

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY
KATEDRA OPERAČNÉHO VÝSKUMU A EKONOMETRIE**

Evidenčné číslo: 103003/D/2018/3712205467

**EURÓPSKE HOSPODÁRSKE KONVERGENČNÉ
PROCESY S DÔRAZOM NA DYNAMIKU SLOVENSKEJ
EKONOMIKY**

Dizertačná práca

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY
KATEDRA OPERAČNÉHO VÝSKUMU A EKONOMETRIE**

**EURÓPSKE HOSPODÁRSKE KONVERGENČNÉ
PROCESY S DÔRAZOM NA DYNAMIKU SLOVENSKEJ
EKONOMIKY**

Dizertačná práca

Študijný program: Ekonometria a operačný výskum

Študijný odbor: 3.3.25 Ekonometria a operačný výskum

Školiace pracovisko: Katedra operačného výskumu a ekonometrie

Školiteľ: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD.

Bratislava 2018

Ing. Michaela Blaško

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Ing. Michaela Blaško
Študijný program: ekonometria a operačný výskum (Jednoodborové štúdium, doktorandské III. st., denná forma)
Študijný odbor: 3.3.25 Ekonometria a operačný výskum
Typ záverečnej práce: Dizertačná záverečná práca
Jazyk záverečnej práce: slovenský
Sekundárny jazyk: anglický

Názov: Európske hospodárske konvergenčné procesy s dôrazom na dynamiku slovenskej ekonomiky.

Literatúra:

Cieľ: Cieľom práce je overiť reálnu a nominálnu konvergenciu vybraných európskych ekonomík a vyjadriť teoretické predpoklady budúceho ekonomického vývoja na Slovensku.

Anotácia: Ekonomická teória definuje pojmy reálnej a nominálnej ekonomickej konvergenzie regiónov. Reálnu konvergenciu v súčasnosti vysvetľuje neoklasická teória rastu. Balassov a Samuelsonov efekt rozvíja teóriu o nominálnu konvergenciu. Autor overí reálnu a nominálnu konvergenciu vybraných európskych ekonomík a vyjadri teoretické predpoklady budúceho ekonomického vývoja na Slovensku. Súčasná ekonometria v tejto oblasti ponúka veľké množstvo metód, ktoré vychádzajú z uvedenej teórie.

Školiteľ: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD.
Katedra: KOVE FHI - Katedra operačného výskumu a ekonometrie FHI
Vedúci katedry: prof. Mgr. Juraj Pekár, PhD.
Dátum zadania: 07.03.2015

Dátum schválenia: 14.12.2015

prof. Ing. Michal Fendek, PhD.
predseda odborovej komisie

Čestné vyhlásenie

Čestne vyhlasujem, že som záverečnú dizertačnú prácu vypracovala samostatne s použitím uvedenej literatúry.

Dátum: 20.5.2018

.....

(podpis študenta)

PodĎakovanie

Ďakujem môjmu školiteľovi dizertačnej práce, doc. Ing. Karolovi Szomolányimu, PhD. za čas, ktorý mi venoval počas štúdia a za všetky odborné rady a pripomienky k práci. Moje podĎakovanie patrí aj školiteľom z Trisakti University v Jakarte Dr. Syafrimu a Dr. Husne Leile Yusran, ktorí prispeli do mojej práce mnohými cennými radami a ktorí ma motivovali počas štúdia na Ekonomickej univerzite v Bratislave a tiež na Trisakti University v Jakarte.

ABSTRAKT

BLAŠKO, Michaela: Európske hospodárske konvergenčné procesy s dôrazom na dynamiku Slovenskej ekonomiky - Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky, Katedra operačného výskumu a ekonometrie. - Vedúci záverečnej práce: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD. - Bratislava: FHI EU, 2018, počet strán 107.

Cieľom záverečnej práce je overiť reálnu konvergenciu vybraných krajín Európy na štátnej a regionálnej úrovni. Praktická časť práce je rozdelená podľa predmetu skúmania na štyri celky. Prostredníctvom prvej časti testujeme Beta konvergenciu na úrovni 367 regiónov, ktoré geograficky spadajú do 28 krajín Európy. Model je odhadnutý pre 5 rôznych špecifikácií Beta konvergenzie. Skúmaniu Sigma konvergenzie na úrovni 367 regiónov sa venujeme v druhej časti a výpočty realizujeme prostredníctvom prierezných variačných charakteristík. V tretej časti analyzujeme hospodársky rast reálneho HDP na obyvateľa v závislosti od vybraných determinantov rastu na úrovni 28 štátov. V poslednej časti hodnotíme vývoj reálneho príjmu na obyvateľa a vyjadríme dynamiku Slovenskej republiky. Práca je rozdelená do 5 kapitol, obsahuje 16 tabuliek a 7 grafov. Súčasťou práce je aj 24 príloh. V prvej kapitole sú vysvetlené základné pojmy a súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí. Druhá kapitola definuje ciele a prínosy práce. Metodológia a postupy riešenia práce sú uvedené v tretej kapitole. Aplikácia metodológie pri práci s údajmi je uplatnená v štvrtej kapitole a posledná, piata kapitola obsahuje diskusiu k práci a prínosy práce pre teóriu a prax. Výsledky riešenia problematiky potvrdili podmienenú Beta konvergenciu regiónov EÚ 28 s obmedzeniami, Sigma konvergenciu regiónov EÚ 28 a podmienenú konvergenciu štátov EÚ 28.

Kľúčové slová:

Reálna konvergencia, Beta konvergencia, Sigma konvergencia, podmienená konvergencia, reálny HDP na obyvateľa v PKS, Bootstrapping, program, dynamika.

ABSTRACT

BLÁŠKO, Michaela: European economic convergence processes with an emphasis on the dynamics of Slovak economy - University of Economics in Bratislava, Faculty of Business Informatics, Department of Operation Research and Econometrics. - Supervisor of the thesis: doc. Ing. Karol Szomolányi, PhD. - Bratislava: FHI EU, 2018, pages 107.

The aim of the final thesis is to verify the real convergence for selected countries of Europe at the level of countries and regions. The practical part of the thesis is divided into four parts according to the subject of the study. The first part tests Beta convergence at the level of 367 regions that geographically belongs into 28 European countries. The model is estimated for 5 Beta convergence specifications. The second part explores Sigma convergence at the level of 367 European regions by using cross-sectional variance characteristics. In the third part is analyzed the dependency of real per capita GDP growth on selected growth's determinants at the level of EU 28. In the last part is analyzed the development of real per capita income and dynamics of the Slovak economy. The thesis is divided into 5 chapters, contains 16 tables and 7 charts. 24 attachments are parts of the thesis too. The first chapter explains the basic definitions and currents state of the solved issue home and abroad. The second chapter defines the thesis objectives and its additional value. Used methodology and procedures are explained in chapter three. In the forth chapter is applied the data-processing methodology to achieve the results of convergence analysis. The last, fifth chapter contains a discussion of the thesis and explains the reached benefits for theory and practice. Reached results confirmed the conditional Beta convergence of the EU 28 regions with restrictions, Sigma convergence of the EU 28 regions and the conditional convergence of the EU 28 countries.

Key words:

Real convergence, Beta convergence, Sigma convergence, Conditional convergence, Real per capita GDP in PPP, Bootstrapping, Program, Dynamics.

Obsah

ÚVOD	- 12 -
1 SÚČASNÝ STAV RIEŠENEJ PROBLEMATIKY DOMA A V ZAHRANIČÍ.....	- 14 -
1.1 VYMEDZENIE POJMU KONVERGENCIA	- 14 -
1.2 SÚČASNÝ STAV RIEŠENEJ PROBLEMATIKY V ZAHRANIČNEJ LITERATÚRE	- 17 -
1.3 SÚČASNÝ STAV SKÚMANEJ PROBLEMATIKY V DOMÁCEJ LITERATÚRE	- 26 -
2 CIEĽ PRÁCE.....	- 30 -
3 METODIKA PRÁCE A METÓDY SKÚMANIA	- 33 -
3.1 REÁLNA KONVERGENCIA	- 33 -
3.1.1 Testovanie Beta konverencie	- 33 -
3.1.2 Bootstrapping údajov	- 39 -
3.1.3 Testovanie Sigma konverencie	- 41 -
3.1.4 Testovanie vplyvu ďalších determinantov hospodárskeho rastu	- 42 -
3.2 VYSVETLENIE DYNAMIKY HOSPODÁRSKEHO RASTU V SLOVENSKEJ REPUBLIKE	- 44 -
4 VÝSLEDKY PRÁCE	- 45 -
4.1 TESTOVANIE BETA KONVERGENCIE	- 45 -
4.1.1 Odhad absolútnej Beta konverencie	- 46 -
4.1.2 Odhad Beta konverencie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín	- 50 -
4.1.3 Odhad Beta konverencie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín a štruktúrnej rozdielnosti hospodárskych sektorov v regiónoch	- 56 -
4.1.4 Odhad Beta konverencie so zohľadnením geograficko-politických premenných v multiplikatívnom tvare.....	- 64 -
4.1.5 Grafické zobrazenie Beta konverencie	- 69 -
4.2 TESTOVANIE SIGMA KONVERGENCIE	- 72 -
4.2.1 Testovanie Sigma konverencie pre všetky regióny Európy.....	- 73 -
4.2.2 Testovanie Sigma konverencie pre regióny Európy so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín.....	- 75 -
4.3 TESTOVANIE VPLYVU ĎALŠÍCH DETERMINANTOV HOSPODÁRSKEHO RASTU	- 82 -
4.4 HOSPODÁRSKY RAST SLOVENSKEJ REPUBLIKY	- 87 -
5 DISKUSIA	- 91 -
5.1 ZHODNOTENIE DOSIAHNUTÝCH VÝSLEDKOV	- 91 -
5.2 PRÍNOSY PRE TEÓRIU A PRAX	- 96 -
ZÁVER.....	- 98 -
ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY	- 101 -
PRÍLOHY	

Zoznam tabuliek a grafov

Tabuľka 1: Odhad Beta konverencie (3.3).....	48
Tabuľka 2: Odhad Beta konverencie (4.1).....	54
Tabuľka 3: Odhad Beta konverencie (4.2).....	59
Tabuľka 4: Výsledky Jarquevho Berovho testu (4.2).....	60
Tabuľka 5: Simulácia t a F štatistík pomocou Bootstrappingu (4.2).....	62
Tabuľka 6: Odhad Beta konverencie (4.3).....	65
Tabuľka 7: Odhad Beta konverencie (4.4).....	67
Tabuľka 8: Prierezové variačné charakteristiky pre vybrané regióny Európy.....	73
Tabuľka 9: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny západnej Európy.....	75
Tabuľka 10: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny severnej Európy.....	76
Tabuľka 11: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny strednej Európy.....	77
Tabuľka 12: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny južnej Európy.....	78
Tabuľka 13: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny východnej Európy.....	79
Tabuľka 14: Odhad vplyvu ďalších determinantov hospodárskeho rastu (4.5).....	85
Tabuľka 15: Miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v Slovenskej republike, skutočné a modelom vyrovnané hodnoty.....	89
Tabuľka 16: Hodnoty odhadnutých koeficientov konverencie.....	94
Graf 1: Beta konverencia, 2000-2008.....	69
Graf 2: Beta konverencia, 2008-2015.....	70
Graf 3: Beta konverencia, 2000-2015.....	71
Graf 4: Prierezové variačné charakteristiky pre vybrané regióny Európy.....	74
Graf 5: Prierezová štandardná odchýlka podľa geograficko-politickej príslušnosti regiónov.....	80
Graf 6: Prierezový koeficient variácie podľa geograficko-politickej príslušnosti regiónov	81
Graf 7: Reálny HDP na obyvateľa v PKS, Slovenská republika verzus EÚ 28.....	87

Zoznam skratiek a značiek

BPG	Breuschov Paganov Godfrejov test homoskedasticity náhodných zložiek
EÚ	Európska únia
HDP	Hrubý domáci produkt
JB	Jarquevov Berov test normálneho rozdelenia náhodných zložiek
MNŠ	Metóda najmenších štvorcov
NATO	North Atlantic Treaty Organisation (Severoatlantická aliancia - Severoatlantický pakt)
NBS	Národná banka Slovenska
NUTS	Nomenclature of territorial units for statistics (Klasifikácia štatistických územných jednotiek)
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development (Organizácia pre hospodársku spoluprácu a rozvoj)
PKS	Parita kúpnej sily
VMNŠ	Vážená metóda najmenších štvorcov

Úvod

Téma konvergenzie v Európe je v súčasnosti veľmi aktuálna. Na oblasť regionálnej politiky bola zameraná pozornosť už v minulosti, ale v posledných rokoch dochádza k čoraz vyššiemu záujmu sledovania konvergenzie na úrovni regiónov ako základného predpokladu pre úspešnú konvergenciu na úrovni krajín. V rámci územia Európy bolo vytvorené integračné zoskupenie Európska únia, ktorá predstavuje stupeň vysokej ekonomickej, hospodárskej a monetárnej integrácie. Spoločným záujmom Európskej únie je pričlenenie ďalších krajín, ktoré sa územne rozprestierajú v Európe. Jednotlivé krajiny by mali byť na vstup do eurozóny dostatočne pripravené, čomu predchádza sled rôznych nariadení a opatrení, ktorých hlavným cieľom je vytvorenie čo možno najviac homogénnych hospodárskych celkov, ktoré sú vzájomne prepojené a zdieľajú prvky spoločnej monetárnej a hospodárskej politiky s uplatňovaním rovnakých podmienok. Pred rozhodnutím o prijatí nového člena do Európskej únie sa vykonávajú analýzy, ktoré testujú hospodárske podmienky, geografické, politické, kultúrne a makroekonomické prostredie. Neoddeliteľnou súčasťou výskumu je makroekonomická analýza v oblasti reálnej konvergenzie ekonomík, ktorá je zároveň predmetom riešenia dizertačnej práce.

Analýza, či skúmané ekonomiky zdieľajú spoločný ustálený rast, do ktorého môžu konvergovať v závislosti od momentálneho stavu a vzdialenosti od neho je jednou z dôležitých predpokladov v oblasti verifikácie reálnej konvergenzie, ktorá vychádza z neoklasickej teórie rastových modelov. Ak regióny zdieľajú rovnaký ustálený rast, hovoríme o konvergencii v absolútnom zmysle. Ďalej je možné skúmať konvergenciu regiónov podmienenú v závislosti od vplyvu viacerých determinantov hospodárskeho rastu. Pri overení reálnej konvergenzie testujeme, či regióny sú natoľko homogénne, že konvergujú. Významný podiel na výsledok o prijatí konvergenzie má vplyv heterogenity, ktorú nemožno eliminovať z dôvodu existujúcich odlišností v oblasti geografie, politiky, hospodárskej orientácie, kultúry, jazyka, zvykov a tradícií v rámci každého regiónu.

Hlavným zámerom predkladanej práce je overiť, či existuje reálna konvergencia medzi vybranými krajinami Európy na regionálnej a štátnej úrovni. V rámci riešenia problematiky konvergenzie je predmetom riešenia aj vplyv konvergenzie na dynamiku Slovenskej republiky.

V prvej kapitole definujeme pojem konvergenzie a budeme sa venovať teoretickým východiskám a už uskutočneným empirickým výskumom z oblasti reálnej konvergenzie a analýze súčasného stavu doma a v zahraničí. Najskôr ukážeme prehľad problematiky v zahraničnej literatúre, ktorá je pre nás kľúčová a z metodiky ktorej vychádzame aj v našom výskume a potom sa pozrieme na publikácie slovenských autorov a vedeckých pracovníkov. V druhej kapitole formulujeme ciele a prínosy dizertačnej práce. Tretia kapitola bude zasadená do vysvetlenia a opísania metód používaných pri odvodení a odhadnutí modelov reálnej konvergenzie. V tejto časti tiež analyzujeme dynamiku Slovenskej republiky. Obsahovo za najkomplexnejšiu považujeme štvrtú kapitolu, v ktorej zhodnotíme dosiahnuté výsledky testov absolútnej a podmienenej Beta konvergenzie, Sigma konvergenzie, vplyvu vybraných determinantov rastu na mieru rastu, a to na regionálnej aj štátnej úrovni. V kapitole tiež opíšeme dynamiku Slovenskej republiky a vypočítame predpokladanú budúcu hodnotu hospodárskeho rastu pre nadchádzajúce obdobie. Kapitola bude obsahovať aj opis spracovania modelov konvergenzie, použitých údajov a ich zdrojov. Poslednou je kapitola Diskusia, v ktorej zhodnotíme dosiahnuté výsledky a zhrnieme prínosy práce pre teóriu a prax.

1 Súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí

V prvej kapitole definujeme a vysvetlíme základné pojmy, ktoré sú používané v kontexte riešenia problematiky dizertačnej práce. Vysvetlíme definíciu konvergenzie, jej základné členenie a ďalšie pojmy týkajúce sa problematiky implementácie konvergenzie pomocou využitia modelov overenia reálnej konvergenzie.

1.1 Vymedzenie pojmu konvergenzia

Konvergenziou sa rozumie dlhodobý proces vyrovnávania rozdielov sledovaných ukazovateľov v rámci homogenizujúcich sa regiónov. Menej rozvinutý (chudobnejší) región sa snaží dobehnúť viac rozvinutý (bohatší) (Barro a Sala-i-Martin, 2004). Týmto približovaním a dosahovaním úrovne vyspelých regiónov sa vyrovnáva aj životná úroveň obyvateľstva a zmazávajú sa rozdiely vo finančnej, sociálnej, ekonomickej, zdravotnej, gramotnej, kultúrnej úrovni atď. Úspešne implementované procesy konvergenzie vedú k znižovaniu rozdielov v čase až do úrovne, keď sa rozdiel stáva zanedbateľným a konverguje k nule. Tieto procesy sú spravidla dlhodobé a najčastejšie sledovaným ukazovateľom konvergenzie je reálny HDP na obyvateľa prepočítaný podľa parity kúpnej sily (reálny HDP na obyvateľa v PKS).

Najzákladnejším rozdelením konvergenzie je rozdelenie na reálnu a nominálnu. Základnou podmnožinou reálnej konvergenzie je absolútna a podmienená konvergenzia, (Barro a Sala-i-Martin, 1991).

Teoretickým východiskom absolútnej a podmienenej konvergenzie je neoklasický model rastu. Región s nižšou úrovňou príjmu na obyvateľa konverguje v absolútnom zmysle rýchlejšie, takže vykazuje vyššie tempo ekonomického rastu, ako región s vyššou úrovňou príjmu na obyvateľa. Regióny sa približujú k rovnakému ustálenému rastu hospodárstva, avšak vzdialenejšie (chudobnejšie) regióny sa približujú rýchlejšie. Absolútna konvergenzia nastáva, len ak skúmané regióny zdieľajú približne rovnaký ustálený stav, v ktorom je miera rastu príjmu v čase konštantná. V prípade, že nezdieľajú spoločný ustálený rast, nemožno hovoriť o konvergencii v absolútnom zmysle. Ak všetky pozorované regióny konvergujú do približne rovnakého ustáleného rastu, meriame vzdialenosť každého pozorovaného regiónu vzhľadom na ich približne rovnakú hodnotu ustáleného rastu.

V prípade, že regióny konvergujú do vlastných ustálených rastov, môžeme rýchlosť konvergenzie porovnať na základe konceptu podmienenej konvergenzie. Rýchlosť konvergenzie je v tomto prípade odvodená od vzdialenosti každého regiónu od svojho vlastného ustáleného rastu, ktorý nie je pre všetky pozorované regióny jednotný a teda by porovnávanie absolútnej rýchlosti nemalo zmysel. Rovnako môže nastať situácia, že vyspelejší (bohatší) región konverguje rýchlejšie k svojmu ustálenému rastu ako menej rozvinutý (chudobnejší) región, čo je presne opačný jav ako v prípade absolútnej konvergenzie (Barro a Sala-i-Martin, 2004). Takáto situácia je prakticky možná v prípade, že bohatší región sa nachádza vo väčšej vzdialenosti od svojho ustáleného rastu ako chudobnejší región od svojho ustáleného rastu, takže je rýchlosť konvergenzie možné sledovať v závislosti od individuálneho ustáleného rastu - podmienene k individuálnemu ustálenému rastu každého regiónu.

Na druhej strane možno aplikovať oba koncepty konvergenzie súčasne v prípade, že pozorované regióny konvergujú do rovnakého ustáleného rastu. Ak prijmeme hypotézu absolútnej konvergenzie, tak porovnávame absolútnu rýchlosť konvergenzie regiónov v závislosti od jedného ustáleného rastu a v prípade podmienenej konvergenzie skúmame rýchlosť konvergenzie v závislosti od vlastného ustáleného rastu každého regiónu, ktorý je v prípade približne rovnakého ustáleného rastu všetkých pozorovaných regiónov totožný.

Ak chudobnejší región rastie rýchlejšie ako bohatší, hovoríme o koncepte Beta konvergenzie (Barro a Sala-i-Martin, 2004). Hospodársky rast môže byť podporený investíciami, ktoré generujú pozitívne externality v spojitosti s rozvojom ľudského kapitálu. V tomto smere, ľudský a fyzický kapitál spolu s technologickým progresom napomáhajú k zvýšeniu reálneho produktu na hodnotu jeho ustáleného rastu. Túto zmenu môžeme merať pomocou rozptylových mier reálneho príjmu na obyvateľa, ktoré vyjadrujú vzdialenosť medzi hodnotami premenných pre každé pozorovanie a ich priemernou hodnotou. Pretože sú tieto rozptylové miery počítané pre viaceré regióny, jedná sa o prierezové údaje a vypočítané rozptylové miery sú tiež prierezové. V prípade, že prierezový rozptyl príjmu v čase klesá, predpokladáme Sigma konvergenciu, pozorované regióny konvergujú k rovnakej úrovni vyspelosti alebo k rovnakému ekonomickému výkonu (Barro a Sala-i-Martin, 2004). Mieru prierezových charakteristík v čase meriame pomocou prierezového rozptylu, prierezovej štandardnej odchýlky alebo prierezovým variačným koeficientom reálneho príjmu na obyvateľa (Simionescu, 2014). Aby sme mohli presne definovať absolútnu konvergenciu, vychádzame z predpokladu jedného ustáleného

rastu - Beta konvergenzie, ktorá je nutnou, ale nie postačujúcou podmienkou Sigma konvergenzie. Na základe tohto tvrdenia potrebujeme ako prvú overiť platnosť Beta konvergenzie a až následne overiť Sigma konvergenziu.

Absolútna a podmienená konvergenzia spadajú pod jeden celok - reálnu konvergenziu, ktorou rozumieme vyrovňovanie a približovanie reálnych ekonomických ukazovateľov a podmienok každého regiónu v rámci ich homogénnej skupiny. Na to, aby sa regióny čo najviac podobali, boli stanovené viaceré konvergenčné kritéria, ktoré spadajú pod pojem nominálnej konvergenzie. Nominálnou konvergenziou rozumieme proces vzájomného približovania ekonomík na základe vopred dohodnutých a akceptovaných kritérií. Konvergenčné kritéria ohľadom výšky štátneho dlhu, deficitu verejných financií, nominálnej cenovej hladiny a dlhodobých úrokových sadzieb nemožno stanoviť individuálne, nariadenia ohľadom ich hladiny sú zadávané integračným zoskupením. Kľúčovou je aj stabilita výmenného kurzu domácej meny voči spoločnej mene, pretože každá krajina usiluje o čo najvýhodnejší výmenný kurz a apreciáciu domácej meny. Pri sledovaní konvergenzie môžeme teoreticky vychádzať z Balassovho a Samuelsonovho efektu (Balassa, 1961; Samuelson, 1964), ktorý vychádza z empiricky pozorovaných skutočností, že v ekonomikách s rýchlym rastom produktivity práce v sektore obchodovateľných tovarov rastú ceny neobchodovateľných tovarov relatívne rýchlejšie v domácej ekonomike ako v zahraničí. S týmto je spojený aj rýchlejší nárast cenovej hladiny, čo sa následne prejaví v apreciácii reálneho kurzu ekonomiky. V prípade tranzitívnych ekonomík sa môže prejavíť aj inverzný Balassov a Samuelsonov efekt, v prípade ktorého sa vplyvom rastu produktivity v rámci jedného odvetvia zhodnocuje reálny kurz a iné odvetvia sú nútené na daný pokles ziskovosti z dôvodu konkurencieschopnosti reagovať následným zvyšovaním svojej produktivity (Balassa, 1961).

Okrem pojmu reálnej a nominálnej konvergenzie vysvetlíme aj pojem štrukturálnej konvergenzie, ktorá predstavuje približovanie hospodárskych štruktúr v rámci jednotlivých regiónov. Toto približovanie vplyva na frekvenciu výskytu asymetrických šokov, ich rozsah a tiež na citlivosť regiónov na tieto šoky. Vplyv hospodárskej štruktúry na ekonomický rast regiónu sa v prípade štrukturálnej konvergenzie odstraňuje. Ako príklad môžeme uviesť extrémne sucho alebo povodňe, ktoré majú silnejší vplyv na región vo väčšej miere formovaný poľnohospodárstvom ako región formovaný priemyslom a

výrobou. V takomto prípade môže dôjsť k nepredvídateľným štrukturálnym šokom, a tieto je potrebné v odhade konvergencie zohľadniť (Barro a Sala-i-Martin, 2004).

Posledným vysvetleným pojmom je pojem konvergenčných klubov. Môžeme napríklad vytvárať rôzne konvergenčné kluby v prípade, že regióny konvergujú k rôznym ustáleným rastom. Hypotéza konvergencie môže v takom prípade platiť pre regióny s relatívne podobnou začiatočnou situáciou, alebo pre regióny s aktuálne podobnými podmienkami. Konvergenčné kluby môžu byť rôzneho charakteru, záleží na osobe, ktorá členenie regiónov vykonáva (Buček a Kováč-Gerulová, 2008).

Základné rozdiely medzi nominálnou a reálnou konvergenciou sú objasnené. Dané definície sa zhodujú s tým ako rozumieme definíciu konvergencie aj v dizertačnej práci. V nasledujúcom texte prechádzame na druhú časť prvej kapitoly, ktorá je venovaná predstaveniu súčasného stavu problematiky testovania a overenia konvergencie doma a v zahraničí. Najskôr sa zameriame na prehľad problematiky v zahraničnej literatúre a potom sa bližšie pozrieme na publikácie slovenských autorov a vedeckých pracovníkov.

1.2 Súčasný stav riešenej problematiky v zahraničnej literatúre

Existuje mnoho autorov, ktorí opisujú dôvody a významnosť spolupráce krajín v oblasti ekonomického rastu. Pri našej analýze vychádzame z Ramseyho rastového modelu, ktorý sa datuje ešte do 20. rokov minulého storočia, Ramsey (1928). Tento model je základom pre odvodenie neoklasických rastových modelov, ktoré definujú podmienenú aj absolútnu konvergenciu. Reálnu konvergenciu overíme na základe konceptu Beta a Sigma konvergenzie a prostredníctvom konceptu podmieneného rastu v závislosti od determinantov rastu. V prípade, že je koncept Beta a Sigma konvergenzie verifikovaný súčasne, regióny konvergujú do jedného ustáleného rastu, ktorý je rovnaký s individuálnym ustáleným rastom každého regiónu, a teda môžeme skúmať koncept absolútnej a podmienenej konvergenzie súčasne. Testovanie reálnej konvergenzie prostredníctvom Beta a Sigma konceptu je pre nás kľúčové, a preto v nasledujúcej časti uvedieme viaceré výskumy z tejto oblasti.

Jednou z prvých je práca Solowa (1956), s ktorou je úzko spätá aj práca o ekonomickom raste a kapitálovej akumulácii od Swana (1956). Ich nezávislý výskum je v literatúre často označovaný aj pojmom Solowov-Swanov model. Solowov model hospodárskeho rastu je známy ako neoklasický rastový model a predpovedá, že úroveň

príjmov chudobných krajín má tendenciu vyrovnáť sa príjmom bohatých krajín (alebo sa k nim aspoň priblížiť), ak chudobné krajiny dosahujú podobný sklon miery úspor vzhľadom k HDP. Tento proces je známy ako podmienená konvergencia, v prípade ktorej reálny príjem krajiny v skutočnosti závisí od viacerých vysvetľujúcich premenných, tzv. determinantov hospodárskeho rastu, ktoré sú rozdelené na determinanty výrobných faktorov (práce a kapitálu) a technický pokrok. Dôvodom, prečo sa Solowov model nazýva modelom exogénneho rastu je miera úspor, ktorú považujeme za exogénne danú veličinu. Dôležitým zistením jeho výskumu je, že miera úspor sa v jednotlivých krajinách značne líši, vzhľadom na fakt, že v prípade investícií do vzdelávania existujú značné finančné obmedzenia a miera úspor ľudského kapitálu bude odlišná v závislosti od kultúry a ideológie v každej krajine, napríklad technologickému pokroku v USA môžeme pripísať až štyri pätiny rastu produkcie na obyvateľa v USA (Solow, 1956).

Rozličnú úroveň spotrebiteľských cien v chudobnejších a bohatších krajinách nezávisle na sebe skúmali Balassa (1961) a Samuelson (1964). Títo ekonómovia nezávisle od seba zistili, že v krajinách s vyššou mierou rastu produktivity rastú reálne mzdy rýchlejšie, a tým sa zhodnocuje reálny výmenný kurz domácej meny vo vzťahu k spoločnej mene. I napriek faktu, že autori pracovali oddelene, v literatúre je ich výskum často označovaný spoločným pojmom Balassov-Samuelsonov efekt.

Lucas (1988) skúmal konvergenciu pomocou modelov endogénneho rastu a zaoberal sa aj rozvojom neoklasickej teórie a medzinárodného obchodu. V jeho teoretickej práci uvažoval o troch modeloch rastu: model zdôrazňujúci akumuláciu fyzického kapitálu a technologických zmien, model zdôrazňujúci akumuláciu ľudského kapitálu prostredníctvom vzdelávania sa a model zdôrazňujúci špecializovanú akumuláciu ľudského kapitálu pomocou učenia sa na základe praktických znalostí. Z jeho modelových teórií v súčasnosti vychádza mnoho vedeckých pracovníkov.

Objasnenie dlhšieho historického vývoja ohľadom ekonomického rastu nie je pre účely dizertačnej práce prioritné, ale je nesmierne dôležité rozumieť problematike hospodárskeho rastu, ktorého zvýšenie je jedným z hlavných zámerov každého regiónu. Z tohto dôvodu opíšeme výskum z oblasti hospodárskeho rastu a konvergenzie regiónov od začiatku 90. rokov 20. storočia.

Teóriou hospodárskeho rastu medzi krajinami sa zaoberala dvojica autorov Levine a Renelt (1991). Výskum v oblasti dlhodobej miery rastu rozvinuli ešte o rok neskôr, pomocou analýzy korelácie medzi mierou rastu HDP v závislosti od vybraných determinantov rastu prostredníctvom prierezovej regresie 119 krajín sveta, Levine a Renelt (1992). Autori špecifikovali podmienky, v prípade ktorých dochádza ku konvergencii na základe ukazovateľa príjmu na obyvateľa a v období medzi rokmi 1960 a 1989 overili podmienenú konvergenciu. Z výsledkov ich analýz prišli k záveru, že existujú len slabé dôkazy konvergenzie, ale štatisticky významnou bola korelácia medzi mierou rastu HDP a podielom miery úspor na HDP a tiež medzi podielom miery úspor a pomerom na medzinárodnom obchode vzhľadom na HDP.

Výskumu absolútnej konvergenzie medzi 121 krajinami sveta sa zaoberali Mankiw, Romer a Weil (1992), ktorí prijali hypotézu o rýchlejšom raste chudobných krajín oproti bohatším v rámci sledovaného obdobia medzi rokmi 1960 a 1985. Autori porovnali výsledky analýzy svojho rozšíreného Solowho modelu, ktorý predpokladá polčas konvergenzie približne 35 rokov s pôvodným Solowým modelom, ktorý predpokladá polčas konvergenzie približne 17 rokov.

Nasledujúce práce sú v použití metodologických a vedeckých prístupov veľmi podobné, čo sa týka použitia regresných vzťahov na odhad hospodárskeho rastu. Otázkami politickej nestability a hospodárskeho rastu sa napríklad zaoberala trojica autorov Alesina, Ozler, Roubini a Swagel (1996). Autori konštruovali vzťah medzi politickou nestabilitou a mierou rastu HDP na obyvateľa za obdobie od roku 1950 do roku 1982. Ukazovateľ politickej nestability definovali ako tendenciu zlyhania vlády a z ich výsledkov jasne vyplýva, že v krajinách s vysokým sklonom k zlyhaniu zo strany vlády je hospodársky rast výrazne nižší.

V roku 1996 opísal alternatívne interpretácie výsledkov Sigma konvergenzie Cho (1996), ktorého publikácia vyčíslila aj vplyv miery úspor a miery rastu obyvateľstva na vysvetlenie hospodárskeho rastu. Pri analýze medzi rokmi 1950 až 1988 dospel k presne opačnému javu ako v prípade Beta konvergenzie a síce, že krajiny s relatívne vysokým príjmom rastú rýchlejšie ako krajiny s nízkym príjmom.

Výskumu v oblasti podmienenej konvergenzie sa venovali autori Bloom, Canning a Sevilla (2002), ktorí vychádzali z dovtedy známych modelov podmienenej konvergenzie.

Vo svojom výskume trojica autorov ponúkla rozpravu podmienenej konvergenencie medzi rokmi 1960 a 1990 a diskutuje o technologických odchýlkach a dobiehaní viac rozvinutých krajín a technologických lídrov. Dosiahnuté výsledky vypovedajú o silných dôkazoch technologického pokroku, ale nie o plnej konvergencii, pretože rozdiely v celkovej produktivite faktorov pretrvávajú v dlhodobom horizonte z dôvodov geografických a inštitucionálnych rozdielov.

Neskôr, Rousseau a Sylla (2003) opísali významnosť financií vo vzťahu k hospodárskemu rastu. Autori zahrnuli do závislosti hospodárskeho rastu premenné finančného systému a zaznamenali nárast hospodárskeho rastu pre 17 krajín medzi rokmi 1850 až 1997. Účinky týchto finančných premenných boli najsilnejšie počas prvých 80 rokov, ktoré predchádzali veľkej hospodárskej kríze v rokoch 1929 až 1939. Ďalej autori poukázali na fakt, že krajiny so sofistikovanejšími finančnými systémami sú pravdepodobnejšie rozvinutejšie v oblasti obchodu a zdá sa, že sú aj lepšie integrované s ostatnými krajinami v oblasti úrokových sadzieb, čo ich viedlo k domnienke, že silný hospodársky rast a stále viac rozširujúca sa globalizácia analyzovaných krajín bola pravdepodobne výsledkom riadenia ich finančných prostriedkov.

Podrobnú štúdiu o ekonomickom raste vypracovala aj trojica autorov Durlauf, Johnson a Temple (2005), ktorí zhrnuli dovtedy známú literatúru z oblasti hospodárskeho rastu a jeho determinantov, Beta a Sigma konvergenencie a ďalšie nelineárne metódy pre hodnotenie konvergenencie. Okrem teoretického prínosu autori vypočítali prierezové a panelové odhady miery hospodárskeho rastu pre krajiny celého sveta za obdobie od roku 1960 do 2000. Durlauf sa venoval výskumu v oblasti konvergenencie už dlhé roky predtým samostatne alebo v spolupráci s inými autormi. Jeho výskumné začiatky sa datujú už v polovici 90. rokov 20. storočia.

Overením reálnej konvergenencie regiónov Švédska pre obdobie medzi rokmi 1911 až 1993 sa zaoberal Persson (1997), ktorý dokázal silnú mieru konvergenencie medzi 24 regiónmi Švédska. Autor sa odlíšil od klasických modelov konvergenencie tým, že upravil príjmy tak, aby zohľadňovali regionálne rozdiely v životných nákladoch. Hlavným záverom publikácie je, že použitie takto upravených príjmov na rozdiel od neupravených kvalitatívne nezmení odhady konvergenencie ale odhadované rýchlosti konvergenencie sú v prípade upravených príjmov vyššie a štandardná odchýlka príjmu na obyvateľa je nižšia.

Michelacci a Zaffaroni (2000) rozšírili Solowov-Swanov model rastu so zahrnutím rozdielnosti hospodárskych sektorov z dôvodu vysvetlenia vplyvu šokov v hospodárstve. Ich analýza konvergenzie vysvetľuje, že 2 % miera rastu opakovane uvádzaná v literatúre je výsledkom parametra zlomovej integrácie striktne medzi 0,5 a 1. Autori tiež overili Beta konvergenziu pre krajiny OECD medzi rokmi 1885 až 1994, ale výsledky testov sú ohľadom prijatia hypotézy konvergenzie nejednoznačné, čo interpretujú obavami z veľkej heterogenity krajín OECD, takže je potrebné ďalšie pátranie po príčine mechanizmu hospodárskeho rastu na úrovni 2 %.

K zaujímavým poznatkom z neoklasickej teórie rastu prispel aj Romer (2001) a to napríklad opisom a hlbším rozpracovaním exogénnych a endogénnych modelov rastu na teoretickej úrovni.

Medzi rokmi 1975 až 1993 študovali Beta konvergenziu Corrado, Martin a Weeks (2004), ktorí identifikovali regionálnu konvergenziu naprieč Európou pomocou priestorového a časového rozloženia príjmu na obyvateľa a otestovali vplyv kohéznych a štrukturálnych fondov.

Na základe tvrdení jedných z najznámejších autorov súčasnej definície Beta konvergenzie (Barro, 1991; Barro, 2008 a Barro, 2016) alebo (Barro a Sala-i-Martin, 1991, Barro a Sala-i-Martin, 1992 a Barro a Sala-i-Martin, 2004) konštatujeme, že snahou chudobného regiónu je dobehnúť bohatý región vo výške príjmu na obyvateľa, teda, že chudobná ekonomika rastie rýchlejšie ako bohatá. Definícia Sigma konvergenzie sa týka predovšetkým rozptylu reálneho príjmu (produktu) na obyvateľa medzi regiónmi (Barro a Sala-i-Martin, 1991). Porovnávajú sa rozptylové charakteristiky v závislosti od priemernej hodnoty príjmu na obyvateľa. V minulosti autori vykonali viaceré analýzy v rámci výskumu reálnej konvergenzie. Z vyššie spomenutých publikácií priblížime výskum a dosiahnuté výsledky pre nás najdôležitejšej, o ktorej teoretické a metodologické postupy sa opierame pri písaní dizertačnej práce. V publikácii od Barra a Sala-i-Martina (2004) nachádzame metódy riešenia a praktické aplikácie slúžiace na overenie reálnej konvergenzie pre USA, Európu, Japonsko a krajiny OECD a tiež konvergenziu provincií Kanady. Vo svojej štúdii, autori zhrnuli doposiaľ známu teóriu ekonomického rastu vyplývajúcu z neoklasických modelov rastu a matematicky vysvetlili metodológiu, na základe ktorej môžeme testovať a analyzovať reálnu konvergenziu. V štúdii analyzovali koncept absolútnej a podmienenej konvergenzie na základe reálneho príjmu na obyvateľa

pre viaceré skupiny krajín (išlo predovšetkým o rozdelenie na základe geografickej a politickej štruktúry krajín). Na overenie Beta konvergenzie použili model závislosti rastu reálneho príjmu na obyvateľa od úrovne reálneho príjmu na obyvateľa v počiatočnom období, a to v rokoch od 1880 do 2000. Tento model postupne rozšírili o umelé, geograficko-politické premenné a neskôr aj o štrukturálnu premennú, ktorá sumarizuje hospodársky charakter vybraných hospodárskych sektorov v sledovanom regióne. Stodvadsať ročný interval rozdelili na kratšie desaťročné intervaly a tieto charakterizovali individuálne. V ich práci testovali aj Sigma konvergenciu na základe splnenia podmienky dynamicky klesajúcej, prierezovej štandardnej odchýlky reálneho príjmu na obyvateľa medzi sledovanými krajinami a podmienenú konvergenciu v závislosti od rôznych determinantov hospodárskeho rastu.

Publikácia Doppelhofera, Millera a Sala-i-Martina (2004) skúmala robustnosť vysvetľujúcich premenných v rámci odhadu prierezovej miery rastu medzi vybranými 88 krajinami sveta v období medzi rokmi 1960 a 1996. Doposiaľ známu teóriu autori rozšírili o nový prístup, o Bayesianske priemerovanie klasických odhadov (z ang. Bayesian Averaging of Classical Estimates - BACE), ktorý vypočíta odhady spriemerovaním koeficientov konvergenzie, ktoré boli vypočítané prostredníctvom metódy najmenších štvorcov. Zo 67 skúmaných vysvetľujúcich premenných našli 18, ktoré boli významné, pre vysvetlenie determinantov rastu v dlhodobom horizonte.

Reálnu konvergenciu krajín EÚ 10 otestovali aj Kočenda, Kutan a Yigit (2006). Výsledky ich analýzy vypovedajú, že vybrané krajiny EÚ konvergovali od roku 1995 do 2005.

Arbia a Piras (2007) sledovali konvergenciu 125 regiónov Európskej únie na úrovni NUTS II v období od 1977 do 2002. Najskôr odhadli model absolútnej Beta konvergenzie a následne pokračovali priestorovým autoregresným modelom, panelovým modelom s fixnými efektmi a priestorovým panelovým modelom s fixnými efektmi. Hypotézu konvergenzie na danom intervale autori dokázali prostredníctvom viacerých odhadov, ale najlepšie výsledky ponúkol odhad zohľadňujúci priestorovú závislosť závislej premennej.

Rozdiel medzi konvergenciou typu Beta a Sigma na úrovni 3058 regiónov USA hlbšie rozpracovala trojica autorov Young, Higgins a Levy (2007), ktorí spolupracovali na analýze rastu príjmu krajín USA medzi rokmi 1970 a 1998.

Analýze reálnej konvergenzie a jej členeniu sa v rámci 250 regiónov EÚ 25 na úrovni NUTS II venoval Marelli (2007). Na základe analýzy konvergenzie sa potvrdili známky Sigma aj Beta konvergenzie na regionálnej úrovni pre obdobie medzi rokmi 1980 a 2005.

V roku 2008 skupina vedeckých pracovníkov Borys, Morgese, Polgár, Katalin a Zlate (2008) vo svojej práci venovanej testovaniu podmienenej konvergenzie prostredníctvom panelovej regresie analyzovala 14 juhovýchodných európskych krajín. Autori na základe analýzy štvorročných období medzi rokmi 1993 a 2005 dospeli k záveru značného pokroku týchto krajín v oblasti hospodárskej transformácie a integrácie do EÚ za menej ako dve desaťročia, a to i napriek veľkým medzerám v príjmoch na obyvateľa v týchto krajinách v porovnaní s eurozónou.

Le Gallo a Dall'Erba (2008) študovali Beta konvergenziu 145 regiónov Európskej únie na úrovni NUTS II v období od 1989 do 1999. Okrem analýzy reálnej konvergenzie odhalili model s priestorovou závislosťou, pri ktorej využili LM testy. Zaujímavý je ich maticový prístup k problematike, autori využili dve rôzne matice susednosti. Jedna obsahovala vzdialenosti medzi jednotlivými regiónmi a druhá čas potrebný na cestovanie z jedného regiónu do druhého. Výsledky vypovedajú o konvergencii, na rýchlosť ktorej nemajú vplyv regionálne fondy a dotácie. Na základe ich simulačných experimentov autori volajú po prehodnotení súčasných nástrojov regionálnej politiky.

Iancu (2009) zasadil svoj výskum do oblasti testovania Sigma konvergenzie medzi krajinami Európskej únie v rámci troch skupín: EU 10, EU 15 a EU 25. V jeho práci koeficient variácie indikoval rastúcu divergenciu medzi rokmi 1995 a 2006.

Veľmi zaujímavou a komplexnou je publikácia o analýze Beta konvergenzie, hospodárskeho rastu a medziľudskej nerovnosti medzi rokmi 1995 až 2005 a analýze Sigma konvergenzie v období 1990-2006, Monfort (2009). Autor komplexne rozpracoval problematiku rôznych typov konvergenzie pre 3 skupiny regiónov: EU 12, EU 15 a EU 27 na úrovni NUTS II. Čo sa týka vzťahu medzi regionálnou konvergenciou a medziľudskou nerovnosťou, testovaním sa dokázalo, že existujúce regionálne rozdiely sú pozitívne korelované s nerovnosťou príjmov obyvateľov.

Dvojica zahraničných autorov, Banerjee a Jarmuzek (2009) medzi rokmi 1996 a 2006 dokonca analyzovala regionálne disparity a podmienenú Beta konvergenziu pre

Slovenskú republiku. Ich zistenia vedú k záveru stále rozširujúcich sa regionálnych disparít v hodnotách HDP na obyvateľa, produktivite práce a užitočnosti práce od roku 2000. Testy Sigma konvergenzie viedli k divergencii, ale na mieru rastu HDP na obyvateľa významne vplývala produktivita práce. Hlavnými prioritami pre Slovensko by malo byť zlepšenie infraštruktúry, zmenšenie rozdielov v oblasti platov, decentralizácia kolektívneho vyjednávania a zvýšenie ľudského kapitálu.

Uviedli sme viaceré publikácie z oblasti konvergenzie, ale najdôležitejšie je zhrnutie výskumu za bezprostredne najbližšie obdobie, a to pre územie Európy. Dynamiku štandardnej odchýlky pre krajiny EMU sledovali Crespo-Cuaresma a Fernández-Amandor (2013). Krajiny Eurozóny konvergovali na stabilne nižšiu úroveň rozptýlenia v cykloch na konci 80. a začiatkom 90. rokov 20. storočia. Naopak k silnej divergencii dochádzalo v období medzi 1998 a 2005. Známe sú aj ďalšie štúdie, v ktorých výskume sa podieľal Crespo v oblasti nominálnej a reálnej konvergenzie. Crespo-Cuaresma, Ritzberger-Grünwald a Silgoner (2012) pracovali s osemročnými obdobiami za roky 1960 až 1998 pre krajiny EÚ 15 za účelom testovania konvergenzie v rámci Európskej únie. V ďalšej štúdií Crespo-Cuaresma, Doppelhofer a Feldkircher (2014) rozpracovali efekty európskej integrácie v dlhodobom horizonte rastu pre EÚ 15.

Rumunská výskumníčka Inštitútu pre ekonomickú predpoveď Simionescu (2014) testovala Sigma konvergenziu medzi krajinami EÚ 28, a to medzi rokmi 2000 a 2012 prostredníctvom grafickej analýzy vybraných variačných charakteristík a prostredníctvom priestorovej analýzy makroekonomických ukazovateľov s použitím máp a grafov. Výsledky ukázali zníženie variačných charakteristík v roku 2012 oproti 2000 ale prijateľný stupeň konvergenzie nebolo možné akceptovať.

Vplyv finančnej krízy na reálnu konvergenziu hospodárstva v EÚ 28 vyjadrila česká autorka Dvoroková (2014). Vo svojom výskume realizuje odhady Beta konvergenzie prostredníctvom metódy najmenších štvorcov a testuje Sigma konvergenziu v období medzi rokmi 2001 až 2012. Beta konvergenzia bola potvrdená pre celé sledované obdobie, ale na základe analýzy Sigma konvergenzie krajiny EÚ 28 v sledovanom období divergovali.

Yorucu a Mehmet (2014) sa venovali testovaniu absolútnej a podmienenej konvergenzie na severnej a južnej časti Cyprusu a to prostredníctvom štatistickej,

ekonometrickej a inštitucionálnej konvergenzie. Dosiahnuté výsledky demonštrujú, že dochádza k štatistickej konvergencii pomerne rýchlo a sever dobehne priemerný príjem a úroveň produktivity južnej časti za približne 17 rokov, ale vplyvom významných rozdielov v úsporách, preferenciách, raste populácie, raste technológie a predovšetkým výraznému vplyvu inštitucionálnych rozdielov medzi severnou a južnou časťou Cypru krajiny zrejme divergujú.

V rovnakom roku Beyaert a García-Solanes (2014) hodnotili efekt podmienenej konvergenzie počas rokov 1953 až 2010. Autori sa metodologicky opierali o použitie autoregresného modelu a aplikáciu simulácie založenej na Bootstrappingu. Pomocou týchto novodobých prístupov metodológie vyčíslili vplyv krátkodobých ekonomických podmienok na konvergenciu.

Analýze rastu a dynamiky ohľadom konvergenzie členských krajín strednej a východnej Európy sa venovala aj Európska komisia v rámci svojich publikácií, napríklad Forgó a Jevčák (2015), ktorí testovali nominálnu a reálnu konvergenciu v rámci 10 krajín EÚ, ktoré vstúpili do EÚ v roku 2004 a 2007 za obdobie od 2004 do 2014. Výsledkom publikácie je, že väčšina z pozorovaných krajín dosiahla medzi rokmi 2004 a 2014 významnú mieru nominálnej a reálnej konvergenzie vo vzťahu k pôvodným 12 krajinám EÚ.

Siljak (2015) analyzoval Sigma a Beta konvergenciu v rámci krajín EÚ 28. Autor rozdelil pozorované obdobie 1995-2013 na 4 čiastkové obdobia: 1995-2003, 2004-2013, 2004-2008 a 2009-2013. Na základe empirického pozorovania bola prijatá hypotéza konvergenzie s polčasom konvergenzie približne od 18 do 111 rokov a tiež sa potvrdili negatívne dôsledky krízy na rast HDP na obyvateľa, čo zapríčinilo spomalenie konvergenčných procesov. V prípade delby pozorovaných krajín a vytvárania tzv. konvergenčných klubov boli zistené značné rozdiely v hospodárskom raste.

Výskumu konvergenzie a úspešnosti úrovne krajín v závislosti od tempa rastu príjmu a ďalších determinantov sa dlhoročne venuje Barro. Barro (2016) vyjadril rýchlosť konvergenzie na základe závislosti miery rastu reálneho HDP na obyvateľa od vybraných vysvetľujúcich premenných, ktoré hospodársky rast determinujú. Ďalej v publikácii vysvetlil historický vývoj hospodárstva v Číne, priebeh prierezovej štandardnej odchýlky a opísal úspešnosť analyzovaných krajín v závislosti od výšky reálneho príjmu na obyvateľa,

miery jeho rastu a ďalších determinantov hospodárskeho rastu. Najdôležitejšími výsledkami jeho analýz je, že dĺžka pozorovaného intervalu a počet krajín zastúpených v údajovej základni má značný vplyv na rýchlosť konvergenzie, pretože 89 analyzovaných krajín sveta konvergovalo medzi rokmi 1960 a 2010 v podmienenom zmysle rýchlosťou približne 1,7 % za rok a 28 krajín konvergovalo podmienene od roku 1870 po rok 2010 rýchlosťou približne 2,6 % za rok. Na základe dynamiky vývoja prierezovej odchýlky konvergovali pozorované krajiny až medzi rokmi 2000 a 2010.

V závere práce uvedieme dve významné publikácie z oblasti nominálnej konvergenzie a z ktorých teoretických poznatkov vychádzame aj v rámci problematiky našej práce. Autorom prístupu parity kúpnej sily (PKS) pre výpočet reálneho menového kurzu bol Cassel (1918), ktorý vo svojej publikácii teoreticky rozpracoval problematiku nominálneho menového kurzu a problémy inflácie Švédskej koruny počas 1. svetovej vojny.

O rozdiel medzi Casselovou teóriou parity kúpnej sily, Cassel (1918) a Balassovým a Samuelsonovým efektom, Balassa (1961) a Samuelson (1964) diskutovali vo svojej práci autori Papell a Prodan (2003).

1.3 Súčasný stav skúmanej problematiky v domácej literatúre

Výskumu a testovaniu konvergenzie sa venujú aj vedeckí pracovníci na Slovensku. Medzi najvýznamnejšie inštitúcie, ktoré pracujú s modelmi konvergenzie patrí Národná banka Slovenska, Slovenská akadémia vied, Ministerstvo financií Slovenskej republiky a slovenské univerzity predovšetkým ekonomického charakteru. V rámci analýzy konvergenzie spomenieme niektorých slovenských autorov, nimi dosiahnuté výsledky a stručne opíšeme aj výsledky nášho výskumu.

Analýze Beta a Sigma konvergenzie európskych krajín sa venovali Kropková a Sojková (2007), ktoré skúmali vývoj HDP na obyvateľa od 1995 do 1999 v 27 štátoch Európy s dôrazom na postkomunistické krajiny. Z výsledkov vyplýva, že v prípade postkomunistických krajín vo všeobecnosti dochádza k Beta a Sigma konvergencii, ale uvedené tvrdenie neplatí pre Bulharsko a Rumunsko.

Ďalšími známymi autormi z oblasti disparít a merania konvergenzie sú Hudec (2009) alebo Tvrdoň (2011). Obaja autori sa venovali predovšetkým otázkam regionálneho

rozvoja Slovenska. Hudec zdôraznil dôležitosť existencie nástrojov pre riadenie a efektívne využívanie zdrojov zo štrukturálnych fondov na regionálnej úrovni a navrhol metodiku na hodnotenie dopadov štrukturálnych fondov na makroekonomické ukazovatele na regionálnej úrovni. Tvrdoň zase teoreticky rozpracoval regionálnu politiku a koncepcie územného rozvoja Slovenska.

Doposiaľ známe metodologické prístupy na meranie konvergenzie zhrnuli vo svojej štúdií výskumníci Slovenskej akadémie vied Kováč, Kováč-Gerulová a Buček (2011), ktorí síce neopisujú názorný príklad a praktické riešenie, ale jasne definujú pojmy a vzťahy z oblasti skúmania konvergenzie. Známym autorom z uvedenej trojice je predovšetkým Buček, ktorý sa venuje problematike konvergenzie aj naďalej.

Jedna z posledných publikácií je výsledkom vzájomnej spolupráce Catriny a Lalinského (2015). Táto dvojica autorov analyzovala absolútnu a podmienenú konvergenziu typu Beta a ekonomickú výkonnosť v Európskej únii na základe rôznych prístupov. Autori vyčíslili vplyv makroekonomických faktorov na konvergenziu a zamýšľajú sa nad možnosťami aplikácie panelových odhadov pre kratšie výbery pozorovaní. Záverom ich analýzy je, že potvrdili prítomnosť Beta konvergenzie v EÚ od roku 1996 do 2011 s výrazne vyšším ako všeobecne akceptovaným tempom konvergenzie v prípade panelového odhadu so zohľadnením fixných efektov až vo výške 8,5 až 9,5 %. V prípade odhadu konvergenzie metódou najmenších štvorcov odhadli rýchlosť konvergenzie na úrovni približne 1,8 až 3 % ročne. Podobný metodologický prístup aplikujeme aj my v dizertačnej práci.

Okrem uvedených prác je dôležité spomenúť aj prácu akademickej obce Ekonomickej univerzity v Bratislave. Komplexný pohľad na problematiku nominálnej a reálnej konvergenzie poskytuje dvojica autoriek Muchová a Chrenková (2008). Autorky kriticky skúmali vzájomný vzťah a dilemu medzi nominálnou a reálnou konvergenziou na príklade krajín strednej a východnej Európy, pričom sa zamerali na hodnotenie optimálnosti nominálnych kritérií pre nové členské krajiny. Kritickou výskumnou časťou sa stalo plnenie inflačného kritéria a síce konflikt medzi plnením nominálnych kritérií a procesom reálnej konvergenzie, tzv. Balassov-Samuelsonov efekt a riziko akcelerácie inflácie po vstupe kandidátskych krajín do eurozóny, tzv. Boxerov efekt.

Teoreticko-metodologické prístupy pre účely vysvetlenia reálnej konvergenencie na úrovni NUTS 0 a NUTS 2 rozpracovala ešte vo svojej dizertačnej práci Kováč-Gerulová (2010), ktorá potvrdila absolútnu konvergenciu krajín EÚ 10, EÚ 14 a EÚ 24 a regiónov EÚ 14 a EÚ 24 za obdobie 1998 až 2008 ale v rámci regiónov EÚ 10 zaznamenala náznaky nárastu regionálnych disparít. Podmienenu Beta a Sigma konvergenciu krajín a regiónov autorka prostredníctvom viacerých odhadov nedokázala.

V oblasti overenia konvergenencie Lukáčiková, Lukáčik a Szomolányi (2011) skúmali model Beta konvergenencie pre krajiny Európskej únie 27 pre obdobia od 1996 do 2002 a od 2003 do 2009. V ich práci bola skúmaná konvergencia reálneho HDP na obyvateľa. Z výsledkov analýzy vyplýva, že bola overená väčšia miera absolútnej konvergenencie v období od 2003 do 2009.

Komplexnej problematike overenia reálnej konvergenencie sa v rámci výskumu dizertačnej práce venovala Zárembová (2012), ktorá zhrnula dostupnú literatúru a aplikovala metodiku konvergenencie typu Beta a Sigma pre krajiny V4, Lotyšsko, Litvu, Estónsko a Slovinsko za obdobie od roku 1995 do 2011. V oboch prípadoch konvergenencie autorka overila, že 240 regiónov týchto krajín na úrovni NUTS II konvergovalo medzi rokmi 1995 a 2008 v absolútnom zmysle.

Overeniu konvergenencie regiónov strednej Európy v rámci priestorovej ekonometrie sa venovali Chocholatá a Furková (2016). Vo vzorke 252 regiónov z 26 krajín Európy na úrovni NUTS II dospeli k záveru, že klasické modely konvergenencie trpia z nedostatočnej špecifikácie modelu a to z dôvodu vynechania priestorovej závislosti medzi regiónmi. Autorky potvrdili v rámci celého testovaného intervalu medzi rokmi 2000 až 2011 absolútnu Beta konvergenciu, vybrané regióny konvergujú do jedného ustáleného rastu. Okrem absolútnej konvergenencie autorky predpokladajú existenciu 2 konvergenčných klubov. Prvý zhrňa regióny s najvyšším príjmom na obyvateľa a druhý klub zvyšné stredno-príjmové a slabo-príjmové regióny.

Zaujímavou prácou z oblasti testovania reálnej konvergenencie európskych ekonomík prispel aj Kravec (2016), ktorý sa zaoberal rovnako testovaním absolútnej aj podmienenej konvergenencie v rámci vybraných 142 regiónov Európy pre 3 časové intervaly medzi rokmi 2003 a 2012. Jeho práca overila platnosť konceptu absolútnej Beta konvergenencie len v

rámci obdobia od roku 2003 do 2008. V rámci tohto obdobia 142 regiónov Európy konvergovalo s rýchlosťou približne 0,67 % ročne.

V rámci dizertačnej práce spomenieme aj publikácie z našej výskumnej činnosti, Blaško (2016a), Blaško (2016b), Blaško (2017a) a Blaško (2017b). V prvej publikácii sme testovali Sigma konvergenciu pomocou kalkulácie prierezových variačných charakteristík pre 30 vybraných krajín Európy medzi rokmi 1996 do 2015. Vybrané krajiny Európy na tomto intervale konvergovali v rámci Sigma špecifikácie, čo sme dokázali na základe klesajúcich hodnôt variačných charakteristík. Druhá publikácia analyzuje absolútnu a podmienenú Beta konvergenciu medzi rokmi 2012 a 2015 pre vybrané regióny Indonézie. Hypotézu Beta konvergenzie o približovaní regiónov Indonézie sme neprijali. O rok neskôr sme testovali Beta konvergenciu od roku 1996 do 2015 v rámci 3 časových intervalov, a to na úrovni 30 krajín Európy, ktoré v rámci celého časového intervalu konvergovali. V poslednej publikácii sme medzi rokmi 1996 až 2016 opísali vplyv determinantov hospodárskeho rastu pre 30 krajín Európy. Analyzované krajiny na tomto intervale konvergovali v podmienenom zmysle počas celého sledovaného obdobia.

Výskumu v oblasti reálnej konvergenzie sme sa venovali aj na úrovni medzinárodnej spolupráce, Blaško a Yusran (2016a) alebo Blaško a Yusran (2016b). V prvej publikácii testujeme Beta konvergenciu a v druhej Sigma konvergenciu 9 krajín juhovýchodnej Ázie od roku 2000 po rok 2015. Vybrané krajiny konvergovali v rámci Beta konceptu len medzi rokmi 2004 a 2008 a v rámci Sigma konceptu od roku 2006.

Z uvedených príkladov literatúry z oblasti konvergenzie vyplýva, že sa problematike konvergenzie venuje množstvo vedeckých pracovníkov z domova i zo zahraničia. Autori najčastejšie vychádzajú z dobre známej metodológie, v žiadnej z uvedených publikácií nie sú použité novšie a modernejšie metódy a prístupy. Naša práca výskum z oblasti konvergenzie aktualizuje na úrovni krajín a regiónov, odhadne tradičné modely podmienenej Beta konvergenzie prostredníctvom multiplikatívnej obmeny vysvetľujúcich premenných, sprístupní ekonometrické metódy ako napríklad Bootstrapping údajov na overenie t a F štatistík a otestuje Beta konvergenciu pomocou automatizovaného programu v prostredí Eviews. Jedným z hlavných prínosov dizertačnej práce je overenie reálnej konvergenzie v Európe a analýza dynamického vývoja hospodárskeho rastu v Slovenskej republike.

2 Cieľ práce

Problematika konvergenzie je veľmi komplexná a vyžaduje si systematický prístup. Z tohto dôvodu je aj hlavný cieľ dizertačnej práce rozdelený na 4 rovnocenné čiastkové ciele, ktoré pomáhajú dosiahnuť hlavný cieľ a systematicky rozdeľujú oblasti výskumu.

Témou dizertačnej práce sú európske hospodárske konvergenčné procesy s dôrazom na dynamiku Slovenskej ekonomiky, a preto za hlavný cieľ dizertačnej práce kladieme overenie reálnej konvergenzie vybraných európskych ekonomík na regionálnej aj štátnej úrovni. Reálnu konvergenciu v súčasnosti vysvetľuje neoklasická teória rastu, ktorú berieme ako základný teoretický kameň celej práce. Overenie, či vybrané regióny Európy konvergujú do jedného približne rovnakého ustáleného rastu, alebo konvergujú do vlastného ustáleného rastu realizujeme prostredníctvom viacerých konceptov a metód. Na základe analýzy reálneho príjmu na obyvateľa, miery jeho rastu a testovania konvergenzie dokážeme vyjadriť aj teoretické predpoklady budúceho ekonomického vývoja na Slovensku. Opis dynamiky Slovenskej republiky a odhad miery hospodárskeho rastu na Slovensku pre bezprostredne nadchádzajúce obdobie chápeme ako veľmi prínosné, pretože sme v doteraz publikovanej literatúre nenašli prepojenie problematiky reálnej konvergenzie a vysvetlenie jej vplyvu na vývoj hospodárstva na Slovensku.

Pre splnenie vyššie definovaného cieľa - overenie reálnej konvergenzie je potrebné stanoviť jednotlivé čiastkové ciele, ktoré náš cieľ dopĺňajú a prehlbujú. Jednotlivé čiastkové ciele definujeme ako:

- Overenie absolútnej a podmienenej Beta konvergenzie na úrovni 367 európskych regiónov rozdelených podľa NUTS II.
- Overenie Sigma konvergenzie na úrovni 367 európskych regiónov rozdelených podľa NUTS II.
- Analýza hospodárskeho rastu reálneho HDP na obyvateľa v závislosti od vybraných determinantov rastu na úrovni 28 štátov Európy.
- Analýza vývoja reálneho príjmu na obyvateľa a vplyvu konvergenčných kritérií na dynamiku Slovenskej republiky.

Prvým čiastkovým cieľom je v súčinnosti s dostupnou literatúrou vypočítať odhad, ktorý dokáže kvantifikovať účinky absolútnej a podmienenej konvergenzie pomocou metodiky Beta konvergenzie. Pri analýze tohto typu konvergenzie nás zaujíma, či existuje medzi vybranými regiónmi Európy konvergenzia a aká je jej rýchlosť (Barro a Sala-i-Martin 2004). Na tento účel sme sa rozhodli použiť programové prostredie Eviewsu, v ktorom celý proces odhadu a verifikácie Beta konvergenzie realizujeme a automatizujeme formou programu. Model Beta konvergenzie odhadneme prostredníctvom metódy najmenších štvorcov.

Ďalším čiastkovým cieľom je overiť konvergenziu pomocou Sigma konvergenzie. Na tento účel použijeme matematickú a grafickú analýzu vybraných prierezových variačných charakteristík ako rozptyl, štandardná odchýlka a variačný koeficient. Keďže Beta konvergenzia je nutnou podmienkou Sigma konvergenzie, verifikáciu Sigma konvergenzie realizujeme až po testovaní absolútnej a podmienenej konvergenzie typu Beta. Výpočty tejto analýzy plánujeme realizovať matematicky v Exceli a demonštrovať graficky prostredníctvom Eviewsu. Grafickú analýzu demonštrujeme formou výstupu z Eviewsu z dôvodu rovnakého vyobrazenia grafov ako v prípade Beta konvergenzie.

Okrem predchádzajúcich dvoch typov testovania reálnej konvergenzie je dôležité poznať aj vplyv ďalších významných faktorov, ktoré podmieňujú vývoj a rýchlosť konvergenzie. Z tohto dôvodu je tretím čiastkovým cieľom odhad podmienenej konvergenzie, ktorý dokáže vyčíslieť vplyv vybraných determinantov hospodárskeho rastu prostredníctvom metódy najmenších štvorcov (Barro 2016). Výpočty odhadu takto definovanej závislosti realizujeme prostredníctvom Eviewsu.

Posledným čiastkovým cieľom je vyjadrenie hospodárskeho rastu na Slovensku prostredníctvom vyrovnaných hodnôt a reziduálov a vypočítanie hodnoty rastu na bezprostredne nasledujúce obdobie. Pri analýze vývoja reálneho príjmu na obyvateľa a dynamiky Slovenskej republiky použijeme prostredie Eviewsu. Dynamiku hospodárskeho rastu na Slovensku odhadneme prostredníctvom metódy najmenších štvorcov.

Prostredníctvom splnenia jednotlivých čiastkových cieľov overíme reálnu konvergenziu v Európe a vyjadríme dynamiku Slovenskej republiky. Hlavnú výskumnú otázku, ktorá pozostáva zo splnenia jednotlivých čiastkových cieľov formulujeme ako

Existuje konvergencia medzi vybranými regiónmi Európy?

Hypotézu existencie konvergenzie budeme testovať na úrovni regiónov a štátov. S uvedenou vedeckou hypotézou sú úzko prepojené aj nasledujúce štatistické hypotézy:

- **Hypotéza 1:** Prierezový variačný koeficient reálneho HDP na obyvateľa v PKS má klesajúci trend.
- **Hypotéza 2:** Koeficient konvergenzie je v odhadnutých modeloch absolútnej a podmienenej konvergenzie štatisticky významný a záporný.

Hlavným prínosom dizertačnej práce je overiť predpoklad reálnej konvergenzie Európy prostredníctvom viacerých štatistických metód na regionálnej aj štátnej úrovni a vyjadriť dôraz na dynamiku Slovenskej republiky. Doposiaľ publikovanú metodológiu v oblasti konvergenzie automatizujeme prostredníctvom programu na úrovni Beta konvergenzie, ktorej metodológiu zároveň rozšírime o odhady konvergenzie v multiplikatívnom tvare a vyjadríme teoretické a praktické poznatky, ktoré vplývajú na dynamiku Slovenskej republiky.

3 Metodika práce a metody skúmania

V metodologickej časti sa venujeme vysvetleniu použitých metód na overenie reálnej konverencie v Európe a vyjadrenie dynamiky Slovenskej republiky, a preto použitú metodológiu delíme tiež na dve časti. V prvej časti sa venujeme metodológii z oblasti absolútnej a podmienenej Beta konverencie, ktorú realizujeme prostredníctvom odhadov vypočítaných na základe metódy najmenších štvorcov, ďalej vysvetleniu metodológie Sigma konverencie pomocou variačných charakteristík a analýze vybraných determinantov hospodárskeho rastu, ktorých vplyv odhadneme prostredníctvom metódy najmenších štvorcov. Druhá časť metodológie je zameraná na vysvetlenie vplyvu konverencie na dynamiku Slovenskej republiky. Prostredníctvom opísanej metodológie zhodnotíme vývoj sledovaných ukazovateľov hospodárskeho rastu a odhadneme budúcu pozíciu a dynamiku Slovenskej republiky v Európe.

3.1 Reálna konverencia

V tejto časti vysvetlíme jednotlivé metódy používané pri odvodzovaní, riešení a odhadovaní reálnej konverencie. Potrebné metodologické postupy na testovanie Beta a Sigma konverencie nachádzame v publikácii od Barra a Sala-i-Martina (2004). Významnou a metodológiu doplňujúcou literatúrou na vysvetlenie reálnej konverencie je štúdia od Barra (2016), ktorá podrobnejšie špecifikuje závislosť viacerých determinantov hospodárskeho rastu a podmienenú konvergenciu. Na automatizáciu odhadov Beta konverencie a aplikáciu Bootstrappingu údajov vychádzame z práce Welsha a Fielda (2007) a internetových portálov Eviewsu. Vysvetlenie značnej časti problematiky čerpáme aj z teoretických štúdií uverejnených autormi DeJong a Dave (2011) alebo Islam (2003).

3.1.1 Testovanie Beta konverencie

Koncept Beta konverencie predpokladá, že chudobné regióny rastú rýchlejšie ako bohaté, čiže chudobný región dobieha bohatý z hľadiska príjmu (alebo produktu) na obyvateľa. V práci budeme pod pojmom príjmu (produktu) vždy rozumieť reálny HDP na obyvateľa v PKS. Dôvod výberu tohto ukazovateľa objasníme v praktickej časti práce. Na overenie Beta konverencie formulujeme model, ktorý vychádza z neoklasických modelov rastu odvodených od Ramseyho modelu, Ramsey (1928) a ktorý aplikujeme na diskkrétne jednotky času, v našom prípade na roky (Barro a Sala-i-Martin 2004). Odhadneme

logaritmicke závislost medzi mierou hospodárskeho rastu a jeho počiatocnou úrovňou, ktorá zahŕňa náhodnú zložku. Ďalej v modeli predpokladáme konštantný ustálený hospodársky rast a konštantnú mieru rastu úrovne technológie vo všetkých krajinách. Ak si predstavíme, že pracujeme s rozsahom len dvoch období 0 a T , vyššie definovanú závislosť medzi priemernou ročnou mierou rastu reálneho HDP na obyvateľa a jeho počiatocnou úrovňou matematicky zapíšeme ako

$$\ln(y_{iT}/y_{i0}) = x - (1 - e^{-\beta})\ln(y_{i0}) + (1 - e^{-\beta})\ln(\hat{y}_i^*) + u_{i0,T} \quad (3.1)$$

kde

i - skúmaný región,

y_{iT} - príjem v roku T (v poslednom období),

y_{i0} - príjem v roku 0 (v počiatocnom období),

x - miera technologického pokroku (predpokladáme rovnakú mieru pokroku pre každý región),

β - koeficient konverencie,

$\hat{y}_i^*$ - ustálený rast príjmu,

$u_{i0,T}$ - náhodná zložka medzi 0 a T .

V rovnici (3.1) je zahrnutá vysvetľujúca premenná $[(1 - e^{-\beta})]\ln(\hat{y}_i^*)$, čo znamená, že miera rastu regióna i závisí od počiatocnej úrovne príjmu y_{i0} a od úrovne ustáleného rastu príjmu $\hat{y}_i^*$.

V prípade, že odhad závislosti počítame s viac ako dvoma po sebe nasledujúcimi obdobiami, musíme v $(1 - e^{-\beta})$ zohľadniť aj dĺžku časového intervalu T a potom vyjadríme vzťah na výpočet rýchlosti konverencie ako $(1 - e^{-\beta T})/T$. Rýchlosť konverencie klesá v závislosti od dĺžky sledovaného obdobia T a v závislosti od hodnoty β . Ak odhadneme lineárny vzťah medzi mierou rastu príjmu a prirodzeným logaritmom počiatocného príjmu, predpokladáme, že je koeficient príjmu tým nižší, čím je čas T počas ktorého priemerujeme rýchlosť miery rastu dlhší. Miera rastu sa s rastom príjmu znižuje v prípade, že je počiatocná úroveň príjmu pod jej ustálenou hodnotou ($y_{i0} < \hat{y}_i^*$). Ak napríklad počítame mieru rastu za dlhšie obdobie, počítame s väčším počtom vyšších mier rastu za staršie obdobia a s menším počtom nižších mier rastu za posledné obdobia. Pod týmto tvrdením myslíme, že ak sa sledované obdobie rozširuje (obdobie T rastie do

nekonečna), efekt počiatočnej úrovne príjmu sa znižuje v závislosti od priemernej úrovne príjmu. Koeficient $(1 - e^{-\beta T})/T$ sa postupne znižuje k nulovej hodnote, ak dĺžka sledovaného obdobia T rastie, alebo sa blíži k β , ak sa sledované obdobie rovná 0.

Ak zohľadníme existenciu ustáleného rastu v počte sledovaných rokov T , Beta konvergenciu odhadneme ako logaritmickú závislosť medzi mierou rastu príjmu (ďalej len reálneho HDP na obyvateľa v PKS) a jeho počiatočnou úrovňou, čo môžeme zapísať v tvare

$$(1/T) \ln(y_{iT}/y_{i0}) = a_{it} - [(1 - e^{-\beta T})/T] \ln(y_{i0}) + u_{i0,T} \quad (3.2)$$

kde

T - počet sledovaných rokov,

i - skúmaný región,

y_{iT} - reálny HDP na obyvateľa v PKS v roku T (v poslednom sledovanom období),

y_{i0} - reálny HDP na obyvateľa v PKS v roku 0 (v počiatočnom sledovanom období),

β - koeficient konvergenzie,

$(1/T) \ln(y_{iT}/y_{i0})$ - miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS medzi rokmi T a 0,

a_{it} - sa rovná $x_i + (1 - e^{-\beta T})/T [\ln(y_i^*) + x_i(T - 0)]$, kde x_i je úroveň technologického pokroku v i a y_i^* je ustálený rast pre región i ,

$-(1 - e^{-\beta T})/T$ - rýchlosť konvergenzie,

$u_{i0,T}$ - vplyv náhodných šokov vo výrobných podmienkach a preferenciách (náhodná zložka je pre každé pozorovanie za celé sledované obdobie so strednou hodnotou 0 a rozptylom σ_{uT}^2 , pričom táto je nezávislá od $\ln(y_{iT}/y_{i0})$, ďalej od oneskorených zložiek a od $\ln(y_{i0})$.

Vplyvy neočakávaných zmien vo výrobných podmienkach a preferenciách alebo neočakávaných šokoch sú zobrazené prostredníctvom náhodnej zložky $u_{i0,T}$ (Barro a Sala-i-Martin 2004). V prípade skúmania absolútnej konvergenzie, ktorej základným predpokladom je približne rovnaký ustálený rast pre každý región i uvažujeme, že parameter a_{it} je v čase konštantný, teda predpokladaná úroveň technologického pokroku a ustáleného rastu je v každom pozorovaní rovnaká, čo môžeme matematicky formulovať pomocou aproximácie $a_{it} = a$. Potom logaritmickú závislosť medzi mierou rastu reálneho

HDP na obyvateľa a jeho počiatočnou úrovňou formulujeme ako prierezovú rovnicu absolútnej Beta konvergenzie regiónov v tvare

$$(1/T) \ln(y_{iT}/y_{i0}) = \alpha - [(1-e^{-\beta T})/T] \ln(y_{i0}) + u_{i0,T} \quad (3.3)$$

Z uvedenej závislosti predpokladáme zápornú hodnotu koeficienta konvergenzie β , ktorý vypovedá o rýchlosti približovania sa regiónov do jedného ustáleného rastu. Rýchlosť konvergenzie vypočítame prostredníctvom vzťahu $-[(1-e^{-\beta T})/T]$. Ak je koeficient konvergenzie v modeli záporný a štatisticky významný, percentuálne vyjadrená rýchlosť Beta konvergenzie je kladná a skúmané regióny konvergujú do približne rovnakého ustáleného rastu. V prípade overenia Beta konvergenzie sa chudobné regióny približujú k ustálenému rastu rýchlejšie ako bohaté (rýchlosť rastu sledovaného ukazovateľa chudobnejšieho regiónu je vyššia ako rýchlosť rastu bohatšieho). Toto tvrdenie je pravdivé len v prípade, že pracujeme s predpokladom jedného ustáleného rastu ekonomiky a rovnakej miery rastu technológie (Barro a Sala-i-Martin 2004). Odhad koeficienta konvergenzie je neskreslený a efektívny len v prípade dodržania základných predpokladov modelu o homoskedasticite a normálnom rozdelení náhodných zložiek a v prípade významnosti modelu ako celku. V prípade, že nastáva konvergenzia na základe vyššie uvedených podmienok, vypočítame jej rýchlosť a polčas konvergenzie. Polčas konvergenzie definujeme ako dobu, za ktorú sa rozdiely medzi najvyspelejším a najmenej rozvinutým regiónom znížia na polovicu. Pre výpočet polčasu konvergenzie vychádzame z hodnoty rýchlosti konvergenzie $-[(1-e^{-\beta T})/T]$ a polčas konvergenzie vyjadríme ako

$$\ln(2) / -[(1-e^{-\beta T})/T] \quad (3.4)$$

Po overení absolútnej Beta konvergenzie použitím vyššie uvedenej závislosti (3.3) budeme testovať vplyvy ďalších vysvetľujúcich premenných, ktoré môžeme do odhadu Beta konvergenzie zahrnúť a tým opísať závislosť komplexnejšie. Nie každý región má rovnakú alebo podobnú politickú úroveň a je územne príbuzný. Z tohto dôvodu odhadneme vplyv geografickej a politickej rozdielnosti skúmaných regiónov, ktorý môže výrazne vplývať na vysvetlenie konvergenzie. Špecifikáciu modelu (3.3) je potrebné doplniť o geograficko-politické premenné, čím však prichádzame k odhadu podmienenej Beta konvergenzie (Barro, Sala-i-Martin 2004). Na tento účel použijeme umelé premenné, pomocou ktorých je možné vplyvy geografickej a politickej rozdielnosti regiónov vysvetliť. Nezahrnutie týchto premenných do modelu by viedlo k nedostatočnej špecifikácii modelu a možnej strate vplyvu geograficko-politických šokov v modeli, čo by

sa odzrkadlilo na náhodnej zložke, a tým by došlo k porušeniu vyššie opísaného predpokladu o náhodnosti (Barro a Sala-i-Martin 2004). Model podmienenej Beta konvergenie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti regiónov formulujeme prostredníctvom regresnej rovnice ako

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = a - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \sum_j \gamma_j D_{i,j} + u_{i0,T} \quad (3.5)$$

kde

j - zoskupenie regiónov na základe ich geograficko-politickej príslušnosti,

γ_j - koeficient geograficko-politickej premennej j ,

$D_{i,j}$ - funkcia príslušnosti. Nadobúda hodnotu 1 v prípade, že región i patrí do zoskupenia j . V prípade, že región i nepatrí do zoskupenia j , nadobúda hodnotu 0.

Parametre umelých, geograficko-politických premenných zachytia nami vysvetlené geograficko-politické postavenie regiónov. Ostatné premenné modelovej špecifikácie (3.5) interpretujeme rovnako ako vo vzťahu (3.3).

Na základe doplnenej špecifikácie modelu (3.5) vzniká otázka, či náhodná zložka, ktorá predstavuje vplyv nečakaných šokov a zmien je v každom období nezávislá od hodnoty počiatočnej úrovne reálneho HDP na obyvateľa v PKS a od predchádzajúcich náhodných šokov. V reálnom ekonomickom živote dochádza k porušeniu tohto predpokladu vplyvom nepredvídateľných udalostí, ktoré však ovplyvňujú len určitú podskupinu ekonomík, napríklad na základe ich hospodárskej aktivity. Najčastejšie uvádzaným príkladom v praxi je vplyv neočakávaných a extrémne nepriaznivých prírodných podmienok v regióne, ktorého hospodársky charakter je silne formovaný poľnohospodárstvom. Takéto neočakávané šoky budú vplývať na región, ktorý je zameraný na poľnohospodárku produkciu inak ako región, ktorý je formovaný priemyselnou produkciou alebo turizmom. V takomto prípade dochádza ku korelácií medzi vysvetľujúcou premennou a náhodnou zložkou, čo môže viesť ku korelácií s oneskorenými náhodnými zložkami. Náhodná zložka by porušila predpoklad o nezávislosti od oneskorených náhodných zložiek alebo od hodnoty počiatočnej úrovne reálneho HDP na obyvateľa v PKS a došlo by k skresleniu odhadu koeficienta konvergenie. Aby sme sa vyhlili skresleniu koeficienta konvergenie a zabezpečili najlepší možný odhad modelu podmienenej Beta konvergenie, špecifikáciu modelu (3.5) rozšírime o premennú, ktorá agregovane odráža ekonomický charakter každého regiónu. Táto štrukturálna premenná

slúži na zavádzanie šokov, ktoré sú nepredvídateľné a vplývajú len na niektoré podskupiny regiónov v závislosti od ich ekonomickej štruktúry. Zavedením štrukturálnej premennej do modelu odbremeníme náhodné zložky od šokov, ktoré sú korelované s vysvetľujúcou premennou a získame tak spoľahlivejší odhad koeficienta konvergenzie. Štrukturálnu premennú označíme s_{it} a vyjadríme pomocou nej šoky vplývajúce na jednotlivé regióny na základe ich štruktúry. Výpočet štrukturálnej premennej definujeme ako vážený súčet priemerného rastu príjmu na pracovníka v jednotlivých sektoroch hospodárstva počas sledovaného intervalu. Váhy predstavujú podiel jednotlivých štruktúr hospodárstva konkrétneho sektora v regióne na celkovom hospodárstve porovnávanom v hodnotách príjmu na pracovníka v počiatočnom období. Štrukturálnu premennú matematicky formulujeme ako

$$s_{it} = \sum_{j=1}^n \omega_{ij,0} [\ln(y_{jT}/y_{j0})/T] \quad (3.6)$$

kde

T - počet sledovaných období,

i - skúmaný región,

j - skúmaný hospodársky sektor,

n - počet skúmaných hospodárskych sektorov j ,

y_{jT} - príjem na pracovníka v sektore j v roku T (v poslednom období),

y_{j0} - príjem na pracovníka v sektore j v roku 0 (v počiatočnom období),

$\omega_{ij,0}$ - váha hospodárskej štruktúry j -teho sektoru v regióne i v roku 0 (v počiatočnom období).

Po zavedení $k-1$ obmien geograficko-politických premenných a štrukturálnej premennej do modelu vytvoríme kompletnú špecifikáciu modelu podmienenej Beta konvergenzie, ktorú zapíšeme ako

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = \alpha - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \sum_j \gamma_j D_{i,j} + \varphi_i S_{it} + u_{i0,T} \quad (3.7)$$

kde

φ_i - parameter štrukturálnej premennej S_{it} . Ostatné premenné sú v špecifikácii modelu totožné so vzťahom (3.5).

Pretože našou snahou je získanie odhadu, ktorý dokáže rýchlosť konvergenzie vyčíslieť čo možno najpresnejšie, v nasledujúcej časti metodológie vysvetlíme vplyv geograficko-politického členenia regiónov prostredníctvom ich multiplikatívnej modifikácie. Pre tento účel vyjadríme závislosť podmienenej Beta konvergenzie (3.5) v tvare

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = a - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \sum_j \gamma_j D_{i,j} \ln(y_{i0}) + u_{i0,T} \quad (3.8)$$

kde

γ_j - koeficient geograficko-politickej premennej j v multiplikatívnom tvare,

$D_{i,j} \ln(y_{i0})$ - funkcia príslušnosti v multiplikatívnom tvare. Nadobúda hodnotu 1 v prípade, že región i patrí do zoskupenia j a hodnotu 0 v prípade, že región i nepatrí do zoskupenia j .

Ostatné premenné modelovej špecifikácie (3.8) interpretujeme rovnako ako vo vzťahu (3.3). Závislosť (3.7) odhadneme tiež s multiplikatívnymi geograficko-politickými premennými ako

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = a - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \sum_j \gamma_j D_{i,j} \ln(y_{i0}) + \varphi_i S_{it} + u_{i0,T} \quad (3.9)$$

kde

φ_i - parameter štrukturálnej premennej S_{it} a ostatné premenné sú v špecifikácii modelu totožné so vzťahom (3.8). Po vypočítaní odhadov špecifikácie (3.5) a (3.7) porovnáme dosiahnuté výsledky s odhadmi (3.8) a (3.9), v ktorých sú pôvodne geograficko-politické premenné nahradené multiplikatívnymi geograficko-politickými premennými a opíšeme prípadne rozdiely.

Po odhadnutí jednotlivých špecifikácii modelu Beta konvergenzie (3.3), (3.5), (3.7), (3.8) a (3.9) pomocou metódy najmenších štvorcov overíme základné predpoklady každého odhadu. Pretože pri týchto odhadoch budeme používať prierezové údaje, len odhad s homoskedastickými a normálne rozdelenými náhodnými zložkami je efektívny a neskreslený.

3.1.2 Bootstrapping údajov

Aby sme mohli prijať predpoklad Beta konvergenzie, potrebujeme overiť základné predpoklady modelu odhadnutého pomocou metódy najmenších štvorcov a zabezpečiť tak efektívny a neskreslený odhad. Jedným zo základných predpokladov, je predpoklad

normálneho rozdelenia náhodnej zložky. Problematika normálneho rozdelenia je veľmi komplexná, a preto jej venujeme osobitné miesto v práci. V literatúre najznámejším postupom na zabezpečenie normálneho rozdelenia je zmena špecifikácie alebo funkčného tvaru modelu, čo si v našom prípade nemôžeme dovoliť. Uvedenými zmenami by sme pozmenili metodiku vysvetlenú podľa jednotlivých vzťahov, a tým aj ráz celej práce. Prípadná nová špecifikácia modelu by nezodpovedala vyššie opísanému teoretickému postupu.

Z dôvodu konzistencie údajovej základne sme sa rozhodli pracovať s údajmi, ktoré máme k dispozícii z dostupných zdrojov a nezmeníme ani tvar modelov. Dáta musíme upraviť tak, aby nestratili schopnosť adekvátnej interpretácie parametrov a aby sme sa mohli spoľahnúť na vypovedaciu hodnotu t a F štatistík. Keďže je koncept overenia prítomnosti konvergenčných tendencií založený na testovaní štatistickej významnosti skúmaných parametrov konvergenencie potrebujeme vyriešiť problém nevhodného rozdelenia náhodných zložiek a tým zabezpečiť dôveryhodnosť a efektivitu odhadu. Normálne rozdelenie náhodnej zložky testujeme na základe Jarquevho Berovho testu. Na overenie hodnôt t a F štatistík modelu, v ktorom sme na základe p hodnoty Jarquevho Berovho testu neprijali hypotézu o normálnom rozdelení náhodnej zložky, použijeme simuláciu pomocou Bootstrappingu. Pri tejto simulácii realizujeme viacnásobný výber s opakovaním z reziduálov, pomocou ktorého vytvoríme nové rozdelenie, ktoré spĺňa predpoklady normálneho rozdelenia (Welsh a Field, 2007). Simulácia je doplnená o generáciu bootstrappingového časového radu použitím náhodných čísel (Wooldridge, 2013). Naším cieľom nie je pomocou Bootstrappingu zabezpečiť normálne rozdelenie použitých údajov, ale pomocou závislosti medzi novou, Bootstrappingom generovanou závislou premennou a pôvodnými nezávislými premennými vytvoriť modely, odhadnuté pomocou metódy najmenších štvorcov alebo váženej metódy najmenších štvorcov. Na základe nových odhadov uložíme získané t a F štatistiky a porovnáme ich s hodnotou z 95 % konfidenčného intervalu. Týmto postupom overíme vypovedaciu hodnotu pôvodne odhadnutých modelov. Bootstrapping teda vytvorí pomocou simulácie 95 % konfidenčný interval, pomocou ktorého vieme overiť vypovedaciu hodnotu pôvodne odhadnutých t a F štatistík. V prípade, že pôvodne testovaná kritická hodnota t alebo F štatistiky patrí do nášho bootstrappingom vygenerovaného 95 % konfidenčného intervalu pre danú t alebo F štatistiku, budeme považovať danú štatistiku za vierohodnú. Týmto spôsobom postupne overíme všetky t štatistiky pre každý parameter modelu a F štatistiku modelu. Simuláciu

nových modelov pomocou Bootstrappingu t a F štatistík sme naprogramovali v programovom prostredí Eviewsu. Postup celej simulácie založenej na iterácií jednotlivých krokov demonštrujeme v nasledujúcom texte. Najskôr odhadneme jednotlivé špecifikácie modelov konvergenencie, ošetríme prípadnú heteroskedasticitu a následne overíme porušenie normálneho rozdelenia náhodnej zložky. Zo špecifikácie, v ktorej prijmem hypotézu o porušení predpokladu normálneho rozdelenia na základe p hodnoty Jarguevho Berovho testu získame rad reziduálov a rad vyrovnaných hodnôt, ktorých hodnoty používame počas trvania celého Bootstrappingu (počet iterácií zadávame individuálne, z dôvodu časového behu programu sme zvolili 1000 iterácií a tak sa nasledujúce kroky vykonávajú v cykle 1000 iterácií). Každá iterácia (z pôvodne uloženého radu reziduálov) náhodným výberom s opakovaním vyskladá rad, ktorý má rovnakú dĺžku ako pôvodne uložený rad reziduálov. Takto novo vzniknutý bootsrappovaný rad reziduálov pripočítame k uloženému radu vyrovnaných hodnôt. Týmto postupom vytvoríme novú závislú premennú a s použitím metódy najmenších štvorcov (v prípade porušenia predpokladu homoskedasticity náhodných zložiek použijeme váženú metódu najmenších štvorcov) odhadneme nový model závislosti, ktorý definujeme na základe pôvodne definovaných vzťahov modelov konvergenencie. Takýto model pozostáva z novovytvorenej závislej premennej a z pôvodne použitých vysvetľujúcich premenných (zmena nastáva len v nahradení pôvodnej závislej premennej novovytvorenou závislou premennou, ktorá bola skonštruovaná pomocou simulácie Bootstrappingu). Z nového odhadu uložíme získané t a F štatistiky, čím ukončíme iteráciu a pokračujeme ďalšou iteráciou, ktorej priebeh je rovnaký. Takto pokračujeme v priebehu všetkých iterácií, z ktorých získame rady simulačne vygenerovaných t a F štatistík. Zo získaných radov štatistík vytvoríme 95 % konfidenčný interval pre danú t štatistiku. Ak t štatistika vypočítaná z pôvodného odhadu modelu patrí do vygenerovaného 95 % konfidenčného intervalu pomocou Bootstrappingu pre príslušnú t štatistiku, považujeme túto za dôveryhodnú. Proces tvorby a overenia konfidenčného intervalu zopakujeme pre každý jeden parameter závislosti a F štatistiku.

3.1.3 Testovanie Sigma konvergenencie

I v prípade overenia konceptu Sigma konvergenencie pracujeme s prierezovými údajmi, a preto sa jeho metodológia týka prierezovej disperzie. Najčastejšie používanými charakteristikami na aplikáciu a testovanie Sigma konvergenencie sú prierezové variačné ukazovatele: prierezový rozptyl, prierezová štandardná odchýlka a prierezový koeficient

variácie. Pomocou variačného koeficienta ϑ_t môžeme porovnať výsledky medzi rôznymi skupinami regiónov, pretože je vyjadrený v percentuálnej miere. Vypočítame ho ako podiel štandardnej odchýlky a priemernej hodnoty reálneho HDP na obyvateľa v PKS. Štandardná odchýlka σ_t je miera odchýlok každého pozorovania v závislosti od priemernej hodnoty HDP na obyvateľa v PKS a vypočítame ju ako súčet štvorcov rozdielov medzi hodnotou reálneho HDP na obyvateľa a jeho priemernou hodnotou. Rozptyl σ_t^2 vyjadruje stupeň odchýlky hodnôt v porovnaní s priemerom a matematicky je formulovaný ako druhá mocnina štandardnej odchýlky.

Pre zjednodušenie si pod označením σ_t^2 predstavíme akúkoľvek prierezovú charakteristiku prirodzeného logaritmu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v čase t . Ak hodnota σ_t^2 v čase klesá, konverguje k svojej priemernej hodnote (k ustálenému rastu). V takomto prípade sledované regióny konvergujú podľa Sigma špecifikácie. Znižovanie σ_t^2 v čase môžeme demonštrovať aj matematickým zápisom ako

$$\sigma_t^2 > \sigma_{t+1}^2 \quad (3.10)$$

V prípade, že tieto charakteristiky rastú alebo oscilujú, sledované regióny nekonvergujú.

Priebeh vypočítaných hodnôt prierezových variačných charakteristík v čase znázorníme prostredníctvom tabuliek a aj pomocou grafov z Eviewsu.

3.1.4 Testovanie vplyvu ďalších determinantov hospodárskeho rastu

Konvergenčné procesy sú dlhodobého charakteru a hospodársky rast je závislý od viacerých determinantov. Aby sme mohli presnejšie opísať rýchlosť konvergenzie, mali by sme poznať ich vplyv. Pri analýze determinantov hospodárskeho rastu pracujeme s panelovými údajmi krajín a časových intervalov a na odhad závislosti použijeme metódu najmenších štvorcov. Odhad modelu podmienenej konvergenzie v závislosti od vybraných determinantov rastu realizujeme bez zahrnutia fixných efektov. Zahrnutie fixných efektov do odhadu modelu by viedlo k skresleniu odhadu koeficienta konvergenzie z dôvodu pridania viacerých vysvetľujúcich premenných (Barro, 2016). Závislou premennou v modeli je ročná miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS a vysvetľujúce premenné na pravej strane rovnice pozostávajú z logaritmu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v základnom období, pomocou ktorého vyčíslime koeficient podmienenej konvergenzie a

d'alších vybraných determinantov hospodárskeho rastu. Vzťah na výpočet vyššie definovanej závislosti zapíšeme vo forme

$$({}_{1/T})\ln(y_T/y_0)_t = \alpha_t + \beta_1 \ln(y_0)_{t-1} + \beta_2 x_{2,t-1} + \dots + \beta_n x_{n,t-1} + u_t \quad (3.11)$$

kde

$({}_{1/T})\ln(y_T/y_0)$ - miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS medzi T a 0 ,

y_0 - reálny HDP na obyvateľa v PKS v roku 0 (v počiatočnom období),

y_T - reálny HDP na obyvateľa v PKS v roku T (v poslednom období),

α_t - parameter úrovňovej konštanty,

β_1 - parameter podmienenej konvergenencie,

$\beta_2, \dots, \beta_n$ - parametre premenných vybraných determinantov rastu,

$x_2, \dots, x_n$ - premenné determinantov rastu,

u_t - náhodná zložka.

Z modelovej špecifikácie (3.11) vidno, že všetky nezávislé premenné sú oneskorené o jeden časový interval. Odhad koeficienta konvergenencie vypovedá o rýchlosti konvergenencie v podmienenom zmysle. Podľa definície podmienenej konvergenencie môžeme prijať záver o konvergencii krajín v podmienenom zmysle v prípade, že odhadnutý koeficient konvergenencie je štatisticky významný a záporný. Pri aktuálnom počte vysvetľujúcich premenných by konvergenca reálneho HDP na obyvateľa v PKS mala implikovať dlhodobú priemernú hodnotu rýchlosti konvergenencie. Dosiahnuté výsledky však vždy závisia od dostupných časových intervalov údajovej základne a počtu pozorovaných regiónov. Odhad modelu podmienenej konvergenencie medzi mierou rastu a vybranými determinantami je vypočítaný metódou najmenších štvorcov, musí byť štatisticky významný a nesmie porušovať základné predpoklady modelu. Homoskedasticitu náhodných zložiek overíme pomocou Breuschovho Paganovho Godfreyovho testu a normálne rozdelenie pomocou Jarquevho Berovho testu. Z dôvodu použitia panelových údajov, v ktorých zahrňame aj časové okamihy, môže nastať prípad, že sú náhodné zložky sériovo korelované a z tohto dôvodu overíme aj prípadnú autokoreláciu prostredníctvom korelogramu.

3.2 Vysvetlenie dynamiky hospodárskeho rastu v Slovenskej republike

V rámci druhej časti metodológie dizertačnej práce vysvetlíme konvergenčný vývoj dynamiky Slovenskej republiky vo vzťahu k Európskej únii. Najdôležitejším ukazovateľom pre vysvetlenie reálnej konverencie a dynamiky hospodárstva je reálny príjem na obyvateľa (ďalej reálny HDP na obyvateľa v PKS), pomocou ktorého vieme modelovať rýchlosť hospodárskeho rastu všade vo svete.

Pre účely analýzy dynamiky Slovenskej republiky zobrazíme časový vývoj hodnôt reálneho HDP na obyvateľa v PKS na Slovensku v porovnaní s priemerom Európskej únie pomocou grafu a následne odhadneme mieru hospodárskeho rastu na Slovensku v závislosti od počiatočnej úrovne reálneho HDP na obyvateľa v PKS a ostatných determinantov rastu tak, ako je to uvedené vo vzťahu (3.11) pomocou metódy najmenších štvorcov.

Model (3.11) je dynamický, pretože na jeho odhad použijeme oneskorenie všetkých vysvetľujúcich premenných o jedno časové obdobie. Odhad modelu musí byť štatisticky významný a nesmie porušovať základné predpoklady modelu, ktoré sme už bližšie špecifikovali v predchádzajúcej časti metodológie. Z odhadu vypočítame hodnoty reziduálov a vyrovnané hodnoty modelu, ktoré porovnáme so skutočnými hodnotami reálneho HDP na obyvateľa v PKS. Pomocou vzťahu (3.11) odhadneme aj budúci hospodársky rast Slovenskej republiky na bezprostredne nasledujúce obdobie.

4 Výsledky práce

Reálnu konvergenciu skúmame z pohľadu krajín a regiónov a pri výpočtoch využívame údajovú základňu panelových a prierezových údajov a časové rady. Odhady modelov na úrovni regiónov dosahujú lepšie vypovedacie hodnoty, pretože údajová základňa regiónov je dostatočne široká. Regionálne prierezové údaje používame pri testovaní Beta a Sigma konvergenzie, ďalej na testovanie konvergenzie v závislosti od vybraných determinantov hospodárskeho rastu používame panelové údaje na úrovni krajín a pre vysvetlenie dynamiky Slovenskej republiky pracujeme s časovými radmi.

4.1 Testovanie Beta konvergenzie

Konvergenciu vybraných 367 regiónov Európy v absolútnom a podmienenom zmysle typu Beta skúmame v rámci intervalového rozloženia na päť časových úsekov:

- od 2000 do 2008,
- od 2000 do 2010,
- od 2008 do 2015,
- od 2010 do 2015,
- od 2000 do 2015.

Na detailné pochopenie a testovanie konvergenzie typu Beta je potrebné skúmať konvergenciu v rámci celého časového intervalu ale aj v rámci podintervalov. Jednotlivé podintervaly sme zvolili z dôvodu dostupnosti vybraných regionálnych ukazovateľov od roku 2000 do 2015. Interval od roku 2000 do 2015 nám poskytne komplexnejší pohľad na celé skúmané obdobie. Rok 2008 sme zvolili zámerne z dôvodu svetovej hospodárskej krízy, pretože nás zaujíma, či sa tento rok stal významným míľnikom na vysvetlenie konvergenzie. Pre rozdelenie intervalu podľa roku 2010 sme sa rozhodli z dôvodu testovania konvergenzie v literatúre (Barro a Sala-i-Martin 2004).

Každý interval sledujeme vo všetkých metodologicky opísaných špecifikáciách modelu Beta konvergenzie (3.3), (3.5), (3.7), (3.8) a (3.9) z dôvodu, že chceme čo najlepšie odhaliť reálne väzby medzi hospodárstvami. Na testovanie absolútnej Beta konvergenzie používame špecifikáciu (3.3) a po pridaní geograficko-politických

premenných a štrukturálnej premennej testujeme podmienenú Beta konvergencie pomocou vzťahov (3.5) a (3.7). Podmienenú konvergenciu sledujeme aj prostredníctvom multiplikatívnej špecifikácie geograficko-politických premenných pomocou vzťahov (3.8) a (3.9). Na odhad modelu absolútnej Beta konvergencie potrebujeme poznať hodnoty reálneho HDP na obyvateľa v PKS za vybrané regióny Európy. V rámci odhadov podmienenej Beta konvergencie zohľadňujeme nielen geograficko-politickú štruktúru jednotlivých regiónov, ale aj vplyv jednotlivých hospodárskych sektorov v regiónoch. Na tento účel potrebujeme čo najlepšie špecifikovať politickú situáciu regiónov v spojitosti s územným rozložením a poznať hodnoty potrebné na výpočet štrukturálnej premennej. Viacerí autori vo svojich výskumoch hovoria o potrebnosti použitia faktora reálneho príjmu na pracovníka alebo reálnych miezd na pracovníka, ktoré sú dosahované v jednotlivých hospodárskych sektoroch (Barro a Sala-i-Martin 2004). Tieto údaje sme však nemohli z dostupných údajových databáz na regionálnej úrovni zoskupiť a preto sme sa na výpočet štrukturálnej premennej rozhodli použiť hodnoty kompenzácie na pracovníka za jednotlivé sektory hospodárstva (Kravec 2016), ktoré sú dostupné z verejných databáz. Disponujeme údajovou základňou o kompenzáciách na pracovníka za vybrané sektory hospodárstva na regionálnej úrovni. Tieto údaje sme prepočítali po zohľadnení inflácie v krajinách, takže sme vyjadrili hodnoty kompenzácií na pracovníka v PKS. Informácie o reálnom HDP na obyvateľa, kompenzáciách na pracovníka a inflácii, ktoré sú potrebnými údajmi na testovanie Beta konvergencie podľa vzťahov (3.3), (3.5), (3.7), (3.8) a (3.9) sme získali z jedného zdroja, z Eurostatu. Rozhodnutie o použití len jedného zdroja informácií plyní z dôvodu zabezpečenia čo najväčšej homogénnosti údajov. Veríme, že homogénnosť zdroja použitých údajov zvyšuje dôveryhodnosť dosiahnutých výsledkov, pretože sú údaje sumarizované len jednou inštitúciou a pravidelne aktualizované, čo nám umožnilo zhromaždiť údaje za najaktuálnejšie časové obdobie.

4.1.1 Odhad absolútnej Beta konvergencie

Na odhad modelu pomocou prvej špecifikácie Beta konvergencie (3.3) je potrebné poznať vzťah medzi rastom reálneho HDP na obyvateľa v PKS a jeho počiatočnej úrovne v základnom období. Model je odhadnutý na základe logaritmickej závislosti medzi závislou a vysvetľujúcou premennou. Na tento účel sme získali hodnoty reálneho HDP na obyvateľa, ktoré sme prepočítali podľa inflácie, takže sme vypočítali reálny HDP na obyvateľa v PKS, ktorý je vyjadrený v eurách za každý rok na obdobie od roku 2000 do 2015. Údajová základňa je tvorená 367 regiónmi Európy na úrovni NUTS II, ktoré spadajú

do 28 krajín Európy. Získané údaje sme upravili na logaritmický tvar a následne vypočítali ročnú mieru rastu ako podiel poslednej a počiatočnej hodnoty reálneho HDP na obyvateľa v PKS a podiel sme vydělili počtom rokov (v závislosti od dĺžky použitého časového intervalu). Ak v práci používame termín ročnej miery rastu reálneho HDP na obyvateľa, alebo priemerného rastu HDP na obyvateľa za rok, myslíme tým priemernú hodnotu reálneho HDP na obyvateľa prepočítaného podľa PKS za rok. Prijatím hypotézy o absolútnej Beta konvergencii overíme, či vybrané regióny Európy konvergujú do približne rovnakého ustáleného rastu. Dokážeme tým tvrdenie, že chudobnejšie regióny konvergujú do ustáleného rastu rýchlejšie ako bohatšie, na základe vyššej miery rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS.

Hypotézu o absolútnej Beta konvergencii pre všetky intervaly sme testovali prostredníctvom prvej špecifikácie modelu (3.3). Dosiahnuté výsledky za všetky časové podintervaly sumarizujeme v tabuľke 1. Pri hodnotení vychádzame z hodnôt odhadnutých pre úrovniovú konštantu α , hodnôt koeficienta konvergenencie β a z hodnôt t štatistík parametrov α a β hodnôt, pomocou ktorých overujeme štatistickú významnosť jednotlivých parametrov. Významnosť modelu ako celku overíme pomocou hodnoty F štatistiky a k nej príslušnej p hodnoty a celkovú vypovedaciu schopnosť modelu určíme na základe hodnoty koeficientu determinácie R^2 . Pre porovnanie vypovedacej schopnosti modelu absolútnej Beta konvergenencie (3.3) bude však v prípade porovnania s modelmi podmienenej Beta konvergenencie (3.5), (3.7), (3.8) a (3.9) rozhodujúcim parametrom korigovaný koeficient determinácie korigovaný R^2 , pretože modely podmienenej Beta konvergenencie odhadnuté podľa týchto vzťahov obsahujú viac vysvetľujúcich premenných, ktorých počet zohľadňuje práve hodnota korigovaného koeficienta determinácie.

Tabuľka 1: Odhad Beta konvergencie (3.3)

Časový interval	2000 - 2008	2000 - 2010	2008 - 2015	2010 - 2015	2000 - 2015
α	0,3249	0,2900	0,1263	0,1066	0,2428
t štatistika α	25,4003	25,6588	6,6705	5,9713	23,8973
p hodnota α	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
β	-0,0298	-0,0271	-0,0114	-0,0087	-0,0223
t štatistika β	-22,6345	-23,2942	-6,0564	-4,8500	-21,3396
p hodnota β	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
F štatistika	512,3185	542,6186	36,6806	23,5229	455,3787
p hodnota F štatistiky	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
R^2	0,5840	0,5978	0,0918	0,0609	0,5564
korigovaný R^2	0,5828	0,5967	0,0893	0,0583	0,5552

Zdroj: Vlastné spracovanie

Model absolútnej Beta konvergencie je vhodný na interpretáciu výsledkov len v prípade, že boli dodržané základné predpoklady modelu. V tabuľke 1 z tohto dôvodu uvádzame len odhady modelu podľa špecifikácie (3.3) pomocou metódy najmenších štvorcov v prípade, že náhodné zložky sú homoskedastické alebo odhady pomocou váženej metódy najmenších štvorcov v prípade nedodržania tohto predpokladu. Hypotézu o homoskedasticite prijímame na základe výsledkov Breuschovho Paganovho Godfreyovho testu a jeho p hodnoty. Odhad každého podintervalu sme testovali pre viaceré špecifikácie a funkčné tvary prípadnej heteroskedasticity a výsledné hodnoty BPG testov uvádzame v prílohách práce. Pre žiaden z analyzovaných podintervalov okrem intervalu 2008-2015 nemožno odstrániť vplyv heteroskedasticity, ktorý je na zabezpečenie efektívneho odhadu rozhodujúci. Z dôvodu neefektívnosti odhadov v rámci intervalov 2000-2008, 2000-2010, 2010-2015 a 2000-2015 nie je možné dosiahnuté hodnoty odhadov interpretovať. Na interpretáciu výsledkov je vhodný len podinterval 2008-2015. Pre nás najpodstatnejším výsledkom analýzy absolútnej Beta konvergenzie je parameter konvergenzie β . Tento parameter je pre interval 2008-2015 negatívny a štatisticky významný, čo sme overili pomocou p hodnoty na hladine významnosti 0,01. Úrovňová konštanta je tiež významná a na základe p hodnoty F štatistiky konštatujeme, že model ako celok je tiež významný. Pristupujeme k hodnoteniu koeficienta determinácie R^2 . Tento koeficient vypovedá o schopnosti vysvetlenia variability závislej premennej pomocou modelu. Koeficient determinácie dosahuje slabú silu vysvetlenia závislej premennej, približne 9 %, čo znamená, že približne 91 % modelu ostáva nevysvetlená a pripadá náhodnej zložke. Slabá

sila vysvetlenia závislej premennej vypovedá o fakte, že v modeli pravdepodobne nie sú obsiahnuté všetky vysvetľujúce premenné, ktoré by mohli vplývať na vysvetlenie ročnej miery rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v závislosti od jeho počiatočnej úrovne. Je vysoko pravdepodobné, že podrobnejšia špecifikácia modelu Beta konvergenencie a doplnenie ďalších vysvetľujúcich premenných dokážu model vysvetliť lepšie, čo však znamená, že Beta konvergenencia nebude ďalej vysvetlená absolútne, ale podmienene. Prípadná nedostatočnosť koeficienta determinácie môže byť spôsobená aj vplyvom nesprávnej špecifikácie rozdelenia premenných. Z tohto dôvodu pristupujeme k overeniu normálneho rozdelenia náhodných zložiek na intervale 2008-2015 pomocou Jarquevho Berovho testu prostredníctvom jeho p hodnoty. Vplyv autokorelácie z dôvodu použitia prierezových údajov netestujeme. Prípadnej autokorelácií by sme vedeli jednoducho predísť prostredníctvom nového zoradenia údajov, pretože nepracujeme s časovými radmi a je možné zvoliť ľubovoľné zoradenie údajovej základne. Vplyv heteroskedasticity a nesprávneho rozdelenia je však zásadný, pretože len homoskedastické a normálne rozdelené náhodné zložky zabezpečia efektívny a neskreslený odhad. Dosiahnuté výsledky Jarquevho Berovho testu vypovedajú o tom, že náhodné zložky nie sú na intervale 2008-2015 normálne rozdelené. Jarquevova Berova štatistika testu normálneho rozdelenia dosahuje hodnotu 105,1367 a p hodnota testu je $<0,0001$, takže hypotézu o normálnom rozdelení neprijímame. Ďalej je vypočítaný koeficient determinácie pre interval 2008-2015 veľmi nízky, model vysvetľuje približne len 9,18 % variability závislej premennej. Pri takto nízkej hodnote koeficientu determinácie v spojitosti s nesplnením predpokladu normálneho rozdelenia modelu konštatujeme, že odhady parametrov modelu absolútnej Beta konvergenencie sú skreslené. Z dôvodu nízkej hodnoty koeficientu determinácie nevidíme ako smerodajné testovať konfidenčné intervaly t a F štatistík pomocou simulácie Bootstrappingu ani pre tento časový interval.

Dosiahnuté výsledky z testovania normálneho rozdelenia nie sú vyhovujúce, hypotézu normálneho rozdelenia nemôžeme prijať pre žiaden z analyzovaných časových intervalov. Nesplnenie predpokladu normálneho rozdelenia modelu vypovedá o fakte, že sa nemôžeme na vypočítané t a F štatistiky spoľahnúť, tieto charakteristiky sú skreslené. Pristupujeme k celkovému hodnoteniu dosiahnutých výsledkov odhadov absolútnej Beta konvergenencie. Pre žiaden časový interval sme nedokázali zabezpečiť neskreslený a efektívny odhad a musíme konštatovať, že medzi rokmi 2000 až 2015 nedochádza k Beta

konvergencii v absolútnom zmysle i napriek tomu, že koeficient Beta konvergenzie bol negatívny a štatisticky významný.

Nesplnenie predpokladov normálneho rozdelenia a homoskedasticity v modeli naznačuje, že modelová špecifikácia (3.3) nie je kompletná a je pravdepodobne potrebné do modelu zahrnúť aj ďalšie vysvetľujúce premenné, ktoré by dokázali model vysvetliť lepšie. Zahrnutím dodatočných vysvetľujúcich premenných do modelu by sme mohli dosiahnuť neskreslený a efektívny odhad. Z vyššie uvedených dôvodov sme sa rozhodli pre odhad podmienenej Beta konvergenzie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti regiónov podľa vzťahu (3.5). Máme za to, že práve dodefinovanie chýbajúcich premenných prispeje k splneniu základných predpokladov modelu a pomôže nám zabezpečiť efektívny a neskreslený odhad Beta konvergenzie, ktorý dokáže konvergenciu vysvetliť v podmienenom zmysle.

4.1.2 Odhad Beta konvergenzie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín

Druhá špecifikácia modelu Beta konvergenzie odhadnutá podľa vzťahu (3.5) vyžaduje pridanie umelých, geograficko-politických premenných, ktoré konštruujeme pomocou priradenia jednotiek a núl v závislosti od ich geografického a politického zastúpenia v Európe. Týmto prístupom sa odkláňame od vyššie opísanej absolútnej špecifikácie Beta konvergenzie a testujeme podmienený koncept Beta konvergenzie. Pomocou núl a jednotiek sme vytvorili 5 umelých premenných Západ, Sever, Stred, Juh a Východ. Ak región spadá podľa geografickej a politickej príslušnosti napríklad do skupiny západných krajín, priradíme mu v umelej premennej Západ jednotku a v ostatných umelých premenných nulu. Tento spôsob priradenia dodržiame v rámci všetkých regiónov, ktorých je spolu 367. Pracujeme s rovnakou údajovou základňou ako v prípade absolútnej Beta konvergenzie. Vybrané regióny pozostávajú z 28 európskych krajín, a nami zostavené rozdelenie regiónov podľa ich geografickej a politickej príslušnosti k vybraným krajinám je takéto:

Západ: Belgické kráľovstvo, Nemecká spolková republika, Írsko, Španielske kráľovstvo, Francúzska republika, Luxemburské veľkovoľvodstvo, Holandské kráľovstvo, Rakúska republika, Portugalsko, Spojené kráľovstvo Veľkej Británie a Severného Írska a Talianska republika,

Sever: Dánske kráľovstvo, Fínska republika a Švédske kráľovstvo,

Stred: Česká republika, Estónska republika, Litovská republika, Lotyšská republika, Maďarsko, Poľská republika, Slovinská republika a Slovenská republika,

Juh: Grécka republika, Bulharská republika, Chorvátska republika, Cyprus a Maltská republika,

Východ: Rumunsko.

Rozdelenie krajín a regiónov podľa ich geografickej a politickej príslušnosti je komplexná záležitosť a záleží od subjektu, ktorý delenie vykonáva. Vyššie uvedené členenie sme vykonali na základe porovnania kultúry, územnej a politickej príbuznosti krajín.

Krajiny patriace do premennej Západ sa nachádzajú v jednej skupine z dôvodu ich územnej príbuznosti a podobnosti ich vnútroštátnej hospodárskej úrovne. V častej miere ide o kráľovstvá alebo monarchie, prípadne o bývalé krajiny kráľovstiev a cisárstiev. Okrem kráľovskej histórie krajiny spája aj vzájomná hospodárska sila na približne rovnakej úrovni, podobnosť v plnení spoločne definovaných cieľov na makroekonomickej úrovni a príznačná je aj porovnateľnosť v oblasti vzdelanostnej úrovne. Okrem uvedeného sa v skupine nachádzajú zakladateľské krajiny Európskej únie.

Premenná Sever zahŕňa regióny 3 typických severských krajín, ktoré sa vyznačujú jednoznačne typickou kultúrou, zvykmi, podnebím, životným štýlom, hospodárstvom a postavením v rámci Európy. Tieto krajiny jednoznačne patria k sebe a nemožno k nim priradiť žiadnu inú z pozorovanej údajovej základne.

Pre začlenenie krajín do premennej Stred sme sa rozhodli z dôvodu ich územnej príbuznosti a z dôvodu ich predchádzajúceho postavenia ako krajín bývalého východného bloku, ktoré patrili pod správu Sovietskeho zväzu. Krajiny spája vyslobodenie sa spod totalitného režimu v približne rovnakom období a následne zdieľanie problémov spojených s transformáciou ekonomiky, hospodárstva a spoločnosti. Tieto krajiny sa v priebehu posledných 30 rokov postupne prispôbovali demokratickému prístupu a trhovému hospodárstvu. Krajiny patriace do tejto skupiny sa často spájajú aj v rámci hospodárskej spolupráce a vedeckého výskumu, príkladom je integračné zoskupenie V4 alebo inštitucionálna spolupráca Litvy, Lotyšska a Estónska.

Ďalšia geograficko-politická premenná Juh spája predovšetkým krajiny rozprestierajúce sa na Balkánskom polostrove a v Stredomorí. Niektoré krajiny z tejto skupiny, napríklad Bulharskú a Chorvátsku republiku môžeme priradiť aj do premennej

Stred ale všetky krajiny priradené do premennej Juh spája priamy prístup k moru, predovšetkým turisticky orientované hospodárstvo a príbuznosť v spôsobe života a mentalite. Z tohto dôvodu sa Chorvátska a Bulharská republika odlišujú od skupiny krajín patriacich do premennej Stred.

Posledná skupina Východ zlučuje regióny len z Rumunska. Pre Rumunsko sme vytvorili samostatnú skupinu z dôvodu, že krajinu nie je možné priradiť k žiadnej z vyššie definovaných geograficko-politických skupín. Regióny Rumunska nie sú znakovito príbuzné z oblasti historického vývoja, hospodárstva, jazyka, kultúry ani životného štýlu k ostatným skupinám krajín a regiónov.

Podrobné rozdelenie regiónov v závislosti od ich regionálnej a krajinej príslušnosti uvádzame v prílohách práce. Na základe tohto členenia regiónov, sme vytvorili 5 umelých premenených D_1 , D_2 , D_3 , D_4 a D_5 , ktoré vysvetľujú vyššie opísané rozdiely v geografii a politike medzi krajinami Európy (D_1 - Západ D_2 - Sever, D_3 - Stred, D_4 - Juh, D_5 - Východ). Do modelu môžeme začleniť maximálne $k-1$ obmien, teda maximálne štyri umelé premenné a vzťah (3.5) zapíšeme ako

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = a - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + u_{i0,T} \quad (4.1)$$

kde

γ_1 - parameter premennej *Západ* = D_1 ,

γ_2 - parameter premennej *Sever* = D_2 ,

γ_3 - parameter premennej *Stred* = D_3 ,

γ_4 - parameter premennej *Juh* = D_4 .

Parametre umelých, geograficko-politických premenných zachytia nami vysvetlené geograficko-politické postavenie regiónov. Ostatné premenné modelovej špecifikácie (4.1) interpretujeme rovnako ako vo vzťahu (3.3).

Zahrnutím vyššie špecifikovaných umelých premenných do modelu absolútnej Beta konvergenencie zohľadníme vplyv geografických a politických disparít medzi jednotlivými regiónmi, čím sa stáva predmetom nášho skúmania podmienená Beta konvergenca. Dôležitým poznatkom z takejto analýzy Beta konvergenencie bude zistenie, či sú rozdiely vyplývajúce z geografickej a politickej príslušnosti krajín podstatné a významne vplývajú na dosiahnuté odhady pôvodného modelu Beta konvergenencie vypočítané pomocou

špecifikácie (3.3). Geograficko-politické vplyvy budeme testovať pomocou špecifikácie odhadnutej podľa vzťahu (4.1). Prípadne rozdiely prameniace z geografickej a politickej príslušnosti môžu viesť k spomaleniu konvergenčných tendencií smerom k ustálenému rastu. Výslednou snahou zoskupovania a vzájomnej konvergencie krajín Európy do jedného celku Európskej únie je práve zaručenie ich homogénosti, o ktoré sa krajiny Európy usilujú vplyvom splnenia dohodnutých konvergenčných kritérií, ktoré sú rovnaké pre všetkých aj potenciálnych členov. Dôvodom zavedenia regionálnych umelých premenných je predpoklad, že rozdiely medzi regiónmi budú pravdepodobne menšie ako rozdiely medzi krajinami.

Hypotézu podmienenej Beta konvergencie sme testovali prostredníctvom vzťahu (4.1). Pôvodný model absolútnej Beta konvergencie vyjadrujúci závislosť medzi rastom reálneho HDP na obyvateľa v PKS a jeho hodnoty v základnom období sme doplnili o $k-1$ obmien geograficko-politických premenných. Použili sme premenné: Západ, Sever, Stred a Juh. Údajová základňa pre tento odhad pozostáva z 367 regiónov Európy na úrovni NUTS II, ktoré územne spadajú pod 28 krajín Európy. Dosiahnuté výsledky odhadu pre všetky časové podintervaly uvádzame v tabuľke 2. Pri hodnotení výsledkov vychádzame z hodnôt odhadnutých pre úrovnovú konštantu α , hodnôt parametrov Beta konvergenzie β a odhadnutých hodnôt parametrov geograficko-politických premenných Západ - γ_1 , Sever - γ_2 , Stred - γ_3 a Juh - γ_4 . Štatistickú významnosť parametrov sme zhodnotili na základe k nim prislúchajúcich hodnôt t štatistik a p hodnôt. Významnosť modelu ako celku overíme prostredníctvom hodnoty F štatistiky a k nej prislúchajúcej p hodnoty a celkovú vypovedaciu schopnosť daného odhadu určíme na základe hodnoty koeficientu determinácie R^2 . Pre porovnanie vypovedacej schopnosti odhadov absolútnej Beta konvergenzie pomocou vzťahu (3.3) a podmienenej Beta konvergenzie pomocou vzťahu (4.1) je však rozhodujúci korigovaný koeficient determinácie korigovaný R^2 , pretože odhad podmienenej Beta konvergenzie vypočítaný pomocou vzťahu (4.1) obsahuje v porovnaní so vzťahom (3.3) navyše 4 vysvetľujúce premenné.

Tabuľka 2: Odhad Beta konvergencie (4.1)

Časový interval	2000 - 2008	2000 - 2010	2008 - 2015	2010 - 2015	2000 - 2015
α	0,1644	0,1618	0,1234	0,0892	0,1571
t štatistika α	10,0364	11,2320	6,3025	4,6342	12,0542
p hodnota α	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
β	-0,0123	-0,0129	-0,0099	-0,0057	-0,0124
t štatistika β	-6,9203	-8,2162	-4,8789	-2,8649	-8,7857
p hodnota β	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0044	<0,0001
γ_1	-0,0163	-0,0157	-0,0128	-0,0131	-0,0140
t štatistika γ_1	-7,8970	-8,6682	-6,4727	-7,0470	-8,5586
p hodnota γ_1	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_2	-0,0112	-0,0111	-0,0132	-0,0150	-0,0114
t štatistika γ_2	-3,7009	-4,1710	-4,3189	-5,1504	-4,7546
p hodnota γ_2	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_3	-0,0015	-0,0102	-0,0345	-0,0300	-0,0177
t štatistika γ_3	-0,6503	-5,0862	-14,0729	-12,7905	-9,7383
p hodnota γ_3	0,5159	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_4	0,0357	0,0280	-0,0016	-0,0014	0,0169
t štatistika γ_4	11,5720	10,3403	-0,5103	-0,4408	6,9069
p hodnota γ_4	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,6596	<0,0001
F štatistika	202,4591	214,6906	56,7580	42,9990	183,7017
p hodnota F štatistiky	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
R^2	0,7371	0,7483	0,4415	0,3746	0,7190
korigovaný R^2	0,7335	0,7449	0,4337	0,3658	0,7151

Zdroj: Vlastné spracovanie

Odhad podmienenej Beta konvergencie vypočítaný podľa vzťahu (4.1) je vhodný na interpretáciu výsledkov len v prípade, že boli dodržané základné predpoklady modelu. Z tohto dôvodu sme každý odhad testovali pre hypotézy rôznych funkčných tvarov a špecifikácií prípadnej heteroskedasticity pomocou Breuschovho Paganovho Godfreyovho testu a k nemu prislúchajúcej p hodnoty a pre hypotézu o normálnom rozdelení náhodných zložiek pomocou Jarquevho Berovho testu a jeho p hodnoty. Výsledky BPG a JB testov uvádzame v prílohe dizertačnej práce. V tabuľke 2 uvádzame odhady až po aplikácii váženej metódy najmenších štvorcov, pretože náhodné zložky neboli po aplikácii metódy najmenších štvorcov homoskedastické pre žiadny z časových podintervalov. Príslušné váhy pre tieto odhady sme vypočítali ako lineárnu kombináciu všetkých vysvetľujúcich premenných, ale účinky silnej heteroskedasticity v modeloch nebolo možné vplyvom váženej metódy najmenších štvorcov odstrániť, a preto sa na odhady nemôžeme

spoľahnúť. Odhady nie sú efektívne a rozptyl reziduálov nie je minimálny. Pristupujeme k testovaniu normálneho rozdelenia. Hypotézu normálneho rozdelenia náhodných zložiek neprijímame na základe hodnôt Jarquevho Berovho testu a jeho p hodnoty ani pre jeden odhad v rámci žiadneho časového podintervalu. Podmienka normálneho rozdelenia nie je splnená, na vypočítané t a F štatistiky odhadov sa nemôžeme spoľahnúť, sú skreslené. Len interval 2008-2015 dosiahol hodnotu testu 6,4328 a jeho p hodnota je vo výške 0,0401, čo svedčí o predpoklade, že sme sa k normálnemu rozdeleniu náhodných zložiek aspoň priblížili. Hypotézu o homoskedasticite a normálnom rozdelení by sme mohli prijať v prípade odhadu modelu prostredníctvom iného funkčného tvaru, alebo pridaním ďalších vysvetľujúcich premenných. Usudzujeme, že pridaním štrukturálnej premennej do modelu podmienenej Beta konvergenzie docielime odhady, ktoré už budú efektívne a neskreslené. V prípade zmeny funkčného tvaru by sme sa ale odklonili od vysvetlenej metodológie, čo je v prípade analýzy konvergenzie v rámci dizertačnej práce nežiaduce. Na základe vyššie uvedených dôvodov považujeme aplikáciu simulácie Bootstrappingu na odhadnutie 95 % konfidenčných intervalov t a F štatistik odhadov podmienenej Beta konvergenzie so zohľadnením geografickej a politickej príslušnosti regiónov za zbytočnú, odhady by boli i napriek prípadnej úspešnosti simulácie neefektívne.

Z dôvodu neefektívnosti a skreslenosti sa nemôžeme na vypočítané odhady podmienenej Beta konvergenzie podľa špecifikácie (4.1) spoľahnúť a interpretovať takéto výsledky i keď boli odhadnuté koeficienty konvergenzie β štatisticky významné a negatívne. Zaujímavými sú ale vypočítané hodnoty parametrov geograficko-politických premenných a hodnôt korigovaných koeficientov determinácie. Tieto odhady sú skoro vo všetkých časových podintervaloch štatisticky významné. Štatisticky nevýznamným je len parameter γ_3 pri premennej Stred pre interval 2000-2008 a parameter γ_4 pri premennej Juh v prípade intervalu 2010-2015. Významnosť všetkých ostatných parametrov geograficko-politických premenných vypovedá o tom, že územno-politické členenie regiónov vplyva na vysvetlenie konvergenzie. Korigovaný koeficient determinácie sa pridaním dodatočných vysvetľujúcich premenných značne zvýšil v prípade každého z pozorovaných časových podintervalov o približne 15 až 30 percentuálnych bodov, čo vypovedá o vhodnosti pridania geograficko-politických premenných do modelu Beta konvergenzie, ktorú sme odhadli prostredníctvom špecifikácie (3.3). Odhadnuté modely sú síce neefektívne a skreslené, ale variabilita rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS je vysvetlená modelom podmienenej Beta konvergenzie (4.1) stredne silnou mierou závislosti. Zvýšenie

korigovaného koeficientu konvergenzie v súčinnosti so štatistickou významnosťou koeficienta konvergenzie a geograficko-politických premenných nás utvrdzuje o správnosti pridania dodatočných, vysvetľujúcich premenných do modelu Beta konvergenzie. Napriek faktu, že výsledky stále nie sú dostačujúce, aby sme mohli plnohodnotne interpretovať vypočítané odhady, ide o dôležitý poznatok na ceste za komplexnou špecifikáciou modelu, ktorá by mohla zabezpečiť efektívny a neskreslený odhad rýchlosti konvergenzie.

Pod nesplnenými predpokladmi homoskedasticity a normálneho rozdelenia vidíme nekompletnosť modelovej špecifikácie (4.1). Pravdepodobne existujú medzi jednotlivými hospodárskymi sektormi v regiónoch tak značné rozdiely, že ich nie je možné zachytiť pomocou vzťahu (3.3) alebo (4.1) a dôsledkom čoho zlyháva aj odhad pomocou váženej metódy najmenších štvorcov. Z tohto dôvodu bude predmetom nášho ďalšieho skúmania odhad modelu pomocou tretej modelovej špecifikácie (3.7). Táto špecifikácia modelu podmienenej Beta konvergenzie zahŕňa okrem $k-1$ obmien geograficko-politických premenných aj štrukturálnu premennú, ktorá zohľadňuje rozdelenie regiónov na základe ich ekonomickej a hospodárskej podstaty. Pomocou štrukturálnej premennej vytvoríme ešte podrobnejší pohľad na dynamiku hospodárstiev. Veríme, že podrobnejšia špecifikácia modelu Beta konvergenzie a pridanie štrukturálnej premennej do špecifikácie (4.1) prispeje k splneniu základných predpokladov modelu a pomôže zabezpečiť významný, efektívny a neskreslený odhad podmienenej Beta konvergenzie, ktorý budeme môcť plnohodnotne interpretovať.

4.1.3 Odhad Beta konvergenzie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín a štrukturálnej rozdielnosti hospodárskych sektorov v regiónoch

Tretia špecifikácia modelu podmienenej Beta konvergenzie pozostáva z pridania štrukturálnej premennej vyjadrujúcej hospodársky charakter regiónu do modelovej špecifikácie (4.1). Na konštrukciu štrukturálnej premennej potrebujeme získať hodnoty reálneho príjmu na obyvateľa v regiónoch za jednotlivé odvetvia hospodárstva. Príjmy obyvateľstva v jednotlivých sektoroch ekonomiky nie je jednoduché získať, nami dostupné zdroje nedisponujú údajmi v požadovanom rozsahu, a preto sme sa pri výpočte štrukturálnej premennej rozhodli použiť údaje o kompenzáciách na pracovníka v jednotlivých sektoroch ekonomiky, ktoré sú dostupné na úrovni regiónov podľa členenia NUTS II. Tieto údaje vypovedajú o príjmoch obyvateľov a odrážajú aj charakter každého regiónu vzhľadom na jeho hospodárske aktivity. Hospodárstvo členíme z hľadiska

dostupnosti údajov, ktoré ponúka Eurostat na sektory: poľnohospodárstvo, lesy a rybárčenie; umenie; stavebníctvo; financie, poisťovníctvo a služby; priemysel (bez stavebníctva), výrobný priemysel; informačné a komunikačné technológie; verejný sektor; doprava; nehnuteľnosti; technológie a turizmus. Každý sektor vyjadruje hodnotu kompenzácie na pracovníka v danom sektore v eurách. Aby sme poznali reálne príjmy obyvateľstva, prepočítali sme hodnoty kompenzácie na pracovníka v danom sektore po zohľadnení inflácie v krajine, čím sme vypočítali kompenzácie na pracovníka v PKS. Pri konštrukcii štrukturálnej premennej musíme prepočítané hodnoty kompenzácie na pracovníka po zohľadnení inflácie za všetky sektory agregovať v závislosti od váhy daného sektoru. Tieto váhy sme vypočítali ako podiel sektoru daného regiónu na celohospodárskom vyjadrení kompenzácií pracovníka daného regiónu. Sčítaním vážených hodnôt kompenzácií na pracovníka za všetky sektory v jednotlivých rokoch získame hodnoty štrukturálnej premennej. Pridaním štrukturálnej premennej do modelu (4.1) zohľadníme vplyv regiónov s mimoriadne rozvinutými oblasťami hospodárstva oproti menej rozvinutým. Na vysvetlenie tohto aspektu uvedieme príklad. Predpokladáme, že regióny s mimoriadne rozvinutým priemyslom sú na inej úrovni ako regióny, ktorých produkcia je výrazne tvorená napríklad poľnohospodárstvom. Potenciálne rozdiely medzi jednotlivými sektormi hospodárstva v regióne výrazne vplývajú na homogénnosť celej krajiny a prispievajú k spomaleniu konvergenzie v rámci Beta špecifikácie. Vzťah po zavedení k $k-1$ obmien geograficko-politických premenných a štrukturálnej premennej do modelu zapíšeme ako

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = a - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \gamma_3 D_3 + \gamma_4 D_4 + \varphi_i S_{it} + u_{i0,T} \quad (4.2)$$

kde

φ_i - parameter štrukturálnej premennej S_{it} a ostatné premenné sú v špecifikácii modelu totožné so vzťahom (4.1).

Zavedením geograficko-politických premenných do pôvodnej špecifikácie modelu absolútnej Beta konvergenzie (3.3) zohľadňujeme rozdelenie krajín z hľadiska ich územnej a politickej stránky. Pridaním štrukturálnej premennej zohľadňujeme delenie regiónov na základe ich ekonomickej podstaty. Zahrnutím oboch typov premenných sme vytvorili komplexnejší pohľad na dynamiku hospodárstiev v jednotlivých regiónoch a krajinách a na ich základe môžeme lepšie vysvetliť vzťahy medzi nimi.

Hypotézu podmienenej Beta konvergenzie sme overili na základe špecifikácie modelu odhadnutej pomocou vzťahu (4.2). Údajovú základňu sme v tomto prípade rozšírili o hodnoty vypočítanej štruktúrálnej premennej. Rozšírená údajová základňa pozostáva z údajov o 367 regiónoch Európy na úrovni NUTS II, ktoré sa územne rozprestierajú na 28 krajinách Európy. Dosiahnuté výsledky odhadov všetkých vysvetľujúcich premenných v rámci všetkých časových podintervalov sumarizujeme v tabuľke 3. Ide o hodnoty odhadov úrovňovej konštanty α , hodnoty parametrov Beta konvergenzie β , hodnoty odhadnutých geograficko-politických premenných Západ - γ_1 , Sever - γ_2 , Stred - γ_3 a Juh - γ_4 , hodnoty štruktúrálnej premennej ϕ a hodnoty k nim prislúchajúcim t štatistík a p hodnoty, pomocou ktorých overíme štatistickú významnosť jednotlivých parametrov. Významnosť modelu ako celku overíme prostredníctvom hodnoty F štatistiky a k nej prislúchajúcej p hodnoty a celkovú vypovedaciu schopnosť daného odhadu určíme na základe hodnôt koeficientu determinácie R^2 a korigovaného koeficientu determinácie korigovaný R^2 z dôvodu porovnateľnosti dosiahnutých výsledkov aj s výsledkami odhadov absolútnej a podmienenej Beta konvergenzie, ktoré boli odhadnuté prostredníctvom vzťahov (3.3) a (4.1).

Tabuľka 3: Odhad Beta konvergencie (4.2)

Časový interval	2000 - 2008	2000 - 2010	2008 - 2015	2010 - 2015	2000 - 2015
α	0,0357	0,0388	0,0307	0,0235	0,0194
t štatistika α	9,0934	10,3697	7,9188	1,9041	6,3617
p hodnota α	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0577	<0,0001
β	-0,0065	-0,0055	-0,0023	0,0003	-0,0022
t štatistika β	-4,5137	-4,2173	-1,6946	0,2380	-2,0412
p hodnota β	<0,0001	<0,0001	0,0911	0,8120	0,0420
γ_1	0,0026	-0,0082	-0,0164	-0,0127	-0,0026
t štatistika γ_1	1,3146	-4,1585	-12,4246	-10,4862	-1,9277
p hodnota γ_1	0,1896	<0,0001	<0,0001	<0,0001	0,0548
γ_2	0,0031	-0,0079	-0,0225	-0,0198	-0,0076
t štatistika γ_2	1,5395	-3,9019	-11,3794	-10,9505	-5,4588
p hodnota γ_2	0,1246	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_3	-0,0030	-0,0145	-0,0279	-0,0169	-0,0146
t štatistika γ_3	-1,4292	-6,3613	-16,6138	-10,2956	-10,3701
p hodnota γ_3	0,1539	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_4	0,0155	0,0230	0,0042	-0,0028	0,0101
t štatistika γ_4	7,4481	8,2937	1,9480	-1,3998	7,3451
p hodnota γ_4	<0,0001	<0,0001	0,0522	0,1625	<0,0001
φ	0,3790	0,2933	0,5240	0,4655	0,5812
t štatistika φ	19,9220	10,6388	23,8273	25,3924	24,2570
p hodnota φ	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
F štatistika	256,5196	214,4841	188,3381	191,7667	504,0004
p hodnota F štatistiky	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
R^2	0,8230	0,7954	0,7661	0,7693	0,9027
korigovaný R^2	0,8198	0,7917	0,7620	0,7653	0,9009

Zdroj: Vlastné spracovanie

Zahrnutím oboch typov premenných do modelu (3.3) sa zvýšil koeficient determinácie aj korigovaný koeficient determinácie R^2 pre všetky odhady v rámci všetkých časových podintervalov približne o 10 až 35 percentuálnych bodov (v porovnaní so špecifikáciou (4.1)). Variabilita rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS je v prípade kompletnej modelovej špecifikácie (4.2) so zohľadnením geograficko-politického rozdelenia regiónov a ekonomického vývoja v jednotlivých hospodárskych sektoroch vysvetlená komplexnejšie. Náhodnej zložke pripadá v porovnaní s výsledkami odhadov vypočítaných prostredníctvom vzťahu (3.3) alebo (4.1) menší pomer, približne len 10 až 24 %, takže jednotlivé odhady sú vysvetlené silnou mierou závislosti.

Odhad podmienenej Beta konvergenie vypočítaný podľa vzťahu (4.2) je vhodný na interpretáciu výsledkov z hľadiska splnenia predpokladu homoskedasticity pre všetky časové podintervaly okrem intervalu 2000-2010. Na zabezpečenie efektívneho odhadu sme ale odhady pre intervaly 2000-2008, 2000-2010 a 2000-2015 vypočítali pomocou váženej metódy najmenších štvorcov, čím sme odstránili vplyv heteroskedasticity. Ukázalo sa, že nedostatočná špecifikácia modelov Beta konvergenie v prípade vzťahov (3.3) a (4.1) spôsobovala heteroskedasticitu a pridaním geograficko-politických premenných a štrukturálnej premennej sme zabezpečili dostatočné vysvetlenie variability modelu až do miery, že odhady vypočítané prostredníctvom jednoduchšej metódy najmenších štvorcov alebo pomocou lineárnej kombinácie váh vysvetľujúcich premenných prostredníctvom váženej metódy najmenších štvorcov dokázali odstrániť problém neefektívneho odhadu. Na základe ďalšieho testovania hypotézy o homoskedasticite náhodných zložiek pomocou Breuschovho Paganovho Godfreyovho testu a jeho p hodnoty pre rôzne funkčné tvary a špecifikácie heteroskedasticity sme prišli k záveru, že nemôžeme odstrániť účinky heteroskedasticity pomocou pridania viacerých vysvetľujúcich premenných a ani pomocou aplikácie váženej metódy najmenších štvorcov len pre časový podinterval 2000-2010. Výsledky BPG testov za všetky intervaly a k nim prislúchajúce p hodnoty uvádzame v prílohe práce. Zmena funkčného tvaru modelu neprichádza do úvahy a z dôvodu neefektívnosti odhadu v rámci podintervalu 2000-2010 tento nehodnotíme. Keďže sme dosiahli homoskedastické náhodné zložky pre všetky ostatné intervaly, pristupujeme k testovaniu hypotézy normálneho rozdelenia. Prijatie hypotézy normálneho rozdelenia náhodných zložiek je realizované pomocou p hodnoty Jarqueovho Berovho testu. Dosiahnuté hodnoty JB štatistík a k nim prislúchajúcich p hodnôt uvádzame v tabuľke 4.

Tabuľka 4: Výsledky Jarquevho Berovho testu (4.2)

Časový interval	Jarque Bera štatistika	p hodnota
2000 - 2008	9,8674	0,0072
2000 - 2010	48,8643	<0,0001
2008 - 2015	1964,4010	<0,0001
2010 - 2015	6927,2890	<0,0001
2000 - 2015	0,0017	0,9992

Zdroj: Vlastné spracovanie

Na základe Jarquevho Berovho testu prijímame hypotézu o normálnom rozdelení náhodných zložiek len pre interval 2000-2015. Podmienená konvergenca typu Beta odhadnutá pomocou modelovej špecifikácie na základe vzťahu (4.2) spĺňa pre interval 2000-2015 všetky predpoklady modelu. Vypočítaný odhad na tomto intervale je efektívny a neskreslený, hodnota koeficienta konvergenzie β dosahuje po aplikácii váženej metódy najmenších štvorcov hodnotu -0,0022, koeficient konvergenzie je záporný a štatisticky významný. Model je ako celok štatisticky významný, čo sme potvrdili na základe F štatistiky a k nej prislúchajúcej p hodnoty. Korigovaný koeficient determinácie R^2 dosahuje hodnotu 90,09 %, čo znamená silnú mieru závislosti variability rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS vysvetlenej podľa kompletnej špecifikácie podmienenej Beta konvergenzie, odhadnutej prostredníctvom vzťahu (4.2). Model je špecifikovaný správne, odhad spĺňa všetky predpoklady modelu a môžeme ho použiť na interpretáciu a odvodenia záverov o konvergencii 367 regiónov Európy. Prijímame hypotézu podmienenej Beta konvergenzie v rámci intervalu 2000-2015. Vybraných 367 regiónov z 28 európskych krajín konverguje v podmienenom zmysle rýchlosťou približne 0,2238 % za rok, ktorú sme vypočítali na základe vzťahu o rýchlosti konvergenzie $-\left[(1-e^{-\beta T})/T\right]$, kde $T=15$. Na základe takejto rýchlosti konvergenzie, najmenej rozvinutý región dobehne najviac rozvinutý za približne 309,72 rokov. Polčas konvergenzie sme vypočítali prostredníctvom vzťahu (3.4), kde $-\left[(1-e^{-\beta T})/T\right]=0,002238$. Získaná hodnota rýchlosti konvergenzie vo vybraných krajinách Európy je podstatne nižšia v porovnaní s rýchlosťou konvergenzie dosiahnutej v USA približne 2 % za rok.

Pristupujeme k interpretácii výsledkov pre ostatné intervaly. Koeficient konvergenzie β dosiahol v prípade podintervalu 2000-2008 negatívnu hodnotu -0,0065 a je štatisticky významný. Model ako celok je významný a je vysvetlený silnou mierou závislosti, približne 81,98 %. Náhodné zložky sú homoskedastické, ale nemôžeme prijať hypotézu o ich normálnom rozdelení. Odhad podintervalu 2000-2010 je skreslený a neefektívny i napriek štatistickej významnosti koeficienta konvergenzie, ktorý dosiahol negatívnu hodnotu, a z tohto dôvodu tento interval neinterpretujeme. V prípade podintervalu 2008-2015 je koeficient konvergenzie β štatisticky významný až na hladine významnosti 0,1 a dosiahol negatívnu hodnotu vo výške -0,0023. Model ako celok je aj v tomto prípade štatisticky významný a variabilita priemerného rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS je vysvetlená stredne silnou až silnou mierou závislosti, približne 76,20 %. Ďalej sme prijali hypotézu o homoskedasticite náhodných zložiek, ale neprijali

sme hypotézu o ich normálnom rozdelení. V poslednom podintervale 2010-2015 dosiahol koeficient konvergenzie β pozitívnu hodnotu 0,003 a je štatisticky nevýznamný, a preto hodnotíme, že medzi rokmi 2010 až 2015 nedochádza k podmienenej Beta konvergencii.

Na základe neprijatia hypotézy o normálnom rozdelení náhodných zložiek konštatujeme skreslenosť odhadov vypočítaných pre intervaly 2000-2008 a 2008-2015. Z dôvodu skreslenosti sa nemôžeme na t a F štatistiky odhadov spoľahnúť, a preto aplikujeme simuláciu Bootstrappingu t a F štatistík, pomocou ktorej vypočítame 95 % konfidenčné intervaly týchto štatistík a porovnáme, či hodnoty t a F štatistík z odhadu podmienenej Beta konvergenzie pomocou váženej metódy najmenších štvorcov pre interval 2000-2008 a pomocou metódy najmenších štvorcov pre interval 2008-2015 sú v rámci Bootstrappingom generovaných 95 % konfidenčných intervalov. Ak sa t a F štatistiky nachádzajú v rámci týchto intervalov, považujeme tieto štatistiky za vierohodné a odhady za neskreslené i napriek faktu, že sme neprijali hypotézu o normálnom rozdelení náhodných zložiek. Nasimulované hodnoty konfidenčných intervalov t a F štatistík v porovnaní s ich skutočnými hodnotami uvádzame v tabuľke 5.

Tabuľka 5: Simulácia t a F štatistík pomocou Bootstrappingu (4.2)

Časový interval	2000-2008			2008-2015		
Kritická hodnota	Dolný kvantil	Parameter	Horný kvantil	Dolný kvantil	Parameter	Horný kvantil
t štatistika β	-5,5903	-4,5137	-2,4271	-4,2963	-1,6946	-0,8791
t štatistika γ_1	-0,4229	1,3146	2,6957	-13,122	-12,4246	-9,1215
t štatistika γ_2	-0,7234	1,5395	2,7862	-14,6228	-11,3794	-10,382
t štatistika γ_3	-3,2181	-1,4292	0,0838	-15,5534	-16,6138	-12,481
t štatistika γ_4	4,3459	7,4481	8,1067	-0,5776	1,9480	2,6126
t štatistika φ	14,9300	19,9228	19,8991	-5,8482	23,8273	-2,1953
F štatistika	163,4521	256,5196	266,0400	127,253	188,3381	210,2142

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z výsledkov simulácie konfidenčných intervalov t a F štatistík pomocou Bootstrappingu údajov vyplýva, že každá z analyzovaných štatistík sa pre interval 2000-2008 nachádza vnútri Bootstrappingom generovaného konfidenčného intervalu. Na vypočítané t a F štatistiky odhadu sa teda môžeme spoľahnúť. Výsledok simulácie tohto intervalu sme mohli predpokladať aj na základe Jarquevho Berovho testu, ktorého hodnota je 9,8674 a p

hodnota tohto testu dosahuje hodnotu 0,0072. Spomedzi odhadovaných intervalov nespĺňajúcich predpoklad normálneho rozdelenia dosahuje tento test najnižšiu hodnotu. Z tohto dôvodu vyslovujeme tvrdenie o neskreslenosti odhadu. Odhad Beta konvergenzie je efektívny, neskreslený a vhodný na interpretáciu rýchlosti konvergenzie. Pristúpime k hodnoteniu výsledkov simulácie Bootstrappingom pre interval 2008-2015. Hodnoty t štatistík parametrov γ_3 a ϕ sa pre interval 2008-2015 nenachádzajú v rámci Bootstrappingom generovaných konfidenčných intervalov a možno o ich spoľahlivosti pochybovať. Hodnota Jarquevho Berovho testu je až 1964,4010 s p hodnotou $<0,0001$, čo vypovedá o hrubom porušení normálneho rozdelenia náhodných zložiek. Z tohto dôvodu nemôžeme potvrdiť vypovedacie schopnosti t štatistík pre parametre γ_3 a ϕ . T štatistiky ostatných parametrov a F štatistika sa nachádzajú vnútri Bootstrappingom generovaného konfidenčného intervalu a môžeme sa na ich hodnoty spoľahnúť.

Odhad podmienenej Beta konvergenzie na základe vzťahu (4.2) spĺňa všetky potrebné predpoklady len pre intervaly 2000-2008 a 2000-2015. Vypočítané odhady konvergenzie sú v rámci týchto intervalov efektívne a neskreslené. Hodnota parametra podmienenej konvergenzie β na intervale 2000-2008 dosahuje po aplikácii metódy najmenších štvorcov a overení vypovedacej schopnosti jednotlivých t a F štatistík hodnotu -0,0065. Koeficient konvergenzie je záporný a štatisticky významný, takže na intervale 2000-2008 dochádza k podmienenej Beta konvergencii s rýchlosťou konvergenzie rovnou približne 0,6676 %, čo sme vypočítali pomocou vzťahu $[(1-e^{-\beta T})/T]$, kde $T=8$. V takomto prípade najmenej rozvinutý región dobehne najviac rozvinutý región za približne 103,83 rokov. Polčas konvergenzie sme vypočítali prostredníctvom vzťahu (3.4) kde $[(1-e^{-\beta T})/T]=0,006676$. Rýchlosť konvergenzie je v porovnaní s vypočítanou rýchlosťou konvergenzie počas celej doby pozorovania medzi rokmi 2000 a 2015 podstatne vyššia, hodnota koeficienta konvergenzie na intervale 2000-2015 dosahuje hodnotu -0,0022, čo predstavuje rýchlosť konvergenzie približne 0,2238 % a polčas konvergenzie približne 309,72 rokov. Ak by sme pre porovnanie zvažili aj interval 2008-2015, vidíme, že sa hodnota parametra konvergenzie β rovná -0,0023, čo determinuje približne rovnakú rýchlosť a polčas podmienenej konvergenzie ako v prípade celého časového intervalu 2000-2015. Tento odhad by sme mali z tohto dôvodu do výsledkov zahrnúť i napriek slabej štatistickej významnosti parametra konvergenzie na úrovni 0,1 a nesplnenému predpokladu normálneho rozdelenia.

Z našich výsledkov vyplýva, že 367 regiónov, ktoré spadajú do územia 28 krajín Európy konvergovalo v podmienenom zmysle v období od roku 2000 do roku 2015 priemernou rýchlosťou 0,2238 % za rok. Tieto regióny podmienene konvergovali v období od roku 2000 do roku 2008 rýchlejšie, priemernou rýchlosťou 0,6678 % za rok a následne sa rýchlosť konvergenzie znížila od roku 2008 na priemernú hodnotu 0,2238 % za rok. Na základe výsledkov sme neprijali hypotézu absolútnej konvergenzie o približne rovnakom hospodárskom raste, vybrané regióny konvergujú podmienene. Na rýchlosť podmienenej konvergenzie mala podstatný vplyv aj svetová hospodárska kríza, vplyvom ktorej sa rýchlosť konvergenzie vybraných regiónov značne znížila.

4.1.4 Odhad Beta konvergenzie so zohľadnením geograficko-politických premenných v multiplikatívnom tvare

V rámci analýzy podmienenej Beta konvergenzie sme sa rozhodli model konvergenzie odhadnúť aj prostredníctvom špecifikácii (3.8) a (3.9), a to z dôvodu presného vyčíslenia vplyvu geograficko-politických premenných pomocou multiplikatívneho tvaru. Modifikovaný vzťah na základe nami definovaných geograficko-politických premenných, ktoré sme vyjadrili v multiplikatívnom tvare, môžeme uviesť pre model (3.8) ako

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = a - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \gamma_1 D_1 \ln(y_{i0}) + \gamma_2 D_2 \ln(y_{i0}) + \gamma_3 D_3 \ln(y_{i0}) + \gamma_4 D_4 \ln(y_{i0}) + u_{i0,T} \quad (4.3)$$

kde

γ_1 - parameter multiplikatívnej premennej *Západ* = $D_1 * \ln(y_{i0})$,

γ_2 - parameter premennej *Sever* = $D_2 * \ln(y_{i0})$,

γ_3 - parameter premennej *Stred* = $D_3 * \ln(y_{i0})$,

γ_4 - parameter premennej *Juh* = $D_4 * \ln(y_{i0})$.

Ostatné premenné v modeli sú totožné s modelovou špecifikáciou (3.3).

Závislosť (3.9) modifikujeme ako

$$(1/T)\ln(y_{iT}/y_{i0}) = a - [(1-e^{-\beta T})/T]\ln(y_{i0}) + \gamma_1 D_1 \ln(y_{i0}) + \gamma_2 D_2 \ln(y_{i0}) + \gamma_3 D_3 \ln(y_{i0}) + \gamma_4 D_4 \ln(y_{i0}) + \varphi_i S_{it} + u_{i0,T} \quad (4.4)$$

φ_i - parameter štrukturálnej premennej S_{it} a ostatné premenné sú v špecifikácii modelu totožné so vzťahom (4.3).

Vieme opísať vplyv územného a politického členenia multiplikatívne a teda s lepšou vypovedacou hodnotou? Špecifikácia modelu (4.3) obsahuje $k-1$ obmien multiplikatívnych geograficko-politických premenných: Západ, Sever, Stred, a Juh, ktoré sú vypočítané ako násobok danej geograficko-politickej premennej a počiatočnej úrovne reálneho HDP na obyvateľa v PKS. Do modelu (4.4) sme pridali aj štrukturálnu premennú. Údajová základňa pozostáva z údajov o 367 regiónoch Európy na úrovni NUTS II.

Ako prvý sme vypočítali odhad pre špecifikáciu (4.3) so zohľadnením len multiplikatívnych geograficko-politických premenných. Hodnoty odhadov úrovňovej konštanty α , parametra Beta konvergenencie β , multiplikatívnych geograficko-politických premenných Západ - γ_1 , Sever - γ_2 , Stred - γ_3 a Juh - γ_4 , hodnoty t štatistík, p hodnoty t štatistík, hodnoty F štatistiky, p hodnoty F štatistiky a hodnoty koeficienta determinácie R^2 a korigovaného koeficienta determinácie korigovaný R^2 uvádzame v tabuľke 6.

Tabuľka 6: Odhad Beta konvergenencie (4.3)

Časový interval	2000 - 2008	2000 - 2010	2008 - 2015	2010 - 2015	2000 - 2015
α	0,1551	0,1519	0,1137	0,0806	0,1474
t štatistika α	9,4725	10,4601	5,6700	4,0937	11,1359
p hodnota α	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
β	-0,0113	-0,0118	-0,0089	-0,0048	-0,0114
t štatistika β	-6,3124	-7,4199	-4,2635	-2,3554	-7,8684
p hodnota β	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_1	-0,0017	-0,0017	-0,0013	-0,0013	-0,0015
t štatistika γ_1	-8,2010	-8,9410	-6,4564	-6,9909	-8,7713
p hodnota γ_1	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_2	-0,0012	-0,0012	-0,0013	-0,0015	-0,0012
t štatistika γ_2	-4,0719	-4,5592	-4,4472	-5,2446	-5,1215
p hodnota γ_2	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_3	-0,0002	-0,0012	-0,0036	-0,0032	-0,0020
t štatistika γ_3	-0,9452	-5,5572	-14,3583	-13,0635	-10,3536
p hodnota γ_3	0,3452	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_4	0,0047	0,0037	-0,0001	-0,0001	0,0023
t štatistika γ_4	13,2964	11,8440	-0,3229	-0,2173	8,1046
p hodnota γ_4	<0,0001	<0,0001	0,7469	0,8281	<0,0001
F štatistika	225,6953	233,4905	58,1185	44,1564	196,2144
p hodnota F štatistiky	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
R^2	0,7581	0,7643	0,4480	0,3815	0,7327
korigovaný R^2	0,7548	0,7610	0,4403	0,3728	0,7289

Zdroj: Vlastné spracovanie

Odhadom modelovej špecifikácie (4.3) sa vypočítané hodnoty odhadnutých parametrov a ostatných charakteristík oproti hodnotám vypočítaným prostredníctvom špecifikácie (4.1) významne nezmenili. Z dôvodu silnej heteroskedasticity sme odhady na všetkých intervaloch vypočítali pomocou váženej metódy najmenších štvorcov. Ani po modifikácii sme však nedokázali odstrániť účinky heteroskedasticity, všetky odhady sú neefektívne. Testovať hypotézu normálneho rozdelenia nie je v takomto prípade smerodajné. Výsledky odhadov prostredníctvom metódy najmenších štvorcov, príslušných BPG a JB testov uvádzame v prílohách práce. Prichádzame k rovnakému záveru ako v prípade analýzy konverencie so zohľadnením geograficko-politickej závislosti krajín, ktorú sme odhadli pomocou vzťahu (4.1). Z dôvodu neefektívnosti sa nemôžeme na vypočítané odhady spoľahnúť, takéto výsledky odhadov nemá zmysel interpretovať. Domnievame sa, že dôvodom silnej heteroskedasticity je i v tomto odhade práve nedostatočná špecifikácia modelu, ktorý nedokáže zachytiť celú skutočnosť.

Z tohto dôvodu pristupujeme k odhadu špecifikácie (4.4) so zohľadnením multiplikatívnych geograficko-politických premenných a štruktúrálnej premennej. Hodnoty odhadov úrovňovej konštanty α , parametra Beta konverencie β , multiplikatívnych geograficko-politických premenných Západ - γ_1 , Sever - γ_2 , Stred - γ_3 a Juh - γ_4 , štruktúrálnej premennej ϕ , hodnoty t štatistík každého parametra a k nim prislúchajúce p hodnoty, hodnoty F štatistiky s p hodnotou F štatistiky a hodnoty koeficienta determinácie R^2 a korigovaného koeficienta determinácie korigovaný R^2 uvádzame v tabuľke 7.

Tabuľka 7: Odhad Beta konvergencie (4.4)

Časový interval	2000 - 2008	2000 - 2010	2008 - 2015	2010 - 2015	2000 - 2015
α	0,0762	0,0893	0,0433	0,0192	0,0423
t štatistika α	5,2065	11,2237	3,1932	1,4969	3,7451
p hodnota α	<0,0001	<0,0001	0,0016	0,1354	0,0002
β	-0,0054	-0,0074	-0,0019	0,0008	-0,0028
t štatistika β	-3,4800	-8,6360	-1,3886	0,5724	-2,4211
p hodnota β	0,0006	<0,0001	0,1660	0,5675	0,0161
γ_1	-0,0002	-0,0003	-0,0017	-0,0013	-0,0003
t štatistika γ_1	-0,8902	-1,5368	-12,3971	-10,6226	-2,3170
p hodnota γ_1	0,3741	0,1254	<0,0001	<0,0001	0,0212
γ_2	-0,0001	-0,0004	-0,0022	-0,0020	-0,0007
t štatistika γ_2	-0,2677	-1,9333	-11,7599	-11,1834	-4,2101
p hodnota γ_2	0,7891	0,0542	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_3	-0,0005	-0,0017	-0,0030	-0,0019	-0,0017
t štatistika γ_3	-2,0601	-6,0199	-17,4785	-10,9503	-12,0080
p hodnota γ_3	0,0403	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
γ_4	0,0031	0,0023	0,0008	-0,0003	0,0013
t štatistika γ_4	8,5791	9,8610	3,4749	-1,2241	6,0212
p hodnota γ_4	<0,0001	<0,0001	0,0006	0,2218	<0,0001
φ	0,2986	0,3725	0,5282	0,4510	0,5436
t štatistika φ	10,8390	16,4400	24,0305	24,2783	19,5107
p hodnota φ	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
F štatistika	293,5604	622,1149	208,9992	190,1003	365,8383
p hodnota F štatistiky	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001	<0,0001
R^2	0,8557	0,9263	0,8003	0,7847	0,8819
korigovaný R^2	0,8528	0,9248	0,7964	0,7805	0,8795

Zdroj: Vlastné spracovanie

Odhadom modelovej špecifikácie (4.4) sa koeficient determinácie R^2 ani korigovaný koeficient determinácie R^2 významne nezmenili a jednotlivé odhady sú vysvetlené silnou mierou závislosti. Na zabezpečenie efektívneho odhadu sme odhady na intervaloch 2000-2008 a 2000-2010 vypočítali pomocou váženej metódy najmenších štvorcov. Na základe výsledkov konštatujeme, že intervaly 2008-2015 a 2010-2015 nebudeme s určitosťou interpretovať, odhad najdôležitejšieho ukazovateľa podmienenej Beta konvergencie β nie je na týchto intervaloch štatisticky významný. Z tohto dôvodu ďalej testujeme len intervaly 2000-2008, 2000-2010 a 2000-2015. Vplyv heteroskedasticity sme dokázali odstrániť len pre odhady na intervaloch 2000-2010 a 2000-2015, takže pristupujeme k testovaniu normálneho rozdelenia len pre tieto dva intervaly. Pre odhady

oboch intervalov môžeme prijať hypotézu normálneho rozdelenia, ktorú sme testovali prostredníctvom p hodnoty JB testu. Hodnoty BPG testov pre rôzne tvary a špecifikácie prípadnej heteroskedasticity a JB testov s ich príslušnými p hodnotami uvádzame v prílohách práce. Odhady na intervaloch 2000-2010 a 2000-2015 sú efektívne a neskreslené, dosiahnuté výsledky môžeme interpretovať.

Najskôr vyhodnotíme interval 2000-2010. Hodnota koeficienta konvergenencie β sa rovná -0,0074, model je ako celok štatisticky významný, korigovaný koeficient determinácie R^2 dosahuje hodnotu 92,63 %, čo znamená silnú mieru závislosti variability rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS vysvetlenej podľa špecifikácie (4.4). Na základe vzťahu o rýchlosti konvergenencie $-\left[(1-e^{-\beta T})/T\right]$, kde $T=10$ konštatujeme, že 367 regiónov Európy konverguje v podmienenom zmysle rýchlosťou približne 0,7686 % za rok a najmenej rozvinutý región dobehne najviac rozvinutý región za približne 90,18 rokov. Polčas konvergenencie sme vypočítali prostredníctvom vzťahu (3.4), kde $-\left[(1-e^{-\beta T})/T\right]=0,007686$. Výsledky odhadov vypočítaných na intervale 2000-2010 na základe špecifikácie podmienenej konvergenencie (4.4) nemôžeme porovnať s výsledkami odhadov odhadnutých pomocou vzťahu (4.2), pretože odhad prostredníctvom špecifikácie (4.2) bol skreslený a neefektívny. Ako posledný zhodnotíme interval 2000-2015. Hodnota koeficienta konvergenencie β sa rovná -0,0028, čo je skoro rovnaká hodnota, akú sme dosiahli v rámci odhadu na tomto intervale aj prostredníctvom špecifikácie (4.2). Odhad na intervale 2000-2015 vypočítaný prostredníctvom vzťahu (4.4) bol efektívny a neskreslený. Model je ako celok štatisticky významný, korigovaný koeficient determinácie R^2 dosahuje hodnotu 87,95 %, čo znamená silnú mieru závislosti variability rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS vysvetlenej podľa špecifikácie (4.4). Na základe vzťahu o rýchlosti konvergenencie $-\left[(1-e^{-\beta T})/T\right]$, kde $T=15$ konštatujeme, že 367 regiónov Európy konverguje v podmienenom zmysle rýchlosťou približne 0,2862 % za rok, čo je skoro rovnaká hodnota rýchlosti konvergenencie približne 0,2238 % za rok, ktorá bola vypočítaná prostredníctvom špecifikácie (4.2). Rýchlosť konvergenencie sa zmenila minimálne, ale vplyv na časové dobiehanie regiónov je markantný. Najmenej rozvinutý región dobehne najviac rozvinutý región v prípade odhadu vypočítaného pomocou vzťahu (4.4) za približne 242,19 rokov, čo je približne o 60 rokov menej, ako to bolo v prípade modelovej špecifikácie (4.2). Polčas konvergenencie sme vypočítali prostredníctvom vzťahu (3.4), kde $-\left[(1-e^{-\beta T})/T\right]=0,002862$. Ak porovnáme hodnoty odhadov ostatných parametrov

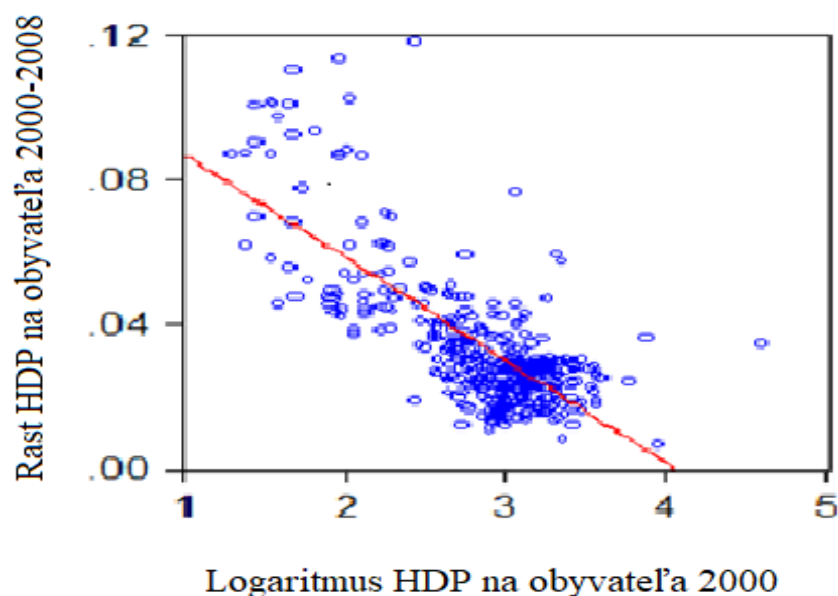
geograficko-politických premenných a štrukturálnej premennej, vidíme, že sa vypočítané hodnoty odlišujú tiež len minimálne.

Odpoveď na vyššie stanovenú výskumnú otázku je, že nedokážeme opísať vplyv územného a politického členenia na základe špecifikácie (4.4) v porovnaní so špecifikáciou (4.2) lepšie, a to aj napriek faktu, že vypočítané polčasy konvergenzie boli v tomto prípade menšie. Modelová špecifikácia (4.2) je na vysvetlenie podmienenej Beta konvergenzie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín a štruktúrnej rozdielnosti hospodárskych sektorov v regiónoch dostačujúca, pretože sme po jej aplikácii dosiahli efektívne a neskreslené odhady v rámci viacerých časových podintervalov.

4.1.5 Grafické zobrazenie Beta konvergenzie

V poslednej časti analýzy Beta konvergenzie zobrazíme dosiahnuté výsledky Beta konvergenzie graficky. Chudobnejší región sa k ustálenému rastu blíži rýchlejšie ako bohatý, pretože vzdialenosť chudobnejšieho regiónu od ustáleného rastu je vyššia ako bohatého. Jav Beta konvergenzie pre časový interval 2000-2008 ilustrujeme nasledujúcim grafom 1 pomocou závislosti priemerného rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS medzi rokmi 2000 a 2008 od jeho úrovne v roku 2000.

Graf 1: Beta konvergenzia, 2000-2008

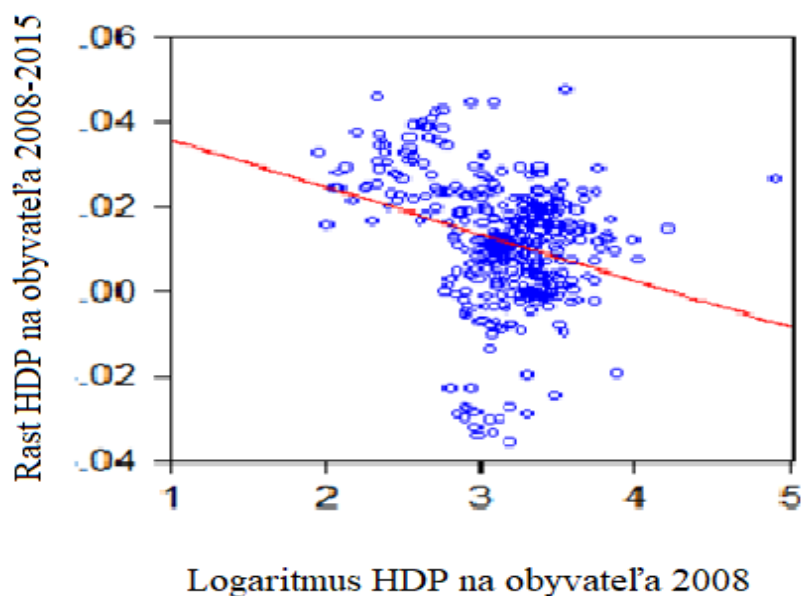


Zdroj: Vlastné spracovanie

Na horizontálnej osi modré body vyobrazujú jednotlivé regióny a ich začiatočnú hodnotu prirodzeného logaritmu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v roku 2000. Na vertikálnej osi je znázornená priemerná miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS za rok v období medzi rokmi 2000 a 2008. Červená čiara predstavuje linearizované, vyrovnané hodnoty odhadu priemernej miery rastu HDP na obyvateľa v PKS za rok získané z modelu odhadnutého metódou najmenších štvorcov a tieto vyjadrujú agregovaný vplyv všetkých parametrov modelu ako celku. Záporný sklon vyrovnaných hodnôt vyplýva zo zápornej hodnoty parametra konvergenencie. Z grafu je možné konštatovať, že dochádza k Beta konvergencii a 367 regiónov Európy konverguje do približne rovnakého ustáleného rastu, pretože regióny nachádzajúce sa horizontálne bližšie k počiatku súradnicovej sústavy (chudobnejšie regióny), majú vyššiu hodnotu rastu ako bohatšie krajiny, ktoré sú vzdialenejšie od počiatku súradnicovej sústavy.

Prostredníctvom grafu 2 sme vyobrazili závislosť priemerného rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS medzi rokmi 2008 a 2015 od jeho počiatočnej úrovne v roku 2008 i napriek pochybnosti o prijatí hypotézy štatistickej významnosti parametra konvergenencie β a nesplnenia predpokladu o normálnom rozdelení náhodných zložiek.

Graf 2: Beta konvergenca, 2008-2015

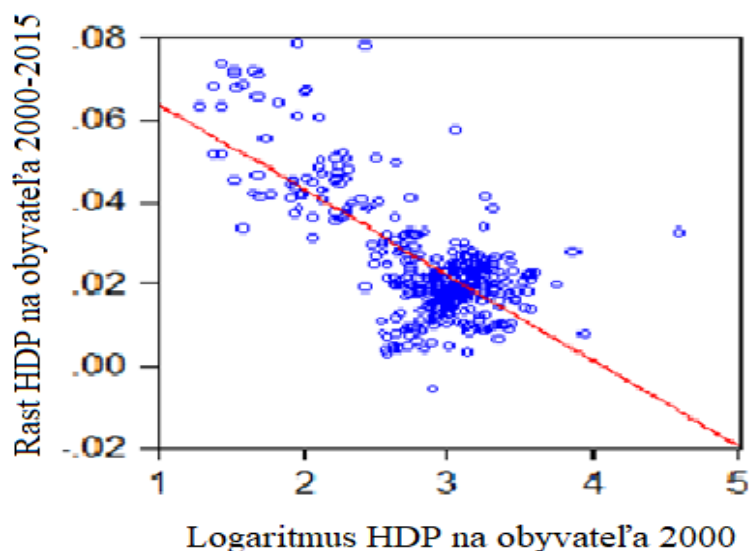


Zdroj: Vlastné spracovanie

Na horizontálnej osi je prostredníctvom modrých bodov zobrazená začiatočná hodnota prirodzeného logaritmu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v roku 2008 za každý región a na vertikálnej osi priemerná ročná miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS od roku 2008 po rok 2015. Červená čiara predstavuje linearizované, vyrovnané hodnoty priemernej miery rastu HDP na obyvateľa v PKS za rok a záporný sklon hodnôt opäť vyplýva zo zápornej hodnoty parametra konvergenzie. Na základe grafu nevieme prijať/nepriať hypotézu Beta konvergenzie vybraných regiónov Európy, pretože grafické vyobrazenie konvergenzie v tomto prípade nás nepresvedčilo o Beta konvergencii. Toto je pravdepodobne spôsobené na základe štatistickej významnosti parametra konvergenzie na úrovni 0,1 a skreslením odhadu, ktoré je spôsobené na základe porušenia predpokladu o normálnom rozdelení náhodných zložiek. Pochybnosti o Beta konvergencii na intervale 2008-2015 pretrvávajú, grafické vyobrazenie Beta konvergenzie na tomto intervale prostredníctvom grafu 2 ani výsledky testov konvergenzie nás v plnom rozsahu nepresvedčili o Beta konvergencii medzi rokmi 2008 až 2015.

Na grafe 3, ktorý je zároveň posledným grafickým vyobrazením Beta konvergenzie je zobrazená závislosť priemerného rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS medzi rokmi 2000 a 2015 od úrovne reálneho HDP na obyvateľa v PKS v roku 2000.

Graf 3: Beta konvergenzia, 2000-2015



Zdroj: Vlastné spracovanie

Modré body na horizontálnej osi opäť zobrazujú 367 vybraných regiónov Európy a ich začiatočnú logaritmickú hodnotu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v roku 2000. Na vertikálnej osi je znázornená priemerná miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS za rok za celé časové obdobie medzi rokmi 2000 a 2015. Červená čiara predstavuje linearizované, vyrovnané hodnoty odhadu priemernej miery rastu HDP na obyvateľa v PKS za rok. Na základe Grafu 3 konštatujeme, že dochádza k Beta konvergencii a 367 regiónov Európy konverguje do jedného ustáleného rastu. V porovnaní s Grafom 2 regióny nachádzajúce sa horizontálne bližšie k počiatku súradnicovej sústavy (chudobnejšie regióny) majú vyššiu hodnotu rastu ako krajiny vzdialenejšie od počiatku súradnicovej sústavy (bohatšie regióny), čo vypovedá o ich vzájomnej konvergencii v prípade ukazovateľa reálneho HDP na obyvateľa prepočítaného podľa PKS.

4.2 Testovanie Sigma konvergenzie

Po analýze Beta konvergenzie sme testovali Sigma konvergenciu na úrovni regiónov. Sledujeme rovnaké, prierezové údaje o reálnom HDP na obyvateľa v PKS. Údajová základňa pozostáva z údajov o 367 regiónoch z 28 krajín Európy medzi rokmi 2000 a 2015. Pre Sigma konvergenciu nie je rozhodujúce, či intervaly členíme na kratšie podintervaly, pretože počítame prierezové, variačné charakteristiky za každý rok. Okrem číselného vyjadrenia týchto charakteristík z dôvodu matematickej presnosti, vyobrazíme ich priebeh aj graficky z dôvodu jednoduchšej a prehľadnej interpretácie dosiahnutých výsledkov. Dynamicky klesajúci vývoj prierezových variačných charakteristík v čase indikuje Sigma konvergenciu, čo uvádzame aj na základe vzťahu (3.10). Z dôvodu metodologickej podstaty našej práce použijeme pri analýze Sigma konvergenzie prierezový rozptyl, prierezovú štandardnú odchýlku a prierezový variačný koeficient, ktoré vypočítame za celú údajovú základňu 367 regiónov Európy a tiež jednotlivo pre 5 geograficko-politických oblastí Európy: Západ, Sever, Stred, Juh a Východ. Výpočty realizujeme pre rovnaké rozdelenie regiónov podľa ich geografickej a politickej príslušnosti ku krajine ako v prípade testovania Beta konvergenzie. Beta konvergenzia je nutnou, ale nie postačujúcou podmienkou Sigma konvergenzie, takže je logické testovať Sigma konvergenciu až po analýze Beta konvergenzie. Prípadne odchýlky v dosiahnutých výsledkoch medzi uvedenými typmi konvergenzie môžu byť spôsobené skreslením alebo nevhodnou špecifikáciou modelu Beta konvergenzie.

4.2.1 Testovanie Sigma konvergenzie pre všetky regióny Európy

Ako prvé sme vypočítali prierezové variačné charakteristiky pre údajovú základňu obsahujúcu všetkých 367 regiónov Európy medzi rokmi 2000 až 2015. Hodnoty prierezového rozptylu σ_t^2 , prierezovej štandardnej odchýlky σ_t a prierezového variačného koeficientu ϑ_t za jednotlivé roky uvádzame prostredníctvom tabuľky 8. Koeficient variácie je uvedený v percentuálnej miere.

Tabuľka 8: Prierezové variačné charakteristiky pre vybrané regióny Európy

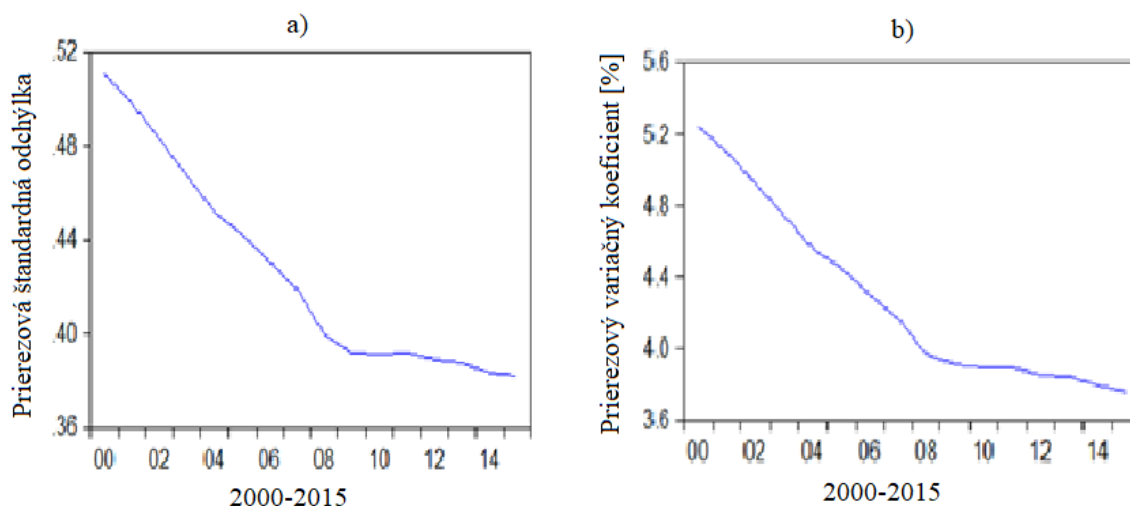
Rok	σ_t^2	σ_t	ϑ_t [%]
2000	0,2545	0,5045	5,18
2001	0,2418	0,4917	5,03
2002	0,2277	0,4772	4,86
2003	0,2104	0,4587	4,66
2004	0,1967	0,4435	4,48
2005	0,1891	0,4349	4,38
2006	0,1790	0,4231	4,23
2007	0,1694	0,4116	4,10
2008	0,1538	0,3922	3,90
2009	0,1469	0,3832	3,83
2010	0,1464	0,3826	3,81
2011	0,1479	0,3846	3,83
2012	0,1458	0,3818	3,79
2013	0,1451	0,3809	3,78
2014	0,1421	0,3769	3,73
2015	0,1399	0,3740	3,69

Zdroj: Vlastné spracovanie

Hodnoty prierezových variačných charakteristík sa vo všetkých obdobiach od roku 2000 znižujú. V roku 2011 došlo k slabej stagnácii, pretože sa hodnoty týchto charakteristík nepatrne navýšili. V období medzi rokmi 2000 až 2008 sme zaznamenali rapídnejší pokles týchto charakteristík ako po roku 2009. Hodnoty prierezových variačných charakteristík aj naďalej dynamicky klesali, ale nie tak dramaticky. Hodnoty štandardnej odchýlky a variačného koeficientu znázorníme aj pomocou grafickej analýzy, a to z dôvodu lepšej prehľadnosti dosiahnutých výsledkov. Na grafe 4 sme zaznamenali dynamický vývoj a) prierezovej štandardnej odchýlky logaritmu reálneho HDP na obyvateľa v PKS σ_t a b) prierezového variačného koeficientu ϑ_t . Hodnoty variačného

koeficientu považujeme za hlavný determinant Sigma konverencie, ktorým môžeme porovnať konvergenciu medzi skupinami regiónov, pretože je vyjadrený v percentuálnej miere.

Graf 4: Prierezové variačné charakteristiky pre vybrané regióny Európy



Zdroj: Vlastné spracovanie

Priebeh oboch ukazovateľov je v čase dynamicky klesajúci. Vidíme slabú stagnáciu v roku 2011, čo sme dokázali aj číselným vyjadrením charakteristík. Na základe grafu môžeme vizuálne interpretovať závery o pozorovaní Sigma konverencie pre 367 regiónov Európy medzi rokmi 2000 a 2015. Pozoruhodný je dramatický pokles variačných charakteristík od roku 2000 až po rok 2008. Od roku 2008 priebeh hodnôt variačných charakteristík ďalej prevažne klesá, ale nie tak rapídne, nadobúda skôr konštantné hodnoty, čiže dochádza k poklesu rýchlosti konverencie. Z tohto dôvodu vyslovujeme slabé pochybnosti o Sigma konvergencii medzi rokmi 2008 a 2015, čo je zapríčinené vplyvom mierneho nárastu hodnôt vybraných variačných charakteristík v roku 2011. Na základe vypočítaných a graficky zobrazených hodnôt prierezových, variačných charakteristík jednoznačne konštatujeme Sigma konvergenciu pre 367 regiónov Európy len medzi rokmi 2000 až 2008. Tieto výsledky sme potvrdili aj v rámci predchádzajúcej analýzy Beta konverencie, pretože sme prijali hypotézu Beta konverencie za časový interval 2000-2008 bez obmedzení, ale za časový interval 2008-2015 s obmedzeniami.

4.2.2 Testovanie Sigma konvergenzie pre regióny Európy so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín

Potom, ako sme analyzovali Sigma konvergenciu pre údajovú základňu za všetkých 367 regiónov Európy, testujeme tento typ konvergenzie aj pre kratšie údajové základne, ktoré sme vytvorili prostredníctvom členenia podľa geografickej a politickej príslušnosti regiónov. Takáto analýza Sigma konvergenzie je dôležitá, pretože poskytne komplexnejší pohľad na skúmanie reálnej konvergenzie a prostredníctvom nej zistíme, či regióny konvergujú v rámci ich priradenia k vybranej skupine krajín. Rozdelenie regiónov je rovnaké ako v prípade testovania Beta konvergenzie, regióny členíme na Sever, Juh, Západ, Stred a Východ. Pre každú geograficko-politickú skupinu regiónov vypočítame prierezové variačné charakteristiky osobitne. Do oblasti západnej Európy patrí spolu 242 regiónov, do oblasti severnej Európy 27 regiónov, do oblasti strednej Európy 53 regiónov, do oblasti južnej Európy 32 regiónov a do oblasti východnej Európy 13 regiónov.

Hodnoty prierezového rozptylu σ_t^2 , prierezovej štandardnej odchýlky σ_t a prierezového variačného koeficienta ϑ_t regiónov západnej Európy uvádzame za jednotlivé roky 2000 až 2015 v tabuľke 9. Koeficient variácie je uvedený v percentuálnej miere.

Tabuľka 9: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny západnej Európy

Rok	σ_t^2	σ_t	ϑ_t [%]
2000	0,0850	0,2915	2,93
2001	0,0819	0,2861	2,86
2002	0,0792	0,2814	2,81
2003	0,0773	0,2780	2,77
2004	0,0773	0,2780	2,76
2005	0,0753	0,2744	2,71
2006	0,0731	0,2704	2,66
2007	0,0760	0,2757	2,70
2008	0,0774	0,2782	2,73
2009	0,0752	0,2743	2,71
2010	0,0785	0,2802	2,76
2011	0,0838	0,2894	2,84
2012	0,0861	0,2934	2,88
2013	0,0872	0,2953	2,89
2014	0,0884	0,2974	2,91
2015	0,0866	0,2944	2,87

Zdroj: Vlastné spracovanie

Vypočítané variačné charakteristiky regiónov západnej Európy medzi rokmi 2000 až 2006 klesajú, aj keď pokles nie je taký dramatický ako v prípade hodnôt týchto charakteristík za všetkých 367 regiónov Európy. V roku 2007 došlo k miernemu nárastu charakteristík a v nasledujúcich 3 rokoch ich priebeh osciluje. Od 2011 zaznamenávame mierny nárast charakteristík v každom nasledujúcom roku. Z uvedeného jednoznačne vyplýva, že vybrané regióny západnej Európy konvergujú z hľadiska Sigma konvergenzie len v období od roku 2000 po 2007. Do oblasti západnej Európy sme priradili až 242 regiónov, čo je podstatná časť pozorovaní celej vzorky 367 regiónov Európy a preto veríme, že získané výsledky významne vplyvajú na výpočet Sigma konvergenzie na úrovni 367 regiónov Európy.

Hodnoty prierezového rozptylu σ_t^2 , prierezovej štandardnej odchýlky σ_t a prierezového variačného koeficienta ϑ_t sme pre regióny severnej Európy za jednotlivé roky medzi rokmi 2000 a 2015 uviedli v tabuľke 10. Koeficient variácie je uvedený v percentuálnej miere.

Tabuľka 10: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny severnej Európy

Rok	σ_t^2	σ_t	ϑ_t [%]
2000	0,0252	0,1587	1,57
2001	0,0281	0,1677	1,66
2002	0,0251	0,1585	1,56
2003	0,0237	0,1540	1,52
2004	0,0246	0,1570	1,54
2005	0,0260	0,1613	1,58
2006	0,0231	0,1520	1,48
2007	0,0237	0,1539	1,49
2008	0,0231	0,1521	1,47
2009	0,0298	0,1726	1,68
2010	0,0264	0,1625	1,58
2011	0,0251	0,1583	1,53
2012	0,0264	0,1624	1,57
2013	0,0273	0,1654	1,60
2014	0,0274	0,1654	1,59
2015	0,0285	0,1690	1,62

Zdroj: Vlastné spracovanie

Vypočítané variačné charakteristiky 27 regiónov severnej Európy výrazne oscilujú v rámci celého sledovaného intervalu od roku 2000 až po rok 2015, o prípadnej Sigma konvergencii týchto regiónov nemôžeme viesť žiadnu diskusiu.

Hodnoty prierezového rozptylu σ_t^2 , prierezovej štandardnej odchýlky σ_t a prierezového variačného koeficienta ϑ_t vypočítané za každý rok medzi rokmi 2000 až 2015 sme pre regióny strednej Európy uviedli prostredníctvom tabuľky 11. Koeficient variácie je uvedený v percentuálnej miere.

Tabuľka 11: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny strednej Európy

Rok	σ_t^2	σ_t	ϑ_t [%]
2000	0,0996	0,3156	3,43
2001	0,1025	0,3202	3,46
2002	0,1019	0,3193	3,43
2003	0,1041	0,3226	3,45
2004	0,1031	0,3212	3,41
2005	0,1105	0,3324	3,51
2006	0,1125	0,3354	3,52
2007	0,1148	0,3389	3,52
2008	0,1098	0,3313	3,43
2009	0,1051	0,3242	3,37
2010	0,1005	0,3169	3,28
2011	0,0953	0,3087	3,17
2012	0,0928	0,3047	3,12
2013	0,0923	0,3038	3,11
2014	0,0903	0,3006	3,06
2015	0,0900	0,3000	3,04

Zdroj: Vlastné spracovanie

Priebeh vypočítaných hodnôt variačných charakteristík je pre 53 regiónov strednej Európy medzi rokmi 2000 až 2007 oscilujúci a stúpajúci. V roku 2008 nastáva pokles, ktorý pretrváva až do roku 2015. Z uvedeného vyplýva, že vybrané regióny strednej Európy konvergujú podľa Sigma konvergenzie len v období od roku 2008 po 2015.

Hodnoty prierezového rozptylu σ_t^2 , prierezovej štandardnej odchýlky σ_t a prierezového variačného koeficienta ϑ_t regiónov južnej Európy za každý rok od 2000 po 2015 uvádzame prostredníctvom tabuľky 12. Koeficient variácie je uvedený v percentuálnej miere.

Tabuľka 12: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny južnej Európy

Rok	σ_t^2	σ_t	ϑ_t [%]
2000	0,2511	0,5011	5,38
2001	0,2490	0,4990	5,33
2002	0,2340	0,4837	5,13
2003	0,2293	0,4788	5,05
2004	0,2208	0,4699	4,92
2005	0,1875	0,4330	4,51
2006	0,1957	0,4424	4,58
2007	0,1747	0,4180	4,30
2008	0,1611	0,4013	4,12
2009	0,1623	0,4029	4,16
2010	0,1363	0,3691	3,82
2011	0,1084	0,3293	3,42
2012	0,0932	0,3053	3,17
2013	0,0929	0,3049	3,17
2014	0,0871	0,2951	3,06
2015	0,0859	0,2930	3,03

Zdroj: Vlastné spracovanie

Vypočítané variačné charakteristiky 32 regiónov južnej Európy sú medzi rokmi 2000 až 2005 klesajúce, v roku 2006 a 2009 zaznamenávame mierne výkyvy hodnôt v podobe nárastu, ale prevažne je ich priebeh dynamicky klesajúci, odchýlky sú len minimálne. Výsledkom nášho pozorovania je, že v prípade regiónov južnej Európy v období od roku 2000 až 2015 dochádza k Sigma konvergencii.

Poslednou skúmanou vzorkou je 13 regiónov patriacich do skupiny východnej Európy. Do tejto skupiny radíme len regióny Rumunska. Hodnoty ich prierezového rozptylu σ_t^2 , prierezovej štandardnej odchýlky σ_t a prierezového variačného koeficienta ϑ_t za jednotlivé roky od roku 2000 až 2015 uvádzame v tabuľke 13. Koeficient variácie je uvedený v percentuálnej miere.

Tabuľka 13: Prierezové variačné charakteristiky pre regióny východnej Európy

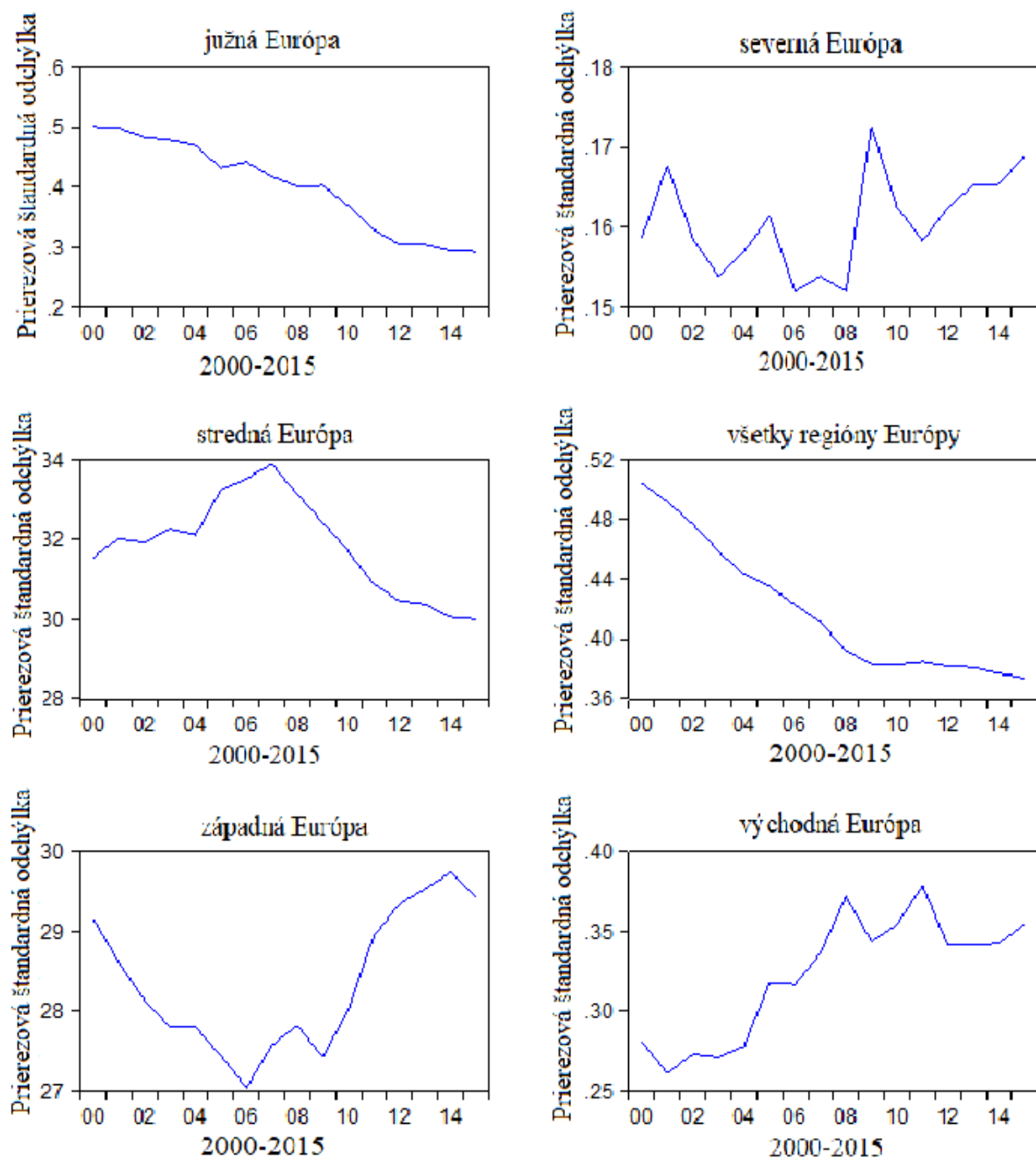
Rok	σ_t^2	σ_t	ϑ_t [%]
2000	0,0788	0,2808	3,29
2001	0,0681	0,2609	3,03
2002	0,0746	0,2731	3,14
2003	0,0736	0,2712	3,09
2004	0,0773	0,2780	3,11
2005	0,1007	0,3174	3,53
2006	0,1003	0,3168	3,47
2007	0,1129	0,3360	3,63
2008	0,1383	0,3718	3,96
2009	0,1181	0,3437	3,68
2010	0,1255	0,3543	3,76
2011	0,1433	0,3786	4,01
2012	0,1164	0,3412	3,59
2013	0,1163	0,3411	3,59
2014	0,1173	0,3424	3,58
2015	0,1257	0,3546	3,68

Zdroj: Vlastné spracovanie

Prierezové variačné charakteristiky vypočítané pre regióny východnej Európy sú oscilujúce a prevažne rastúce v rámci celého pozorovaného obdobia 2000 až 2015, čo je pre nás jasné porušenie predpokladu o Sigma konvergencii. Záverom tejto analýzy je, že regióny Rumunska podľa konceptu Sigma jednoznačne nekonvergujú.

Rovnako, ako v prípade grafickej analýzy prierezovej štandardnej odchýlky a prierezového variačného koeficienta pre všetkých 367 regiónov Európy, znázorníme dynamický vývoj týchto charakteristík pre všetky geograficko-politické oblasti Európy jednotlivo, teda pre západnú Európu, severnú Európu, strednú Európu, južnú Európu, východnú Európu a pre všetky regióny Európy prostredníctvom jedného grafu. Dôvodom takéhoto grafického vyobrazenia výsledkov je prehľadnosť a ich jednoduchšia interpretácia. Na druhej strane považujeme za nutné uviesť aj presné číselné hodnoty vypočítaných charakteristík, pretože z grafického vyobrazenia nie je vždy možné rozoznať výkyvy v hodnotách, čo by mohlo viesť k nesprávnej interpretácii výsledkov. Časový vývoj prierezovej štandardnej odchýlky σ_t sme znázornili pomocou grafu 5.

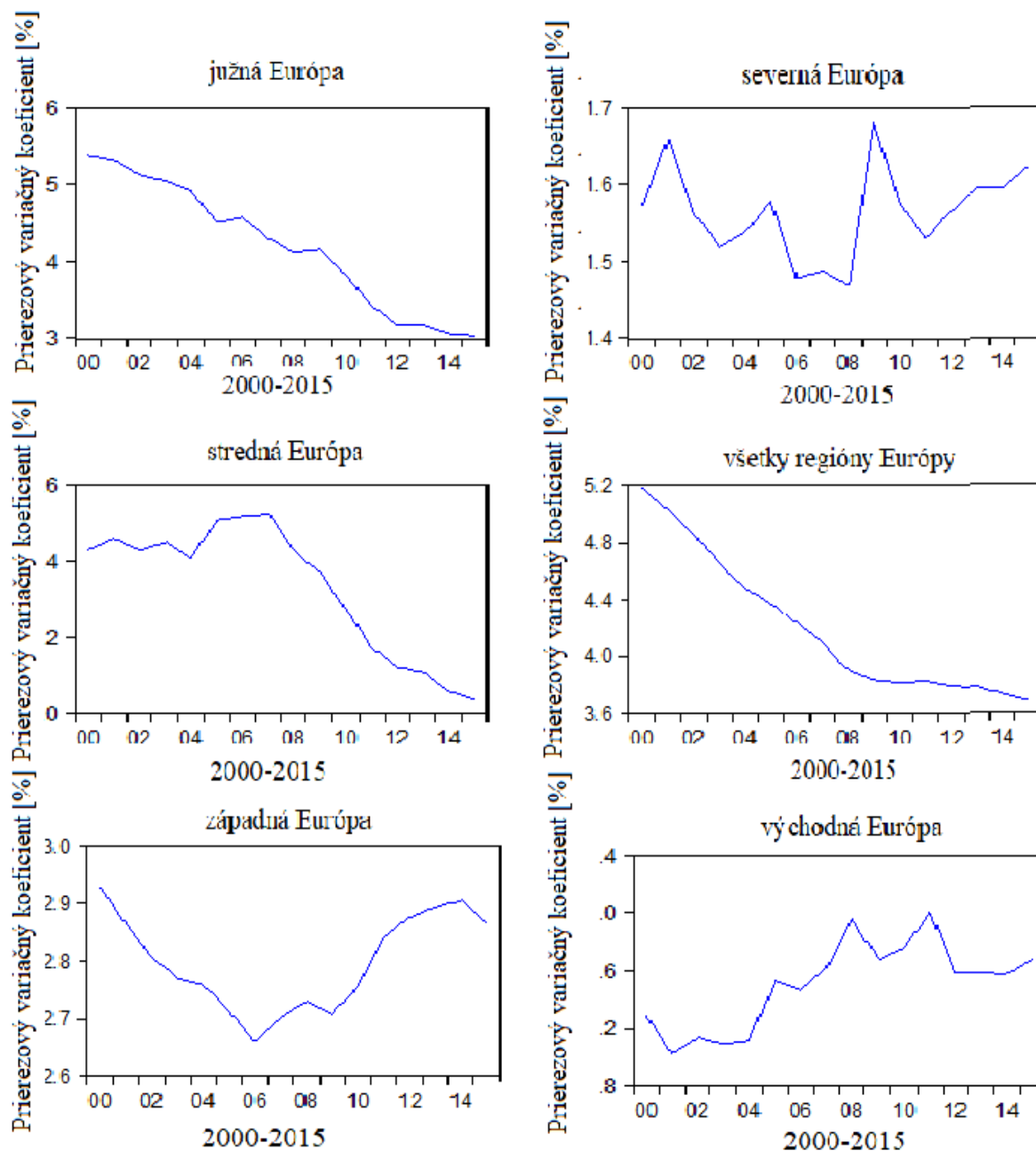
Graf 5: Prierezová štandardná odchýlka podľa geograficko-politickej príslušnosti regiónov



Zdroj: Vlastné spracovanie

Prierezový variačný koeficient je pre nás hlavným determinantom konverencie typu Sigma, ktorým je možné porovnať dosiahnuté výsledky za jednotlivé oblasti Európy, pretože je vyjadrený v percentuálnej miere. Grafický priebeh tejto charakteristiky za všetky geograficko-politické oblasti uvádzame prostredníctvom grafu 6.

Graf 6: Prierezový koeficient variácie podľa geograficko-politickej príslušnosti regiónov



Zdroj: Vlastné spracovanie

Časový priebeh oboch ukazovateľov bol už podrobne opísaný. Na základe našej analýzy konštatujeme, že 367 regiónov Európy konvergovalo podľa predpokladov Sigma konvergenzie medzi rokmi 2000 až 2015. V období od roku 2000 až po rok 2008 tieto regióny konvergovali rýchlejšie a v období nasledujúcom po roku 2008 pomalšie. V rámci rovnakého časového obdobia konvergovalo podľa Sigma špecifikácie aj 32 regiónov južnej

Európy, ale zaznamenali sme slabé známky divergencie v roku 2006 a 2009. Ďalej sme Sigma konvergenciu potvrdili medzi rokmi 2000 až 2007 pre 242 regiónov západnej Európy a medzi rokmi 2008 až 2015 pre 53 regiónov strednej Európy. Pre oblasť 27 regiónov severnej Európy a rovnako ani v prípade 13 regiónov východnej Európy sme neprijali predpoklad Sigma konverencie, pretože priebeh ich prierezových variačných charakteristík bol značne oscilujúci a rastúci.

4.3 Testovanie vplyvu ďalších determinantov hospodárskeho rastu

Podmienenú konvergenciu v rámci 28 krajín Európy sledujeme aj prostredníctvom testovania vplyvu vybraných determinantov hospodárskeho rastu. Mieru rastu v závislosti od vybraných determinantov nemôžeme odhadnúť v rámci členenia na regióny, pretože z dostupných zdrojov údajov nedokážeme získať regionálne panelové údaje za všetkých 28 krajín. Z tohto dôvodu pri analýze podmienenej konverencie pracujeme s panelovými údajmi 28 krajín Európy, ale sledované obdobie sme rozšírili od roku 1990 do 2015. Pôvodne sme uvažovali s rovnakou dĺžkou časového intervalu, ako tomu bolo v prípade testovania Beta a Sigma konverencie od roku 2000 do 2015, ale údaje na úrovni krajín boli dostupné za dlhšie časové obdobie. Procesy konverencie sú dlhodobého charakteru a preto sme sa rozhodli údajovú základňu rozšíriť o čo najväčší počet pozorovaní. Údaje pochádzajú z jediného homogénneho zdroja - Svetovej banky a vybrané obdobie 1990-2015 sledujeme z dôvodu najpočetnejšej údajovej základne, ktorá je k dispozícii pre vybrané krajiny Európy. Model podmienenej konverencie odhadneme prostredníctvom metódy najmenších štvorcov na základe špecifikácie (3.11), pri ktorej vychádzame zo závislosti ročnej miery rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS od počiatkovej úrovne reálneho HDP na obyvateľa v PKS a dostupných determinantov ekonomického rastu v počiatkovom období (Barro 2016). V takto definovanej závislosti podmienenej konverencie neskúmame vplyv geograficko-politického členenia regiónov ani štrukturálnu závislosť hospodárskych sektorov v krajinách, pretože ich vplyv sme testovali prostredníctvom Beta konverencie na úrovni regiónov. V rámci tejto analýzy je pre nás smerodajné vyčíslieť vplyv vybraných determinantov hospodárskeho rastu v krajine a prípadné zahrnutie ďalších vysvetľujúcich premenných do modelu by viedlo k predefinovaniu modelu a neschopnosti realizácie odhadu podmienenej miery rastu. Panelovú údajovú základňu sme vytvorili z údajov o 5 ročných intervaloch pre každú sledovanú krajinu. Prebiehajúci proces konverencie je ovplyvňovaný rôznymi vnútornými a vonkajšími faktormi, niektoré determinanty hospodársky rast spomaľujú, iné zrýchľujú.

V práci počítame s vplyvom determinantov na makroekonomickú stabilitu a rozvoj: miery úspor, vládnej spotreby, otvorenosti ekonomík a miery inflácie; a s vplyvom ukazovateľov sociálnej a vzdelanostnej úrovne krajín: miery dĺžky života a počtu rokov priemernej školskej dochádzky mužov a žien. Dôvodom výberu vyššie menovaných determinantov rastu je náš záujem o kvantifikáciu vplyvu makroekonómie, sociológie a vzdelanostnej úrovne na úroveň reálnej konvergenzie. Výber determinantov sme realizovali aj na základe dostupnosti údajovej základne. Chceme zistiť, ktoré z vybraných determinantov majú vplyv na vysvetlenie podmienenej konvergenzie a či je tento vplyv pozitívny alebo negatívny. Ďalšie determinanty, ktoré by napríklad vplývali na úroveň jazykovej zdatnosti alebo kultúry nie je možné z dôvodu dostupnosti údajov zabezpečiť. Veríme však, že vybrané determinanty dokážu zabezpečiť čo najpresnejší odhad miery rastu.

Model podmienenej konvergenzie (3.10) modifikujeme na základe vyššie uvedených determinantov rastu na panelovú závislosť, ktorú zapíšeme ako

$$(1/T) \ln(y_T/y_0)_t = \alpha_t + \beta_1 \ln(y_0)_{t-1} + \beta_2 VS_{t-1} + \beta_3 PRPSDM_{t-1} + \beta_4 PRPSDZ_{t-1} + \beta_5 MU_{t-1} + \beta_6 MI_{t-1} + \beta_7 (1/MDZ)_{t-1} + \beta_8 OK_{t-1} + u_t \quad (4.5)$$

kde

$(1/T) \ln(y_T/y_0)$ - miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS medzi T a 0 ,

y_0 - reálny HDP na obyvateľa v PKS v roku 0 (v počiatočnom období),

y_T - reálny HDP na obyvateľa v PKS v roku T (v poslednom období),

α_t - parameter úrovňovej konštanty,

β_1 - parameter podmienenej konvergenzie,

β_2 - parameter vládnej spotreby,

β_3 - parameter počtu rokov povinnej školskej dochádzky mužov,

β_4 - parameter počtu rokov povinnej školskej dochádzky žien,

β_5 - parameter miery úspor,

β_6 - parameter miery inflácie,

β_7 - parameter $1/\text{miery dĺžky života}$,

β_8 - parameter otvorenosti krajín (premenná otvorenosti ekonomák je vypočítaná ako súčet importu a exportu),

u_t - náhodná zložka.

Vyššie definovanú závislosť (4.5) sme odhadli s použitím panelových údajov pre 28 krajín Európy pre časový interval od 1990 do 2015. Všetky nezávislé premenné sme oneskorili o 5 ročný interval. Pretože údaje o krajinách pozostávajú z panelových údajov o 5 ročných intervaloch (1990-1995, 1995-2000, 2000-2005, 2005-2010 a 2010-2015), každá premenná pozostáva zo 140 pozorovaní (každá z 28 krajín Európy zahŕňa údaje o 5 ročných intervaloch). Odhad podmienenej miery rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS sme vypočítali pomocou metódy najmenších štvorcov bez zahrnutia fixných efektov krajín. Vynechanie fixných efektov v modeli je dôležité pre minimalizáciu skreslenia odhadnutého koeficienta podmienenej konvergenencie. Bez zahrnutia fixných efektov krajín je dôležité do modelu pridať čo najväčší počet determinantov hospodárskeho rastu, ktoré minimalizujú skreslenie koeficienta konvergenencie (Barro 2016).

Tabuľka 14 sumarizuje nami vypočítané hodnoty odhadu podmienenej konvergenencie (4.5) s použitím panelových údajov pre 5 ročné intervaly za 28 krajín Európy medzi rokmi 1990 a 2015. Ide o hodnotu úrovňovej konštanty α , koeficient podmienenej konvergenencie β_1 a hodnoty ostatných vysvetľujúcich premenných $\beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ a β_8 , ktoré uvádzame z dôvodu prehľadnosti aj slovne. Ďalej v tabuľke uvádzame aj hodnoty príslušných t štatistík, k nim prislúchajúcich p hodnôt, hodnoty F štatistiky modelu, k nej prislúchajúcej p hodnoty, koeficient determinácie R^2 a korigovaný koeficient determinácie R^2 .

Tabuľka 14: Odhad vplyvu ďalších determinantov hospodárskeho rastu (4.5)

1990 - 2015	parametre 5 ročných intervalov bez fixných efektov	t štatistika	p hodnota
α	0,0923	0,7573	0,4516
β_1	-0,0251	-4,4855	<0,0001
β_2 – Vládna spotreba	-4,14E-14	-3,8660	0,0003
β_3 – Dochádzka - Muži	-0,0093	-3,8102	0,0003
β_4 – Dochádzka - Ženy	0,0083	4,0656	<0,0001
β_5 – Miera úspor	-1,99E-14	-0,9872	0,3272
β_6 – Miera inflácie	-1,15E-06	-2,3727	0,0206
β_7 – 1/Miera dĺžky života	15,7017	2,6352	0,0105
β_8 – Otvorenosť krajiny	1,71E-14	4,9878	<0,0001
F štatistika	15,1338	--	<0,0001
R ²	0,6507	--	--
Korigovaný R ²	0,6077	--	--
Počet krajín; pozorovaní	28; 140	--	--

Zdroj: Vlastné spracovanie

Na základe testovania predpokladu normálneho rozdelenia, homoskedasticity a sériovej korelácie konštatujeme, že odhadnutý model spĺňa všetky potrebné predpoklady modelu a je vhodný na interpretáciu výsledkov. Najdôležitejšou na analýzu nami definovanej podmienenej konvergenzie je hodnota odhadnutého koeficienta konvergenzie β_1 , ktorý dosiahol negatívnu hodnotu -0,0251, je štatisticky významný a vypovedá o ročnej miere rastu vybraných 28 Európskych krajín na úrovni 2,51 % za rok v podmienenom zmysle v závislosti od použitých determinantov rastu. Táto hodnota je porovnateľná s 2 % mierou rastu za rok v USA. V prípade takejto rýchlosti konvergenzie budú rozdiely medzi najmenej a najviac rozvinutou krajinou eliminované na polovicu už za 27,62 rokov. Počas konvergenzie sme vypočítali prostredníctvom vzťahu (3.4).

Je pozoruhodné ako sa odhad rýchlosti konvergenzie rapídne zvýšil po tom, ako sme do modelu zaviedli vysvetľujúce premenné v podobe determinantov hospodárskeho rastu. V prípade odhadu podmienenej konvergenzie pomocou panelových údajov na úrovni krajín sme dosiahli vyššiu mieru rýchlosti konvergenzie v porovnaní s absolútnou a podmienenou Beta konvergenciou, ktorú sme odhadli pomocou prierezných údajov na úrovni regiónov. Dôvodom odlišných hodnôt dosiahnutých výsledkov je použitie údajovej základne panelových údajov medzi rokmi 1990 a 2015, ktoré sme sumarizovali za 5 ročné intervaly. Mnohé európske štáty sa v 90. rokoch 20. storočia transformovali z centrálne

riadeného systému a postupne sa prispôbovali novým podmienkam trhového hospodárstva, v dôsledku čoho sa v nich zvyšoval reálny produkt na obyvateľa. Ďalej vysvetlíme vplyv vysvetľujúcich premenných v modeli. Spotreba vlády, počet rokov školskej dochádzky mužov a miera inflácie má negatívny vplyv na vysvetlenie hospodárskeho rastu. Zaujímavým je ale pozitívny vplyv počtu rokov školskej dochádzky žien, miery dĺžky života a otvorenosti krajín. Priemerný vek školskej dochádzky sa za posledných 30 rokov v Európe zvyšoval. Môžeme predpokladať, že školská dochádzka vplyva na hospodársky rast pozitívne, čo sme aj odhadli prostredníctvom premennej počtu rokov školskej dochádzky žien. Opačne však vplývala na vysvetlenie hospodárskeho rastu premenná školskej dochádzky mužov. Domnievame sa, že vyššia vzdelanostná úroveň žien podnietila hospodársky rast vplyvom nových inovácií, ktoré sú ľahšie ovládateľné aj pre ženy. Na druhej strane zvýšenou vzdelanostnou úrovňou mužov ustupujú hospodársky silné remeselné a priemyselné povolania a zvyšuje sa migrácia mužskej pracovnej sily do zahraničia, čím dochádza k zníženiu hospodárskeho rastu. Európsky trh je medzinárodný a čoraz viac sa zameriava na služby, ktoré vplývajú na hospodársky produkt v iných krajinách. Aj keby nebolo naše tvrdenie správne, musíme konštatovať, že rozdiel medzi vplyvom mužskej a ženskej školskej dochádzky je negatívny a preto by jednotlivé vlády mali zahájiť potrebné opatrenia, ktoré by stimulovali hospodársky rast prostredníctvom vzdelanostnej úrovne pozitívnym smerom. Ďalej konštatujeme, že vplyvy vládnej spotreby a otvorenosti jednotlivých krajín sú veľmi nízke až zanedbateľné a z výsledkov modelu tiež vyplýva, že ukazovateľ miery úspor štatisticky nevplýval na vysvetlenie hospodárskeho rastu v EÚ 28. Model ako celok je na základe hodnoty F štatistiky a k nej prislúchajúcej p hodnoty štatisticky významný a podľa korigovaného koeficienta determinácie R^2 je vysvetlený stredne silnou mierou závislosti približne 60,77 %.

V tejto časti práce sme vysvetlili veľkosť vplyvu vybraných determinantov hospodárskeho rastu v 28 krajinách Európy a prijali záver o konvergencii európskych krajín v podmienenom zmysle s rýchlosťou približne 2,51 % ročne. Dôvodom analýzy len krajín EÚ 28 je náš záujem o vyčíslenie vplyvu týchto determinantov rastu v Európe a porovnateľnosť dosiahnutých výsledkov s predchádzajúcimi odhadmi Beta konvergenzie.

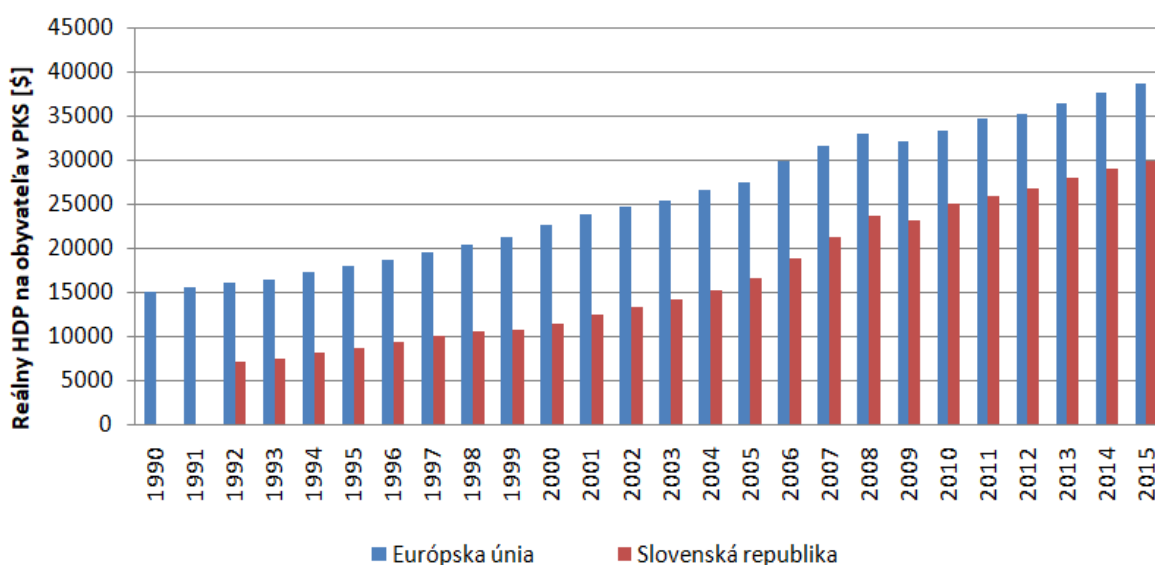
Sledovanie európskych konvergenčných procesov je značne komplexnou témou, ktorú analyzujeme na úrovni regiónov a štátov medzi 28 krajinami Európy. Pretože žijeme na území Slovenska, zaujíma nás aj vplyv konvergenzie na dynamiku slovenskej ekonomiky, ktorý vysvetlíme v nasledujúcej časti práce.

4.4 Hospodársky rast Slovenskej republiky

Pomocou analýzy hodnôt reálneho HDP na obyvateľa vieme modelovať rýchlosť hospodárskeho rastu vo svete. HDP je základný ukazovateľ výkonu ekonomiky štátu a je zostavovaný v súlade s Európskym systémom národných účtov, ktorý zabezpečuje jeho porovnateľnosť. V tejto časti práce zhodnotíme dynamiku vývoja reálneho HDP na obyvateľa v PKS Slovenskej republiky vo vzťahu k EÚ a porovnáme hodnoty hospodárskeho rastu odhadnuté modelom závislosti medzi mierou rastu a vysvetľujúcimi premennými, ktorý sme vypočítali na základe vzťahu (4.5) so skutočnými hodnotami hospodárskeho rastu na Slovensku. Pre analýzu dynamiky Slovenska vo vzťahu k EÚ 28 použijeme časový rad reálneho HDP na obyvateľa v PKS za obdobie od roku 1990 do 2015, ktorý sme získali z databáz Svetovej banky a hodnoty vyrovnaných a skutočných mier rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS získaných z odhadu podmienenej konvergencie v závislosti od vybraných determinantov rastu za obdobie od roku 1990 do 2015, ktorý sme vypočítali v časti *"Testovanie vplyvu ďalších determinantov hospodárskeho rastu"* pomocou vzťahu (4.5).

Prostredníctvom grafu 7 sme porovnali priebeh reálneho HDP na obyvateľa v PKS vyjadreného v dolároch medzi Slovenskou republikou a EÚ 28 v období medzi rokmi 1990 až 2015.

Graf 7: Reálny HDP na obyvateľa v PKS, Slovenská republika verzus EÚ 28



Zdroj: Vlastné spracovanie

Z grafu vidieť, že ročná miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v oboch prípadoch dlhodobo rastie, ale v EÚ 28 zaznamenávame nižší percentuálny rast týchto hodnôt, ako v prípade Slovenskej republiky. Hodnoty reálneho HDP na obyvateľa v PKS sú v EÚ približne o 10 000 \$ vyššie ako na Slovensku. Ekonomika Slovenskej republiky a EÚ od začiatku pozorovaného obdobia v roku 1990 dlhodobo rástla i keď je na Slovensku v roku 2009 zaznamenaný prepád hodnoty reálneho HDP na obyvateľa v PKS vplyvom hospodárskej krízy približne o 2,57 percentuálnych bodov. Prepád v približne rovnakej sile bol zaznamenaný aj v EÚ. Slovenská republika rástla od roku 1992 rýchlosťou približne 4 až 8 percentuálnych bodov ročne a následne sme medzi rokmi 2000 až 2008 zaznamenali ešte dramatickejší nárast, približne 6 až 13 percentuálnych bodov za rok. Po prepade hospodárskeho rastu z roku 2009 nastalo na Slovensku obdobie rastu s približnou mierou 3 až 4,5 percentuálnych bodov za rok. Priemerný rast 4 až 5 percentuálnych bodov za rok predpovedá na obdobie medzi rokmi 2015 až 2020 aj Makúch (2017). Oproti Slovenskej republiky, hospodárstvo EÚ rástlo medzi rokmi 1990 až 1999 rýchlosťou približne 2 až 4 percentuálne body ročne, medzi rokmi 2000 až 2008 sa ročný nárast zvýšil len mierne a po prepade z roku 2009 sa miera rastu ustálila na hodnote približne 1,5 až 4 percentuálne body za rok. Dynamicky rastie ekonomika Slovenskej republiky rýchlejšie ako priemer EÚ 28. Tento výsledok nás neprekvapil, predpokladali sme ho na základe výsledkov testovania Beta konvergenzie. Z výsledkov usudzujeme, že Slovenská ekonomika sa približuje k priemernej hodnote dlhodobého rastu v EÚ 28, čo je jasným prejavom konvergenzie.

Po grafickej analýze priebehu reálneho HDP na obyvateľa v PKS sme pristúpili k porovnaniu skutočného hospodárskeho rastu na Slovensku s odhadovanými hodnotami prostredníctvom modelu hospodárskeho rastu. Závislosť miery rastu od počiatočnej úrovne príjmu a ostatných determinantov rastov sme vyjadrili dynamicky prostredníctvom oneskorenia o 5 ročný interval prostredníctvom metódy najmenších štvorcov na základe vzťahu (4.5). V tabuľke 15 sme znázornili 5 ročné intervaly skutočných a modelom odhadnutých hodnôt hospodárskeho rastu pre Slovenskú republiku od roku 2000 po rok 2015, ktoré sme vypočítali z odhadu uvedeného v tabuľke 14. Na intervale od roku 2000-2005 bola hodnota skutočnej miery rastu 7,63 %, ale model nepatrne podhodnotil túto hodnotu približne o 0,3 percentuálneho bodu na úroveň približne 7,31 % za rok. Počas intervalu 2005-2010 bola skutočná miera rastu približne 8,18% a modelom sme odhadli priemernú ročnú mieru rastu na úrovni len 6,44 %, čím model opäť podhodnotil

skutočnú mieru rastu približne o 1,8 percentuálnych bodov. V období 2010-2015 sa situácia zmenila, prostredníctvom modelu sme odhadli ročnú mieru rastu približne 5,49 %, čím sme nadhodnotili skutočnú mieru hospodárskeho rastu 3,58 % za rok približne o 2 percentuálne body.

Tabuľka 15: Miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v Slovenskej republike, skutočné a modelom vyrovnané hodnoty

Časový interval	Skutočná miera rastu HDP na obyvateľa v PKS	Vyrovnané hodnoty	Reziduály
2000-2005	0,0763	0,0731	0,0031
2005-2010	0,0818	0,0644	0,0174
2010-2015	0,0358	0,0549	-0,0191

Zdroj: Vlastné spracovanie

Ročná miera hospodárskeho rastu na Slovensku za obdobie od roku 2000 do roku 2015, ktorú sme odhadli na základe modelu hospodárskeho rastu dynamicky klesala až na úroveň približne 5,49 percentuálnych bodov za rok. Uvedené výsledky vypovedajú, že rýchlosť hospodárskeho rastu na Slovensku je v porovnaní s bežne dosahovaným priemerným rastom vo svete výrazne vyššia ako je typické. Teoretický model predpovedá, že ročná miera rastu Slovenskej republiky bude v bezprostredne nasledujúcom období od roku 2015 do 2020 na úrovni približne 3,95 percentuálnych bodov. Na odhad hodnoty hospodárskeho rastu v nasledujúcom období sa môžeme pravdepodobne spoľahnúť, pretože hodnotu hospodárskeho rastu na úrovni približne 4 percentuálnych bodov ročne dlhodobo predpovedajú aj analytici Národnej banky Slovenska. Miera rastu 4 % za rok sa javí ako dlhodobý horizont rastu, pretože dynamika hospodárskeho rastu sa v posledných rokoch spomalila, čo vidíme aj na základe skutočného vývoja ekonomiky v posledných rokoch. Dôvodom ekonomického spomalenia je i napriek zvýšeným investíciám pravdepodobne dočerpávanie eurofondov, ktoré by bolo vhodnejšie čerpať rovnomernejšie v ďalšom programovom období (Makúch, 2017). Nárast investícií stimuluje aj nárast zamestnanosti, ktorá prekonáva doterajšie očakávania. Pracovné miesta pribúdajú najmä v službách a nezamestnanosť sa dlhodobo znižuje na úroveň predkrízového minima nezamestnanosti, ktorá bola približne 8,9 % za rok. Toto všetko vplýva na zrýchľovanie dynamiky cien, ktoré by mali znižovať reálne mzdy len mierne.

Slovenskú republiku považujeme za krajinu, ktorej silný hospodársky rast počas udržateľného obdobia viedol k vysokej príjmovej úrovni reálneho HDP na obyvateľa v PKS. Ak porovnáme hodnotu reálneho HDP na obyvateľa v PKS v roku 1990 a v roku 2015, vidíme, že sa táto hodnota stonásobila. Takýto prudký hospodársky rast Slovenskej republiky bol spôsobený otvorením a transformáciou hospodárstva smerom k trhovo orientovanej ekonomike na začiatku 90. rokov 20. storočia. Prechod z centrálne plánovaného hospodárstva na trhové, postupná reštrukturalizácia, otvorenie hraníc s prílevom turizmu a migrácie pracovných síl a zmena vládnej politiky zapríčinili, že Slovenská republika bola stimulovaná k vyššej produktivite, a tým k vyššiemu príjmu na obyvateľa. Miera rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS na Slovensku je od roku 1990 mimoriadne vysoká a výrazne prevyšuje priemernú úroveň rastu v EÚ. Slovenská republika sa úspešne posunula do skupiny krajín s vysokým príjmom, a preto tvrdíme, že úspešne konverguje k podmienkam hospodárstva v EÚ. Napriek tomu, že miery rastu krajín sa môžu niekedy odchýliť nad alebo pod predpokladané hodnoty, žiadna krajina vrátane Slovenskej republiky nemôže uniknúť tzv. "železnému zákonu konvergenencie" (Barro, 2016, str. 12), a preto predpokladáme, že miera rastu príjmu na obyvateľa v Slovenskej republike by mala postupom času klesnúť z približnej hodnoty 5 % ročne na úroveň 3 až 4 %, ktorá je dlhodobo udržateľná. Dôležitú úlohu pri konvergenčných procesoch zohráva politická situácia na Slovensku, ktorá zohľadňuje hospodárske plány s ekonomickou realitou a definuje sociálny program. Blízka budúcnosť môže priniesť politické napätie, a preto by sa vláda Slovenskej republiky mala snažiť o elimináciu nerealistických optimistických očakávaní o hospodárskom raste, čo by viedlo k zníženiu snahy špekulantov a manipulácie s údajmi národných účtov.

5 Diskusia

V práci je skúmaná pomerne často diskutovaná téma reálnej konvergenzie na úrovni regiónov a krajín, ktoré podľa územného členenia patria do oblasti EÚ 28. Všetky spoločné ciele EÚ vedú ku vzájomnej spolupráci v rámci Európy a vytvorenia spoločnej menovej únie, takže spoločnou snahou vybraných krajín je ich vzájomná konvergencia. Konvergencia je zložitý a dlhodobý proces vyrovnávania rozdielov medzi krajinami na makroekonomickej, hospodárskej a menovej úrovni. Pre naplnenie cieľov EÚ by sa mali analyzované regióny snažiť vyrovnávať rozdiely medzi sebou a homogenizovať sa až do takej miery, že sa rozdiely medzi nimi stanú zanedbateľnými. Prostriedkom na dosiahnutie jednotnej úrovne je rešpektovanie konvergenčných kritérií a ich dodržiavanie v plnom rozsahu. Dosiahnuté výsledky testov konvergenzie o tom, či vybrané regióny Európy konvergujú zhodnotíme na základe stanovených cieľov, ktoré sme definovali v časti *"Cieľ práce"*.

5.1 Zhodnotenie dosiahnutých výsledkov

Overenie reálnej konvergenzie je hlavným cieľom dizertačnej práce. Na dosiahnutie nášho cieľa sme sformulovali hlavnú ekonomickú hypotézu: Existuje konvergencia medzi vybranými regiónmi Európy? Existenciu konvergenzie medzi 28 vybranými krajinami Európy sme testovali na úrovni regiónov aj krajín, a to prostredníctvom 4 rovnocenných čiastkových cieľov:

- Overenie absolútnej a podmienenej Beta konvergenzie na úrovni 367 európskych regiónov rozdelených podľa NUTS II.
- Overenie Sigma konvergenzie na úrovni 367 európskych regiónov rozdelených podľa NUTS II.
- Analýza hospodárskeho rastu reálneho HDP na obyvateľa v závislosti od vybraných determinantov rastu na úrovni 28 štátov Európy.
- Analýza vývoja reálneho príjmu na obyvateľa a vplyvu konvergenčných kritérií na dynamiku Slovenskej republiky.

Hypotézu absolútnej Beta konvergenie definovanej podľa vzťahu (3.3) v rámci 5 časových intervalov sme neprijali za žiadny interval, pretože odhadnuté modely boli skreslené a neefektívne. Medzi 367 regiónmi vybraných 28 krajín Európy nedochádza ku konvergencii v absolútnom zmysle. Po zahrnutí geograficko-politických premenných do modelu Beta konvergenie sme zohľadnili geografickú a politickú rozdielnosť regiónov a modifikovali koncept absolútnej konvergenie (3.3) na koncept podmienenej konvergenie, ktorý sme odhadli prostredníctvom vzťahu (4.1). Z dôvodu skreslenosti a neefektívnosti odhadu sme neprijali ani hypotézu podmienenej Beta konvergenie so zohľadnením geograficko-politickej rozdielnosti krajín, a to za žiadny z časových intervalov. Ako tretí sme model Beta konvergenie odhadli pomocou špecifikácie (4.2) so zahrnutím geograficko-politických premenných a štrukturálnej premennej, pomocou ktorých sme zohľadnili rozdelenie regiónov z hľadiska ich územno-politickej podstaty a hospodárskej sily jednotlivých sektorov v regiónoch. Vypočítané odhady boli efektívne a neskreslené pre časové intervaly 2000-2008 a 2000-2015. Odhad parametra konvergenie β bol na intervale 2000-2008 záporný a štatisticky významný, dosiahol hodnotu -0,0065, takže v tomto období dochádzalo k podmienenej Beta konvergencii 367 regiónov Európy s rýchlosťou približne 0,6676 % za rok. Odhad parametra konvergenie β bol na intervale 2000-2015 záporný a štatisticky významný a dosiahol hodnotu -0,0022, takže v tomto období dochádzalo k podmienenej Beta konvergencii 367 európskych regiónov s rýchlosťou približne 0,2238 % za rok. V rámci uskutočnenia analýzy konvergenie na intervale 2008-2015 pochybujeme o podmienenej Beta konvergencii, pretože existuje štatisticky významný predpoklad o nedodržaní predpokladu normálneho rozdelenia údajov, čo vedie k nespoľahlivosti t a F štatistík. Odhad parametra konvergenie bol ale na intervale 2008-2015 štatisticky významný a rovný -0,0023, čo determinuje skoro rovnakú rýchlosť konvergenie ako v prípade intervalu 2000-2015. Rýchlosť konvergenie na intervale 2008-2015 dosiahla hodnotu približne 0,2221 % ročne. Z hodnôt dosiahnutých výsledkov odhadov Beta konvergenie konštatujeme, že 367 skúmaných regiónov Európy konvergovalo medzi rokmi 2000 a 2015 v podmienenom zmysle, a to približnou mierou rastu 0,2238 percentuálneho bodu ročne. V období medzi rokmi 2000 a 2008 regióny konvergovali rýchlejšie ako v období medzi rokmi 2008 a 2015. Pokles vypočítanej rýchlosti konvergenie v druhom období bol pravdepodobne zapríčinený vplyvom svetovej hospodárskej krízy z roku 2008. Beta konvergenciu sme odhadli aj prostredníctvom modifikácie geograficko-politických premenných a ich vyjadrením v multiplikatívnom tvare prostredníctvom vzťahov (4.3) a (4.4). Vypočítané odhady pomocou týchto

špecifikácii však nedokázali významne zlepšiť výsledky odhadov podmienenej Beta konvergenzie a preto sme rozhodli, že najlepšiu vypovedaciu hodnotu poskytujú odhady vypočítané pomocou vzťahu (4.2).

Ďalej sme testovali Sigma konvergenciu. Na tento účel sme vypočítali prierezové variačné charakteristiky. Znakom Sigma konvergenzie je dynamicky klesajúci vývoj týchto charakteristík v čase. Na základe dosiahnutých výsledkov tvrdíme, že 367 regiónov Európy konvergovalo medzi rokmi 2000 a 2015 podľa špecifikácie Sigma. V období od roku 2000 až po rok 2008 sme zaznamenali rapídnejší pokles variačných charakteristík ako po roku 2009 a preto konštatujeme, že regióny Európy konvergovali rýchlejšie na intervale 2000-2008. Týmto zistením sme potvrdili aj výsledky z testovania Beta konvergenzie, ktorej výsledky konštatujú rovnaký záver.

Závislosť hospodárskeho rastu od vybraných determinantov sme testovali na úrovni 28 krajín Európy prostredníctvom vzťahu (4.5), ktorý sme odhadli metódou najmenších štvorcov. Disponovali sme panelovými údajmi 5 ročných intervalov za každú krajinu, a to od roku 1990 do 2015. Všetky vysvetľujúce premenné v modeli sme oneskorili o jeden časový interval. Z výsledkov odhadnutého koeficienta konvergenzie β_1 sme usúdili, že 28 krajín konvergovalo medzi rokmi 1990 a 2015 približnou rýchlosťou 2,51 percentuálneho bodu za rok v podmienenom zmysle. Takáto hodnota rýchlosti konvergenzie je zrovnateľná s mierou rastu v USA, ktorá sa dlhodobo drží na hodnote približne 2 percentuálnych bodov za rok.

S vyššie definovanou ekonomickou hypotézou o existencii reálnej konvergenzie v Európe sú úzko spojené nasledujúce štatistické hypotézy, ktoré tvoria neoddeliteľnú súčasť správnej interpretácie dosiahnutých odhadov.

- **Hypotéza 1:** Prierezový variačný koeficient reálneho HDP na obyvateľa v PKS má klesajúci trend.

Sigma konvergenzia bola testovaná na základe matematickej a grafickej analýzy vybraných variačných charakteristík. Len dynamicky klesajúci vývoj variačných charakteristík v čase indikuje konvergenciu tohto typu. Po vypočítaní prierezového variačného koeficientu z hodnôt reálneho HDP na obyvateľa v PKS z 367 regionálnych údajov EÚ 28 a pre podskupiny regiónov z hľadiska ich geografickej a politickej príslušnosti k daným krajinám sme prišli k záveru, že koeficient variácie dynamicky klesal v čase od roku 2000 až po rok 2015 pre celú skupinu 367 regiónov Európy. Ďalej, tento

koeficient dynamicky klesal od roku 2000 po rok 2006 pre 32 regiónov južnej Európy, medzi rokmi 2000 a 2007 klesal pre 242 regiónov západnej Európy a medzi 2008 a 2015 klesal pre 53 regiónov strednej Európy. Pre 27 regiónov severnej Európy a 13 regiónov východnej Európy sme hypotézu o klesajúcom variačnom koeficiente neprijali, pretože priebeh tejto charakteristiky bol v oboch prípadoch oscilujúci alebo rastúci.

- **Hypotéza 2:** Koeficient konvergenzie je v odhadovaných modeloch záporný a štatisticky významný.

Táto hypotéza je spätá s testovaním Beta konvergenzie a závislosti hospodárskeho rastu od vybraných determinantov, pričom odhadnutý koeficient konvergenzie musí byť štatisticky významný a záporný v každom odhadnutom modeli. Záporná hodnota koeficienta konvergenzie je základným predpokladom na dosiahnutie kladnej rýchlosti konvergenzie, ktorú počítame prostredníctvom vzťahu $-(1-e^{-\beta T})/T$.

V tabuľke 16 uvádzame z dôvodu prehľadnosti výsledky odhadnutých koeficientov Beta konvergenzie s príslušnými p hodnotami, ktoré sú odhadnuté pomocou vzťahov (3.3), (4.1) a (4.2) a tiež špecifikácie, ktoré sme odhadli prostredníctvom vzťahov (4.3) a (4.4). V poslednom riadku uvádzame hodnotu koeficienta konvergenzie, ktorý je odhadnutý na základe závislosti medzi mierou rastu a vybranými determinantami rastu prostredníctvom špecifikácie (4.5). Štatistickú významnosť parametrov konvergenzie sme vyjadrili vo forme značenia *, respektíve ** pre všetky časové intervaly.

Tabuľka 16: Hodnoty odhadnutých koeficientov konvergenzie

Beta konvergenzia	2000-2008	2000-2010	2008-2015	2010-2015	2000-2015
β (3.3)	-0,0298**	-0,0271**	-0,0114**	-0,0087**	-0,0223**
β (4.1)	-0,0123**	-0,0129**	-0,0099**	-0,0057*	-0,0124**
β (4.2)	-0,0065**	-0,0055**	-0,0023	0,0003	-0,0022*
β (4.3)	-0,0113**	-0,0118**	-0,0089**	-0,0048**	-0,0114**
β (4.4)	-0,0054**	-0,0074**	-0,0019	0,0008	-0,0028*
Závislosť od ďalších determinantov rastu			1990-2015		
β (4.5)			-0,0251**		

* Významnosť na 5 % hladine. ** Významnosť na 1 % hladine.

Zdroj: Vlastné spracovanie

V prípade testovania absolútnej Beta konvergenencie (3.3) bol dosiahnutý negatívny a štatisticky významný koeficient konvergenencie na hladine významnosti 0,001 v každom časovom intervale. Pri testovaní podmienenej Beta konvergenencie (4.1) sme prijali túto hypotézu pre intervaly 2000-2008, 2000-2010 a 2000-2015 a v prípade modelu podmienenej Beta konvergenencie odhadnutého pomocou špecifikácie (4.2) len na intervaloch 2000-2008 a 2000-2010. Negatívnu hodnotu koeficienta konvergenencie na hladine významnosti 0,05 sme pri odhade (4.1) odhadli pre interval 2010-2015 a v rámci špecifikácie modelu (4.2) pre interval 2000-2015. Pri odhade špecifikácie (4.3) sme dosiahli negatívny a štatisticky významný koeficient konvergenencie na hladine významnosti 0,001 v rámci všetkých vypočítaných intervaloch, ale po pridaní štruktúrálnej premennej a vypočítaní odhadu prostredníctvom špecifikácie (4.4) už len pre intervaly 2000-2008 a 2000-2010. Pre interval 2000-2015 sme prijali hypotézu negatívneho a štatisticky významného koeficientu na hladine významnosti 0,05. V prípade odhadu vypočítaného prostredníctvom závislosti ročnej miery rastu od viacerých determinantov rastu (4.5) sme na intervale 1990-2015 vypočítali tiež zápornú hodnotu koeficienta konvergenencie, ktorý bol štatisticky významný na hladine významnosti 0,05.

Naším posledným čiastkovým cieľom bolo vysvetliť dôraz konvergenencie na dynamiku Slovenskej republiky. Na splnenie tohto cieľa sme analyzovali a teoreticky vysvetlili vývoj dynamiky hospodárskeho rastu na Slovensku prostredníctvom hodnôt reálneho HDP na obyvateľa v PKS medzi rokmi 1990 až 2015. Slovenská republika patrí spolu s ďalšími štátmi Európy do vysokopríjmovej skupiny krajín a od roku 1990 zaznamenáva silný hospodársky rast. Odhad modelu rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS na Slovensku sme realizovali prostredníctvom vzťahu (4.5) a porovnali sme vyrovnané hodnoty modelu so skutočnými hodnotami miery rastu HDP na obyvateľa v PKS. Vypočítaný odhad predpokladá v rokoch 2000 až 2015 priemernú mieru rastu približne 5 až 7 percentuálnych bodov za rok. Od roku 2015 do roku 2020 odhadujeme hodnotu hospodárskeho rastu na úrovni približne 3,95 percentuálnych bodov za rok, čo vnímame ako spoľahlivú predpoveď na bezprostredne nadchádzajúce obdobie. Ročnú mieru rastu na úrovni 4 percentuálnych bodov predpovedá aj NBS (Makúch, 2017). Do budúcnosti veríme, že sa miera hospodárskeho rastu na Slovensku bude v dôsledku konvergenčných procesov približovať k 2 až 4 % za rok, čo vidíme ako dlhodobu udržateľnú hodnotu rastu na Slovensku, ale aj v rámci krajín Európy.

5.2 Prínosy pre teóriu a prax

V tejto časti práce vyzdvihneme prínosy pre teóriu a prax, ktoré vyplývajú z práce. Z hľadiska teórie považujeme za prínosnú prvú kapitolu, v ktorej boli spracované výskumy publikované prevažne v indexovaných a karentovaných časopisoch a tretiu kapitolu, v ktorej je zhrnutá dostupná metodológia pre spracovanie problematiky konvergenzie od svetovo uznávaných autorov. Prínosným hodnotíme aj nami navrhnutú zmenu doposiaľ známych vzťahov, ktoré sa používajú na odhad konvergenzie a zakomponovanie multiplikatívnych geograficko-politických premenných do modelu podmienenej Beta konvergenzie.

Z praktického hľadiska hodnotíme ako prínosné spracovanie údajov, ktoré sa stalo podkladom na overenie reálnej konvergenzie. V prípade testovania Beta a Sigma konvergenzie sme spracovali prierezové údaje na úrovni regiónov NUTS II za obdobie od roku 2000 do 2015. Údaje pozostávali z 367 regiónov Európy, ktoré sa geograficky rozprestierajú na 28 krajinách Európy. Pre účely testovania hospodárskeho rastu v závislosti od viacerých determinantov rastu sme spracovali panelové údaje s 5 ročnými intervalmi od roku 1990 do 2015 pre 28 krajín Európy. Údajová základňa pozostávala zo 140 pozorovaní. Pri analýze hospodárskeho rastu na Slovensku sme pracovali s časovými údajmi reálneho HDP na obyvateľa v PKS za obdobie medzi rokmi 1990 až 2015.

Druhým praktickým prínosom práce je testovanie absolútnej a podmienenej konvergenzie a spracovanie dosiahnutých výsledkov z odhadnutých modelov. Pri aplikácii vybraných testov reálnej konvergenzie sme odhadli rôzne miery rastu. Rôznorodosť dosiahnutých výsledkov z odhadov je výsledkom spracovania rôznych údajových základní a dĺžky časových intervalov. Hypotézu podmienenej Beta konvergenzie 367 regiónov EÚ 28 sme prijali pre intervaly 2000-2008 a 2000-2015. S obmedzeniami sme prijali hypotézu aj na obdobie 2008-2015. Štatistickú závislosť hospodárskeho rastu od viacerých determinantov rastu sme testovali pre obdobie medzi rokmi 1990 a 2015 na úrovni krajín EÚ 28. Výsledkom tejto analýzy je prijatie hypotézy o podmienenej konvergencii v závislosti od vybraných determinantov hospodárskeho rastu.

Pretože nás zaujíma dôraz na dynamiku rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS na Slovensku, v práci sme odhadli rýchlosť jeho rastu za rok prostredníctvom modelu závislosti medzi ročnou mierou hospodárskeho rastu a ostatnými vysvetľujúcimi premennými. Súčasťou analýzy dynamiky Slovenskej republiky bol aj odhad hodnoty

hospodárskeho rastu na nasledujúci 5 ročný interval od roku 2015 do 2020. Odhadnutú hodnotu ročnej miery rastu Slovenska predpokladáme na úrovni 3,95 percentuálnych bodov. Táto hodnota sa približne rovná predpokladanej miere rastu 4 percentuálne body za rok, ktorá bola odhadnutá analytikmi Národnej banky Slovenska (Makúch, 2017).

Celá metodológia Beta konvergenzie funguje prostredníctvom automatizovaného programu v Eviewse. Nami naprogramované riešenie problematiky, ktorého súčasťou je aj aplikácia Bootstrappingu údajov musíme tiež vyzdvihnúť ako prínosné, pretože program automatizuje prácu pri odhadoch a zjednodušuje pochopenie problematiky širokej verejnosti. Komplexný opis funkcií programu je uvedený v časti Prílohy.

Záver

Predkladaná práca sa zaoberala problematikou reálnej konvergenzie. V rámci tejto oblasti sme analyzovali konvergenciu typu Beta a Sigma a závislosť hospodárskeho rastu podmienené od vybraných determinantov rastu. Konvergenciu sme skúmali v období medzi rokmi 2000 a 2015 na regionálnej úrovni a v období medzi rokmi 1990 a 2015 na úrovni krajín. Pri práci s regionálnymi údajmi sme použili prierezové údaje, na analýzu konvergenzie na úrovni krajín panelové údaje. Absolútnu a podmienenú Beta konvergenciu sme skúmali z pohľadu 5 podintervalov: 2000-2008, 2000-2010, 2008-2015, 2010-2015 a 2000-2015, Sigma konvergenciu za obdobie medzi rokmi 2000 a 2015 a závislosť hospodárskeho rastu od vybraných determinantov rastu za obdobie od roku 1990 do 2015. Sledované obdobia sme stanovili na základe dostupnosti údajov, ktoré sme čerpali zo zdrojov Eurostatu a Svetovej banky. Pre rozdelenie intervalu podľa roku 2008 pri analýze Beta konvergenzie sme sa rozhodli z dôvodu zlomového roka svetovej hospodárskej krízy, ktorá zaznamenala silný vplyv na celom svete. Zvlášť dôrazný je vplyv tejto krízy v krajinách Európy. Aby sme mohli vplyv krízy kvantifikovať, museli sme aplikovať intervalové rozloženie v tomto kontexte.

Pri analýze Beta konvergenzie sme odhady vypočítali prostredníctvom metódy najmenších štvorcov na základe troch rôznych špecifikácií modelu (3.3), (4.1) a (4.2). Aby sme mohli opísať vplyv geograficko-politického členenia regiónov v Európe komplexnejšie, vypočítali sme aj odhady Beta konvergenzie pomocou špecifikácií (4.3) a (4.4), ktorých zahrnuté geograficko-politické premenné sú vyjadrené v multiplikatívnom tvare. Beta konvergenzia vychádza z neoklasického modelu rastu, ktorý predpokladá negatívnu závislosť medzi mierou rastu HDP a jeho počiatočnou úrovňou. Rýchlosť konvergenzie vypočítame prostredníctvom vzťahu $-(1-e^{-\beta T})/T$ a polčas konvergenzie ako $\ln(2)/-(1-e^{-\beta T})/T$. Hlavným rozhodujúcim faktorom je koeficient Beta konvergenzie, ktorý musí byť štatisticky významný. Odhady absolútnej a podmienenej Beta konvergenzie sme vypočítali na úrovni 367 regiónov, ktoré patria do 28 krajín Európy. Prvá špecifikácia (3.3) sledovala logaritmickú závislosť rastu reálneho HDP na obyvateľa v PKS od jeho počiatočnej úrovne. Druhá, nami definovaná špecifikácia podmienenej Beta konvergenzie (4.1) počítala so zohľadnením geografickej a politickej rôznorodosti regiónov, a preto boli do pôvodnej špecifikácie modelu Beta konvergenzie zahrnuté geograficko-politické premenné Západ, Sever, Stred a Juh. Posledná, tretia

špecifikácia modelu (4.2) Beta konvergenzie zohľadnila okrem územnej a politickej rôznorodosti aj hospodársku silu jednotlivých ekonomických sektorov v regiónoch. Táto modelová špecifikácia Beta konvergenzie poskytla komplexný pohľad na skúmanú problematiku a dosiahnuté výsledky testovania Beta konvergenzie sme mohli interpretovať. Výsledkom analýzy Beta konvergenzie bolo, že vybrané regióny Európy konvergovali v podmienenom zmysle v rámci intervalov 2000-2008 a 2000-2015. 367 regiónov Európy konverguje v období medzi rokmi 2000 a 2015 s priemernou rýchlosťou približne 0,2238 % za rok. Vybrané európske regióny konvergovali v období od roku 2000 do roku 2008 rýchlejšie, približne 0,6678 % mierou rastu za rok a následne sa rýchlosť konvergenzie znížila od roku 2008 na priemernú hodnotu 0,2238 % za rok. Vysvetlenie Beta konvergenzie prostredníctvom špecifikácií (4.3) a (4.4) nezohralo významnú rolu pri odhadoch a preto sa domnievame, že modelová špecifikácia (4.2) je dostatočná a dokáže zachytiť konvergenziu presne a spoľahlivo.

Analýzu Sigma konvergenzie sme realizovali prostredníctvom výpočtov prierezových mier variácie. Predpokladom Sigma konvergenzie je dynamicky klesajúci priebeh vybraných variačných charakteristík. Pretože nutnou, ale nie postačujúcou podmienkou Sigma konvergenzie je Beta konvergenzia, testovanie Sigma konvergenzie sme realizovali následne po predchádzajúcej analýze Beta konvergenzie. Výsledkom našej analýzy je, že 367 vybraných regiónov Európy medzi rokmi 2000 a 2015 konvergovalo na základe Sigma konvergenzie. Rovnako ako v prípade testovania Beta konvergenzie, regióny Európy konvergovali v zmysle Sigma konvergenzie medzi rokmi 2000 až 2008 rýchlejšie ako po roku 2008, čo sme usúdili na základe prudšieho poklesu variačných charakteristík medzi rokmi 2000 a 2008. Výsledky Sigma konvergenzie sa v prípade geograficko-politického členenia regiónov rôznili v každej z 5 sledovaných geograficko-politických skupín regiónov Európy. 32 regiónov južnej Európy konvergovalo podľa Sigma konvergenzie s miernymi osciláciami v roku 2006 a 2009. Ďalej sme prijali hypotézu existencie Sigma konvergenzie len v rámci určitých časových podintervalov. 242 regiónov západnej Európy konvergovalo len medzi rokmi 2000 a 2007 a 53 regiónov strednej Európy len medzi rokmi 2008 a 2015. 27 regiónov severnej Európy a 13 regiónov východnej Európy nekonvergovalo v rámci žiadneho časového intervalu.

Analýzu konvergenzie v Európe sme uzavreli prostredníctvom podrobnejšieho skúmania vplyvu vybraných determinantov rastu. Tento typ podmienenej konvergenzie sme realizovali na úrovni 28 krajín Európy. Z vypočítaného odhadu modelu závislosti

medzi ročnou mierou hospodárskeho rastu a vybranými determinantami rastu prostredníctvom metódy najmenších štvorcov na základe vzťahu (4.5) sme usúdili, že 28 krajín Európy konverguje medzi rokmi 1990 až 2015 rýchlosťou približne 2,51 % za rok.

Po analýze reálnej konvergenzie v rámci vybraných krajín Európy sme bližšie opísali vývoj dynamiky hospodárskeho rastu na Slovensku. Analýzu dynamiky slovenskej ekonomiky sme realizovali pomocou porovnania skutočných a modelovaných hodnôt reálneho HDP na obyvateľa v PKS od roku 2000 po rok 2015, ktoré sme vypočítali na základe vzťahu (4.5). V záverečnom kroku výpočtov sme pomocou modelu hospodárskeho rastu na Slovensku predpovedali priemernú mieru rastu v hodnote 3,95 % ročne na obdobie medzi rokmi 2015 a 2020. Táto hodnota sa približne rovná prognózam stanovenými analytikmi z NBS.

Testovanie reálnej konvergenzie by bolo vhodné realizovať za čo najdlhší časový interval, pretože konvergenčné procesy sú dlhodobého charakteru. Na to je ale potrebná omnoho komplexnejšia údajová základňa, ktorá je v súčasnosti ohraničená pre regionálne údaje Európy rokom 2000 a pre údaje na úrovni krajín Európy rokom 1990. Rovnako je problematická aj aktualizácia údajov zodpovednými orgánmi, len niektoré krajiny aktualizovali údaje aspoň po rok 2016. Zaujímavým spôsobom rozšírenia výskumu v oblasti konvergenzie by bolo zameranie sa na prepojenosť regiónov a tvorbu takzvaných konvergenčných klubov. V rámci sledovania priestorových vzťahov medzi regiónmi je možné použiť matice susednosti, ktoré zohľadňujú napríklad vzdialenosti regiónov, dĺžku spoločnej hranice alebo čas potrebný na vycestovanie medzi regiónmi. Aplikácia týchto metód by mohla byť veľmi zaujímavá v rámci ďalšieho výskumu konvergenzie v Európe.

Veríme, že cieľ práce bol stanovený komplexne a tento cieľ bol aj splnený v plnom rozsahu. Hlavným prínosom práce bolo testovanie reálnej konvergenzie a vysvetlenie dôrazu na dynamiku Slovenskej republiky pomocou prístupov modernej ekonometrie. Obzvlášť prínosným hodnotíme vylúčenie modifikácie doposiaľ známych vzťahov v prípade odhadu Beta konvergenzie. Dokázali sme, že multiplikatívna špecifikácia geograficko-politických premenných nie je pre dosiahnuté hodnoty odhadov relevantná. Technologickým prínosom hodnotíme zautomatizovanie odhadu Beta konvergenzie na základe programu, ktorý eliminuje výpočtovú a zapisovaciu chybovosť a podporuje rozvoj informačných technológií v modernej dobe.

Zoznam použitej literatúry

- [1] ALESINA, A. ÖZLER, S., ROUBINI, N., SWAGEL, P. 1996. *Political Instability and Economic Growth*. Journal of Economic Growth, Vol. 1, Issue 2. (June, 1996) ISSN: 1381-4338. [online]: <https://link.springer.com/article/10.1007%2FBF00138862>.
- [2] ARBIA, G., PIRAS, G. 2007. *Convergence in per-capita gdp across Eu-Nuts2 regions using panel data models extended to spacial autocorrelations effects*. Statistica, Vol. 67, Issue 2. (2007) [online]: https://econpapers.repec.org/article/botrivsta/v_3a67_3ay_3a2007_3ai_3a2_3ap_3a157-172.htm.
- [3] BALASSA, B. 1961. *The Theory of Economic Integration*. 1st ed. London: George Allen & Unwin Ltd 1962. ISBN 13: 978-415-67910-7.
- [4] BANERJEE, B., JARMUZEK, M. 2009. *Anatomy of Regional Disparities in the Slovak Republic*. International Monetary Fund, IMF Working Paper, WP/09/145. (July, 2009) [online]: https://books.google.sk/books?id=6rDJAC6B3WAC&pg=PA10&lpg=PA10&dq=polgar+a+zlate&source=bl&ots=NIENSRSEyp&sig=CvC06y6dkbdJ2KZ1w_rO119Zd9c&hl=en&sa=X&ved=0ahUKEwj18-oqJ3SAhVD3iwKHapVBtwQ6AEIKjAE#v=onepage&q=polgar%20a%20zlate&f=false.
- [5] BARRO, J. R. 1991. *Economic Growth in a Cross Sectional of Countries*. Quarterly Journal of Economic Growth, Vol. 106, No. 2. (May, 1991). The MIT Press. [online]: <https://www.econ.nyu.edu/user/debraj/Courses/Readings/BarroGrowth.pdf>.
- [6] BARRO, J. R. 2008. *Macroeconomics: A Modern Approach*. 1st ed. Mason, USA, Thomson South-Western. ISBN 10: 0-324-4-54567-3.
- [7] BARRO, J. R. 2016. *Economic Growth and Convergence, Applied Especially to China*. NBER Working Paper No. 21872. (January, 2016). [online]: <http://www.nber.org/papers/w21872>.
+
- [8] BARRO, J. R., SALA-I-MARTIN, X. 1991. *Convergence Across States and Regions*. Brookings Papers on Economic Activity. [online]: https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/1991/01/1991a_bpea_barro_salaimartin_blanchard_hall.pdf.
- [9] BARRO, J. R., SALA-I-MARTIN, X. 1992. *Convergence*. Journal of Political Economy, Vol. 100, No. 2. (April, 1992) [online]: <http://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/261816>.
- [10] BARRO, J. R., SALA-I-MARTIN, X. 2004. *Economic Growth*. 2nd ed. London, UK, The MIT Press: Cambridge, Massachusetts. ISBN 0-262-02553-1.

- [11] BEYAERT, A., GARCÍA-SOLANES, J. 2014. *Output gap and non-linear economic convergence*. Journal of Policy Modeling, Vol. 36, Issue 1. (February, 2014) [online]: <https://ideas.repec.org/a/eee/jpolmo/v36y2014i1p121-135.html>
- [12] BLAŠKO, M. 2016a. *Verifying Beta Convergence for Chosen Regions of Indonesia*. UI Proceedings on Science and Technologi, Vol. 1. (November, 2016).
- [13] BLAŠKO, M. 2016b. *Sigma convergence testing across selected European countries*. Journal of Theoretical and Applied Computer Science, Vol. 10, No. 2. (2016). [online]: <http://www.jtacs.org/archive/2016/2>.
- [14] BLAŠKO, M. 2017a. *β -convergence of chosen countries of Europe*. 20th International Scientific Conference for Doctoral Students and Post-Doctoral Scholars EDAMBA 2017, University of Economics in Bratislava.
- [15] BLAŠKO, M. 2017b. *Conditional Convergence and Cross-Country Growth Regressions in Europe*. Proceedings of 17th International Scientific Conference AIESA 2017, University of Economics in Bratislava. (November, 2017). [online]: https://fhi.euba.sk/www_write/files/veda-vyskum/konferencie/aiesa/AIESA_2017/AIESA_2017__cely_zbornik.pdf.
- [16] BLAŠKO, M., YUSRAN, H., L. 2016a. *Verifying of Beta Convergence for South East Countries of Asia*. Proceedings on 4th Gadjah Mada International Conference on Economic and Business 2016, Vol. 4, No.1 (November, 2016). ISSN 2548-7965.
- [17] BLAŠKO, M., YUSRAN, H., L. 2016b. *Verifying of Conditional Convergence in Chosen Countries of South East Asia*. Proceedings on Gari research conference 2016, (December, 2016).
- [18] BLOOM, D. E., CANNING, D., SEVILLA, J. 2002. *Technological Diffusion, Conditional Convergence and Economic Growth*. NBER Working Paper No. 8713, (January, 2002). [online]: <http://www.nber.org/papers/w8713.pdf>.
- [19] BORYS, MORGESE, M., POLGÁR, KATALIN, É, ZLATE, A. 2008. *Real convergence and the determinants of growth in EU Candidate and potential candidate countries. A Panel Data Approach*. Occasional Paper Series No. 86. (June, 2008). [online]: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecbocp86.pdf>.
- [20] BUČEK, M., KOVÁČ - GERULOVÁ, L. 2008. *Regionálna konvergencia resp. divergencia na pozadí teoretických koncepcií*. Regionální disparity - jejich pojetí, klasifikace a měření, Šilheřovice (2008). [online]: http://alkut.cz/edice_cd/cd3_regdis_2008/pdf/02%20regdis_2008.pdf.
- [21] CASSEL, G. 1918. *Abnormal deviations in international exchanges*. The Economic Journal, Vol. 28, No. 112. (December, 1918). [online]: https://www.jstor.org/stable/2223329?seq=1#page_scan_tab_contents.

- [22] CATRINA, S., LALINSKÝ, T. 2015. *Absolútna a podmienená beta konvergencia ekonomickej výkonnosti v EÚ*. Odborný bankový časopis, ročník 23, č. 2 (Február, 2015). [online]: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2015/02-2015/02_biatec_15_2_Catrina-Lalinsky.pdf.
- [23] CHO, D. 1996. *An Alternative Interpretation of Conditional Convergence Results*. Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 28, Issue 4 (November, 1996). [online]: http://econpapers.repec.org/article/mcbjmoncb/v_3a28_3ay_3a1996_3ai_3a4_3ap_3a669-81.htm.
- [24] CHOCHOLATÁ, M., FURKOVÁ, A. 2016. *Income disparities and convergence across regions of Central Europe*. Croatian Operational Research Review 7 (December, 2016). [online]: hrcak.srce.hr/file/257105.
- [25] CORRADO, L., MARTIN, R., WEEKS, M. 2004. *Identifying and Interpreting Regional Convergence Clusters Across Europe*. Economic Journal, (January 2004). [online]: <http://repec.org/res2004/CorradoMartinWeeks.pdf>.
- [26] CRESPO-CUARESMA, J., FERNÁNDEZ-AMANDOR, O. 2013. *Business cycle convergence in EMU: A first look at the second moment*. Journal of Macroeconomics, Vol. 37, (September, 2013). [online]: https://ideas.repec.org/p/ris/sbgwpe/2010_013.html.
- [27] CRESPO-CUARESMA, J., RITZBERGER-GRÜNWALD, D., SILGONER, M., A. 2012. *Growth, convergence and EU membership*. Applied Economics, Vol. 40, Issue 5 (April, 2011). [online]: <http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00036840600749524>.
- [28] CRESPO-CUARESMA, J., DOPPELHOFFER, G., FELDKIRCHER, M. 2014. *The Determinants of Economic Growth in European Regions*. Regional Studies, Vol. 48, Issue 1. (June, 2012). [online]: <http://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/00343404.2012.678824?src=recsys>.
- [29] DEJONG, D. N., DAVE, C. 2011. *Structural Macroeconometrics*. 2nd ed. Princeton, USA, Princeton University Press, 2011. ISBN 9781400840502
- [30] DOPPELHOFFER, G., MILLER, R., SALA-I-MARTIN, X. 2004. *Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach*. American Economic Review, Vol. 94, Issue 4. (September, 2004) [online]: https://www.ethz.ch/content/dam/ethz/special-interest/mtec/cer-eth/resource-econ-dam/documents/research/ws-and-conf/papageorgiou-2007/salaimartin_doppelhofer_miller_04.pdf.
- [31] DURLAUF, S. N., JOHNSON, P. A., TEMPLE J. R. W. 2005. *Growth Econometrics*. P. Aghion and S. N. Durlauf (eds.) Handbook of Economic Growth, Volume 1, Part A, (November, 2005). [online]: <https://www.ssc.wisc.edu/~sdurlauf/includes/pdf/GROWTH%20ECONOMETRICS.pdf>.

- [32] DVOROKOVÁ, K. 2014. *Sigma Versus Beta-convergence in EU 28: do they lead to different results?* Mathematical Methods in Finance and Business Administration. [online]: <http://www.wseas.us/e-library/conferences/2014/Tenerife/ECONMATH/ECONMATH-13.pdf>.
- [33] Eurostat.com, *Použité údaje pre účely testovania Beta, Sigma a nominálnej konvergenencie*. [online]: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nama_10r_2coe&lang=en.
- [34] EViews.com, *Postup pri programovaní v EViewse*. [online]: <http://forums.eviews.com/>.
- [35] FORGÓ, B., JEVČÁK, A. 2015. *Economic Convergence of Central and Eastern European EU Member States over the Last Decade (2004-2014)*. Economic and Financial Affairs, Discussion Paper 1. (July, 2015) ISSN 2443-8022. [online]: <https://publications.europa.eu/sk/publication-detail/-/publication/f3d6f57e-4849-42d6-8dd4-31ec66b389e7/language-en>.
- [36] HUDEC, O. a kolektív. 2009. *Podoby regionálneho a miestneho rozvoja*. Ekonomická fakulta, TU Košice, Slovenska republika. (2009). ISBN 978-80-553-0117-4. [online]: http://www3.ekf.tuke.sk/krvam/files/clanky/hudec/hudec_01.pdf.
- [37] IANCU, A. 2009. *Real Economic Convergence*. Working paper of National Institute of Economic Research 0900104. (September, 2009) [online]: <http://www.workingpapers.ro/2009/wpince090104.pdf>.
- [38] ISLAM, N. 2003. *What have We Learnt from the Convergence Debate?* Journal of Economic Surveys, Vol. 17, Issue 3. (July, 2003) [online]: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1467-6419.00197/full>.
- [39] KOČENDA, E., KUTAN, A., YIGIT, T. 2006. *Pilgrims to the Eurozone: How far, how fast?* Economic Systems, Vol. 30, Issue 4. (January, 2006) [online]: https://econpapers.repec.org/article/eeeecosys/v_3a30_3ay_3a2006_3ai_3a4_3ap_3a311-327.htm.
- [40] KOVÁČ - GERULOVÁ, L. 2010. *Teoreticko-metodologické prístupy ku konvergencii v EÚ a ich aplikácia*. Dizertačná práca, Národohospodárska fakulta, Ekonomická univerzita v Bratislave, Bratislava, Slovenska republika. (2010) [online]: ftp://193.87.31.84/0125692/2010NHFKOVACGERULOVA_L.pdf.
- [41] KOVÁČ, U., KOVÁČ - GERULOVÁ, L., BUČEK, M. 2011. *Metodologické prístupy k meraniu konvergenencie*. Prognostické práce, 3, č. 5. (September, 2011) [online]: <http://www.prog.sav.sk/subory/pprace/clanok1-PP-5-Kovac.pdf>.
- [42] KRAVEC, M. 2016. *Konvergencia Európskych ekonomík*. Diplomová práca, Fakulta hospodárskej informatiky, Ekonomická univerzita v Bratislave, Bratislava, Slovenská republika.

- [43] KROPKOVÁ, Z., SOJKOVÁ, Z. 2008. *Skúmanie regionálnych disparít v rámci nových členských krajín Európskej únie*. Acta oeconomica et informatica 1. (2008) [online]: [http://spu.fem.uniag.sk/cvicenia/ksov/matejkova/Matematicka%20statistika/Projekt/acta_oeconomica_et_informatica_\(online\)-2008-11-1-467.pdf](http://spu.fem.uniag.sk/cvicenia/ksov/matejkova/Matematicka%20statistika/Projekt/acta_oeconomica_et_informatica_(online)-2008-11-1-467.pdf).
- [44] LE GALLO, J., DALL'ERBA, S. 2008. *Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis*. Papers in Regional Science, Vol. 87, Issue 2. (2008) [online]: <https://ecomod.net/sites/default/files/document-conference/ecomod2006-rum/1178.pdf>.
- [45] LEVINE, R., RENELT, D. 1991. *Cross-Country Studies of Growth and Policy: Methodological, Conceptual and Statistical Problems*. The World Bank PRE Working Papers, WPS 608. (March, 1991) [online]: <http://documents.worldbank.org/curated/en/190721468764716168/pdf/multi0page.pdf>.
- [46] LEVINE, R., RENELT, D. 1992. *A Sensitivity Analyss of Cross-Country Growth Regressions*. The American Economic Review, Vol. 82, No. 4. (September, 1992). [online]: <http://www.jstor.org/stable/2117352>.
- [47] LUCAS, R. 1988. *On the Mechanics of Economic Development*. Journal of Monetary Economics, Vol. 22. (February, 1998) [online]: <https://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/darcillon-thibault/lucasmechanicseconomicgrowth.pdf>.
- [48] LUKÁČIKOVÁ, A., LUKÁČIK, M. 2008. *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. EKONÓM, Bratislava, Slovenska republika. (2008) ISBN 978-80-225-2614-2.
- [49] LUKÁČIKOVÁ, A., LUKÁČIK, M., SZOMOLÁNYI, K. 2011. *Ekonometrické modelovanie v programoch EViews a Gretl*. EKONÓM, Bratislava, Slovenská republika (2011) ISBN 978-80-225-3320-1.
- [50] LUKÁČIKOVÁ, A., LUKÁČIK, M., SZOMOLÁNYI, K.. 2011. *The β -convergence of the EU 27 countries*. Mathematical methods in Economics 2011, 29th international conference (6-9th September). (2011) ISBN 978-80-7431-058-4.
- [51] MAKÚCH, J. 2017. *Prognóza vývoja ekonomiky SR v roku 2017 z pohľadu NBS*. 20. ročník ekonomickej konferencie SOPK, Slovenská obchodná a priemyselná komora. (Január, 2017) [online]: https://www.nbs.sk/_img/Documents/_Rozhovory/2017/Vystupenie_Guvernier_Makuch_Progniza_vyvoja_ekonomiky_SR_v_roku_2017_z_pohladu_NBS.pdf.
- [52] MANKIW, N., G., ROMER, D., WEIL, D. 1992. *A Contribution to the Empirics of Economic Growth*. Quarterly Journal of Economics, Vol. 107, No. 2 (May, 1992). [online]: <http://www.isid.ac.in/~tridip/Teaching/DevEco/Readings/02Convergence/02Mankiw&Romer&Weil-QJE1992.pdf>.

- [53] MARELLI, E. 2007. *Specialisation and Convergence of European Regions*. The European Journal of Comparative Economics, Vol. 4, No. 2. (February, 2007) ISSN 1722-4667. [online]: <http://eaces.liuc.it/18242979200702/182429792007040203.pdf>.
- [54] MICHELACCI, C., ZAFFARONI, P. 2000. *Fractional (Beta) Convergence*. Journal of Monetary Economics, Banca D'Italia, Vol. 45, No. 383. (October, 2000) [online]: http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/temi-discussione/2000/2000-0383/tema_383_00.pdf.
- [55] MONFORT, P. 2009. *Regional Convergence, Growth and Interpersonal Inequalities across EU*. Report Working Paper, Directorate General Regional Policy, European Commission. (January, 2009) [online]: http://ec.europa.eu/regional_policy/archive/policy/future/pdf/9_monfort_final_formatte d.pdf.
- [56] MUCHOVÁ, E., CHRENKOVÁ, J. 2008. *Nominálna a reálna konvergencia v kontexte rozširovania EMÚ*. Ekonomická univerzita v Bratislave, Fakulta hospodárskej informatiky. (2008) [online]: <http://www3.ekf.tuke.sk/konfera2008/zbornik/files/prispevky/chrenkova.pdf>.
- [57] PAPELL, D., H., PRODAN, R. 2003. *Long Run Purchasing Power Parity: Cassel or Balassa-Samuelson?* University of Houston, Department of Economics, Houston. (November, 2003) [online]: http://eml.berkeley.edu/~obstfeld/281_sp04/papell.pdf.
- [58] PERSSON, J. 1997. *Convergence Across Swedish Countries, 1911-1993*. European Economic Review, Vol. 41 (July, 1996). [online]: <https://www.iei.liu.se/nek/makroekonomi-med-inriktning-mot-tillvaxt teori-7-5-hp-730a11/artiklar-och-bokkapitel/1.418622/Persson1997.pdf>.
- [59] RAMSEY, F., P. 1928. *A Mathematical Theory of Savings*. The Economic Journal, Vol. 38, No. 152. (December, 1928). [online]: https://www.jstor.org/stable/2224098?seq=1#page_scan_tab_contents.
- [60] ROMER, D. 2001. *Advanced Macroeconomics*. 4th ed, McGraw-Hill, New York, USA. (March 29, 2011) ISBN-10 0073511375.
- [61] ROUSSEAU, P., SYLLA, R. 2003. *Financial Systems, Economic Growth and Globalization*. Globalization in Historical Perspective. (January, 2003) ISBN 0-226-06598-7. [online]: <http://www.nber.org/chapters/c9594.pdf>.
- [62] SAMUELSON, P. 1964. *Theoretical Notes on Trade Problems*. Review of Economics and Statistics, Vol. 46, No. 2. (1964).
- [63] SILJAK, D. 2015. *Real Economic Convergence in Western Europe from 1995 to 2013*. The Business and Management Review, Vol. 6, No. 4. (November, 2015) [online]: http://www.abrmr.com/myfile/best_track/conference_48938.pdf.
- [64] SIMIONESCU, M. 2014. *Testing Sigma Convergence Across EU-28*. Economics & Sociology, Vol. 7, No 1. (April, 2014) ISSN 2071-789X. [online]: http://www.economics-sociology.eu/files/09_25_Simionescu.pdf.

- [65] SOLOW, R., M. 1956. *A Contribution to the Theory of Economic Growth*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 70, No. 1. (February, 1956) [online]: <http://piketty.pse.ens.fr/files/Solow1956.pdf>.
- [66] SWAN, T., W. 1956. *Economic Growth and Capital Accumulation*. Economic Record, Vol. 32. (November, 1956). [online]: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x/full>.
- [67] TVRDOŇ, J. a kolektív. 2011. *Kurs 2011 - Zmeny a doplnky č. 1 koncepcie územného rozvoja Slovenska 2001*. Ministerstvo dopravy, výstavby a regionálneho rozvoja SR. (2011) [online]: http://webcache.googleusercontent.com/search?q=cache:RBYlxSwQ0zsJ:www.telecom.gov.sk/index/open_file.php%3Ffile%3Dvystavba/StatStavSpravaDokumenty/UzemnePlanovanie/KoncepUzemRozvojaSK/TextCast/KURS2011_text_ZaDc1.pdf+&cd=3&hl=en&ct=clnk&gl=sk.
- [68] WELSH, A., H., FIELD, C., A. 2007. *Bootstrapping clustered data*. Series B, Statistical Methodology, Vol. 69, Issue 3. (May, 2007) [online]: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9868.2007.00593.x/full>.
- [69] WOOLDRIDGE, J., M. 2013. *A Brief Introduction to Bootstrapping*. Introductory Econometrics. A modern Approach. 5th ed., Michigan State University, Mason, USA. ISBN 101-111-53104-8. [online]: http://economics.ut.ac.ir/documents/3030266/14100645/Jeffrey_M._Wooldridge_Introductory_Econometrics_A_Modern_Approach_2012.pdf.
- [70] Worldbank.org, *Použité údaje pre účely testovania podmienenej konvergenencie*. [online]: <http://www.worldbank.org/>.
- [71] YORUCU, V., MEHMET, O. 2014. *Absolute and Conditional Convergence in Both Zones of Cyprus: Statistical Convergence and Institutional Divergence*. The World Economy, Vol. 37, Issue 9. (September, 2014) [online]: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/twec.12170/abstract>.
- [72] YOUNG, T., A., HIGGINS, J., M., LEVY, D. 2007. *Sigma Convergence Versus Beta Convergence: Evidence from U. S. County-Level Data*. Journal of Money, Credit and Banking, Law and Economics Research, Paper No. 07-4. (2007) [online]: <http://econwpa.repec.org/eps/mac/papers/0505/0505008.pdf>.
- [73] ZÁREMBOVÁ, A. 2012. *Konvergencia regiónov krajín Európskej únie*. Dizertačná práca, Podnikovohospodárska fakulta so sídlom v Košiciach, Ekonomická univerzita v Bratislave, Bratislava, Slovenska republika. (2012) [online]: <ftp://193.87.31.84/0166822/2012PHFZAREMBOVA.pdf>.

