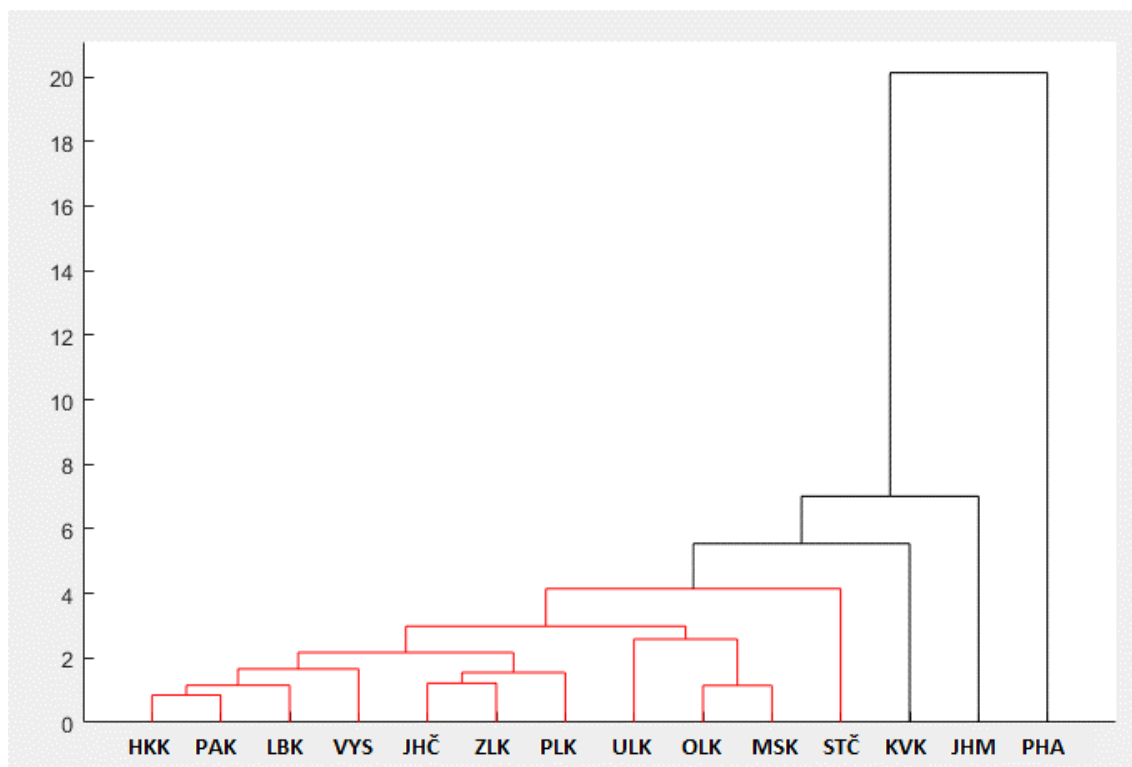
Do první skupiny bude spadat pouze hlavní město Praha. Potvrdily se tak předpoklady o její významné odlišnosti od ostatních krajů České republiky. Hodnota HDP na obyvatele v Praze převyšuje hodnoty v ostatních krajích více než dvojnásobně. Míra nezaměstnanosti dosahuje v rámci Prahy v porovnání s ostatními kraji svého minima. Co se týče podílu obyvatel s vysokoškolským vzděláním, Praha převyšuje Jihomoravský kraj, jenž je v tomto ohledu na druhém místě, také téměř dvojnásobně. Podobné extrémní hodnoty lze následně najít i v rámci zbývajících ukazatelů. V případě Prahy tedy analýza bude vyžadovat specifický a opatrný přístup, jelikož se v zásadě jedná o extrémně vyspělý kraj v rámci České republiky.

Do druhé skupiny krajů České republiky se řadí Ústecký kraj, Olomoucký kraj a Moravskoslezský kraj. V těchto krajích pozorujeme poměrně nízké hodnoty HDP na jednoho obyvatele. V čem se však zřejmě nejvýrazněji liší od ostatních krajů, je vykazovaná míra nezaměstnanosti. V tomto ohledu jim patří první 3 příčky. Z hlediska podílu osob s vysokoškolským vzděláním se výrazněji odlišuje pouze Ústecký kraj, jehož hodnota 5,1 % je nejnižší hodnotou v porovnání s ostatními kraji. Podobná situace nastává i v případě podílu osob zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu. V ostatních ohledech se skupina těchto 3 krajů vůči ostatním nijak výrazně neprofiluje. Hlavními rozlišovacími znaky tedy jsou poměrně nízké hodnoty HDP na jednoho obyvatele a výrazně vysoká míra nezaměstnanosti. Dá se tedy zřejmě mluvit o krajích chudších a méně vyspělých.

Ve třetí skupině se nachází zbylých 10 krajů. Středočeský kraj, Jihočeský kraj, Plzeňský kraj, Karlovarský kraj, Liberecký kraj, Královéhradecký kraj, Pardubický kraj, kraj Vysočina, Jihomoravský kraj a Zlínský kraj. Jedná se o kraje, jejichž ukazatele jsou si velmi podobné a nevykazují žádné výrazné extrémy. Na rozdíl od skupiny chudších krajů si drží vyšší hodnoty HDP na obyvatele a nižší míru nezaměstnanosti. V rámci skupiny lze zaznamenat 2 kraje, jež se mírně od ostatních liší, ale ne ve vzdálenosti přesahující hodnotu 6. Prvním z nich je Karlovarský kraj, který se v určitých ohledech podobá méně vyspělým krajům, a to zejména z důvodu nižší úrovně HDP na obyvatele, vyšší mírou nezaměstnanosti, nižší úrovní dopravní infrastruktury a nižším podílem osob zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu. Druhým mírně se odlišujícím krajem je kraj Jihomoravský. Tento kraj je poměrně specifický, protože se od ostatních krajů liší mírně vyšší hodnotou HDP na osobu a vyšším podílem osob s vysokoškolským vzděláním, čímž by směřoval k vyspělé Praze, ale zároveň vykazuje i vyšší hodnotu míry nezaměstnanosti a nižší úroveň dopravní infrastruktury, díky čemuž by se naopak přibližoval méně vyspělým krajům. S ohledem na ostatní ukazatele však nejsou Karlovarský ani Jihomoravský kraj v míře podobnosti vzdáleny ostatním krajům natolik, aby nemohly být zahrnuty do jednoho shluku. Těchto 10 krajů lze tedy označit za středně vyspělé kraje České republiky.

5.2.2 Shluková analýza pro rok 2014 – období po odeznění krize

V tomto případě byla opět využita Euklidovská vzdálenost pro stanovení míry podobnosti mezi sledovanými kraji a volba shlukovací techniky závisela na hodnotách kofenetických korelačních koeficientů, stejně jako v případě předešlé shlukové analýzy. Konkrétní hodnoty kofenetických korelačních koeficientů jsou zaneseny do tabulky č. 22 v příloze C. Nejvyšší hodnoty bylo dosaženo při aplikaci metody průměrné vzdálenosti. Jedná se tedy opět o stejnou techniku jako v předchozím případě. Výsledný dendrogram je vykreslen na následujícím obrázku č. 11.



Obr. 11 Dendrogram pro kraje České republiky v roce 2014

První skutečností, která jednoznačně vyplývá z grafu, je nesrovnatelná úroveň hlavního města Prahy a ostatních krajů. Její míra rozdílnosti oproti ostatním objektům ve srovnání se stavem v roce 2004 narostla z původních zhruba 17 jednotek na nyní téměř 20. Markantní rozdíly nyní pozorujeme prakticky ve všech oblastech, jež nám ukazatele popisují. Hlavní město Praha tak můžeme opět považovat za extrémně vyspělý region v rámci České republiky.

Oproti situaci v roce 2004 nyní nejsou zřetelně utvořené 2 skupiny regionů, ale pouze 1. Zbylé 2 kraje lze považovat za solitéry. Ve skupině středně vyspělých krajů se opět nachází Středočeský kraj, Jihočeský kraj, Plzeňský kraj, Liberecký kraj, Královéhradecký kraj, Pardubický kraj, kraj Vysočina a Zlínský kraj. Navíc se však do této skupiny zařadili Moravskoslezský kraj, Olomoucký kraj a Ústecký kraj, které

v roce 2004 spadaly mezi mírně zaostalé regiony. Tyto kraje lze z pohledu sledovaných ukazatelů považovat do jisté míry za stejnorodé a označovat je jako středně vyspělé regiony. Jediným mírně se odlišujícím krajem je Středočeský, který vykazuje lepší úroveň ve sledovaných oblastech. Nad ostatními kraji však nevyniká natolik výrazně, aby musel být z této skupiny vyňat.

Prvním solitérem je Karlovarský kraj, který vykazoval lehce slabší úroveň již v roce 2004. V roce 2014 se však již dostal do pozice méně vyspělého kraje, kde nyní zůstává osamocen. Na vině je zejména nízká úroveň HDP na obyvatele a nízký podíl osob s vysokoškolským vzděláním oproti krajům řadícím se do skupiny středně vyspělých.

Druhým solitérem je kraj Jihomoravský. Jedná se tedy o podobnou situaci jako v případě Karlovarského kraje, kdy došlo k projevu skutečnosti, kterou nám stav v roce 2004 naznačoval. V Jihomoravském kraji došlo k růstu HDP na osobu a podílu vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva v takové míře, že došlo k již výraznému odlišení od ostatních krajů. Jihomoravský kraj tak lze považovat za nadprůměrně vyspělý v rámci České republiky v roce 2014.

5.3 Klubová konvergence

Výsledky shlukové analýzy v tuto chvíli můžeme využít k otestování tzv. klubové konvergence, která předpokládá konvergenční proces mezi relativně homogenními regiony, jež se vyznačují podobnou trajektorií hospodářského růstu. Dojde tak k vhodnému doplnění a propojení shlukové analýzy a klasické konvergenční analýzy.

V prvním období mezi lety 2002-2008 jsme detekovali 2 skupiny krajů, v nichž si kraje byly v oblastech sledovaných ukazatelů navzájem podobnější oproti krajům ostatním. V následujícím období 2009-2014 byla detekována již pouze 1 skupina. V následující části práce tak dojde k ověření existence klubové konvergence, kterou se zabýval např. Quah (1996), jež předpokládá mezi relativně homogenní skupinou regionů silnější konvergenční procesy. K analýze bude využita metoda β -konvergence pracující s panelovými daty.

5.3.1 Klubová konvergence mezi lety 2002-2008

První model bude tvořen pro středně vyspělé kraje České republiky, které byly do této skupiny zařazeny na základě shlukové – podobnostní analýzy. Jedná se o Středočeský kraj, Jihočeský kraj, Plzeňský kraj, Karlovarský kraj, Liberecký kraj, Pardubický kraj, Královéhradecký kraj, kraj Vysočina, Jihomoravský kraj a Zlínský kraj. Do analýzy tedy bude vstupovat 10 průřezových jednotek sledovaných v průběhu 7 časových období.

Při volbě formy modelu jsme opět postupovali stejně jako v případě klasické konvergenční analýzy. Nejdříve byl vytvořen sdružený model, ale na základě F -testu (p -hodnota = 0,0224) jsme zamítli hypotézu o společné konstantě. Následně jsme tedy přešli k modelu s pevnými efekty a k modelu s náhodnými efekty. Volba

mezi těmito dvěma modely závisela na Hausmanově testu, jehož p -hodnota menší než 0,0001 rozhodla ve prospěch modelu s pevnými efekty.

Výsledný model není na základě Waldova testu (p -hodnota = 0,3187) zatížen heteroskedasticitou a chybový člen vykazuje normální rozdělení (p -hodnota Doornik-Hansenova testu = 0,4304). Problém však naznačuje výsledek Durbin-Watsonova testu, jehož p -hodnota 0,0091 zamítá nepřítomnost autokorelace 1. řádu. Tento problém může být opět způsoben opomenutou proměnnou, jako v případě předchozích modelů. Vzhledem k hodnotě Durbin-Watsonovy statistiky (1,4839) se však nemusí jednat o žádný fatální problém a skutečnost možnosti zatížení modelu autokorelací 1. řádu bude pouze konstatována.

Tab. 6 Analýza klubové konvergence 10 středně vyspělých krajů České republiky v letech 2002-2008

Proměnná	Koeficient	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	4,35088	5,781	2,97e-07 ***
β	-0,340561	-5,756	3,27e-07 ***

Koeficient β je statisticky významný a dosahuje hodnoty -0,340561. Znamená to tedy potvrzení konvergence mezi 10 středně vyspělými kraji České republiky v předkrizovém období mezi lety 2002 a 2008. Jeho hodnota je však přibližně stejná jako v případě modelu pro celou Českou republiku. Rychlost konvergence dosahuje hodnoty 17,42 %, která je pouze o 0,03 % vyšší, než v případě zahrnutí všech 14 krajů. Poločas konvergence se prakticky nezměnil.

Druhý model v rámci období let 2002 – 2008 se bude zabývat mírně zaostalými kraji, kterými jsou Ústecký kraj, Olomoucký kraj a Moravskoslezský kraj. Jedná se tedy o 3 průřezové jednotky sledované v 7 časových obdobích.

Parametry výsledného modelu zobrazuje následující tabulka.

Tab. 7 Analýza klubové konvergence 3 mírně zaostalých krajů České republiky v letech 2002-2008

Proměnná	Koeficient	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	3,70663	3,684	0,0016 ***
β	-0,291032	-3,657	0,0017 ***

Nejvhodnější forma modelu popsaného v tabulce č. 7 byla opět vybírána na základě stejných kritérií jako v předchozích případech. Nyní ovšem na základě F -testu (p -hodnota = 0,1428) nebyla zamítnuta hypotéza o společné konstantě, a tak za nejvhodnější formát byl zvolen sdružený model. Tento model není zatížen heteroskedasticitou (p -hodnota Whiteova testu = 0,7276) ani sériovou korelací 1. řádu (p -hodnota Durbin-Watsonova testu = 0,732). Posledním testem byl Doornik-Hansenův test, jehož p -hodnota 0,9616 nezamítá hypotézu o normálním rozdělení chybového členu.

Model je tedy úspěšně verifikován a zaměříme-li se na hodnotu parametru β , zjistíme, že opět potvrzuje konvergenci. Nyní je však hodnota parametru β v absolutní hodnotě nižší než v případě středně vyspělých regionů i případu zahrnutí všech 14 krajů České republiky. Naznačuje nám tedy slabší průběh konvergenčního procesu, což potvrzuje i rychlost konvergence, která se snížila na 15,87 %. Tím se poločas konvergence prodloužil na 2 roky a přibližně 260 dnů.

Pokud ovšem porovnáme konfidenční intervaly parametrů β , zjistíme, že se překrývají nejen navzájem, ale překrývají se i s konfidenčním intervalem parametru β z modelu pro všech 14 krajů České republiky. Rozdíly v rychlostech konvergencí tedy nejsou statisticky prokazatelné.

5.3.2 Klubová konvergence mezi lety 2009-2014

Na základě výsledků shlukové analýzy jsme v tomto období detekovali pouze jednu větší skupinu krajů, a to středně vyspělých, která čítá 11 členů. Mimo ni jsme rozpoznali ještě 3 samostatně stojící kraje, kterými jsou Karlovarský, Jihomoravský a hlavní město Praha.

Klubová konvergence tedy bude zkoumána pouze pro jeden případ podobnostní skupiny krajů a vzhledem k časovým diferencím muselo být analyzované období opět zkráceno o 1 rok.

O nevhodnějším modelu bylo v tomto případě rozhodnuto již prostřednictvím testu shodné konstanty, protože na základě jeho p -hodnoty 0,9106 nezamítáme nulovou hypotézu, která nám říká, že skupiny mají společnou konstantu. Volíme tedy sdružený model, jehož podrobnosti vidíme v následující tabulce.

Tab. 8 Analýza klubové konvergence 11 středně vyspělých krajů České republiky v letech 2009-2014

Proměnná	Koeficient	t-statistika	p-hodnota
Konstanta	0,6299	0,7182	0,4752
β	-0,0486	-0,7055	0,4831

Nastala tedy situace, kdy parametr β není statisticky významný. Potvrzuje nám to i konfidenční interval v rozmezí hodnot -0,0486 až 0,0891. Verifikace modelu obsahující jediný parametr, jež je nevýznamný, nemá smysl a nelze rozhodnout o kladnosti či zápornosti parametru. Zároveň tedy nedošlo k prokázání konvergenčních či divergenčních tendencí v rámci skupiny 11 středně vyspělých krajů České republiky v letech 2009-2014.

6 Diskuze a závěr

Dostali jsme se až k závěru diplomové práce, kdy přichází na řadu shrnutí výsledků provedených analýz a testů, diskuze a rozbor výsledků, zhodnocení naplnění dílčích cílů i cíle hlavního a nastínění možných dalších směrů výzkumu.

Hlavním cílem této diplomové práce bylo s využitím dat z Českého statistického úřadu provést analýzu beta konvergence, popř. sigma konvergence, regionů České republiky na úrovni NUTS 3 a zachytit dopady ekonomické krize mezi lety 2008 a 2009 na ni.

Tento hlavní cíl byl následně rozdělen do 3 dílčích cílů, jejichž naplněním se zabývá následující text.

6.1 První dílčí cíl

„Pomocí metody regresní analýzy provést kvantifikaci konvergenčních či divergenčních trendů v rámci České republiky při využití zejména analýz beta konvergence a sigma konvergence. Tato kvantifikace bude provedena vhodným způsobem tak, aby bylo možno analyzovat vliv ekonomické krize na sblížování regionů.“

Jádrem výsledkové části této práce byla konvergenční analýza, která byla provedena pro 2 období tak, aby bylo možno analyzovat vliv ekonomické krize na sblížování regionů. Konvergence byla posuzována na základě hodnot HDP na osobu a v rámci prvního období, které zahrnovalo roky 2002 až 2008, byla provedena analýza β -konvergence s využitím panelových dat pro všechny kraje České republiky. Do analýzy tedy vstoupilo 14 průřezových jednotek sledovaných v průběhu 7 časových období dlouhých 1 kalendářní rok a výsledkem bylo prokázání procesu β -konvergence. Problém nastal pouze v případě ekonometrické verifikace, kdy byla zjištěna možnost poškození modelu heteroskedasticitou a sériovou korelací 1. řádu. Tyto problémy jsou zřejmě způsobeny opomenutou proměnnou, jelikož koncept β -konvergence uvažuje počáteční stav HDP na osobu jako jedinou vysvětlující proměnnou. Jakákoli úprava regresní rovnice vycházející z teorie nebyla předmětem této diplomové práce a nezbyvá tedy, než na problémy s ekonometrickou verifikací při interpretaci upozornit.

Proces β -konvergence detekovaný mezi kraji České republiky v letech 2002 až 2008 dával možnost pro existenci i konvergenčního procesu označovaného σ . Ten ovšem nebyl potvrzen ani vyvrácen a výsledek neparametrického Webber-Whiteova testu zařazeného do analýzy z důvodu extrémních hodnot vztahujících se k Praze dokonce naznačoval divergenci českých regionů. Celkově se ovšem můžeme ztotožnit se závěrem, že určité konvergenční procesy mezi českými regiony v předkrizovém období probíhaly, byť v nijak závratné míře.

Stejnou věc ovšem již nemůžeme tvrdit o období, které následovalo a bylo ekonomickou krizí ovlivněno. Sporná byla již volba vhodného modelu pro regresní analýzu panelových dat, kdy F -test hovořil pro sdružený model, který však na rozdíl

od modelu s pevnými efekty neobsahoval statisticky významný parametr β . Při využití modelu s pevnými efekty jsme dosáhli statisticky významného parametru β na hladině významnosti 0,05, ale opět se vyskytly problémy s ekonometrickou verifikací způsobené pravděpodobně opomenutou vysvětlující proměnnou. Pro sdružený model navíc hovořila i informační kritéria a musíme se tedy přiklonit k závěru, že v rámci 14 krajů České republiky nebyl v období mezi lety 2009 a 2014 prokázán konvergenční ani divergenční proces. Zároveň jsme tedy mohli zavrhnout i existenci procesu σ -konvergence. Provedená analýza nám dokonce potvrdila probíhající σ -divergenci českých regionů, která vyplynula také z výsledků neparametrického Webber-Whiteova testu. Ten předpokládá divergenci již v předkrizovém období, ovšem v následujícím období se síla předpokládaných divergenčních tendencí zvýšila.

Při porovnání výsledků provedených analýz dojdeme k závěru, že ekonomická krize prokazatelně oslabil konvergenční tendence mezi českými regiony a naopak posílila tendence divergenční, na základě kterých se zvyšovaly rozdíly mezi ekonomickými úrovněmi jednotlivých krajů České republiky.

Jako doplnění konvergenční analýzy byla provedena navíc i analýza klubové konvergence, která zkoumala konvergenční tendence v rámci skupin navzájem si podobných krajů, jež vzešly z analýzy shlukové. V rámci těchto skupin však nedošlo ke statisticky prokazatelnému nárůstu síly konvergenčních tendencí. Podobnost krajů ve sledovaných ekonomických ukazatelích v našem případě nemá vliv na rychlost konvergence v rámci skupin navzájem si podobných regionů.

V rámci druhého dílčího cíle jsme tedy úspěšně kvantifikovali konvergenční i divergenční trendy v rámci České republiky vhodným způsobem tak, abychom mohli popsat vliv ekonomické krize na ně.

6.2 Druhý dílčí cíl

„Na základě vhodného výběru metod shlukové analýzy definovat podobnostní skupiny krajů České republiky a diskutovat zdroje podobnosti.“

Tak jak veškeré analýzy, byla i shluková analýza prováděna pro 2 různá období. Jednalo se o období před vypuknutím krize (rok 2004) a v průběhu krize a následného zotavování se ekonomiky (rok 2014). V prvním případě byla míra vzdálenosti mezi kraji počítána pomocí standardní Euklidovské vzdálenosti a nejvhodnější shlukovací technika byla vybrána na základě kofenetického korelačního koeficientu, jenž dosahoval nejvyšší hodnoty v případě techniky pracující s průměrnou vzdáleností. Následně jsme s využitím programu MATLAB provedli shlukování, jehož výsledek byl zanesen do dendrogramu. V první řadě se nám potvrdil předpoklad o výrazné odlehlosti hlavního města Prahy, jehož rozdílnost od ostatních krajů České republiky byla propastná. Praha převyšovala zbytek českých krajů prakticky ve všech zkoumaných oblastech, kterými byly ukazatel ekonomické výkonnosti měřený hodnotou HDP na osobu, ukazatel trhu práce zastoupený mírou nezaměstnanosti, uka-

zatel vzdělanosti měřený pomocí podílu vysokoškolsky vzdělaných obyvatel, ukazatel úrovně dopravní infrastruktury vyjádřený prostřednictvím ukazatele hustoty silniční sítě, ukazatel nákladů práce měřený pomocí průměrné hrubé měsíční mzdy a konečně ukazatel zastoupení průmyslu na ekonomice regionu měřený podílem osob zaměstnaných v průmyslovém sektoru. Zbýlé kraje České republiky vytvořily 2 přirozené shluky. Do prvního spadají kraje Ústecký, Olomoucký a Moravskoslezský. Od ostatních se odlišovaly zejména v nižších hodnotách ukazatele ekonomické výkonnosti a ukazatele vzdělanosti a zejména ve vyšší míře nezaměstnanosti spadající pod ukazatele trhu práce. Tyto kraje jsme tedy označili za mírně ekonomicky zaostalé oproti zbývajícím krajům České republiky, které jsme považovali za středně vyspělé. Řadí se sem Středočeský kraj, Jihočeský kraj, Plzeňský kraj, Karlovarský kraj, Liberecký kraj, Královéhradecký kraj, Pardubický kraj, kraj Vysočina, Jihomoravský kraj a Zlínský kraj. Tyto regiony nevykazovaly žádné extrémní hodnoty ve sledovaných ukazatelích a tvořily kompaktní soubor, z něhož pouze lehce vybočoval mírně vyspělejší kraj Jihomoravský a naopak trochu zaostávající kraj Karlovarský.

Pro vytvoření shluků navzájem si podobných regionů České republiky v roce 2014, tedy po odeznění krize, byla opět využita Euklidovská vzdálenost pro stanovení míry podobnosti a na základě kofenetických korelačních koeficientů byla za nejvhodnější shlukovací techniku zvolena opět metoda průměrné vzdálenosti. Jednalo se tedy o totožnou metodiku jako v prvním případě. V roce 2014 jsme ovšem detekovali pouze jeden shluk krajů, jež si byly navzájem podobné, a 3 kraje osamocně stojící mimo hlavní shluk. Do shluku spadají kraje Středočeský, Jihočeský, Plzeňský, Liberecký, Královéhradecký, Pardubický, Vysočina, Zlínský, Moravskoslezský, Olomoucký a Ústecký. Tyto kraje byly vzhledem k hodnotám ukazatelů označeny za středně vyspělé. Prvním solitérem bylo opět hlavní město Praha, které rozdíl vůči zbylým krajům České republiky oproti roku 2004 dále navyšovalo. Druhým solitérem byl Jihomoravský kraj, který začal výrazněji vyčnívat z původní skupiny středně vyspělých krajů a začal se nepatrně přibližovat svými hodnotami směrem k Praze. Naopak na nižší úroveň spadnul kraj Karlovarský. Rozhodujícími ukazateli, na jejichž základě docházelo k rozdělení do shluků, byly opět ukazatel ekonomické výkonnosti, ukazatel vzdělanosti a ukazatel trhu práce.

Pokud máme zhodnotit konvergenční či divergenční tendence, dostáváme se do obtížné situace. Vycházíme-li z dendrogramů vytvořených pro roky 2004 a 2014, můžeme vidět, že v roce 2004 byly detekovány 2 skupiny krajů čítající 10 a 3 členy a samostatně stojící hlavní město Praha. Tohoto rozdělení bylo dosaženo při rozdělení krajů do shluků na úrovni podobnosti 6. Při rozdělení krajů do shluků v roce 2014 na stejné úrovni podobnosti jsme získali 1 skupinu krajů čítající 11 krajů a 3 kraje stojící samostatně. Na jednu stranu tedy došlo mezi lety 2004 a 2014 k připojení se krajů Moravskoslezského, Olomouckého a Ústeckého k hlavní skupině regionů středně vyspělých, což můžeme považovat za určité konvergenční tendence. Na druhou stranu došlo k vymezení se krajů Jihomoravského a Karlovarského, jež se od skupiny středně vyspělých regionů naopak oddělili. Naznačovalo by to tedy

tendence spíše divergenční, které výrazně umocňuje také hlavní město Praha, nadále stupňující svůj náskok před ostatními kraji.

Na základě shlukové analýzy jsme tedy vymezili podobnostní skupiny krajů České republiky, poukázali na zdroje podobnosti a identifikovali znaky konvergenčních i divergenčních tendencí mezi kraji České republiky.

6.3 Třetí dílčí cíl

„V návaznosti na výsledky shlukové a regresní analýzy označit pravděpodobné příčiny pozorovaných rozdílů a diskutovat důsledky nestejného ekonomického vývoje v krajích pro soukromé firmy, které v regionech sídlí nebo podnikají. Následně formulovat návrhy a doporučení pro tvůrce hospodářské politiky.“

Stejně jako se ekonomické teorie v oblasti konvergence regionů rozcházejí, tak i výsledky plynoucí z analýz provedených v rámci této diplomové práce nepodávají jednoznačné informace. Nejzásadnější skutečností pozorovanou v rámci České republiky je vyspělost hlavního města Prahy několikanásobně převyšující ostatní regiony. Tento jev může být vysvětlen prostřednictvím obecné teorie polarizovaného rozvoje, kterou publikoval ekonom Friedmann v roce 1966. Jedná se o koncept rozdělení na jádro a periferii, kdy v našem případě by jádrem byla Praha a periferií zbytek České republiky. Příčinou nerovnoměrného regionálního rozvoje by bylo nerovnoměrné rozdělení moci v ekonomice a ve společnosti, kdy silnější Praha (jádro) si vytvoří takové struktury vzájemných vztahů, jež jsou pro ni nejvýhodnější. V případě Prahy můžeme skutečně pozorovat skupiny kumulativních mechanismů popsané Friedmannem. Jedná se o informační efekt, kdy Praha disponuje vysokým potenciálem pro interakce díky koncentraci obyvatelstva a vysokých příjmů. Efekt dominance následně oslabuje periferii odlivem kapitálu, přírodních i lidských zdrojů prostřednictvím pro Prahu jednostranně výhodné organizace tržních transakcí a administrativních systémů. Dále lze pozorovat efekt psychologický, kdy ekonomicky vyspělá Praha představuje viditelnější příležitosti pro inovace a vytváří očekávání inovací dalších. Všechny tyto efekty přispívají k situaci, kdy bohatá Praha se stává v průběhu času stále bohatší a vzdaluje se ostatním regionům České republiky, čímž přispívá divergenčním procesům, které lze v rámci České republiky pozorovat (Wokoun, 2008).

Naopak u konvergenčních tendencí, které byly detekovány v předkrizovém období prostřednictvím konceptu β -konvergence, můžeme předpokládat, že jsou podporovány všeobecnou globalizací. Jedná se například o rozvoj dopravní infrastruktury, který můžeme pozorovat ve všech krajích České republiky, kdy se mohou do tržní interakce ve větších geografických vzdálenostech dostat čím dál menší firmy, protože rozvíjející se infrastruktura tyto interakce činí efektivnější, levnější i rychlejší. Dochází tak k propojení dříve lokálních trhů do větších a větších celků, což samozřejmě napomáhá i srovnávání rozdílů v průměrných hrubých mzdách, úrovně vzdělanosti a v neposlední řadě i výše HDP na osobu, která je základem

právě pro posouzení konvergence a sbližování regionů. Svůj významný podíl má samozřejmě i rozvoj informačních technologií, který umožňuje efektivnější interakci a výměnu informací na geograficky vzdálenějších trzích.

Výrazným zásahem do konvergence regionů je však ekonomická krize, což nám potvrdila i analýza konvergence provedená v této diplomové práci, kdy dochází k přerušení konvergenčních tendencí a posilování tendencí divergenčních. Vysvětlením může být zejména nejistota. V případě ekonomické krize dochází k ovlivnění lidského faktoru strachem a nejistotou o budoucí vývoj ekonomiky a přichází na řadu rozhodnutí, která se snaží minimalizovat riziko a ztráty spojené s kapitálem vloženým do podnikání. V takové chvíli se prvky požadovanými pro obchodní styk stávají osoby spojené s významnými a bohatými centry obchodu. V rámci České republiky lze hovořit zejména o Praze, která tak posiluje svoji pozici jádra popsaného výše a přispívá k divergenci regionů. Dále lze do podobné, i když značně slabší, pozice pasovat Brno a Jihomoravský kraj.

Otázkou však dále zůstávají důsledky různého ekonomického vývoje v krajích pro soukromé firmy, které v regionech sídlí nebo podnikají. Ve chvíli, kdy bude skutečně docházet ke konvergenci, a budou se snižovat rozdíly mezi hodnotami HDP na osobu v jednotlivých krajích, začnou klesat i rozdíly v příjmech obyvatel v jednotlivých krajích a začne se srovnávat kupní síla. Z tohoto faktu plynou důsledky pro podniky v celé republice, protože geografická složka jejich marketingové či investiční strategie začne pozbývat smysl. Nebude třeba vynakládat finance na marketingové průzkumy, jejichž cílem je stanovení vhodné cenové hladiny na základě rozdílné kupní síly obyvatelstva. Na druhou stranu nebude možné ušetřit investicemi do výroby v regionech s nižšími náklady na pracovní sílu, jelikož rozdíly mezi regiony se budou smazávat.

Postupně však začnou mizet i rozdíly v dalších oblastech. Konvergence vede ke vzniku unifikované společnosti, a přestože je to zřejmě utopie, musí firmy o přechodu z rozdílnosti do určité jednoty ve svých strategických plánech uvažovat. V nadnárodním měřítku se může jednat o kulturní, ideologické či náboženské rozdílnosti, které budou na základě procesu konvergence umazávány.

Konkrétní podniky se však mohou nacházet ve dvou rozdílných situacích. V první situaci je podnik, který se nachází v konvergujícím regionu, tedy v regionu, který nedosáhl stálého stavu a dohání vyspělejší regiony. Takový podnik vůči vyspělejšímu regionu zřejmě zaměstnává méně vzdělané osoby, musí se vyrovnat s nižší úrovní dopravní infrastruktury a v důsledku toho produkuje nižší hodnotu HDP. V tomto případě je v zájmu podniku existence a urychlení procesu konvergence a přibližování se úrovni vyspělého regionu. Zde se nabízí široká škála možností, prostřednictvím kterých může podnik přispět jednak vlastní prosperitě, jednak zvyšování ekonomické úrovně a konvergenci na úrovni regionu. Jednou z nich je růst a prohlubování kvalifikace zaměstnaných osob prostřednictvím seminářů, školení nebo kurzů. V současné době lze tyto akce provádět efektivně také prostřednictvím online výuky a testování, jež bývá součástí systémů pro řízení vzdělávání, které se nyní objevují na trhu a jsou dostupné i pro menší podniky. Prostřednictvím zvyšování a prohlubování kvalifikace zaměstnanců mohou podniky dosáhnout vyšší

produktivity práce a zároveň vyšší hodnoty svého výstupu. Dále se samozřejmě nabízí i další prostory pro zvyšování produktivity, a to například prostřednictvím efektivnějších metod organizace výroby, řízení pracovníků atd., ovšem tyto změny musí odpovídat charakteru a potřebám konkrétních podniků.

Další možností je zvyšování úrovně infrastruktury. Podnik se může snažit o zrychlení, zefektivnění a zároveň snížení nákladů spojených s dodáním materiálů, zboží nebo i informací směrem do podniku. Na druhé straně se může o totéž snažit při budování své vlastní distribuční sítě a komunikace s externími subjekty.

Prostřednictvím těchto dvou oblastí lze dosáhnout zlepšení i u zbývajících ukazatelů, které mají vliv na ekonomické výsledky firem v krajích. Na základě růstu produktivity práce můžeme očekávat i růst průměrných mezd a ve výsledku i samotného HDP na osobu.

Druhou situací, v níž se může podnik vyskytovat, je podnikatelský subjekt nacházející se ve vyspělém regionu, který disponuje ekonomickým náskokem vůči ostatním. Jedná se o podnik, jež se nachází v jádru a ze svého postavení vůči periférii náležitě těží. Takový podnik má určitou konkurenční výhodu, díky které profituje a nehodlá o ni dobrovolně přijít. Jeho motivací je získání monopolního postavení a maximalizace zisku. V tomto případě není v jeho zájmu růst konkurence, která by ho v důsledku konvergence mohla připravit o monopolní postavení a tím zapříčinila pokles zisku. Diskutabilní je v tomto případě úloha veřejného sektoru, v jehož zájmu jistě je zajištění srovnatelné úrovně regionů, která znamená sociální smír, ale zároveň potlačování růstu a inovativních tendencí jádra a podniků v něm podnikajících může mít nežádoucí důsledky, jako je třeba zastavení technologického pokroku z důvodu ztráty motivace. Veřejný sektor tedy musí postupovat velice obezřetně v otázce intervencí tohoto druhu.

V oblasti regionálního rozvoje a konvergence má veřejný sektor svoji nezastupitelnou roli. Je jedním ze tří základních aktérů regionálního rozvoje. Ve své kompetenci má důležitá rozhodnutí týkající se lokalizace veřejných zařízení, tvorby právního rámce, vybavení území potřebnou infrastrukturou i zajištění kvality školství v regionech. Klíčovou oblastí, v rámci které má veřejná správa rozsáhlé kompetence a na níž závisí možnost interakce a sbližování podniků i lidí z různých regionů, je technická infrastruktura a zejména liniové stavby do ní spadající. Řeč je o pozemních komunikacích, drahách a inženýrských sítích, na jejichž vybudování má veřejná správa zásadní podíl. Co se týče silničních pozemních komunikací, státu se nabízí využití konceptu PPP (partnerství veřejného a soukromého sektoru), v rámci něhož může být výstavba dálniční sítě výrazně urychlena. Projekty na podobném principu byly úspěšně realizovány v řadě zemí světa, přičemž úspěšná implementace v České republice by zajistila zrychlení i zkvalitnění silniční sítě, jež je rozhodující pro přepravu zboží i osob v rámci České republiky. V případě železniční sítě by se měl stát zasazovat o otevření přístupu pro další dopravní společnosti. Jak v oblasti osobní dopravy, tak v oblasti nákladní dopravy, si zásadní tržní podíly drží bývalý státní podnik České dráhy, resp. ČD Cargo. Na tuto situaci má velký vliv právě dříve monopolní postavení Českých drah, jež si svůj podíl udržují i zneužitím dominantního po-

stavení, za které byly v minulosti pokutovány. Naopak nárůst konkurenčního prostředí by mohlo železniční dopravu učinit efektivnější a atraktivnější pro podnikatelské subjekty v České republice, díky čemuž by se ulevilo i často přetížené dopravě silniční.

Co se tedy týče veřejné správy, svoji pozornost by měla v oblasti konvergence regionů zaměřit zejména na technickou infrastrukturu. Na ní závisí možnost všech oblastí v rámci republiky zapojit se do ekonomických interakcí a zvyšovat tím svoji ekonomickou úroveň. Zároveň však veřejná správa samozřejmě nemůže opomínat oblast školství, tvorbu vhodné legislativy atd.

V tuto chvíli tedy můžeme konstatovat, že prostřednictvím 3 dílčích cílů došlo k naplnění i hlavního cíle této diplomové práce, kterým bylo provést analýzu beta konvergence, popř. sigma konvergence, regionů České republiky na úrovni NUTS 3 a zachytit dopady ekonomické krize na ni, identifikovat trendy v konvergenci či divergenci regionů a označit pozorované rozdíly a diskutovat důsledky nestejného ekonomického vývoje v krajích pro soukromé firmy, které v regionech sídlí nebo podnikají. Dále byly definovány oblasti, v rámci kterých veřejná správa ovlivňuje konvergenci regionů včetně naznačení opatření, jež by mohly sbližování regionů napomoci.

Pokud chceme porovnat výsledky plynoucí z této diplomové práce s literárními zdroji, nedostává se nám moc prostoru kvůli poměrně omezenému počtu prací, jež se věnují českým regionům a jsou vhodné pro srovnání. Nicméně můžeme zmínit Ondoše (2011), který se ve své práci přiklonil k β -konvergenci českých regionů a zároveň zamítl jejich σ -konvergenci, přičemž ke stejnému výsledku jsme dospěli i v naší diplomové práci při analýze předkrizového období. Podobně Mazurek (2013) zamítnul σ -konvergenci českých regionů v letech 1995-2009 a Smrčková a kol. (2008) se přiklonila dokonce k jejich σ -divergenci. Další paralelou je rychlost odhadované konvergence, kdy námi odhadované rychlosti β -konvergence při využití panelových dat opravdu dosahovaly vysokých hodnot přesahujících 17 %, které nám udávaly, o kolik procent se průměrně snižovala mezera mezi konvergujícími ekonomikami a ekonomikou ve stálém stavu. Jedná se tedy o určité potvrzení správnosti výběru a použití metod a analýz. Dále se nabízí komparace s jinými diplomovými pracemi, které se touto problematikou zabývaly. Skyvová (2017) zkoumala β -konvergenci regionů Španělska v období před ekonomickou krizí v letech 2008-2009 a v období po ní. Před krizí detekovala probíhající β -konvergenci španělských regionů, zatímco v období po krizi prokázala naopak procesy β -divergenční. Nutno dodat, že pracovala pouze s průřezovými daty. Stejně tak Konvalinová (2017) využila průřezová data ke zkoumání vlivu ekonomické krize na konvergenci regionů tentokrát v Německu. Došla však k rozdílným výsledkům, kdy detekovala β -konvergenci v obou obdobích, i když v období po krizi byl konvergenční proces slabší. Obě autorky tedy došly k podobným závěrům jako tato diplomová práce, když potvrzují oslabení konvergenčních procesů mezi regiony pod vlivem ekonomické krize. Bližší srovnání však znemožňuje rozdílná struktura použitých dat.

Jako předmět dalšího výzkumu se nabízí identifikace konkrétních determinantů konvergenčních tendencí a kvantifikace jejich vlivu. Za vhodné východisko lze

označit práci Nevimy a Meleckého (2011), kteří pracovali s individuálními rychlostmi konvergenčí jednotlivých regionů. Pokud bychom se s využitím regresní analýzy pokusili o vysvětlení individuálních rychlostí konvergence prostřednictvím ukazatelů, jež na ni mají vliv a vztahují se k jednotlivým regionům, mohli bychom dospět k úspěšné kvantifikaci vlivu jednotlivých ekonomických ukazatelů na rychlost konvergence regionů. Toto ovšem zůstává prozatím otázkou dalšího výzkumu.

7 Literatura

7.1 Literární zdroje

ADAMEC, Václav, STŘELEČEK, Luboš a HAMPEL, David (2013). *Ekonometrie I: učební text*. Brno: Mendelova univerzita v Brně. ISBN 9788073757038.

BAL-DOMAŇSKA, Beata (2016). The impact of economic crisis on convergence processes in European Union regions. *Prague economic papers*. **25**(5), 509-526.

BALTAGI, Badi H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. 3. vyd. Hoboken, NJ: J. Wiley. ISBN 0470014563.

BARRO, Robert J. a SALA-I-MARTIN, Xavier (1991). Convergence across states and regions. In: BRAINARD, William C. a PERRY, George L. *Brookings Papers on Economic Activity, No. 1*. Washington: Brookings Institution Press, s. 107–182. ISBN 9780815712251.

BARRO, Robert J. a SALA-I-MARTIN, Xavier (1992a). Convergence. *Journal of Political Economy*. **100**(2), 223–251.

BARRO, Robert J. a SALA-I-MARTIN, Xavier (1992b). Regional growth and migration: a Japan–United States comparison. *Journal of the Japanese and International Economies*. **6**(2), 312–346.

BARRO, Robert J. a SALA-I-MARTIN, Xavier (2004). *Economic growth*. 2. vyd. Cambridge: MIT Press. ISBN 0262025531.

BAUMOL, William J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show. *American Economic Review*. **76**(5), 1072–1085.

BEN-DAVID, Dan (1998). Convergence clubs and subsistence economies. *Journal of Development Economics*. **55**(1), 155-171.

BLAŽEK, Jiří a UHLÍŘ, David (2011). *Teorie regionálního rozvoje: nástin, kritika, implikace*. 2. vyd. Praha: Karolinum. ISBN 9788024619743.

BUŞEGA, Ionuţ (2016). The impact of economic crisis on regional disparities in Romania. Testing Williamson's hypothesis in the context of economic and financial turmoil. *Romanian Review of Regional Studies*. **12**(1), 13-24.

CABADA, Ladislav (2009). *Evropa regionů*. Plzeň: Vydavatelství a nakladatelství Aleš Čeněk. ISBN 9788073801632.

CASHIN, Paul (1995). Economic growth and convergence across seven colonies of Australasia: 1861–1991. *The Economic Record*. **71**(2), 132–144.

CASHIN, Paul a SAHAY, Ratna (1995). Internal migration, center-state grants and economic growth in the states of India. *IMF working paper*. No. 95/66.

- DE LONG, J. Bradford (1988). Productivity growth, convergence, and welfare: comment. *American Economic Review*. **78**(5), 1138–1154.
- FRAIT, Jan a KOMÁREK, Luboš (2001). Na cestě do EU: nominální a reálná konvergence v tranzitivních ekonomikách. *Finance a úvěr*. **51**(6), 314–330.
- GUJARATI, Damodar N. a PORTER, Dawn C. (2009). *Basic econometrics*. 5. vyd. Boston: McGraw-Hill. ISBN 9780071276252.
- HALL, John B. a LUDWIG, Udo (2006). Economic convergence across German regions in light of empirical findings. *Cambridge Journal of Economics*. **30**(6), 941–953.
- HSIAO, Cheng (2003). *Analysis of panel data*. 2. vyd. New York: Cambridge University Press. ISBN 0521522714.
- HUŠEK, Roman (2007). *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica. ISBN 9788024513003.
- CHATTERJEE, Samprit a HADI, Ali S. (2006). *Regression analysis by example*. 4. vyd. New Jersey: John Wiley. ISBN 9780471746966.
- JEŽEK, Jiří a kol. (2014). *Regionální rozvoj*. Plzeň: Západočeská univerzita. ISBN 9788026104629.
- JUDGE, George G. (1988). *Introduction to the theory and practice of econometrics*. 2. vyd. New York: Wiley. ISBN 0471624144.
- KARAGIANNI, Stella, ASTERIOU, Dimitrios a SIRIOPOULOS, Costas (2002). Testing the convergence hypothesis using time series techniques: the case of Greece 1971–1996. *The Journal of Applied Business Research*. **18**(2), 125–130.
- KLADIVO, Petr (2013). *Základy statistiky*. Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci. ISBN 9788024438412.
- KONVALINOVÁ, Vendula (2017). *Vliv finanční krize na konvergenci regionů Spolkové republiky Německo*. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita. Provozně ekonomická fakulta. Ústav statistiky a operačního výzkumu.
- LUKÁČIKOVÁ, Adriana a LUKÁČIK, Martin (2008). *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. Bratislava: Ekonóm. ISBN 9788022526142.
- MAGRINI, Stefano (2004). *Regional (di)convergence*. In: HENDERSON, J. Vernon a THISSE, Jacques-François. *Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. 1, No. 4*. Amsterdam: Elsevier, s. 2741–2796.
- MARTINČÍK, David a ŠLEHOFEROVÁ, Marta (2014). Competitiveness and convergence of Czech regions: persistence of discrepancies. *E + M. Ekonomie a Management*. **17**(2), 14–33.
- MELOUN, Milan (2014). Vícerozměrná analýza dat metodou hlavních komponent a shluků. In: *Analýza dat 2014: sborník přednášek z celostátního semináře a workshopu Pardubice 25. – 27. 11. 2014*. Pardubice: TBSA, s. 25 – 42. ISSN 1805-6903.

- MELOUN, Milan a MILITKÝ, Jiří (2002). *Kompendium statistického zpracování dat: metody a řešené úlohy včetně CD*. Praha: Academia. ISBN 8020010084.
- MINAŘÍK, Bohumil a DUFEK, Jaroslav (2009). Měření konvergence v rozvoji regionů. In: *Sborník z mezinárodní vědecké konference „Region v rozvoji společnosti 2009“*. Brno: Mendelova zemědělská a lesnická univerzita, s. 24-30. ISBN 9788073753306.
- MOOI, Erik a SARSTEDT, Marko (2011). *A Concise guide to market research: the process, data, and methods using IBM SPSS statistics*. Berlin: Springer. ISBN 9783642125409.
- NEVIMA, Jan a MELECKÝ, Lukáš (2011). Analýza beta-konvergence regionů zemí visegrádské čtyřky prostřednictvím nelineárního regresního modelu. *Acta academica karviniensia*. **11**(3), 43-57. ISSN 1212-415X.
- NOVOTNÝ, Josef (2010). Regionální ekonomická konvergence, divergence a další aspekty distribuční dynamiky evropských regionů v období 1992-2006. *Politická ekonomie*. **58**(2), 166-185.
- OZGEN, Ceren, NIJKAMP, Peter a POOT, Jacques (2010). The effect of migration on income growth and convergence: meta-analytic evidence. *Papers in Regional Science*. **89**(3), 537-561.
- PERSSON, Joakim (1997). Convergence across the Swedish counties, 1911–1993. *European Economic Review*. **41**(9), 1835–1852.
- QUAH, Danny T. (1996). Twin Peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics. *Economic Journal*. **106**(437), 1045–1055.
- RAWLINGS, John O., PANTULA, Sastry G. a DICKEY, David A (1998). *Applied regression analysis: a research tool*. 2. vyd. New York: Springer. ISBN 9780387984544.
- RENCHER, Alvin C. (2002). *Methods of multivariate analysis*. 2. vyd. New York: J. Wiley. ISBN 0471418897.
- ROMER, Paul M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*. **94**(5), 1002–1037.
- SALA-I-MARTIN, Xavier (1996). The classical approach to convergence analysis. *The Economic Journal*. **106**(437), 1019–1036.
- SKOKAN, Ladislav (2003). *Úvod do teorie geografie I*. 2. vyd. Ústí nad Labem: Univerzita J. E. Purkyně. ISBN 9788070444825.
- SLAVÍK, Ctirad (2007). Reálná konvergence České republiky k Evropské unii. *Politická ekonomie*. **55**(1), 23 – 40. ISSN 0032-3233.
- SOLOW, Robert M. (1956). A Contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*. **70**(1), 65–94.

SKYVOVÁ, Barbora (2017). *Dopady ekonomické krize na autonomní společenství Španělska*. Diplomová práce. Brno: Mendelova univerzita. Provozně ekonomická fakulta. Ústav statistiky a operačního výzkumu.

SPĚVÁČEK, Vojtěch (2013). Růst a stabilita české ekonomiky v letech 2001–2011. *Politická ekonomie*. **61**(1), 24-45.

SPĚVÁČEK, Vojtěch a VINTROVÁ, Růžena (2010). Růst, stabilita a konvergence české ekonomiky v letech 2001-2008. *Politická ekonomie*. **56**(1), 20-50.

STUDENMUND, A. H. (2014). *Using econometrics: a practical guide*. 6. vyd. Harlow: Pearson. ISBN 9781292021270.

WEBBER, Don a WHITE, Paul (2003). Regional factor price convergence across four major European countries. *Regional studies*, **37**(8), 773-782.

WOKOUN, René (2008). *Regionální rozvoj: (východiska regionálního rozvoje, regionální politika, teorie, strategie a programování)*. Praha: Linde. ISBN 9788072016990.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2013). *Introductory econometrics: a modern approach*. 5. vyd. OH: South-Western Cengage Learning. ISBN 9781111531041.

7.2 Elektronické zdroje

ARBIA, Giuseppe a PIRAS, Gianfranco (2005). *Convergence in per-Capita GDP across European regions using panel data models extended to spatial autocorrelation effects* [online]. Roma: ISAE [cit. 2018-01-12]. Dostupné z: <https://ssrn.com/abstract=936327>

BusinessInfo (2017). Regionální informace [online]. Editováno 29. 12. 2017 [cit. 2018-12-07]. Dostupné z: <https://www.businessinfo.cz/cs/podnikatelske-prostredi/regionalni-informace.html>

ČSÚ (2012). *Vývoj ekonomiky České republiky v roce 2012* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2017-12-18]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20549921/110911q4a.pdf/ad87d367-289c-4d52-9822-f326eec19365?version=1.0>

ČSÚ (2013). *Vývoj ekonomiky České republiky v roce 2013* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2017-12-18]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20549933/110913q4a-1+po+uprave.pdf/5bb293d9-0744-4405-9d6a-4f8fd02c615c?version=1.0>

ČSÚ (2014). *Vývoj ekonomiky České republiky v roce 2014* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2017-12-18]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/27285583/320193-14q4a.pdf/23b754fc-678c-405c-9648-f984717339ac?version=1.0>

- ČSÚ (2015). *Vývoj ekonomiky České republiky v roce 2015* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2017-12-18]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/documents/10180/20549951/320193-15q4a.pdf/2dbaba6f-207f-48ad-ac07-759ca9283a8e?version=1.3>
- ČSÚ (2016). *Odhady čtvrtletních národních účtů v České republice* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 2018-01-06]. Dostupné z: https://www.czso.cz/documents/10180/23164307/CZQNAInventory_20170407_cz.pdf/1029e9d1-f25e-41c6-9bfd-ee5014d174f6?version=1.1
- ČSÚ (2017a). Trh práce v ČR – časové řady – 1993-2016. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Aktualizováno dne 3. 8. 2017 [cit. 2018-01-26]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/trh-prace-v-cr-casove-rady-1993-2016>
- ČSÚ (2017b). Doprava – naturální ukazatele – časové řady. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Aktualizováno dne: 13. 12. 2017 [cit. 2018-01-26]. Dostupné z: <https://www.czso.cz/csu/czso/naturalni-ukazatele-casove-rady>
- ČSÚ (2018a). Hrubý domácí produkt v krajích ČR [tabulka]. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Vygenerováno 23.01.2018 18:54:11 [cit. 2018-01-23]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&pvo=NUC05-S1az4&sp=A&skupId=706&pvokc=&filtr=G~F_M~F_Z~F_R~F_P~_S~_U~301_null_&katalog=30832&z=T
- ČSÚ (2018b). Indexy spotřebitelských cen podle klasifikace COICOP [tabulka]. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Vygenerováno 23.01.2018 21:13:56 [cit. 2018-01-23]. Dostupné z: https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&katalog=31779&pvo=CEN081A&sp=A&skupId=1773&evo=v3406_%21_CEN081-2014_1&evo=v3331_%21_CEN08zaklad_1&str=v3195
- ČSÚ (2018c). Obecná míra nezaměstnanosti v regionech soudržnosti a krajích - roční průměr [tabulka]. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Vygenerováno 25.01.2018 09:00:45 [cit. 2018-01-25]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&pvo=ZAM06&sp=A&pvokc=&katalog=30853&z=T>
- ČSÚ (2018d). Průměrná mzda a evidenční počet zaměstnanců – Metodika. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Aktualizováno dne: 22. 01. 2018 [cit. 2018-01-25]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/1-pmz_m
- ČSÚ (2018e). Počet zaměstnanců a průměrné hrubé měsíční mzdy [tabulka]. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Vygenerováno 25.01.2018 10:23:48 [cit. 2018-01-25]. Dostupné z:

https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/cs/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&z=T&f=TABULKA&katalog=30852&pvo=MZD01-E&sp=A&skupId=855&u=v479_VU-ZEMI_100_3018&c=v548~8_RP2010&evo=v208_%21_MZD01-R-do2010_1&str=v479

ČSÚ (2018f). Zaměstnaní podle odvětví ekonomické činnosti CZ-NACE [tabulka]. In: *Český statistický úřad* [online]. Praha: Český statistický úřad. Vygenerováno 25.01.2018 11:05:52 [cit. 2018-01-25]. Dostupné z: <https://vdb.czso.cz/vdbvo2/faces/index.jsf?page=vystup-objekt-parametry&pvo=ZAM03&sp=A&pvokc=&katalog=30853&z=T>

KOWALSKI, Przemek (2003). *Nominal and real convergence in alternative exchange rate regimes in transition countries: implications for the EMU Accession* [online]. CASE Network Studies and Analyses No. 270 [cit. 2017-11-18]. Dostupné z: <https://ssrn.com/abstract=1443866>

MAZUREK, Jiří (2013). *On beta and sigma convergence of Czech regions* [online]. Karvina: School of Business Administration [cit. 2017-12-1]. Dostupné z: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/47940/>

ONDOŠ, Slavomír (2011). *The question of regional convergence in the central european economies* [online]. Bratislava: Region Direct – European Regional Science Association [cit. 2017-11-29]. Dostupné z: http://www.humannageografia.sk/clanky/Slavomir_Ondos_RegionDirect2011.pdf

SHIOJI, Etsuro (1997). *Convergence in panel data: evidence from the skipping estimation* [online]. Barcelona: Universitat Pompeu Fabra [cit. 2017-11-25]. Economics WP 235. Dostupné z: <http://econ-papers.upf.edu/papers/235.pdf>

SLAVÍK, Ctirad (2005). *Reálná konvergence České republiky k EU v porovnání s ostatními novými členskými zeměmi* [online]. Praha: FSV UK [cit. 2017-11-19]. Veřejná politika a prognostika, PPF-003. ISSN 1801-5999. Dostupné z: http://publication.fsv.cuni.cz/attachments/110_003_Slavik_cj.pdf

SMRČKOVÁ, Gabriela, VLČEK, Ivan a CVENGROŠ, František (2008). *Reálná konvergence – souvislosti a příčiny* [online]. Praha: Ministerstvo financí ČR [cit. 2017-11-19]. Dostupné z: www.mfcr.cz/assets/en/media/Real-convergence-associations-and-causes.pdf

WIKIPEDIA (2018). Kraje v Česku [online]. Editováno 07. 03. 2018 11:32 [cit. 2018-02-23]. Dostupné z: https://cs.wikipedia.org/wiki/Kraje_v_%C4%8Cesku

ŽDÁREK, Václav (2006). *Vybrané problémy reálné a nominální konvergence* [online]. VŠEM [cit. 2017-11-11]. Dostupné z: https://www.cesvsem.cz/data/data/ces-soubory/konference-seminare/gf_ZdarekBrno.pdf

8 Seznam obrázků

Obr. 1	Vývoj HDP v CZK na 1 osobu v letech 1999-2008 v krajích ČR s vyloučením Prahy	27
Obr. 2	Vývoj HDP v CZK na 1 osobu letech 2009-2015 v krajích ČR s vyloučením Prahy	30
Obr. 3	Panelová analýza β -konvergence krajů České republiky v letech 2002-2008	51
Obr. 4	Vyrovnané a skutečné hodnoty 1. modelu	52
Obr. 5	σ -konvergence krajů České republiky v letech 2002 – 2008 s vyloučením Prahy	53
Obr. 6	Panelová analýza β -konvergence krajů České republiky v letech 2009-2014 – OLS model	54
Obr. 7	Panelová analýza β -konvergence krajů České republiky v letech 2009-2014 – FE model	55
Obr. 8	Vyrovnané a skutečné hodnoty 2. modelu	56
Obr. 9	σ -konvergence krajů České republiky v letech 2009 – 2015 s vyloučením Prahy	57
Obr. 10	Dendrogram pro kraje České republiky v roce 2004	59
Obr. 11	Dendrogram pro kraje České republiky v roce 2014	61
Obr. 12	Regiony České republiky dle NUTS 3	83

9 Seznam tabulek

Tab. 1	Testy použité k ekonometrické verifikaci	38
Tab. 2	Přiřazení zkratk k jednotlivým krajům České republiky	49
Tab. 3	Model σ -konvergence krajů České republiky v letech 2002 – 2008 s vyloučením Prahy	53
Tab. 4	Model σ -konvergence krajů České republiky v letech 2009 – 2015 s vyloučením Prahy	58
Tab. 5	Přehled standardizací jednotlivých ukazatelů pro potřeby shlukové analýzy	59
Tab. 6	Analýza klubové konvergence 10 středně vyspělých krajů České republiky v letech 2002-2008	63
Tab. 7	Analýza klubové konvergence 3 mírně zaostalých krajů České republiky v letech 2002-2008	63
Tab. 8	Analýza klubové konvergence 11 středně vyspělých krajů České republiky v letech 2009-2014	64
Tab. 9	HDP na obyvatele ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v Kč	84
Tab. 10	HDP na obyvatele ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v Kč	84
Tab. 11	Míra nezaměstnanosti v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v %	85
Tab. 12	Míra nezaměstnanosti v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v %	85
Tab. 13	Podíl populace ve věku od 15 let s vysokoškolským vzděláním v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v %	86
Tab. 14	Podíl populace ve věku od 15 let s vysokoškolským vzděláním v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v %	86
Tab. 15	Počet kilometrů silnic a dálnic na jeden km ² v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v km	87

Tab. 16	Počet kilometrů silnic a dálnic na jeden km² v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v km	87
Tab. 17	Průměrná hrubá mzda na přepočtené počty zaměstnanců ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v Kč	88
Tab. 18	Průměrná hrubá mzda na přepočtené počty zaměstnanců ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v Kč	88
Tab. 19	Podíl počtu osob zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu na počtu všech zaměstnaných osob v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v %	89
Tab. 20	Podíl počtu osob zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu na počtu všech zaměstnaných osob v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v %	89
Tab. 21	Kofenetické korelační koeficienty při využití různých shlukovacích metod pro rok 2004	90
Tab. 22	Kofenetické korelační koeficienty při využití různých shlukovacích metod pro rok 2014	90

Přílohy

A Regiony České republiky



Obr. 12 Regiony České republiky dle NUTS 3
Zdroj: Wikipedia, 2018

B Makroekonomické ukazatele

Tab. 9 HDP na obyvatele ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v Kč

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hlavní město Praha	701063	750695	795984	841061	880514	948181	926237
Středočeský kraj	338364	342550	363709	363797	389684	410699	398906
Jihočeský kraj	312810	320634	337239	356284	367978	373706	354370
Plzeňský kraj	317972	336056	366596	371137	396096	400877	369040
Karlovarský kraj	282251	292194	297257	301988	303735	320073	301684
Ústecký kraj	277035	296173	309814	322095	335148	347410	338567
Liberecký kraj	301079	290608	302383	329383	338640	340281	323614
Královéhradecký kraj	303130	313190	331889	340600	347359	370471	360364
Pardubický kraj	287109	301792	314753	322036	343919	366463	348289
Kraj Vysočina	284646	295646	305433	324197	338877	360923	337347
Jihomoravský kraj	309413	326573	342373	352603	369635	396246	398172
Olomoucký kraj	262948	277571	296144	295588	303106	320555	315688
Zlínský kraj	276425	288660	296026	315355	336316	353138	357249
Moravskoslezský kraj	261356	272669	304548	330821	338190	360103	355978

Zdroj: ČSÚ, 2018a

Tab. 10 HDP na obyvatele ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v Kč

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hlavní město Praha	880167	874561	855289	824917	818187	837089	917183
Středočeský kraj	370185	359624	365430	357048	351154	377966	392908
Jihočeský kraj	349394	341723	338017	334555	335451	345553	358956
Plzeňský kraj	369780	373399	373966	354397	365880	389601	405156
Karlovarský kraj	299985	290169	288824	278272	274377	282945	292232
Ústecký kraj	335231	321883	318882	309624	304548	310795	333926
Liberecký kraj	307121	309486	310642	306440	304244	318700	337052
Královéhradecký kraj	353340	352903	349380	340581	337676	360237	378034
Pardubický kraj	331655	332794	338617	312997	315927	334112	354449
Kraj Vysočina	330570	323909	333898	330925	329848	342309	356148
Jihomoravský kraj	382997	380657	381907	380117	390324	405730	427906
Olomoucký kraj	305210	307845	313264	307229	303286	319580	334735
Zlínský kraj	345399	337506	342338	331545	333135	366416	374779
Moravskoslezský kraj	331527	335844	347427	339919	326868	345364	362022

Zdroj: ČSÚ, 2018a

Tab. 11 Míra nezaměstnanosti v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v %

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hlavní město Praha	3,6	4,2	3,9	3,5	2,8	2,4	1,9
Středočeský kraj	4,9	5,2	5,4	5,2	4,5	3,4	2,6
Jihočeský kraj	5,0	5,2	5,7	5,0	5,1	3,3	2,6
Plzeňský kraj	4,7	5,3	5,8	5,1	4,6	3,7	3,6
Karlovarský kraj	7,5	6,4	9,4	10,9	10,2	8,2	7,6
Ústecký kraj	12,7	13,0	14,5	14,5	13,7	9,9	7,9
Liberecký kraj	4,7	6,1	6,4	6,5	7,7	6,1	4,6
Královéhradecký kraj	4,2	5,8	6,6	4,8	5,4	4,2	3,9
Pardubický kraj	7,2	7,6	7,0	5,6	5,5	4,4	3,6
Kraj Vysočina	5,1	5,3	6,8	6,8	5,3	4,6	3,3
Jihomoravský kraj	7,6	8,0	8,3	8,1	8,0	5,4	4,4
Olomoucký kraj	9,6	9,6	12,0	10,0	8,2	6,3	5,9
Zlínský kraj	7,0	7,5	7,4	9,4	7,0	5,5	3,8
Moravskoslezský kraj	13,3	14,7	14,5	13,9	12,0	8,5	7,4

Zdroj: ČSÚ, 2018c

Tab. 12 Míra nezaměstnanosti v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v %

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hlavní město Praha	3,1	3,8	3,6	3,1	3,1	2,5	2,8
Středočeský kraj	4,4	5,2	5,1	4,6	5,2	5,1	3,5
Jihočeský kraj	4,3	5,3	5,5	5,7	5,2	5,9	4,0
Plzeňský kraj	6,3	5,9	5,2	4,8	5,2	5,1	3,8
Karlovarský kraj	10,9	10,8	8,5	10,5	10,2	9,0	6,7
Ústecký kraj	10,1	11,2	9,9	10,8	9,4	8,5	7,6
Liberecký kraj	7,8	7,0	7,2	9,3	8,3	6,5	5,5
Královéhradecký kraj	7,7	6,9	7,1	7,1	8,2	6,2	5,6
Pardubický kraj	6,4	7,2	5,6	7,7	8,4	6,4	4,6
Kraj Vysočina	5,7	6,9	6,4	6,4	6,7	5,6	4,7
Jihomoravský kraj	6,8	7,7	7,5	8,1	6,8	6,1	5,0
Olomoucký kraj	7,6	9,1	7,6	7,7	9,2	7,7	5,9
Zlínský kraj	7,3	8,5	7,6	7,4	6,8	6,1	4,7
Moravskoslezský kraj	9,7	10,2	9,3	9,5	9,9	8,6	8,1

Zdroj: ČSÚ, 2018c

Tab. 13 Podíl populace ve věku od 15 let s vysokoškolským vzděláním v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v %

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hlavní město Praha	21,5	21,6	22,1	22,4	23,1	22,7	25,5
Středočeský kraj	6,7	7,3	7,9	8,1	8,5	8,8	10,1
Jihočeský kraj	8,5	8,6	8,7	8,7	9,9	10,1	10,1
Plzeňský kraj	8,4	8,0	9,0	8,5	8,7	10,1	10,8
Karlovarský kraj	5,6	6,4	6,6	6,9	6,7	7,0	6,3
Ústecký kraj	6,1	4,9	5,1	5,9	6,5	5,4	5,4
Liberecký kraj	7,0	7,3	6,4	7,7	7,7	7,6	7,6
Královéhradecký kraj	7,9	8,3	8,3	8,6	10,5	9,9	10,6
Pardubický kraj	7,4	7,9	7,9	9,2	9,1	8,3	9,7
Kraj Vysočina	6,9	7,4	7,4	8,1	8,7	8,9	9,5
Jihomoravský kraj	11,8	11,8	12,5	12,5	12,6	13,5	13,7
Olomoucký kraj	7,3	7,9	8,4	9,9	10,2	10,2	9,8
Zlínský kraj	7,8	8,1	8,5	9,2	9,2	10,0	10,9
Moravskoslezský kraj	7,7	8,0	7,9	8,4	9,1	9,4	9,5

Zdroj: ČSÚ, 2017a

Tab. 14 Podíl populace ve věku od 15 let s vysokoškolským vzděláním v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v %

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hlavní město Praha	25,8	28,9	31,0	31,6	32,0	32,6	32,7
Středočeský kraj	10,9	12,0	13,5	15,1	16,0	17,1	17,1
Jihočeský kraj	11,4	11,2	11,8	13,3	15,0	14,7	15,0
Plzeňský kraj	11,7	12,0	13,0	14,6	14,8	14,5	15,4
Karlovarský kraj	8,3	7,7	7,3	9,7	9,6	9,8	10,4
Ústecký kraj	6,6	7,6	8,8	9,7	10,3	12,1	11,4
Liberecký kraj	8,9	10,2	12,0	12,1	14,7	13,9	13,3
Královéhradecký kraj	11,5	11,7	11,9	13,0	13,8	14,4	14,8
Pardubický kraj	11,0	10,8	12,3	11,6	13,3	15,1	15,3
Kraj Vysočina	9,6	10,0	11,2	12,3	11,4	13,2	13,9
Jihomoravský kraj	15,5	16,4	17,8	19,2	21,2	20,7	21,8
Olomoucký kraj	9,4	10,4	13,1	12,4	12,4	14,3	15,8
Zlínský kraj	11,4	11,8	12,1	13,0	13,6	14,8	15,9
Moravskoslezský kraj	11,4	12,4	12,0	12,9	14,6	14,0	15,3

Zdroj: ČSÚ, 2017a

Tab. 15 Počet kilometrů silnic a dálnic na jeden km² v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v km

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hlavní město Praha	0,1452	0,1452	0,1452	0,1452	0,1452	0,1452	0,1472
Středočeský kraj	0,8683	0,8683	0,8692	0,8692	0,8713	0,8717	0,8727
Jihočeský kraj	0,6090	0,6091	0,6096	0,6094	0,6094	0,6095	0,6097
Plzeňský kraj	0,6740	0,6740	0,6774	0,6773	0,6785	0,6783	0,6785
Karlovarský kraj	0,6174	0,6174	0,6183	0,6168	0,6156	0,6168	0,6168
Ústecký kraj	0,7839	0,7839	0,7818	0,7824	0,7848	0,7837	0,7871
Liberecký kraj	0,7705	0,7705	0,7705	0,7702	0,7683	0,7679	0,7676
Královéhradecký kraj	0,7886	0,7882	0,7888	0,7890	0,7928	0,7922	0,7913
Pardubický kraj	0,7924	0,7922	0,7924	0,7924	0,7944	0,7944	0,7960
Kraj Vysočina	0,7627	0,7632	0,7496	0,7497	0,7496	0,7490	0,7494
Jihomoravský kraj	0,6118	0,6120	0,6245	0,6261	0,6254	0,6253	0,6245
Olomoucký kraj	0,6571	0,6609	0,6751	0,6765	0,6774	0,6774	0,6784
Zlínský kraj	0,5324	0,5327	0,5352	0,5339	0,5352	0,5339	0,5352
Moravskoslezský kraj	0,6283	0,6283	0,6162	0,6162	0,6177	0,6219	0,6254

Zdroj: ČSÚ, 2017b

Tab. 16 Počet kilometrů silnic a dálnic na jeden km² v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v km

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hlavní město Praha	0,1472	0,1694	0,1673	0,1673	0,1673	0,1694	0,1694
Středočeský kraj	0,8731	0,8749	0,8749	0,8754	0,8753	0,8750	0,8747
Jihočeský kraj	0,6091	0,6094	0,6090	0,6091	0,6116	0,6114	0,6111
Plzeňský kraj	0,6783	0,6783	0,6789	0,6780	0,6785	0,6786	0,6789
Karlovarský kraj	0,6189	0,6198	0,6198	0,6186	0,6180	0,6159	0,6183
Ústecký kraj	0,7878	0,7878	0,7869	0,7873	0,7903	0,7903	0,7901
Liberecký kraj	0,7673	0,7667	0,7664	0,7626	0,7638	0,7657	0,7657
Královéhradecký kraj	0,7928	0,7928	0,7922	0,7920	0,7920	0,7909	0,7899
Pardubický kraj	0,7975	0,7971	0,7960	0,7962	0,7962	0,7958	0,7962
Kraj Vysočina	0,7488	0,7504	0,7490	0,7479	0,7478	0,7479	0,7466
Jihomoravský kraj	0,6246	0,6227	0,6222	0,6208	0,6199	0,6192	0,6185
Olomoucký kraj	0,6801	0,6770	0,6774	0,6772	0,6776	0,6782	0,6776
Zlínský kraj	0,5355	0,5400	0,5413	0,5400	0,5408	0,5405	0,5402
Moravskoslezský kraj	0,6317	0,6322	0,6341	0,6364	0,6366	0,6364	0,6377

Zdroj: ČSÚ, 2017b

Tab. 17 Průměrná hrubá mzda na přepočtené počty zaměstnanců ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v Kč

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hlavní město Praha	26964	28483	29126	30116	31402	32499	33334
Středočeský kraj	19666	20812	21626	22163	23040	24223	24291
Jihočeský kraj	18688	19549	20058	20829	21467	22218	22344
Plzeňský kraj	19205	20354	21040	21513	22513	23265	23829
Karlovarský kraj	18008	18847	19370	19917	20548	21251	21171
Ústecký kraj	18820	19803	20457	21062	21739	22625	22607
Liberecký kraj	18281	19356	19929	20632	21382	22304	22462
Královéhradecký kraj	18421	19477	20238	20765	21520	22202	22390
Pardubický kraj	17977	19204	19844	20303	21073	21962	22006
Kraj Vysočina	17865	18942	19681	20200	21204	22123	22342
Jihomoravský kraj	18956	20107	20902	21512	22201	23427	23860
Olomoucký kraj	17921	18916	19749	20167	20987	21925	21858
Zlínský kraj	18054	18836	19555	20088	20818	21726	21843
Moravskoslezský kraj	19262	20352	20963	21608	22292	23243	23336

Zdroj: ČSÚ, 2018e

Tab. 18 Průměrná hrubá mzda na přepočtené počty zaměstnanců ve stálých cenách roku 2015 v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v Kč

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hlavní město Praha	34094	33559	34621	34006	32937	33562	34507
Středočeský kraj	24739	25018	25530	25295	25181	25834	26575
Jihočeský kraj	22797	23083	22951	22780	22485	23103	23844
Plzeňský kraj	24676	24917	24468	24263	24000	24677	25445
Karlovarský kraj	21902	22112	21900	21761	21522	21852	22576
Ústecký kraj	23251	23451	23161	22887	22824	23326	24041
Liberecký kraj	22850	23384	23439	23255	23346	23929	24640
Královéhradecký kraj	22202	23441	23170	23116	22679	23410	24088
Pardubický kraj	22423	22682	22560	22434	22233	23022	23757
Kraj Vysočina	22509	22894	22903	22731	22640	23348	24119
Jihomoravský kraj	24437	24684	24584	24467	24382	24845	25645
Olomoucký kraj	22176	22682	22849	22692	22344	23027	23653
Zlínský kraj	20768	22481	22583	22504	21938	22710	23343
Moravskoslezský kraj	23727	24031	23832	23746	23198	23827	24446

Zdroj: ČSÚ, 2018e

Tab. 19 Podíl počtu osob zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu na počtu všech zaměstnaných osob v ČR dle NUTS 3 v letech 2002-2008 v %

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Hlavní město Praha	9,34	9,61	9,18	7,70	8,83	7,75	8,55
Středočeský kraj	25,65	25,05	24,51	26,04	25,68	26,61	27,79
Jihočeský kraj	27,35	26,84	28,29	28,07	27,94	28,19	29,27
Plzeňský kraj	30,43	30,65	30,84	32,99	31,71	32,85	32,86
Karlovarský kraj	23,66	25,12	25,49	26,82	27,76	28,72	25,47
Ústecký kraj	23,17	22,12	22,17	23,95	25,78	27,27	26,67
Liberecký kraj	37,23	36,77	39,01	40,56	42,10	40,34	39,31
Královéhradecký kraj	32,34	27,43	28,84	30,70	31,02	33,90	35,23
Pardubický kraj	32,02	32,58	32,78	31,66	32,79	33,28	34,07
Kraj Vysočina	33,99	32,46	31,40	32,19	35,33	36,33	32,57
Jihomoravský kraj	25,71	26,36	24,95	25,74	26,16	26,95	27,91
Olomoucký kraj	31,24	31,55	30,55	29,31	31,11	31,29	30,07
Zlínský kraj	38,80	37,14	34,68	33,93	35,85	35,12	35,14
Moravskoslezský kraj	27,85	29,28	28,56	27,00	28,85	27,33	28,35

Zdroj: ČSÚ, 2018f

Tab. 20 Podíl počtu osob zaměstnaných ve zpracovatelském průmyslu na počtu všech zaměstnaných osob v ČR dle NUTS 3 v letech 2009-2015 v %

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Hlavní město Praha	8,61	7,78	7,81	8,93	9,53	8,86	9,14
Středočeský kraj	25,16	23,98	24,72	25,04	23,84	23,35	24,09
Jihočeský kraj	28,30	27,13	28,31	28,18	27,03	27,18	29,10
Plzeňský kraj	29,59	30,18	29,44	29,73	33,12	32,90	33,81
Karlovarský kraj	22,31	25,97	24,38	25,76	24,66	26,03	27,10
Ústecký kraj	26,55	25,03	26,94	26,83	25,93	25,46	24,95
Liberecký kraj	34,62	33,65	37,58	35,91	37,70	38,35	38,39
Královéhradecký kraj	29,25	30,34	30,02	31,16	31,30	32,32	33,65
Pardubický kraj	32,87	32,04	33,74	33,31	32,20	34,44	35,14
Kraj Vysočina	31,61	32,12	33,39	32,36	35,74	33,04	34,92
Jihomoravský kraj	23,79	23,39	24,88	25,96	24,10	26,10	25,72
Olomoucký kraj	26,61	29,30	30,38	30,82	28,86	32,84	32,15
Zlínský kraj	32,99	33,37	36,59	36,05	35,46	36,70	37,24
Moravskoslezský kraj	26,33	28,96	30,26	29,61	26,63	28,85	29,81

Zdroj: ČSÚ, 2018f

C Tabelované výstupy

Tab. 21 Kofenetické korelační koeficienty při využití různých shlukovacích metod pro rok 2004

Shlukovací metoda	Kofenetický korelační koeficient
Single	0,9232
Complete	0,9619
Average	0,9635
Centroid	0,9633
Ward	0,9087
Weighted	0,9627
Median	0,9604

Tab. 22 Kofenetické korelační koeficienty při využití různých shlukovacích metod pro rok 2014

Shlukovací metoda	Kofenetický korelační koeficient
Single	0,9749
Complete	0,8870
Average	0,9772
Centroid	0,9755
Ward	0,9572
Weighted	0,9573
Median	0,9529