

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE  
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY**

Evidenčné číslo: 103003/D/2015/3374062587

**EKONOMETRICKÝ PRÍSTUP K MODELOVANIU  
KONKURENCIESCHOPNOSTI REGIÓNOV**

Dizertačná práca

**2015**

**Filip Ostrihoň, Ing.**

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE  
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY**

**EKONOMETRICKÝ PRÍSTUP K MODELOVANIU  
KONKURENCIESCHOPNOSTI REGIÓNOV**

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:** prof. Ing. Zlatica Ivaničová, PhD.

**Bratislava 2015**

**Filip Ostrihoň, Ing.**

**Čestné vyhlásenie:**

**Čestne vyhlasujem, že záverečnú pracú som vypracoval samostatne a že som uviedol všetku použitú literatúru.**

28. mája 2015

.....

podpis

## **Pod'akovanie:**

Týmto by som chcel vyjadriť svoju vďaku pani profesorky Ing. Zlatici Ivaničovej, PhD. za jej nesmierne cenné rady, chápvavý prístup a podporu pri písaní dizertačnej práce ako aj počas celého doktorandského štúdia. Touto cestou by som sa zároveň chcel poďakovať súčasným a bývalým členom Katedry operačného výskumu a ekonometrie, za čas strávený oponovaním dizertačnej práce, relevantné pripomienky, a pomoc počas doktorandského štúdia. Tiež by som sa chcel poďakovať kolegom a nadriadeným na Ekonomickom ústave SAV, za sprístupnenie časti údajov použitých pri analýze, ústretovosť a dobre mienené rady. Taktiež by som sa chcel poďakovať členom UCC Economics za možnosť navštíviť v rámci výmenného pobytu ich katedru, príležitosť zúčastniť sa vyučovania a interných seminárov, a mnohé odborné a metodické usmernenia. Moja vďaka tiež patrí priateľom a známym za niekoľkonásobnú jazykovú korektúru práce, podporu a ochotu pomôcť. Záverom by som sa chcel poďakovať mojej rodine, ktorá pri mne stála počas písania dizertačnej práce rovnako ako počas celého štúdia na Ekonomickej univerzite v Bratislave, a bez ktorej by sa predložená práca určite nestala skutočnosťou.

Ďakujem

## **ABSTRAKT**

OSTRIHOŇ, Filip: *Ekonometrický prístup k modelovaniu konkurencieschopnosti regiónov*. – Ekonomická univerzita v Bratislave. Fakulta hospodárskej informatiky. Katedra operačného výskumu a ekonometrie. – školiteľ: prof. Ing. Zlatica Ivaničová, PhD. – FHI EU, 2015, 149 s.

Cieľom dizertačnej práce bolo modelovať konkurencieschopnosť regiónov Slovenska prostredníctvom ekonometrického prístupu a kvantifikovať tak faktory ovplyvňujúce regionálnu konkurencieschopnosť v podmienkach Slovenska. Práca je rozdelená do štyroch kapitol. Obsahuje 2 obrázky, 19 tabuliek a prílohy, ktoré tvoria 2 obrázky, označované rímskymi číslicami, a 52 výstupov odhadov spolu so súvisiacimi testami, uvedené v tabuľkách. V prvej kapitole sú uvedené teoretické východiská pre modelovanie regionálnej konkurencieschopnosti ako aj prehľad doteraz aplikovaných metód pre modelovanie a vyhodnocovanie regionálnej konkurencieschopnosti a súvisiacich konceptov. V druhej kapitole je stanovený hlavný cieľ práce, a s ním súvisiace čiastkové ciele. V tretej kapitole sú opísané vstupné dáta v panelovej štruktúre, východiskové špecifikácie odhadovaných modelov, ekonometrické metódy a štatistické testy pre panelové dáta, ktoré boli v práci použité. Obsahom štvrtej kapitoly je podrobný opis postupu a výsledkov štyroch ekonometrických modelov, ktoré boli v rámci dizertačnej práce odhadnuté. V závere sú zhodnotené výsledky vykonaných odhadov, ktoré sú následne syntetizované do komplexnejšieho pohľadu na determinanty konkurencieschopnosti regiónov Slovenska.

### **Kľúčové slová:**

regionálna konkurencieschopnosť, panelové dáta, ekonometrický odhad, NUTS 3, Slovensko

## **ABSTRACT**

OSTRIHONĚ, Filip: *Econometrics Approach to the Analysis of Competitiveness of the Regions*. – University of Economics in Bratislava. Faculty of Economic Informatics. Department of Operations research and Econometrics. – Supervisor: prof. Ing. Zlatica Ivaničová, PhD – FEI EU, 2015, 149 p.

The aim of the dissertation was to model competitiveness of Slovak regions using an econometric approach and by its use to quantify the factors affecting regional competitiveness in the conditions of Slovakia. The thesis is divided into four chapters. It contains 2 images, 19 tables and appendixes, which constitute of 2 images, designated by roman numerals, and 52 estimation outputs featuring related tests, all presented in tables. The first chapter introduces the theoretical background for modelling of regional competitiveness as well as a survey of methods applied so far for modelling and evaluation of regional competitiveness and of related concepts. In the second chapter the main goal of the dissertation and auxiliary objectives are set. Third chapter describes the input data in panel structure, initial specifications of estimated models, and econometric methods and statistical test for panel data, which were used in the dissertation. In the conclusion the results of performed regressions are discussed, and are subsequently synthesized into a more complex overview of Slovak regions competitiveness determinants.

### **Key words:**

regional competitiveness, panel data, econometric estimation, NUTS 3, Slovakia

# Obsah

<b>Úvod .....</b>	<b>10</b>
<b>1. Súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí.....</b>	<b>12</b>
1.1 História vymedzenia pojmu konkurencieschopnosť.....	12
1.2 Konkurencieschopnosť regiónov .....	17
1.3 Hodnotenie konkurencieschopnosti regiónov.....	18
1.4 Iné prístupy k hodnoteniu teritoriálnej konkurencieschopnosti.....	25
<b>2. Ciele práce .....</b>	<b>30</b>
<b>3. Metodika práce a metódy skúmania .....</b>	<b>32</b>
3.1 Panelové dáta a modely na nich založené.....	32
3.2 Modely použité pre analýzu regionálnej konkurencieschopnosti.....	34
3.2.1 Model konkurencieschopnosti regiónov .....	34
3.2.2 Model rozšírenej Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie .....	36
3.2.3 Model regionálneho vyrovnávania spotreby.....	38
3.3 Zdroje údajov a ich transformácia .....	39
3.4 Metódy odhadu modelov založených na panelových dátach.....	46
3.5 Procedúry štatistickej verifikácie modelov panelových dát .....	47
<b>4. Výsledky práce .....</b>	<b>55</b>
4.1 Analýza konkurencieschopnosti prostredníctvom modelu Nevimu a Meleckého.....	55
4.2 Analýza konkurencieschopnosti prostredníctvom modifikovaného modelu Nevimu a Meleckého .....	67
4.2.1 Modifikácia regionálneho modelu konkurencieschopnosti .....	67
4.2.2 Odhady parametrov modifikovaného modelu konkurencieschopnosti .....	73
4.3 Analýza konkurencieschopnosti na základe produkčných funkcií.....	90
4.4 Analýza konkurencieschopnosti založená na regionálnom vyrovnávaní spotreby..	113
<b>Záver .....</b>	<b>135</b>
<b>Zoznam použitej literatúry .....</b>	<b>141</b>
<b>Prílohy .....</b>	<b>149</b>

## Zoznam vybraných skratiek a značiek

ADF	rozšírený Dickeyho-Fullerov test (Augmented Dickey-Fuller test)
AHP	metóda analytického hierarchického procesu
BP	prispôsobená Breuschova-Paganová testovacia LM štatistika
C, CONS	spotreba domácností
CDD	čistý disponibilný dôchodok
CDDD	čistý disponibilný dôchodok domácností
CEEE	krajiny stredoeurópskeho a východoeurópskeho rozšírenia (Centraleuropean and easteuropean expansion)
CMOZ	celkové mzdové odmeny zamestnancov
CPSD	celkové príjmy domácností zo sociálnych dávok
CZ	celková zamestnanosť
ČĽR	Čínska ľudová republika
D	umelá premenná
$d_p$	Bhargavaova, Franiziniho a Narendranathanova štatistika
DEA	analýza obalu dát (Data Enveloping Analysis)
E	kapitálové výdavky na výskum a vývoj
EFTA	Európska zóna voľného obchodu (European Free Trade Area)
EU12	krajiny, ktoré vstúpili do Európskej únie v období 1996-2010
EU15	krajiny, ktoré vstúpili do Európskej únie do roku 1995
EU25	krajiny, ktoré vstúpili do Európskej únie do roku 2005
EU27	krajiny, ktoré vstúpili do Európskej únie do roku 2012
FD	estimátor prvých diferencií (first difference estimator)
GLS	zovšeobecnená metóda najmenších štvorcov
HDP	hrubý domáci produkt
HDP p. c.	hrubý domáci produkt na obyvateľa
HDP <sub>EU27</sub>	hrubý domáci produkt na obyvateľa spriemerovaný pre regióny krajín EU27 na úrovni NUTS 3
HPH	hrubá pridaná hodnota
HPP	hrubý prevádzkový prebytok
HVVV	hrubé výdavky na výskum a vývoj
I, INV	investície (pozri THFK)
IIP	medzinárodná investičná pozícia
JB	Jarqueova-Beraova testovacia štatistika
K	reálny objem kapitálu v príslušnom kraji
LLC	Levinov-Linov-Chuov test



LIN	počet zamestnaných v skúmanom kraji ale s trvalým pobytom v inom kraji
LOUT	počet zamestnaných v inom kraji ale s trvalým pobytom v skúmanom kraji
LP	počet zamestnaných v skúmanom kraji
LSDV	metóda najmenších štvorcov s umelými premennými
NUTS	nomenklatúra územných jednotiek na/pre štatistické účely (Nomenclature des unités territoriales statistiques)
OECD	Organizácia pre ekonomickú spoluprácu a rozvoj (Organisation for Economic Cooperation and Development)
OLS	jednoduchá metóda najmenších štvorcov
PP	produktivita práce
POP	počet obyvateľov
PRAC.POP	ekonomicky aktívna populácia
R	reálny objem aktív určených pre vedu a výskum
SR	Slovenská republika
SUR	model so zdanlivo nesúvisiacimi regresiami (Seemingly Unrelated Regressions model)
THFK	tvorba hrubého fixného kapitálu
TRZ	celkové tržby v dostupných sektoroch
TRZSTAV	celkové tržby v sektore stavebníctva
UK	Spojené kráľovstvo
UR	miera nezamestnanosti
V4	krajiny Vyšehradskej štvorky
VVP	výchovno-vzdelávacie podujatia
VZPS	verejne zisťovanie pracovnej sily (European Union Labor Force Survey)
W-2SLS	test pre autokoreláciu v prípade odhadu prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov
W-FD	test pre autokoreláciu v prípade modelov prvých diferencií
W/BP	modifikácia Whiteovho a Breusch-Paganovho testu
Y	produkcia regiónu
ZAM	regionálna odchýlka v počte zamestnancov na populáciu
ZC	počet zamestnancov
ZL	počet samostatne zárobkovo činných osôb

## Úvod

Konkurencieschopnosť ako pojem, bola počas posledných tridsiatich rokov čoraz častejšie predmetom skúmania v oblasti makroekonómie i hospodárskej politiky. Napriek tomu, že neexistuje jednoznačný konsenzus ohľadom obsahu uvedeného pojmu, respektíve či je vôbec vhodné ho používať pre opis konkrétneho teritória z makroekonomického hľadiska, bol v poslednom období pozorovaný nárast kvantitatívnych nástrojov a prístupov k meraniu konkurencieschopnosti nadnárodných zoskupení, štátov, regiónov, dokonca až jednotlivých miest.

Zámerom predloženej práce je preto poskytnúť adekvátny teoretický a praktický rámec pre modelovanie regionálnej konkurencieschopnosti, respektíve teritoriálnej konkurencieschopnosti vo všeobecnosti, použitím ekonometrických metód.

Prvá kapitola poskytuje teoretické východiská pre modelovanie konkurencieschopnosti regiónov. V rámci uvedenej kapitoly sú prezentované jednotlivé definície konkurencieschopnosti, možné hľadiská nazerania na konkurencieschopnosť, ako aj história pojmu konkurencieschopnosti v kontexte vývoja ekonomickej teórie, až po jej dnešné vymedzenie v oblasti národného hospodárstva a regionálnych ekonomík.

Kapitola tiež poskytuje prehľad možných prístupov a metód pre hodnotenie, respektíve meranie teritoriálnej konkurencieschopnosti, najmä prostredníctvom súhrnných indexov, alternatívnych metód viackriteriálneho rozhodovania a ekonometrických metód. Ďalej sú v uvedenej kapitole prezentované prístupy, ktoré priamo nehodnotia regionálnu konkurencieschopnosť, ale ich výsledky boli interpretované vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti, prípadne by mohli slúžiť pre opísanie niektorých jej atribútov.

Druhá kapitola predstavuje hlavný cieľ dizertačnej práce, ktorým bolo použitie ekonometrického prístupu pre analýzu faktorov konkurencieschopnosti regiónov, a následne približuje akým spôsobom sú naň naviazané čiastkové ciele dizertačnej práce. Uvedené čiastkové ciele presnejšie špecifikujú niektoré aspekty postupu skúmania regionálnej konkurencieschopnosti, pričom slúžia ako podporné ciele pre naplnenie hlavného cieľa dizertačnej práce.

Tretia kapitola bližšie predstavuje metodiku použitú pri modelovaní regionálnej konkurencieschopnosti. Vzhľadom na cieľ práce boli skúmané panelové dáta pre regióny

Slovenska prostredníctvom adekvátnych ekonometrických metód. V uvedenej kapitole sú následne popísané tri teoretické špecifikácie, na základe ktorých boli odhadované štyri rozdielne ekonometrické modely slúžiace pre analýzu regionálnej konkurencieschopnosti. Súčasne kapitola poskytuje prehľad použitých panelových dát, ich zdrojov, ako aj prípadne vykonaných transformácií a prepočtov.

Štvrtá kapitola popisuje jednotlivé odhady skúmaných modelov spolu so získanými výsledkami, a je členená na štyri časti. Prvá časť je venovaná pôvodnému modelu konkurencieschopnosti autorov Nevimu a Meleckého (2011), ktorý bol následne aplikovaný na analýzu regiónov Slovenska.

Ďalej bol v rámci riešenia dizertačnej práce uvedený model modifikovaný využitím poznatkov Európskej komisie (1999). Modifikácia modelu konkurencieschopnosti autorov Nevimu a Meleckého (2011) rovnako ako jej aplikácia v podmienkach Slovenska, je uvedená v druhej časti štvrtej kapitoly.

Ďalšia časť uvedenej kapitoly sa vzhľadom na časté využívanie hrubého domáceho produktu<sup>1</sup> pre modelovanie konkurencieschopnosti sústreďuje na odhad Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie pre regióny Slovenska. Konkrétne bol analyzovaný model Zhanga et al. (2011), ktorí rozširujú klasickú Cobbovu-Douglasovu funkciu o rôzne efekty výskumu a vývoja ako aj regionálne aspekty.

Posledná časť uvedenej kapitoly je venovaná odhadu modelu vyrovnávania spotreby v rámci regiónov Slovenska, ktorý bol inšpirovaný modelom medzinárodného zdieľania asymetrického rizika v rámci Eurozóny, analyzovaného Zemanekom (2010). Kapitola taktiež načrtáva možné prepojenie medzi vyrovnávaním spotreby a regionálnou konkurencieschopnosťou.

V závere sú zhrnuté dosiahnuté výsledky práce, pričom sú vyhodnotené z hľadiska spoľahlivosti a možných implikácií pre zvyšovanie konkurencieschopnosti regiónov Slovenska.

---

<sup>1</sup> Pozri napr. Európsku komisiu (1999) alebo Kwasnického (2013).

# **1. Súčasný stav riešenej problematiky doma a v zahraničí**

Uvedená kapitola poskytuje prehľad a popis základných pojmov, definícií a teoretických východísk pre analýzu teritoriálnej konkurencieschopnosti prostredníctvom ekonometrických metód. Jednotlivé časti uvedenej kapitoly sú venované prehľadu v súčasnosti aplikovaných metód pre hodnotenie konkurencieschopnosti na úrovni krajín a regiónov (časť 1.3). Kapitola je zároveň venovaná analýzám komplementárnych problémov k teritoriálnej konkurencieschopnosti, ktoré síce neskúmajú priamo konkurencieschopnosť, ale výsledky uvedených prác je možné v tomto kontexte interpretovať (časť 1.4).

## **1.1 História vymedzenia pojmu konkurencieschopnosť**

Pojem konkurencieschopnosti je primárne naviazaný na podnikateľskú sféru a prevažne vypovedá o schopnosti podnikov pôsobiť na konkrétnom trhu. Hančlová et al. (2010) vychádzajú definíciu pojmu z niekoľkých hľadísk. Pri vymedzení konkurencieschopnosti z absolútneho hľadiska, autori považujú firmu za konkurencieschopnú, ak úspešne hospodári na trhu. Naopak z relatívneho hľadiska je nutné skúmať pozíciu príslušnej firmy vo vzťahu k iným firmám.

### **Konkurencieschopnosť na mikroekonomickej úrovni**

Martin (2004) uvádza, že konkurencieschopnosť firiem na individuálnych trhoch býva odvodzovaná od ich schopnosti generovať výrobky zodpovedajúcej kvality v požadovanom čase a požadovať za ne trhom prípustnú cenu. Nevima a Melecký (2011) rozširujú mikroekonomický pohľad o tzv. konkurenčnú výhodu, ktorá je považovaná za hlavný zdroj konkurencieschopnosti. Pri konkrétnom spôsobe ako firmy naplňajú uvedené úlohy môže vzniknúť konkurenčná výhoda, ktorú môžu firmy získať povedzme vlastným spôsobom organizácie, výroby, prípadne dodávania. Vďaka uvedenej konkurenčnej výhode je firma schopná si udržať svoju pozíciu vzhľadom na ostatné firmy na trhu.

Podľa práce Hančlovej et al. (2010) je teda možné zdefinovať konkurencieschopnosť podniku ako schopnosť podnikov poskytovať výrobky a služby rovnako alebo efektívnejšie ako ich konkurenti. Konkurencieschopnosť tak znamená mať trvalý úspech na medzinárodných trhoch bez ochranných opatrení a bez subvencií. Ako miera konkurencieschopnosti výrobnéj firmy je navrhovaná jej ziskovosť, exportné ukazovatele a podiel firmy na globálnom a regionálnom trhu. Autori ďalej uvádzajú, že

firmy musia byť tiež schopné poskytovať dostatočne diverzifikovanú výrobu, reagovať na zmeny na trhu a v dopyte, prípadne svojou činnosťou zmeny sami vytvárať.

### **Konkurencieschopnosť na makroekonomickej úrovni**

Z makroekonomickeho hľadiska je značne problematickejšie zadefinovať konkurencieschopnosť istého mesta, územia, regiónu, štátu, respektíve nadnárodného zoskupenia,<sup>2</sup> keďže neexistuje jednotný názor na vhodnosť používania pojmu „konkurencieschopnosť“ v makroekonómii. V uvedenej oblasti totiž existujú dva protichodné názorové prúdy.

Ako predstaviteľ a názorového prúdu odporcov používania termínu národnej konkurencieschopnosti je možné uviesť Krugmana (1994), ktorý argumentuje, že národné štáty nie sú podniky, a preto ani medzi sebou nemôžu súťažiť tak ako podniky. V prípade štátov totiž neexistujú rovnaké dôsledky z nedostatku konkurencieschopnosti ako pre podnik, keďže podnik je nútený trh opustiť, kým štát musí pokračovať vo svojej činnosti ďalej. Preto nie je možné aplikovať pojem konkurencieschopnosť na označenie pozície štátu voči ostatným štátom a ani prostredníctvom neho hodnotiť jeho ekonomickú úspešnosť.

Druhý názorový prúd je spojený s ideou, že je vhodné používať pojem „konkurencieschopnosť“ v makroekonómii. Autori, ktorí takto uvažujú vychádzajú zo skutočného vývoja vo svete, kde sa čoraz častejšie stretávame s pojmom „konkurencieschopnosť“ pri hodnotení prosperity, ekonomickej efektívnosti a životnej úrovne v jednotlivých národných štátoch.

Ďalším východiskom je koncepcia neoliberalizmu, na základe ktorej sú jednotlivé štáty hodnotené podľa toho ako veľmi ovplyvňujú trhové prostredie (otvorenosť trhu, voľný pohyb tovarov a služieb, pôsobenie štátnych podnikov, ich aktivity vo vzťahu k privatizácii, regulácii cien, zdaneniu, legislatíve a iné), teda nakoľko umožňujú podnikom dosahovať svoj primárny cieľ maximalizácie zisku (Hančlová, et al., 2010).

---

<sup>2</sup> Gardiner et al. 2004 vo svojej analýze používajú pojem „teritoriálna konkurencieschopnosť“, ktorý je ďalej v práci použitý ako zovšeobecňujúci pojem pre konkurencieschopnosť v makroekonomicom ponímaní, teda pojem, pod ktorým bola zahrnutá konkurencieschopnosť nadnárodných zoskupení, národná konkurencieschopnosť, regionálna konkurencieschopnosť a konkurencieschopnosť miest a mestských častí.

Národné vlády tak boli nútené zaoberať sa konkurencieschopnosťou svojej ekonomiky, ako jedným z cieľov ekonomickej politiky. Snahou vlády je tak zaistiť, aby národná ekonomika bola čo najatraktívnejšia pre čo najväčší počet investorov. Zároveň je nutné upozorniť na prehnané zameriavanie sa na konkurencieschopnosť krajiny, ktorá má tiež svoje limity. Prekročenie týchto limít legislatívnymi opatreniami, ktoré už nie sú tolerované domácou populáciou, môže teoreticky viesť k novej vlnu protekcionizmu (Workie Tiruneh, et al., 2011).

Problematiku národnej konkurencieschopnosti je vo svojich základoch možné nájsť už u Portera (1990), ktorý skúmal príčinu, prečo sú podniky z niektorých krajín úspešnejšie ako podniky z iných. Jeho skúmanie ho dovedlo k formulácii tzv. determinantov národných výhod, ktoré ovplyvňujú podniky z hľadiska konkurencieschopnosti. Hlavné skupiny determinantov videl v úrovni výrobných faktorov, povahe domáceho dopytu, podpore podnikov v zmysle príbuzných a komplementárnych odvetví v krajine a podmienkach, ktoré vytvára štát pre zakladanie, riadenie a konkurovanie si firiem.

Pri prijatí istej kritiky, ako aj argumentov pre zachovanie pojmu „konkurencieschopnosť“ je možné zdefinovať konkurencieschopnosť na základe kvality života obyvateľov žijúcich na území istej ekonomiky. Európska komisia (2000) definuje ekonomiku ako konkurencieschopnú v prípade, že má domáce obyvateľstvo zabezpečené vysoký a zároveň stúpajúci štandard života a vysokú mieru zamestnanosti na udržateľnej úrovni. Udržateľnosť je v tomto kontexte mienená ako dlhodobá vyrovnaná zahraničná bilancia a neohrozenie blahobytu budúcich generácií momentálnou činnosťou.

Svetové ekonomické fórum (Schwab a Sala-i-Martín, 2013) pre svoje hodnotenie krajín používa definíciu, v ktorej vymedzuje konkurencieschopnosť krajiny ako množinu inštitúcií, politík a faktorov, ktoré určujú úroveň produktivity krajiny. Inštitút pre rozvoj manažmentu (2013) využíva vo svojej *Ročenke svetovej konkurencieschopnosti* definíciu, podľa ktorej je konkurencieschopnosť národov oblasť ekonomického poznania, ktorá sa zaoberá faktami a politikami formujúcimi schopnosť národa vytvoriť a udržať prostredie, ktoré podporuje väčšiu tvorbu hodnoty pre svoje podniky a väčšiu prosperitu pre svojich obyvateľov.

Európska komisia (2000) odporúča ako dôležitý indikátor merania konkurencieschopnosti hrubý domáci produkt (HDP), i keď upozorňuje na jeho možné

skreslenie vo vzťahu k životnej úrovni obyvateľstva, keďže nezachytáva množstvo a kvalitu využívania voľného času. Komisia ďalej tiež uvádza ako možný indikátor konkurencieschopnosti krajiny (teritória) prebytok obchodnej bilancie, ktorej dáta ale nie sú evidované na úrovni nižšej ako národná.

Z hľadiska determinantov konkurencieschopnosti krajín považujú Workie Tiruneh et al. (2011) za hlavné faktory, ktoré ovplyvňujú prílev zahraničných investícií najmä historický vývoj v krajine a predchádzajúce skúsenosti investorov s danou krajinou. Tieto skúsenosti sa prejavili ako rozhodujúce hlavne v novodobom „pokrízovom“ období, keďže v dôsledku makroekonomickej neistoty narastá záujem o čo najbezpečnejšie trhy. Ich protipólom sú rizikovejšie krajiny kompenzujúce rizikovosť vysokou potenciálnou kúpyschopnosť domáceho obyvateľstva, o ktorých je možné predpokladať, že ich investori budú preferovať ako svoje exportné trhy. Ako ďalšie faktory autori uvádzajú investičné stimuly, kvalitu inštitúcií, a s nimi súvisiace kultúrne premenné determinujúce charakter tej ktorej spoločnosti.

### **Vývoj názorov na pojem konkurencieschopnosť**

Historický vývoj teoretických prístupov, ktoré explicitne alebo implicitne ovplyvnili koncept makroekonomickej konkurencieschopnosti, je možné nájsť u Martina (2004), ktorý sa, okrem iných, sústreďuje na nasledujúce školy vývoja makroekonomickej teórie:

- **Klasická ekonomická teória:** Uvedená teória zaviedla z hľadiska medzinárodného obchodu nové pojmy absolútnych výhod a komparatívnych výhod, prostredníctvom ktorých je možné zdôvodniť špecializáciu krajiny na niektorú oblasť výroby. Ohľadom regionálnej konkurencieschopnosti je na základe uvedeného teoretického prúdu možné predpokladať, že každá krajina vie rozdeliť svoju výrobu na základe komparatívnych výhod, ale v prípade ak je rovnaká produktivita pre všetky regióny, neexistuje dôvod pre výmenu.
- **Neoklasická ekonomická teória:** Jej východiskami sú dokonalé informácie, konštantné výnosy z rozsahu a nekonečná deliteľnosť všetkých výrobných faktorov. Jednou z jej myšlienok je postupné vyrovnávanie sa cien produkcie, a teda aj výrobných faktorov, z čoho je možné vyvodiť implikáciu, že príjmy regiónov budú konvergovať.

- **Keynesianská ekonomická teória:** Keynes, na rozdiel od svojich predchodcov, predpokladal, že cena nutne nevyčistí trh. Rozdielny bol tiež jeho názor na kapitál a pracovnú silu, ktoré považoval za komplementy. Implikáciami uvedenej teórie sú idey, že nedokonalé trhy pripúšťajú rozdiely v regiónoch a prostredníctvom vhodnej ekonomickej politiky je možné dosiahnuť konvergenciu regiónov.
- **Rozvojová ekonómia:** V rámci uvedeného odboru boli hlbšie skúmané pojmy ako efektívnosť pomoci, voľný obchod a čisté zahraničné investície, pričom bolo rozšírené poznanie konkurencieschopnosti prostredníctvom modelov jadra a periférie, ktoré vysvetľujú, prečo môžu dlhodobo pretrvávať rozdiely v úrovni vývoja medzi krajinami a územiami.
- **Teória endogénneho rastu:** Jej najväčším prínosom je modelovanie ekonomického rastu, ktorý bol dlho považovaný za exogénny. Zámerom bolo vysvetliť, prečo sú niektoré ekonomiky úspešnejšie ako iné. Teória ďalej vysvetľuje, že vedomosti nie sú v krajine rozdelené rovnomerne a štát musí zasahovať, aby nedochádzalo k priveľkému zadržiavaniu vedomostí alebo prudkému znižovaniu investícií v prípade porušovania autorských práv. Iným prínosom uvedenej teórie je formalizácia dôležitosti vysoko vzdelaného ľudského kapitálu, o ktorom sa predpokladá, že bude mať vyššiu produktivitu, ako aj inovatívnosť.
- **Nová teória výmeny:** Uvedená teória vysvetľuje existenciu medzinárodného obchodu medzi vysoko industrializovanými krajinami, pre ktoré nie je možné aplikovať teóriu komparatívnych výhod. Preto je zvolnený predpoklad dokonalej konkurencie a autori využívajú prvky nedokonalej konkurencie, aby zdôvodnili koncentráciu odvetví a následný obchod medzi krajinami. Konkrétne sú zavedené predpoklady rastúcich výnosov z rozsahu pri koncentrácii výroby, vyžadovaná diferenciácia produkcie zákazníkmi a rozdielne výnosy z rozsahu vo vnútri trhu a mimo neho, na základe čoho vznikajú komparatívne výhody výroby v jednotlivých krajinách.



## 1.2 Konkurencieschopnosť regiónov

Vzhľadom na to, že sa predložená práca v empirickej časti sústreďuje na regióny Európskej únie, bola v práci použitá regionálna klasifikácia Eurostatu (2011) *Nomenclature des unités territoriales statistiques* (NUTS), ktorú prijal Európsky parlament v roku 2003. Na základe klasifikácie NUTS je možné pre jednotlivé členské krajiny rozlišovať nasledujúce regionálne úrovne: 1 - teritoriálne jednotky medzi 3 až 7 miliónmi obyvateľov, 2 – teritoriálne jednotky medzi 800 000 až 3 miliónmi obyvateľov a 3 – teritoriálne jednotky medzi 150 000 až 800 000 obyvateľov.

### Dôvody vyčlenenia skúmania regionálnej konkurencieschopnosti

Podľa Hančlovej et al. (2010) platia závery vymedzené pre národnú úroveň aj na úrovni regiónov. Otázkou potom zostáva, prečo sa skúmaniu regionálnej konkurencieschopnosti venuje stále väčšia pozornosť ako tá, ktorá sa venuje skúmaniu konkurencieschopnosti štátov.

Vyššie menovaní autori na uvedenú otázku odpovedajú zdôvodňovaním odlišností regiónov od národných štátov a zdôrazňovaním dôležitosti dezagregácie makroekonomických celkov práve na väčšie alebo menšie regióny. Medzi najvýznamnejšie osobitosti regiónov ako makroekonomických jednotiek (v porovnaní s autonómnymi štátmi) autori zaraďujú:

- a) podstatne väčšie ohrozenie regiónov presunom výrobných prostriedkov,
- b) neexistenciu automatických a efektívnych kompenzačných a regulačných mechanizmov,
- c) neexistenciu vopred zadaných úloh v medzinárodnej del'be práce, ktorá núti regióny súťažiť na základe princípu absolútnych výhod (oproti komparatívnym výhodám, na základe ktorých súťažia jednotlivé štáty).

V dôsledku uvedených špecifík, ktoré platia pre regióny ako jednotky makroekonomického skúmania, je zrejmé, že nie je možné plne použiť rovnaké prístupy k skúmaniu konkurencieschopnosti, ako v prípade národných štátov a to napriek tomu, že z makroekonomického hľadiska by mali platiť pre obe jednotky rovnaké východiská.

## **Vymedzenie konkurencieschopnosti regiónov**

Po zohľadnení predchádzajúcich špecifík konkurencieschopnosti regiónov je možné regionálnu konkurencieschopnosť zdefinovať podľa Európskej komisie (1999) ako schopnosť produkovať tovary a služby, ktoré zodpovedajú skúške medzinárodných trhov a súčasne zachovávajú vysokú a udržateľnú úroveň príjmu, alebo všeobecnejšie, ako schopnosť regiónov generovať pod tlakom medzinárodnej konkurencie relatívne vysoký príjem a úroveň zamestnanosti.

V snahe preniesť aspekty makroekonomickej konkurencieschopnosti na regionálnu úroveň definuje Annoni a Dijkstra (2013) konkurencieschopnosť regiónov ako schopnosť ponúkať atraktívne a udržateľné prostredie firmám a obyvateľom pre prácu a život. V ich definícii je prívlastok „udržateľnosti“ chápaný v širšom zmysle ako len z čisto environmentálneho hľadiska, teda z hľadiska kapacít regiónov v krátkodobom aj v dlhodobom časovom horizonte.

Konkrétnu definíciu pre konkurencieschopnosť regiónov na úrovni Európskej klasifikácie NUTS 3 ponúka Melecký a Nevima (2009), ktorí ju definujú ako uplatnenie vlastných výrobných faktov, pri zvyšovaní rastu regiónov s ohľadom na dostupnosť uvedených faktov v rámci regiónu ako aj mimo neho, ktoré je ovplyvnené trhovými mechanizmami a regionálnymi a štrukturálnymi hospodárskymi politikami.

### **1.3 Hodnotenie konkurencieschopnosti regiónov**

V závislosti od rozsahu v akom sú zohľadňované špecifiká regionálnej úrovne oproti národnej úrovni, boli pre hodnotenie regionálnej konkurencieschopnosti použité metódy pôvodne určené pre skúmanie národnej konkurencieschopnosti, ale aj metódy špecializované na analýzu regionálnej konkurencieschopnosti.

#### **Dezagregácia súhrnných indexov konkurencieschopnosti krajín**

Najneskôr menovaný autori uvádzajú ako jeden z možných prístupov hodnotenia regionálnej konkurencieschopnosti dezagregáciu súhrnných indexov konkurencieschopnosti krajín, ktoré publikuje Svetové ekonomické fórum (Schwab a Sala-i-Martin, 2013) a Inštitút pre rozvoj manažmentu (Inštitút pre rozvoj manažmentu, 2013).

Za najznámejší nástroj pre hodnotenie národnej konkurencieschopnosti sa považuje Index globálnej konkurencieschopnosti, publikovaný Svetovým ekonomickým fórom

(Schwab a Sala-i-Martín, 2013). Konkrétne sa jedná o agregovaný ukazovateľ, ktorý obsahuje jednotlivé jednoduché indikátory. Indikátory sú logicky rozdelené do troch skupín:

- a) základné indikátory,
- b) faktory efektívnosti,
- c) faktory inovácie a sofistikovanosti.

Uvedené skupiny sú ďalej dezagregované na dvanásť pilierov konkurencieschopnosti, ktoré zahŕňajú jednotlivé jednoduché indikátory. Každá premenná je pretransformovaná na jednoduchý indikátor prostredníctvom normalizácie na škálu od 1 po 7. Agregáciou prostredníctvom jednoduchého a váženého priemerovania je vypočítaný index pre každú z krajín. Na základe indexu je následne usporiadaných skúmaných 148 krajín, pričom dané poradie na základe metodiky odráža ich konkurencieschopnosť v porovnaní s ostatnými krajinami (Schwab a Sala-i-Martín, 2013).

Podobný systém hodnotenia využíva aj Inštitút pre rozvoj manažmentu (2013), ktorý publikuje Ročenku svetovej konkurencieschopnosti. Jedná sa opäť o výpočet agregovaného ukazovateľa, ktorý obsahuje 246 individuálnych ukazovateľov rozdelených do štyroch kategórií:

- a) ekonomická výkonnosť,
- b) efektívnosť vlády,
- c) efektívnosť podnikov,
- d) infraštruktúra.

Individuálne ukazovatele sú vypočítané z premenných, ktoré boli získané z národných a regionálnych štatistík a z prieskumov „Panel of Experts Executive Opinion Survey“, na základe štandardnej odchýlky použitých premenných. Následne sa na základe jednoduchého a váženého priemerovania agregujú jednotlivé ukazovatele, až kým nie je vypočítané celkové „skóre“ krajiny z hľadiska konkurencieschopnosti. Na základe skóre je následne usporiadaných 60 krajín podľa konkurencieschopnosti (Inštitút pre rozvoj manažmentu, 2013).

### **Súhrnné indexy konkurencieschopnosti špecializované na regionálnu úroveň**

Pre hodnotenie konkurencieschopnosti regiónov na úrovni NUTS 2 publikuje Európska únia Regionálny index konkurencieschopnosti (Annoni a Dijkstra, 2013).

Predlohou pre formuláciu indexu bol vyššie uvedený Index globálnej konkurencieschopnosti, ktorý publikuje Svetové ekonomické fórum (Schwab a Sala-i-Martin, 2013). Regionálny index preto využíva 73 individuálnych ukazovateľov, ktoré sú rozdelené do jedenástich pilierov konkurencieschopnosti.

Premenné, získané z Eurostatu, Svetového ekonomického fóra, OECD a mnohých ďalších inštitúcií sú štandardizované ako Z-skóre,<sup>3</sup> alebo iným spôsobom transformované na ukazovatele. Následne prostredníctvom agregácie na základe jednoduchého a váženého priemerovania je dosiahnutý výsledný index, ktorý vyhodnocuje konkurencieschopnosť príslušného regiónu. Indexy slúžia pre usporiadanie regiónov z hľadiska konkurencieschopnosti. Dlhodobým zámerom za regionálnymi indexmi konkurencieschopnosti je umožniť vytvorenie časových radov, na základe ktorých bude možné hodnotiť efektívnosť regionálnej politiky Európskej únie (Annoni a Dijkstra, 2013).

Ohľadom regionálnych indexov konkurencieschopnosti pre samostatnú krajinu je možné uviesť Index konkurencieschopnosti UK, ktorý bol vytvorený pre detailnejšie hodnotenie regiónov Veľkej Británie (Huggins a Thompson, 2010). Index sa sústreďuje na analýzu 12 regiónov Veľkej Británie na úrovni NUTS 1 a 374 menších oblastí, vrátane miest, štvrtí a mestských častí.

### **Špecifické ekonomické koeficienty, analýza vybraných ukazovateľov a kvalita podnikateľského prostredia**

Alternatívny prístup k hodnoteniu regionálnej konkurencieschopnosti prezentujú Melecký a Nevima (2009), ktorí aplikovali špecifické ekonomické koeficienty na zhodnotenie konkurencieschopnosti regiónov niektorých krajín V4. Ako dátová základňa pre analýzu boli zvolené časové rady pre regióny na úrovni NUTS 2, Českej republiky, Maďarska a Slovenska za obdobie 1995-2006. Na základe porovnávania korigovaných<sup>4</sup> koeficientov boli zoradené jednotlivé regióny analyzovaných krajiny.

Korec (2014) v rámci prezentovanej empirickej analýzy skúmal v rámci práce vymedzené regióny Slovenska prostredníctvom ukazovateľov ekonomického agregátu<sup>5</sup> na obyvateľa a miery nezamestnanosti. Uvedené ukazovatele boli použité ako indikátory

---

<sup>3</sup> Pre viac informácií pozri napríklad Annoni a Kozovska (2010).

<sup>4</sup> Upravených podľa priemernej úrovne pre príslušnú krajinu.

<sup>5</sup> Počet pracovných miest v regióne a hodnota priemernej mesačnej mzdy zamestnanca.

regionálnej konkurencieschopnosti. Na základe relatívnej hodnoty ukazovateľov k priemernej hodnote pre Slovensko boli identifikované zaostávajúce regióny Slovenska. Odvodením ďalších ukazovateľov produktivity práce a miery zamestnanosti a využitím ukazovateľa ekonomického agregátu na obyvateľa, boli regióny v rámci analýzy rozdelené na základe konkurencieschopnosti, do štyroch vrstiev, podľa stupňa svojho vývoja (stupeň ekonomiky založenej na poznatkoch, stupeň prílevu investícií, stupeň doháňania, stupeň neo-fordizmu), pričom niektoré regióny nebolo možné zaradiť ani do jednej z uvedených vrstiev.

Autori Hančlová et al. (2010) uvádzajú možnosť hodnotenia konkurencieschopnosti regiónu na základe štatistík kvality podnikateľského prostredia, vzhľadom na to, že podnikatelia sa rozhodujú medzi regiónmi práve na základe kvality podnikateľského prostredia. Ako indikátor prispôsobenia sa regiónu medzinárodnej súťaži je použiteľná miera zamestnanosti, resp. miera nezamestnanosti. Alternatívnym prístupom je tvorba komplexných analýz, ktorých cieľom je identifikovať kľúčové faktory regionálneho rozvoja, produktivity a ekonomického rastu.

### **Metódy založené na viackriteriálnom porovnávaní variantov**

Keďže uvedené súhrnné indexy konkurencieschopnosti je možné klasifikovať ako špecifické metódy pre viackriteriálne hodnotenie variantov, je možné uviesť aj iné metódy patriace do uvedeného odboru skúmania, ktoré boli použité pre hodnotenie teritoriálnej konkurencieschopnosti na úrovni štátov a regiónov, prípadne pre aproximáciu výsledkov uvedených indexov.

Ako metódu viackriteriálneho rozhodovania, použitú s uvedeným zámerom, je možné spomenúť metódu analýzy obalu dát<sup>6</sup> (z anglického „Data Enveloping Analysis“, ďalej len DEA). Metóda DEA svojím charakterom slúži na porovnávanie skúmaných jednotiek podľa efektívnosti s akou sa transformujú vstupy na výstupy.

Metódu DEA pre hodnotenie konkurencieschopnosti krajín použil Melecký (2013), ktorý skúmal konkurencieschopnosť jednotlivých členských štátov Európskej únie. Presnejšie bola skúmaná efektívnosť pôvodných krajín (EU15) a nových členských štátov

---

<sup>6</sup> Pre viac informácií pozri napríklad Cooper, Seiford a Tone (2007).

(EU12) Európskej únie. Pre analýzu použil Charnesovú-Cooperovú-Rhodesovú<sup>7</sup> metodológiu, ktorá predpokladá konštantné výnosy z rozsahu a umožňuje viacero indikátorov vstupov a výstupov, ktoré slúžia ako kritériá.

Analýzu regionálnej konkurencieschopnosti prostredníctvom metódy DEA je možné nájsť aj v práci Staničkovej a Meleckého (2011). Oproti predchádzajúcej analýze autori okrem hodnotenia efektívnosti krajín vykonali aj hodnotenie konkurencieschopnosti (efektívnosti) regiónov. Skúmané boli krajiny Vyšehradskej štvorky (V4), ďalej dezagregované na regióny podľa územného vymedzenia NUTS 2, pričom bol opäť použitý model Charnesa-Coopera-Rhodesa (CCR), orientovaný na vstupy. Konkurencieschopnosť regiónov krajín V4 prostredníctvom metódy DEA skúmali aj Furková a Surmanová (2011a), ktoré okrem vyššie uvedeného modelu CCR pre analýzu na regionálnej úrovni NUTS 2 využili aj Banker-Charnes-Cooperov model.<sup>8</sup>

Ďalšia metóda viackriteriálneho rozhodovania, prostredníctvom ktorej bola hodnotená konkurencieschopnosť regiónov, je metóda analytického hierarchického procesu (AHP). Zdôvodnenie pre použitie uvedenej metódy nachádzame u Kramulovej a Jablonského (2013), ktorí uvádzajú, že konkurencieschopnosť je príkladom úlohy viackriteriálneho rozhodovania, ktorú je možné riešiť prostredníctvom metódy AHP.

Autori použili uvedenú metódu pre napodobenie hodnotenia konkurencieschopnosti 59 krajín, ktoré boli pôvodne analyzované Inštitútom pre rozvoj manažmentu. Na základe štyroch hlavných skupín kritérií (ekonomický výkon, efektívnosť vlády, efektívnosť podnikov a infraštruktúra), pre ktoré rozdelili údaje pôvodnej analýzy Inštitútu, ktoré sú publikované ako World Competitiveness Online.

Metódu AHP pre hodnotenie konkurencieschopnosti regiónov využili aj Nevima a Kiszová (2013). Okrem uvedenej metódy použili aj metódu rovnakej dôležitosti pre ohodnotenie konkurencieschopnosti regiónov Českej republiky a Slovenska na úrovni NUTS 2, počas obdobia 2000-2006. Ako indikátory konkurencieschopnosti boli použité: HDP, tvorba hrubého fixného kapitálu, hrubé domáce výdavky na výskum a vývoj, čistý disponibilný príjem, miera zamestnanosti, podiel služieb náročných na vedomosti a počet patentov.

---

<sup>7</sup> Pre viac informácií pozri napríklad Cooper, Seiford a Tone (2007).

<sup>8</sup> Pre viac informácií pozri napríklad Cooper, Seiford a Tone (2007).

## **Ekonometrické prístupy k hodnoteniu regionálnej konkurencieschopnosti**

Použitie ekonometrických metód pre analýzu regionálnej konkurencieschopnosti je omnoho zriedkavejšie ako napríklad použitie súhrnných indexov, prípadne iných metód viackriteriálneho rozhodovania. Napriek tomu bola vypracovaná analýza regionálnej konkurencieschopnosti práve použitím ekonometrických metód pre Európsku komisiu (1999), ktorá ju následne ďalej rozšírila. Uvedená analýza je založená na lineárnom modeli, ktorý zohľadňuje štyri faktory pre vysvetlenie regionálnych rozdielov v HDP na obyvateľa. Skúmanými faktormi sú:

- a) štruktúra ekonomickej aktivity, ktorá je zachytená prostredníctvom rozdelenia pracovnej sily do jednotlivých odvetví,
- b) intenzita inovačnej aktivity, meraná prostredníctvom počtu patentov,
- c) regionálna dostupnosť, ktorá je zachytená prostredníctvom rozdielov v dopravnej infraštruktúre,
- d) schopnosti pracovnej sily, merané prostredníctvom rozdelenia populácie do skupín s vysokoškolským, stredoškolským a základným vzdelaním.

Uvedený model bol schopný vysvetliť približne 65% variability HDP na obyvateľa v regiónoch krajín EU. (Európska komisia, 1999)

Špecifický ekonometrický prístup k hodnoteniu regionálnej konkurencieschopnosti bol prezentovaný Furkovou a Surmanovou (2011b), ktoré hodnotili konkurencieschopnosť regiónov krajín Vyšehradskej štvorky (V4) prostredníctvom modelu panelových dát regiónov na úrovni NUTS 2 počas obdobia 2001-2008. Autorky využili produkčnú funkciu Cobbovho-Douglasovho typu, prostredníctvom ktorej opísali regionálny HDP, ako funkciu miery zamestnanosti, tvorby hrubého fixného kapitálu a čistého disponibilného príjmu domácností. Konkurencieschopnosť uvedených regiónov bola vyhodnotená na základe analýzy stochastickej hranice efektívnosti, o ktorej predpoklad bola rozšírená náhodná zložka.

Následne boli jednotlivé regióny zoradené na základe skóre technickej efektívnosti, ktoré bolo vypočítané z odhadov ekonometrického modelu. Autorky prostredníctvom neho usporiadali regióny krajín V4 podľa technickej efektívnosti, ktorá v kontexte opisovanej analýzy môže slúžiť pre kvantifikáciu konkurencieschopnosti.

Nevima a Melecký (2011) predstavili aplikáciu makroekonometrického modelu panelových dát pre modelovanie konkurencieschopnosti regiónov krajín Vyšehradskej štvorky (V4) na úrovni NUTS 2, počas obdobia 2000-2006. Autori využili originálny model fixných efektov, konštruovaný ad-hoc na základe východísk teórie konkurencieschopnosti. Uvedená metodika bola neskôr rozšírená využitím logaritmický funkčný tvar namiesto lineárneho, ktorú použili Melecký a Nevima (2011), a doplnením miery zamestnanosti, ako uvádza Melecký (2011).

Za hlavný indikátor regionálnej konkurencieschopnosti autori považujú úroveň HDP, ktorý predstavuje ukazovateľ efektívnosti, a teda aj konkurencieschopnosti príslušného regiónu. Ako vysvetľujúce premenné boli použité: tvorba hrubého fixného kapitálu, hrubá pridaná hodnota pre spracovateľský priemysel, hrubé domáce výdavky na výskum a vývoj, čistý disponibilný dôchodok a produktivita práce jedného zamestnanca. Autori ďalej použili priemer uvedených ukazovateľov pre regióny EU25 ako referenčný región z hľadiska konkurencieschopnosti. Detailný popis tejto metódy je ďalej uvedený v dizertačnej práci, v časti 3.2.2.

Iný model konkurencieschopnosti krajín / regiónov bol zostrojený Kwasnickým a Kwasnickou (1996), ktorý bol následne použitý pre hodnotenie konkurencieschopnosti krajín na globálnej úrovni (Kwasnicki, 2013). Takzvaný evolučný model substitučného-difúzneho procesu využíva dynamiku podielu národnej / regionálnej ekonomiky na celkovom svetovom HDP, aby odhadol konkurencieschopnosť skúmaných krajín / regiónov použitím tzv. replikačnej (výberovej) rovnice. Odhadnutý koeficient konkurencieschopnosti je normalizovaný voči konkurencieschopnosti zvyšku sveta, vďaka čomu nadobúda hodnoty blízke jednej.

Použitím Conference Board Total Economy Database<sup>9</sup> bola odhadnutá konkurencieschopnosť Číny, Indie, Japonska, EU12, USA, a ďalších dvadsiatich piatich krajín. Dodatočne prostredníctvom zmien počtu použitých pozorovaní bolo možné poukázať na to ako sa konkurencieschopnosť krajín menila počas analyzovaných rokov 1950-2005, pričom boli zaznamenané výrazné fluktuácie v hodnote odhadnutého koeficientu.

---

<sup>9</sup> Pre viac informácií pozri Chen et al. (2010).



## 1.4 Iné prístupy k hodnoteniu teritoriálnej konkurencieschopnosti

Niektoré, ďalej uvedené analýzy sa neozberali priamo modelovaním, respektíve skúmaním regionálnej konkurencieschopnosti, ale analyzovali iný problém, na základe ktorého bolo možné vyvodit' implikácie o regionálnej konkurencieschopnosti. Preto je následne uvedený prehľad prístupov, ktoré by potenciálne mohli byť použité rovnakým spôsobom.

### **Konkurencieschopnosť a produktivita regiónov**

Podobne ako v analýze Furkovej a Surmanovej (2011b), je možné modelovať produkciu prostredníctvom relatívne detailne rozpracovanej teórie produkčných funkcií a následne výsledky interpretovať vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti, nie nutne totožným spôsobom ako menované autorky. Identifikáciou vhodnej produkčnej funkcie pre podmienky slovenskej ekonomiky sa v rámci svojej analýzy nepriamo zaoberali Szomolányi, Lukáčik a Lukáčiková (2012). Autori ekonometrickým odhadom modelov založených na relácii medzi hraničným produktom práce a priemerným produktom práce poukázali na Cobbovú-Douglasovú produkčnú funkciu ako na vhodný tvar pre opis procesu transformácie vstupov na výstupy v rámci Slovenska.

Analýzu produkčnej technológie na úrovni regiónov Slovenskej republiky použitím modelu so zdanlivo nesúvisiacimi regresiami (SUR) vykonali Ivaničová a Surmanová (2013). Jednotlivé rovnice modelu boli formulované v tvare Cobbových-Douglasových produkčných funkcií. Analýza bola zrealizovaná pre 8 regiónov Slovenska na úrovni NUTS 3, prostredníctvom regionálnych údajov Štatistického úradu Slovenskej republiky (ŠÚ SR) pre obdobie rokov 2000-2009.

Na základe dosiahnutých výsledkov je možné konštatovať, že napriek výrazným rozdielom v úrovniach regionálneho HDP (najviac viditeľných medzi regiónom hlavného mesta – Bratislavským krajom – a ostatnými regiónmi) sa objavujú náznaky veľmi podobnej produkčnej technológie v rámci väčšieho počtu regiónov. Odhadom parametrov Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie na úrovni regiónov pre podmienky Slovenska sa tiež zaoberal Radvanský (2013).

Ako ďalšiu aplikáciu produkčných funkcií je možné uviesť analýzu vykonanú v podmienkach Čínskej ľudovej republiky (ČLR), prostredníctvom ktorej bolo možné

identifikovať efekt úrovne vedecko-technického pokroku na celkovú produktivitu troch hlavných čínskych regiónov (Zhang, et al., 2012). Pre analýzu bola použitá Cobbová-Douglasová produkčná funkcia pre panelové dáta jedenástich provincií západnej Číny, ôsmich provincií strednej Číny a desiatich provincií východnej Číny počas rokov 2000-2007. Prostredníctvom uvedeného modelu boli schopní izolovať hodnotu elasticity produkcie vzhľadom na zmenu úrovne vedecko-technického pokroku, ako aj vplyv faktorov práce a kapitálu pri zohľadnení heterogenity elasticity pre uvedené parametre.

### **Konvergencia a fiškálna politika**

Gardiner et al. (2004) vykonali analýzu konkurencieschopnosti regiónov krajín EU15 a prístupujúcich krajín stredoeurópskeho a východoeurópskeho rozšírenia (CEEE) na základe produktivity práce a HDP na obyvateľa. Autori prístupu vychádzali z teoretického zdôvodnenia, že konkurencieschopnosť regiónov pochádza zo zdrojov konkurencieschopnosti, ktoré sú prevažne nepozorovateľné, ale je možné pozorovať miery tzv. odhalenej konkurencieschopnosti, za ktoré autori považujú produktivitu práce a mieru zamestnanosti.

V súlade s uvedeným bola skúmaná konvergencia v produktivite jednotlivých regiónov krajín EU15 na úrovni NUTS 2, využívajúc teóriu  $\beta$ -konvergenie pre ukazovateľ HDP na jednu odpracovanú hodinu, ktorý bol získaný prostredníctvom verejného zisťovania pracovnej sily (VZPS). Výsledky analýzy naznačujú, že až na niekoľko výnimiek je konvergencia regiónov v produktivite veľmi pomalá (len o málo viac ako 1% ročne), z čoho došlo k najvyššiemu zosúladieniu v produktivite počas expanzie v 80-tych rokoch 20-teho storočia.

V oblasti HDP na obyvateľa autori uvádzajú, že počas 80-tych a 90-tych rokov bola miera konvergenie nižšia ako 1% ročne. V prípade mnohých regiónov totiž došlo k nárastu produktivity na úkor zamestnanosti, čo sa neprejavilo ako výrazné zvýšenie HDP na obyvateľa (Gardiner, et al., 2004).

Aktuálnejšie výsledky ohľadom  $\beta$ -konvergenie regiónov EU na úrovni NUTS 2 uvádzajú Checherita et al. (2009). Menovaní autori totiž vykonali analýzu  $\beta$ -konvergenie počas obdobia 1995-2005 pre regióny 19 krajín EU, z ktorých 6 krajín sú nové členské krajiny od roku 2004 a 13 krajín sú pôvodné členské krajiny. Dodatočne bol koeficient  $\beta$  odhadnutý len pre skupinu pôvodných 13 členských krajín EU. Analýza bola ďalej

doplnená o analýzu  $\sigma$ -konvergenzie a rozšíreného modelu  $\beta$ -konvergenzie, ktorý skúmal vplyv fiškálnych transferov na konvergenciu HDP na obyvateľa prostredníctvom modelu na základe systému troch simultánných rovníc. Výsledky analýzy upozorňujú, že fiškálne transfery môžu znižovať disparity v disponibilnom príjme domácností, no súčasne znižovať aj rast produktivity. Dodatočne výsledky poukazujú na fakt, že fiškálne transfery môžu znižovať migráciu pracovnej sily medzi regiónmi.

Možnosti využitia postupov priestorovej ekonometrie pre analýzu regionálnej konvergencie sumarizuje Chocholatá (2014), ktorá ponúka prehľad troch základných priestorových rozšírení pre model  $\beta$ -konvergenzie. Jej práca zároveň upozorňuje na potrebu testovania priestorovej autokorelácie ako aj možnosti pre odhad priestorových rozšírení modelu  $\beta$ -konvergenzie.

Rozšírenej Európskej únii sa vo svojej analýze venovali Szomolányi, Lukáčiková a Lukáčik (2011), ktorí skúmali model  $\beta$ -konvergenzie pre krajiny EU27 pre obdobia 1996-2002 a 2003-2009. Opätovne tak bola skúmaná konvergencia HDP na obyvateľa. Model bol však rozšírený prostredníctvom umelých premenných pre skupiny krajín, o ktorých bolo možné predpokladať, že budú konvergovať k inému ustálenému stavu ako ostatné krajiny, čím bola testovaná aj hypotéza relatívnej (podmienenej) konvergenzie. Na základe výsledkov bolo možné konštatovať, že skúmané krajiny vykazovali väčšiu mieru absolútnej (nepodmienenej) konvergenzie v neskoršom období 2003-2009 ako bola v období 1996-2002, a zároveň identifikovali skupiny krajín, ktoré konvergujú k nižšiemu ustálenému stavu a skupiny krajín, ktoré konvergujú k vyššiemu ustálenému stavu.

Analýze  $\beta$  a  $\sigma$ -konvergenzie európskych krajín sa tiež venovala aj Sojková a Kropková (2007), ktoré skúmali vývoj HDP na obyvateľa medzi rokmi 1995 a 1999 v 27 krajinách Európy, s dôrazom na postkomunistické krajiny. Na základe výsledkov analýzy je možné konštatovať, že u postkomunistických krajín vo všeobecnosti dochádza k  $\beta$  a  $\sigma$ -konvergenzii, teda vykazujú rýchlejší rast ako krajiny západnej Európy. Uvedené tvrdenie však neplatí pre niektoré transformujúce sa krajiny ako Bulharsko a Rumunsko. Preto ani v závere analýza nemôže jednoznačne potvrdiť predpoklad, že spomedzi skúmaných krajín majú tzv. chudobné krajiny tendenciu sa približovať tzv. bohatým krajinám.

Konvergencii krajín na svetovej úrovni sa venoval Workie (2003), ktorý skúmal  $\beta$  a  $\sigma$ -konvergenciu pre údaje krajín, ktoré boli dostupné v Penn World Table<sup>10</sup> počas obdobia 1960-2000. Dodatočne boli skúmané jednotlivé skupiny krajín (OECD, krajiny Afriky, z ktorých boli dodatočne vyčlenené krajiny subsaharského regiónu, krajiny Ázie, krajiny Latinskej Ameriky) samostatne ale aj navzájom. Jednotlivé merania boli vykonané aj pre kratšie časové úseky dostupných dát. Na základe výsledkov bolo možné konštatovať, že celkovo vo svete dochádza k divergencii bez ohľadu na použitie miery  $\beta$  alebo  $\sigma$ -konvergenencie. V rámci niektorých skupín krajín ako aj medzi niektorými skupinami krajín bola zaznamenaná konvergencia podľa konceptu  $\beta$  a  $\sigma$ -konvergenencie. Je preto možné predpokladať, že vo všeobecnosti je vhodnejšia hypotéza relatívnej (podmienenej) konvergencii ako hypotéza absolútnej konvergenencie.

Detailnejšie venovali pozornosť regionálnej alokácii finančných prostriedkov z Európskej únie v Českej republike Hájek et al. (2012), ktorí na základe empirickej analýzy konštatujú, že do regiónov podporovaných v čerpaní finančných prostriedkov, či už z dôvodu hospodársky slabého vývoja, alebo vysokej nezamestnanosti, sa v prepočte dostáva nižší objem finančných prostriedkov na jedného obyvateľa ako v prípade nepodporovaných regiónov. Analýza tiež upozornila na významnú úlohu hlavného mesta Prahy z hľadiska podávania žiadostí o financovanie, napriek tomu, že ako región nie je oprávneným príjemcom finančnej podpory.

V podmienkach regiónov Slovenska bol vplyv fiškálnej politiky na regionálny príjem a HDP analyzovaný Ivaničovou a Rublíkovou (2012), ktoré stanovili teoretické dane z príjmu prispôbené potrebám jednotlivých regiónov. Ako základ pre výpočet daňových sadzieb bol použitý priemerný ročný regionálny mzdový fond a priemerný ročný regionálny HDP. Napriek tomu, že Slovensko je unitárny štát a nie je možné nastaviť rozdielne daňové zaťaženie pre odlišné regióny, je jasné, že rozdielne daňové sadzby by mohli viesť k vyrovnaní rozdelenia príjmu v regióne a teda k stabilizovaniu spotreby na celom území Slovenska.

Možnosť rovnomernejšieho rozdelenia daňových príjmov v rámci jednotlivých regiónov analyzuje Neupauerová (2012), ktorá skúma rozšírenie podielových daní o daň z právnických osôb a navrhuje možnú schému rozdelenia daňových príjmov. Navrhovaná

---

<sup>10</sup> Pre viac informácií pozri Summers a Heston (1991).

schéma by mala posilniť financovanie jednotlivých regiónov Slovenska na úrovni NUTS 3, ako aj samostatných municipalít, čím by sa čiastočne mali vyrovnat' kompetencie ohľadom výdavkov a príjmov regionálnych rozpočtov.

### **Zdieľanie príjmového rizika a vyrovnávanie spotreby**

Medzi iné prístupy, ktoré sa nezaoberajú priamo konkurencieschopnosťou regiónov, ale ich metodiku by teoreticky bolo možné využiť pre hodnotenie atribútov regiónov a ich následnú interpretáciu v súvislosti s regionálnou konkurencieschopnosťou, je prístup prezentovaný Zemanekom (2010), ktorý skúma zdieľanie rizík medzi krajinami Eurozóny. Súčasťou uvedenej práce je formulácia teoretického modelu asymetrie v zdieľaní medzinárodných rizík, ktoré následne vplyvajú na vyrovnávanie spotreby v jednotlivých krajinách. Autor ďalej prezentuje empirickú analýzu panelových dát, prostredníctvom ktorej je možné demonštrovať rozdiely v zdieľaní medzinárodných rizík medzi krajinami, ako aj vplyv čistej investičnej pozície na rovnomernosť spotreby v priebehu hospodárskeho cyklu.

Uvedená metodika pre skúmanie medzinárodného zdieľania príjmového rizika prostredníctvom vyrovnávania spotreby bola aplikovaná pre analýzu zdieľania rizika medzi regiónmi Slovenska na úrovni klasifikácie NUTS 3 za roky 2001-2010 v rámci práce Ivaničová a Ostrihoň (2014). Analýza bola vypracovaná na základe predpokladu, že v podmienkach Slovenskej republiky v dostatočnej miere prebieha proces zdieľania rizika, keďže Slovensko je unitárny štát s mnohými kanálmi medzi regiónmi pre potenciálne zdieľanie.

## 2. Ciele práce

Na základe prehľadu literatúry a doteraz aplikovaných metód pre hodnotenie konkurencieschopnosti, ktoré sú uvedené v prvej kapitole, by bolo možné považovať použitie súhrnných indexov prípadne iného prístupu založenom na viackriteriálnom porovnávaní variantov za najvhodnejší spôsob skúmania regionálnej konkurencieschopnosti predloženou prácou.

Napriek tomu, že je prístup prostredníctvom populárnych súhrnných indexov spojený s množstvom nesporných výhod (napr. zohľadnenie veľkého množstva indikátorov, umožnenie porovnania výrazne heterogénnych jednotiek a dlhodobá tradícia v oblasti skúmania konkurencieschopnosti), mnohokrát neumožňuje presne stanoviť vplyv, respektíve dosah jednotlivých indikátorov na celkovú konkurencieschopnosť krajiny, prípadne regiónu. Je to najmä z toho dôvodu, že v prípade mnohých aplikácií je vplyv indikátora, prípadne jeho váha v modeli stanovená exogénne a apriori riešiteľmi.

Aj keď je stanovovaniu váh jednotlivých indikátorov venovaná veľká pozornosť (Schwab a Sala-i-Martin, 2013), nie je stále možné predpokladať, že by boli takýmto spôsobom exaktne určené vplyvy skúmaných faktorov, respektíve determinantov konkurencieschopnosti regiónov. Dizertačná práca je preto zameraná na aplikáciu ekonometrických prístupov k hodnoteniu konkurencieschopnosti, prostredníctvom ktorých už boli úspešne kvantifikované vplyvy jednotlivých skúmaných faktorov na regionálnu konkurencieschopnosť (Európska komisia 1999, a Nevima a Melecký 2011).

**Hlavným cieľom** dizertačnej práce bolo preto použitie ekonometrického modelového prístupu pre analýzu konkurencieschopnosti regiónov, prostredníctvom ktorého bolo možné kvantifikovať vplyv jednotlivých faktorov konkurencieschopnosti.

Pre naplnenie hlavného cieľa boli v rámci riešenia dizertačnej práce definované čiastkové ciele, ktorých úlohou bolo spresnenie hlavného cieľa z hľadiska objektu skúmania a postupov skúmania.

Napriek relatívnej zriedkavosti použitia ekonometrických prístupov pre skúmanie regionálnej konkurencieschopnosti je možné na doteraz vykonaných analýzach pozorovať spoločný rys, ktorým je využitie panelových dát, prostredníctvom ktorých bol skúmaný vývoj väčšieho počtu regiónov v čase. V snahe začleniť analýzu konkurencieschopnosti,

ktorá bola spracovaná v rámci riešenia dizertačnej práce, medzi vykonané prístupy k skúmaniu regionálnej konkurencieschopnosti, bolo prvým čiastkovým cieľom práce **využitie panelových dát** a k nim relevantných metód odhadu.

V protiklade k postupom iných ekonometrických analýz regionálnej konkurencieschopnosti je druhý čiastkový cieľ dizertačnej práce, ktorým bolo **vymedzenie analýzy len na regióny Slovenska** na úrovni NUTS 3, teda regióny len jednej krajiny. Ekonometrické analýzy uvedené v prvej kapitole skúmali regióny viacerých krajín súčasne, pričom najmenšia vzorka predstavovala regióny štyroch krajín Vyšehradskej štvorky. Zámerom pre tento cieľ je skúmanie faktorov konkurencieschopnosti na národnej úrovni, ktoré sa v dôsledku dlhého obdobia samostatnosti Slovenska môžu líšiť od okolitých krajín.

Keďže hlavným cieľom dizertačnej práce bola kvantifikácia a identifikácia vplyvov skúmaných faktorov, tretím čiastkovým cieľom práce bolo **zaistenie čo najvyššej spoľahlivosti** získaných ekonometrických odhadov **prostredníctvom špecifických metód** štatistickej verifikácie pre panelové dáta.

S ohľadom na už spomínané zriedkavé použitie ekonometrického prístupu k skúmaniu regionálnej konkurencieschopnosti je možné konštatovať, že neexistuje všeobecne uznávaný model konkurencieschopnosti, respektíve jasne teoreticky vymedzená ekonometrická špecifikácia, ktorá by bola podložená apriórnou teóriou konkurencieschopnosti. Odhadovanie modelov, ktoré nie sú založené na presných apriórnych predpokladoch je spojené s mnohými rizikami ako je napríklad potenciálna „nepravá“ regresia a skreslenie odhadnutých parametrov v dôsledku endogenity alebo nevhodného tvaru odhadovanej funkcie. Preto bolo štvrtým čiastkovým cieľom **zabezpečenie** čo najväčšej **robustnosti získaných odhadov** voči predpokladaným rizikám.

S uvedenými rizikami súvisí aj piaty čiastkový cieľ, na základe ktorého mala byť analýza konkurencieschopnosti vykonaná prostredníctvom **väčšieho počtu rozdielnych ekonometrických modelov**. Využitie odlišných ekonometrických modelov umožňuje kompenzovať nedostatky jednotlivých modelov, ako aj overiť platnosť získaných výsledkov prostredníctvom ich porovnania. Súčasne takýto prístup dovoľuje komplexnejšie nahliadanie na regionálnu konkurencieschopnosť.

### 3. Metodika práce a metódy skúmania

Na základe charakteru uvedenej problematiky a zameranie dizertačnej práce na analýzu regiónov, bolo relevantné sa popri časovom vývoji konkurencieschopnosti v jednotlivých regiónoch sústrediť aj na priestorový rozmer analýzy. Prostredníctvom ekonometrických modelov bol preto skúmaný istý počet prierezových jednotiek súčasne. Vzhľadom na všeobecne známe metódy, použité pre ekonometrickú analýzu konkurencieschopnosti a súvisiacich konceptov, ktoré sú popísané v prvej kapitole, boli zvolené prístupy ekonometrickej analýzy založené na panelových dátach, ako východiskový a zároveň spoločný bod pre ekonometrický prístup k analýze konkurencieschopnosti.

#### 3.1 Panelové dáta a modely na nich založené

Odhadu ekonometrických modelov na základe dát v panelovej štruktúre bolo doposiaľ venované veľké množstvo pozornosti. Spomedzi publikácií venovaných ekonometrii vo všeobecnosti sa panelovými dátami okrajovo zaoberá napríklad Cameron a Trivedy (2009), Lukáčiková a Lukáčik (2008), alebo Wooldridge (2012). Podrobnejšie je však problematika panelových dát riešená v špecializovanej literatúre, akou je napríklad Baltagi (2005), Baltagi et al. (2014), alebo Wooldridge (2002). Nasledujúci krátky úvod do panelových dát bol spracovaný na základe Verbeeka (2004).

Panelové dáta ako pojem označujú údajovú štruktúru, v ktorej sú opakovane dostupné údaje pre väčší počet prierezových jednotiek počas viacerých časových období. V kontexte akom bol tento pojem použitý v predloženej dizertačnej práci, boli pod panelovými dátami mienené len vybilancované databázy makroekonomických údajov. V každom časovom období databázy boli teda dostupné údaje pre každú prierezovú jednotku, ktoré charakterizujú vývoj krajín, resp. regiónov.

Všeobecný lineárny regresný model založený na panelových dátach má preto v maticovom tvare pre  $i$ -tu prierezovú jednotku ( $i = 1; \dots; N$ ) a  $t$ -te časové obdobie ( $t = 1; \dots; T$ ) nasledujúci tvar:

$$y_{i,t} = x_{i,t}^T \beta_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

V uvedenom vzťahu (1) predstavuje  $y_{i,t}$  hodnotu závislej (endogénnej, vysvetľovanej) premennej,  $x_{i,t}$  je stĺpcový vektor  $k$  nezávislých (vysvetľujúcich)



premenných a  $\varepsilon_{i,t}$  je hodnota náhodnej zložky pre  $i$ -tu prierezovú jednotku a  $t$ -te časové obdobie. Stĺpcový vektor  $\beta_{i,t}$  je mierou marginálnych efektov, akými nezávislé premenné  $x_{i,t}$  vplývajú na závislú premennú  $y_{i,t}$  pre  $i$ -tu prierezovú jednotku a  $t$ -te časové obdobie. Uvedený vzťah (1) je pre odhad priveľmi všeobecný a preto býva v praktických prípadoch prijatá abstrakcia, že pre konkrétnu vysvetľujúcu premennú nadobúda parameter, ktorého hodnoty sa menia s prierezovým aj časovým rozmerom  $\beta_{i,t}$  rovnakú hodnotu pre každú prierezovú jednotku a časové obdobie, a preto je možné meniace sa hodnoty nahradiť prostredníctvom konštanty  $\beta$ . Model býva súčasne doplnený o absolútny člen  $\alpha_i$ :

$$y_{i,t} = x_{i,t}^T \beta + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Podľa charakteru absolútneho člena  $\alpha_i$  sú následne odlíšené základné varianty modelov založených na panelových dátach z hľadiska prierezových jednotiek.<sup>11</sup> V prípade, že je zavedený predpoklad, že  $\alpha_i$  nadobúda rovnakú hodnotu pre každú prierezovú jednotku (teda jeho hodnoty sú konštantné z hľadiska času aj priestoru a sú rovné hodnote  $\alpha$ ), potom sa variant panelového modelu nazýva spojeným modelom (2a):

$$y_{i,t} = \alpha + x_{i,t}^T \beta + \varepsilon_{i,t} \quad (2a)$$

Pri predpoklade, že  $\alpha_i$  nenadobúda pre každú prierezovú jednotku rovnakú hodnotu, ale jeho hodnota je apriórne daná a je konštantná z hľadiska času, sa variant panelového modelu nazýva modelom fixných efektov (2b):

$$y_{i,t} = \alpha_i + x_{i,t}^T \beta + \varepsilon_{i,t} \quad (2b)$$

Ak je možné predpokladať, že  $\alpha_i$  nenadobúda pre každú prierezovú jednotku rovnakú hodnotu a jeho konečná hodnota je dôsledkom náhodného výberu (podobne ako je hodnota náhodnej zložky  $\varepsilon_{i,t}$  dôsledkom náhodného procesu z hľadiska času a priestoru), potom sa variant panelového modelu zvykne nazývať modelom náhodných efektov (2c):

$$y_{i,t} = x_{i,t}^T \beta + (\alpha_i + \varepsilon_{i,t}) \quad (2c)$$

---

<sup>11</sup> Je možné odlíšiť analogické varianty panelových modelov aj pre časové obdobia, ale ich popis bol pri krátkom prehľade vynechaný keďže uvedený prístup nebol v práci prakticky využitý.

## 3.2 Modely použité pre analýzu regionálnej konkurencieschopnosti

V súlade so zameraním a cieľmi dizertačnej práce boli pre skúmanie regionálnej konkurencieschopnosti použité ekonometrické modely. Na základe teoretickej diskusie prezentovanej v prvej kapitole je možné konštatovať, že predmet ani obsahová náplň teritoriálnej konkurencieschopnosti nie sú jednoznačne vymedzené, čo je preukázateľné na relatívne širokých definíciách konkurencieschopnosti, ktoré sú uvedené v prvej kapitole. Preto bol pre vyhodnotenie regionálnej konkurencieschopnosti zvolený prístup využívajúci tri alternatívne ekonometrické modely súčasne.

Prvý model vychádza z teoretického rámca prezentovaného Nevimom a Meleckým (2011), o ktorom bolo spomedzi doteraz uvedených modelov pre hodnotenie regionálnej konkurencieschopnosti (pozri časť 1.3) možné predpokladať, že bude aplikovateľným z hľadiska identifikácie determinantov konkurencieschopnosti v podmienkach Slovenska na úrovni NUTS 3. Keďže všetky ekonometrické modely konkurencieschopnosti opísané v časti 1.3 sa zakladajú na HDP v pozícii vysvetľovanej premennej, bola ako druhý model pre analýzu regionálnej produktivity zvolená Cobbova-Douglasova produkčná funkcia rozšírená o faktory výskumu a vývoja, podľa predlohy Zhanga et al (2012). Posledným, tretím modelom, ktorý bol analyzovaný v súvislosti s regionálnou konkurencieschopnosťou, je model vyrovnávania spotreby podľa Zemaneka (2010) (pozri časť 1.4), ktorý bol tiež aplikovaný na analýzu regiónov Slovenska.

### 3.2.1 Model konkurencieschopnosti regiónov

Problém neexistencie apriórnej špecifikácie ekonometrického modelu konkurencieschopnosti riešili autori Nevima a Melecký (2011) prostredníctvom vlastnej metodiky, ktorá keďže nemá presne zadefinované vstupné premenné na základe ekonomickej teórie, sa skôr prikláňa k ad-hoc hľadaniu vhodných faktorov prispievajúcich k zvyšovaniu konkurencieschopnosti vyjadrenej prostredníctvom hodnoty HDP.

Autori tak nadväzujú na modely, ktoré sa od 80-tych rokov predchádzajúceho storočia zaoberali kauzálnymi vzťahmi medzi makroekonomickými ukazovateľmi. Ako vysvetľovanú premennú autori zvolili HDP, keďže ho považujú za najlepší prejav regionálnej konkurencieschopnosti, ako aj za zdroj ďalšieho zvyšovania konkurencieschopnosti regiónov v budúcnosti.

Za prvý faktor, ktorý vplýva na úroveň regionálnej konkurencieschopnosti, považujú autori tvorbu hrubého fixného kapitálu (*THFK*), ďalej označovanú aj ako investície. Predpokladá sa totiž, že investície predstavujú inovačnú konkurencieschopnosť cez zvyšovanie produktivity prostredníctvom modernejších technológií. Konkurencieschopnosť regiónu je ďalej podľa autorov ovplyvnená aj hrubou pridanou hodnotou (*HPH*) v spracovateľskom priemysle, ktorá na základe predpokladov autorov reprezentuje v modeli novovytvorenú hodnotu, ktorú získavajú inštitucionálne jednotky z použitia svojich výrobných kapacít.

Ako ďalší faktor sú uvedené hrubé výdavky na výskum a vývoj (*HVVV*), ktoré stimulujú pokrok a teda aj rastový potenciál daného regiónu a čistý disponibilný dôchodok (*CDD*), ktorý predstavuje zdroj krytia spotreby v regióne. Posledným predpokladaným faktorom je produktivita práce (*PP*) jedného zamestnanca, ktorá predstavuje možnosti regiónu z hľadiska produkcie statkov a služieb. Špecifikácia ekonometrického modelu panelových dát má na základe uvedeného prístupu tvar:

$$HDP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 THFK_{i,t} + \beta_2 HPH_{i,t} + \beta_3 HVVV_{i,t} + \beta_4 CDD_{i,t} + \beta_5 PP_{i,t} + \sum_{i=1}^N \alpha_i D_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

V uvedenom modeli (3) identifikuje  $i$  prierezový rozmer, teda konkrétnu prierezovú jednotku z  $N$  prierezových jednotiek, ktoré v prípade pôvodnej analýzy predstavovalo 35 regiónov krajín V4 na úrovni NUTS 2. Odhadované parametre  $\beta$  vyjadrujú sklon, respektíve marginálny efekt zvolených vysvetľujúcich premenných. Disparity prierezových jednotiek oproti absolútnemu členu referenčného regiónu  $\beta_0$  boli odlíšené prostredníctvom fixných efektov  $\alpha_i$  odhadnutých využitím umelých premenných  $D_i$ . Ako referenčný región bol dodatočne k uvedeným regiónom použitý priemer sledovaných ukazovateľov pre regióny krajín EU25 na úrovni NUTS 2. Časový rozmer panelových dát je označený  $t$ , pričom v pôvodnej analýze boli dáta s ročnou frekvenciou pre obdobie 2000-2006.

Na základe odhadov fixných efektov  $\hat{\alpha}_i$  je možné kvantifikovať príspevok regionálnych faktorov k tvorbe HDP skúmaného regiónu oproti referenčnému regiónu, ktorý autori interpretujú ako ukazovateľ konkurencieschopnosti príslušného regiónu.

Model (3) predstavuje z hľadiska variantov uvedených v časti 3.1 model fixných efektov (2b).

### 3.2.2 Model rozšírenej Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie

Pre analýzu vplyvu vedecko-technického pokroku a aktív určených pre vedu a výskum na celkovú regionálnu produkciu, využili Zhang et al. (2012) model Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie pre dva vstupy (kapitál a prácu). Ich prístup je podľa tvrdení autorov možné zovšeobecniť pre ľubovoľný počet vstupov alebo tvar produkčnej funkcie.

Vzhľadom na predpoklad dvoch vstupov a dodatočných faktorov (vedecko-technického pokroku a celkových aktív určených na výskum a vývoj) autori analyzovali proces tvorby reálnej regionálnej produkcie ( $Y$ ), meranej prostredníctvom sumy tovarov a služieb v stálych cenách. Ako vstup kapitálu ( $X_1$ ) autori odhadli objem regionálnych kapitálu v peňažných jednotkách využitím metódy nepretržitej inventarizácie (PIM) predpokladajúc mieru depreciácie 10%. Prevod na stále ceny bol zabezpečený prostredníctvom cenového indexu pre celkové investičné statky. Pre reprezentáciu vstupu práce ( $X_2$ ) bol použitý počet zamestnancov v regióne. Faktor aktív určených pre vedu a výskum bol tiež odhadnutý využitím metódy nepretržitej inventarizácie pri predpoklade miery opotrebenia aktív 15%.

Logaritmický tvar východiskového všeobecného modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie pre  $k$  vstupov, ktorá zohľadňovala vplyv vedecko-technického pokroku a výdavkov na výskum a vývoj je uvedený ako vzťah (4):

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0(U_{i,t}; \theta^0) + \sum_{j=1}^k \beta_j \ln X_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

V uvedenej špecifikácii je  $k$  počet vstupov Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie a prostredníctvom  $\beta_j$  sú označené odhadované parametre elasticity. Pre aplikáciu boli použité iba dva vstupy ( $k = 2$ ), a to kapitál a práca. Parameter  $\beta_0$  je komplexnejšieho charakteru, keďže jeho hodnota sa mení v závislosti od  $q$  faktorov výskumu a vývoja ( $U$ ) a odhadovaných parametrov ( $\theta^0$ ). Zhang et al. (2012) uvažovali z dvoma faktormi výskumu a vývoja ( $q = 2$ ) a to vedecko-technickým pokrokom a aktívami určenými pre

vedu a výskum. Vplyv týchto faktorov je opísaný prostredníctvom funkcie (5), ktorá využíva odhadované parametre  $\theta^0$ :

$$\beta_0(U_{i,t}; \theta^0) = \theta_0^0 + \sum_{l=1}^q \theta_l^0 U_{l,i,t} + \alpha_i \quad (5)$$

Vo vzťahu (5) predstavuje  $q$  počet premenných popisujúcich charakteristiky regiónu po technologickej stránke, teda z hľadiska výskumu a vývoja ( $U$ ). Pre uvedenú analýzu Zhang et al. (2012) využili vedecko-technický pokrok (ktorý bol ďalej označovaný ako časový trend  $t$ ) a kapitálové aktíva určené pre vedu a výskum (ďalej označované ako  $Z$ ). Parameter  $\alpha_i$  predstavuje fixný efekt  $i$ -tej regionálnej ekonomiky.

Rozšírený tvar modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie umožňuje skúmať vplyv vedecko-technického pokroku a aktív určených na vedu a výskum na elasticitu výstupu voči vstupom, prostredníctvom zahrnutia člena zohľadňujúceho zložky výskumu a vývoja ( $U$ ) podľa vzťahu (5) do odhadu parametrov elasticity  $\beta_j$  podobným spôsobom ako bolo rozšírenie parametre  $\beta_0$  vo vzťahu (4):

$$\ln Y_{i,t} = \beta_0(U_{i,t}; \theta^0) + \sum_{j=1}^k \beta_j(U_{i,t}; \theta^j) \ln X_{j,i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Zhang et al (2012) uvádzajú, že napriek súčinnu fixných efektov  $\alpha_i$  z vzťahu (5) a logaritmov vstupov produkčnej funkcie ( $X$ ) je možné vzťah (6) odhadnúť prostredníctvom modelu fixných efektov. Je preto možné predpokladať, že z hľadiska ich metodického postupu bolo od uvedeného súčinnu abstrahované.

V poslednom rozšírení modelu Zhangom et al (2012) došlo k relaxácii tohto predpokladu použitím semiparametrického modelu so spojitými koeficientmi, čím bolo umožnené, aby elasticita vstupov vykazovala priestorovú heterogenitu bez toho, aby bol presne stanovený funkčný vzťah pre odhad parametrov.

Uvedené modely boli odhadnuté na základe panelových dát s ročnou periodicitou pre 25 provincií Číny a 4 mestské oblasti a časové obdobie 2000-2007. Pre odhad fixných efektov bola použitá metóda najmenších štvorcov s umelými premennými (LSDV) a v prípade zovšeobecneného tvaru, ktorý umožňoval zachytenie priestorovej heterogenity,

bola použitá neparametrická metóda odhadu. Modely (4) a (6) je teda možné z hľadiska variantov uvedených v časti 3.1 zaradiť medzi modely fixných efektov (2b).

### 3.2.3 Model regionálneho vyrovnávania spotreby

Pre skúmanie regionálneho vyrovnávania spotreby bol použitý model prezentovaný Zemanekom (2010), ktorý bol pôvodne určený pre analýzu vyrovnávania spotreby v rámci Eurozóny a v pôvodnej analýze interpretovaný vo vzťahu k medzinárodnému zdieľaniu príjmového rizika medzi jednotlivými krajinami Európskej únie.

Vyrovňovanie spotreby bolo v rámci analýzy popísané ako prípad, keď odchýlky v miere rastu spotreby na obyvateľa v skúmanej ekonomike ( $\Delta C$ ) od miery rastu spotreby na obyvateľa Eurozóny ( $\Delta C_{EMU}$ ) nie sú korelované s odchýlkami v miere rastu HDP na obyvateľa v skúmanej ekonomike ( $\Delta Y$ ) od miery rastu HDP na obyvateľa Eurozóny ( $\Delta Y_{EMU}$ ). Miery rastu spotreby a HDP na obyvateľa boli v rámci modelov aproximované prostredníctvom diferencií logaritmov, teda premenné spotreba na obyvateľa ( $C$ ) a HDP na obyvateľa ( $Y$ ) boli z hľadiska hodnôt vyjadrené v logaritmoch.

Všeobecný vzťah vyrovnávania spotreby, ktoré bolo v pôvodnej analýze interpretované vo vzťahu k zdieľaniu príjmového rizika, je možné zapísať nasledovne:

$$(\Delta C_{i,t} - \Delta C_{EMU,t}) = \beta(\Delta Y_{i,t} - \Delta Y_{EMU,t}) \quad (7)$$

V uvedenom vzťahu (7) predstavuje  $\beta$  parameter elasticity medzi vyššie opísanými odchýlkami v spotrebe na obyvateľa a HDP na obyvateľa. Zemanek (2010) interpretoval uvedený koeficient (ktorý bol podľa pôvodnej analýzy ďalej označovaný  $\beta_{EMU}$ ) ako percento nepoisteného rizika výpadku príjmu. V súlade s uvedenou interpretáciou bol zavedený predpoklad, že hodnota parametra sa pohybuje v rozpätí intervalu  $\langle 0; 1 \rangle$ , pričom extrémna hodnota 0 zodpovedá prípadu, kedy odchýlka v raste HDP na obyvateľa systematicky neovplyvní rast spotreby. Uvedený prípad predstavuje dokonalé zdieľanie rizika výpadku príjmu, ktoré sa prejavuje vyrovnávaním spotreby, pričom druhá extrémna hodnota 1 by bola interpretovaná ako opačný prípad.

Vzťah vyrovnávania spotreby v rámci jednotlivých krajín Eurozóny, odhadovaný v pôvodnej empirickej analýze, mal vzhľadom na predpoklad fixných efektov prierezových jednotiek  $\alpha$  nasledujúcu podobu:

$$(\Delta C_{i;t} - \Delta C_{EMU;t}) = \beta_0 + \beta_{EMU}(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{EMU;t}) + \alpha_i + \varepsilon_{i;t} \quad (8)$$

Kde  $\beta_0$  predstavuje odhadovaný absolútny člen,  $\beta_{EMU}$  je parameter elasticity medzi odchýlkami v spotrebe na obyvateľa a HDP na obyvateľa pre skúmané krajiny európskej menovej únie a  $\alpha_i$  sú fixné efekty prierezových jednotiek. Uvedený vzťah (8) bol v rámci pôvodnej analýzy ďalej rozšírený pre zohľadnenie novej heterogenity v dátach. Bol preto zavedený predpoklad, že  $\beta_{EMU}$  sa môže v rámci analýzy líšiť pre skúmanú krajinu v porovnaní s ostatnými krajinami podľa vzťahu (9):

$$\beta_{EMU} = \beta_1 + \beta_{D;i}D_i \quad (9)$$

Vo vzťahu (9) vyjadruje parameter  $\beta_1$  hodnotu elasticity, ktorá je spoločná pre priemer skúmaných krajín,  $\beta_{D;i}$  je parameter odlišujúci elasticitu pre  $i$ -tu krajinu oproti ostatným krajinám, a  $D_i$  je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 pre  $i$ -tu krajinu a 0 v ostatných prípadoch. Alternatívnym rozšírením uvedeného modelu bol predpoklad, že  $\beta_{EMU}$  je ovplyvňované hodnotou čistej medzinárodnej investičnej pozície (*IIP*) v jednotlivých krajinách.

$$\beta_{EMU} = \beta_1 + \beta_{IIP}IIP_{i;t} \quad (10)$$

Vo vzťahu (10) predstavuje parameter  $\beta_1$  hodnotu elasticity, ktorá nezávisí od hodnoty medzinárodnej investičnej pozície (*IIP*) a  $\beta_{IIP}$  efekt *IIP* na hodnotu elasticity. Pôvodne odhadovaný vzťah (8) ako aj jeho rozšírenia na základe vzťahov (9) a (10) boli odhadované prostredníctvom metódy najmenších štvorcov s umelými premennými (LSDV) pre zohľadnenie fixných efektov  $\alpha_i$  jednotlivých krajín. Uvedené modely sú teda z hľadiska variantov uvedených v časti 3.1 modelmi fixných efektov (2b). Pre ich odhad boli použité panelové dáta 12-tich krajín Eurozóny s štvrtročnou periodicitou a časovým horizontom 1996Q1–2009Q3.

### 3.3 Zdroje údajov a ich transformácia

Pre empirickú analýzu regiónov Slovenska boli použité panelové dáta, získané z viacerých zdrojov. Konkrétne ukazovatele, ktoré boli v rámci analýzy upravované len z hľadiska zabezpečenia rovnakej mernej jednotky (napr. Euro) sú uvedené v samostatnej časti „Pôvodné údaje“. V nasledujúcej časti „Údaje generované na základe pôvodných

údajov“ sú uvedené indikátory, ktoré boli odvodené na základe údajov opísaných v časti „Pôvodné údaje“.

### **Pôvodné údaje**

Ako ukazovatele popisujúce vývoj regiónov Slovenska boli použité údaje dostupné z regionálnej databázy (RegDat) Štatistického úradu Slovenskej republiky a neskôr, z dôvodu prestavby portálu Štatistického úradu Slovenskej republiky, z databázy DATAcube.

Z uvedených databáz Štatistického úradu Slovenskej republiky boli zhromaždené údaje pre regióny Slovenska na úrovni klasifikácie NUTS 3 a to ukazovateľ hrubý domáci produkt v bežných cenách (*HDP*), hrubý domáci produkt v bežných cenách na obyvateľa (*HDP p.c.*), hrubá pridaná hodnota v bežných cenách (*HPH*), tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách (*THFK*), bežné (hrubé) výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách (*HVVV*), čistý disponibilný dôchodok domácnosti v bežných cenách (*CDDD*), celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách (*CMOZ*), celkový príjem domácnosti zo sociálnych dávok v bežných cenách (*CPSD*), hrubý prevádzkový prebytok a zmiešaný dôchodok v bežných cenách (*HPP*), celková zamestnanosť (*CZ*), počet zamestnancov (*ZC*) a počet samostatne zárobkovo činných osôb (*ZL*).

Opísané údaje boli dostupné s ročnou periodicitou pre obdobie 1996-2010 a všetkých osem prierezových jednotiek, teda pre Bratislavský kraj, Trnavský kraj, Trenčiansky kraj, Nitriansky kraj, Žilinský kraj, Banskobystrický kraj, Prešovský kraj a Košický kraj. Celkovo 120 vybilancovaných pozorovaní v panelovej štruktúre.

Databáza bola následne doplnená o údaje o tržbách za vlastné výkony v trhových službách v bežných cenách, tržbách za vlastné výkony a tovary v doprave v bežných cenách, stavebnej produkcii vykonanej vlastnými zamestnancami v bežných cenách (*TRZSTAV*), hrubom obrate priemyselných závodov v bežných cenách a o údaje o tržbách za vlastné výkony veľkoobchodu a maloobchodu v bežných cenách. Uvedené údaje boli dostupné s ročnou periodicitou pre všetky kraje Slovenska počas spoločného obdobia 2002-2013. Rovnako boli získané regionálne údaje ohľadom ukazovateľov počtu výchovno-vzdelávacích podujatí (*VVP*), ktoré boli dostupné v ročnej periodicitе pre všetky kraje v rozsahu rokov 2001-2012 a miery nezamestnanosti (*UR*) dostupné v ročnej periodicitе pre všetky kraje za obdobie 2000-2013.



Po neskoršom rozšírení databázy boli aktualizované údaje pre hrubý domáci produkt v bežných cenách (*HDP*), hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách (*HDP p.c.*), tvorbu hrubého fixného kapitálu v bežných cenách (*THFK*), celkovú zamestnanosť (*CZ*) a počet zamestnancov (*ZC*). S výnimkou ukazovateľov hrubého domáceho produktu v bežných cenách a tvorby hrubého fixného kapitálu v bežných cenách boli získané údaje dostupné s ročnou periodicitou pre obdobie 1995-2012, pre všetkých osem krajov.

Aktualizované údaje pre hrubý domáci produkt v bežných cenách (*HDP*) boli dostupné s ročnou periodicitou pre všetkých osem krajov pre obdobie 1995-2013. Aktualizované údaje pre tvorbu hrubého fixného kapitálu v bežných cenách (*THFK*) boli s ročnou periodicitou dostupné pre všetkých osem krajov len pre obdobia 1995-2011. Medzi regionálne ukazovatele pre všetky kraje s ročnou periodicitou boli ešte doplnené údaje ohľadom priemerných mesačných výdavkov na celkovú spotrebu člena domácnosti (*CONS*) v bežných cenách pre časové obdobie 2001-2013 a kapitálové výdavky na vedu výskum (*E*) pre časové obdobie 1996-2013.

Špecifické údaje na regionálnej úrovni boli získané prostredníctvom agregácie informácií dostupných vo Výberovom zisťovaní pracovnej sily (VZPS), ktoré vykonáva Štatistický úrad Slovenskej republiky.<sup>12</sup> Spracovaný bol export počtu pracujúcich v jednotlivých krajoch Slovenska (regiónoch na úrovni NUTS 3) na základe kraja trvalého bydliska a na základe kraja zamestnania ( $L_p$ ). Ďalej bol sprístupnený údaj o počte ľudí, ktorí majú miesto trvalého bydliska v skúmanom kraji, ale miesto zamestnania v inom kraji ( $L_{OUT}$ ) a údaj o počte ľudí, ktorí majú miesto zamestnania v skúmanom kraji, ale miesto trvalého bydliska v inom kraji ( $L_{IN}$ ). Uvedené údaje boli dostupné s ročnou periodicitou pre všetkých osem krajov a obdobie 1998-2013.

V rámci vykonaných analýz boli použité aj agregované indikátory pre Slovensko ako celok. Boli preto získané časové rady hrubého domáceho produktu v bežných cenách, hrubého domáceho produktu v stálych cenách roku 2010, hrubého domáceho produktu na obyvateľa v bežných cenách (*HDP p.c. SK*),<sup>13</sup> tvorby hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, tvorby hrubého fixného kapitálu v stálych cenách roku 2010, spotreby fixného

---

<sup>12</sup> Uvedené údaje boli poskytnuté Ekonomickému ústavu Slovenskej akadémie vied na základe zmluvy: LFS/2013/07, ktoré boli sprístupnené autorovi na základe pracovného vzťahu.

<sup>13</sup> Označením SK za príslušnou premennou sa myslí priemer pre celú krajinu, teda Slovensko.

kapitálu v bežných cenách (*DPN*), konečnej spotreby domácnosti v bežných cenách (*C SK*), počtu zamestnancov (*ZC SK*) a celkovej zamestnanosti. Časové rády v bežných cenách boli pre Slovenskú republiku dostupné v ročnej periodicite pre obdobie 1995-2013 a v stálych cenách pre obdobie 1997-2013.

Dodatočne boli použité dostupné časové rady hrubého domáceho produktu na obyvateľa v bežných cenách pre regióny krajín EU27 na úrovni NUTS 3, teda krajín, ktoré vstúpili do Európskej únie pred rokom 2012. Uvedené časové rady boli dostupné z databázy Eurostatu s ročnou periodicitou pre spoločné obdobie 1996-2010. Na základe uvedených časových radov hrubého domáceho produktu na obyvateľa bol vypočítaný časový rad priemerného hrubého domáceho produktu na obyvateľa regiónov krajín EU27 ( $HDP_{EU27}$ ) ako aritmetický priemer dostupných údajov pre regióny krajín EU27 na úrovni NUTS 3.

### **Údaje generované na základe pôvodných údajov**

Časové rady deflátoru investícií pre Slovenskú republiku boli vypočítané ako podiel tvorby hrubého fixného kapitálu v bežných cenách a tvorby hrubého fixného kapitálu v stálych cenách. Obdobným spôsobom bol vypočítaný časový rad deflátoru HDP. Časový rad celkovej populácie (*POP SK*) bol vypočítaný ako podiel hrubého domáceho produktu v bežných cenách a hrubého domáceho produktu na obyvateľa v bežných cenách. Analogickým postupom boli vypočítané aj panelové dáta pre celkovú populáciu v jednotlivých regiónoch (*POP*).

Údaje o regionálnej spotrebe domácnosti na obyvateľa (*C*) boli vypočítané prenásobením hodnoty priemerných mesačných výdavkov člena domácnosti na spotrebu dvanástimi. Približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov (*TRZ*) v jednotlivých regiónoch bol vypočítaný ako súčet tržieb za vlastné výkony v trhových službách, tržieb za vlastné výkony a tovary v doprave, objemu stavebnej produkcie vykonanej vlastnými zamestnancami, hrubého obratu priemyselných závodov a tržieb za vlastné výkony veľkoobchodu a maloobchodu.

Hodnota objemu čistého kapitálu v bežných cenách (*K*) v jednotlivých krajinách Slovenska bola odhadnutá v súlade s postupom Zhanga et al. (2012) prostredníctvom metódy nepretržitej inventarizácie (Perpetual Inventory Method, skr. PIM). Pre výpočet objemu kapitálu v počiatočnom období  $t_0 = 1996$  bol použitý vzťah (11):

$$K_{t_0} = \frac{I_{t_0}}{g_K + \delta_K} \quad (11)$$

V uvedenom vzťahu predstavuje  $K$  objem kapitálu v bežných cenách,  $I$  je tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách,  $g_K$  je priemerná miera rastu tvorby hrubého fixného kapitálu a  $\delta_K$  je miera opotrebenia objemu kapitálu. Hodnoty regionálneho objemu kapitálu v bežných cenách pre obdobia  $t \in \{1997, 1998, \dots, 2011\}$  boli následne vypočítané podľa vzťahu (12):

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta_K) + I_t \quad (12)$$

Priemerná miera rastu tvorby hrubého fixného kapitálu  $g_K$  bola vypočítaná ako aritmetický priemer pre regionálne priemerne miery rastu tvorby hrubého fixného kapitálu, pričom jej vypočítaná hodnota bola 6,94%. Regionálne priemery boli vypočítané ako geometrický priemer medziročných podielov tvorby hrubého fixného kapitálu v príslušnom kraji pre obdobie 1996-2011.

Miera opotrebenia objemu kapitálu  $\delta_K$  bola stanovená na 13%, čo je vyššia hodnota ako pre Slovensko na základe iných štúdií uvádza Lukáčiková (2004), ktorá pre modelovanie použila mieru opotrebenia s hodnotou 8,8%, a vyššia ako v prípade Číny využili Zhang et al. (2012), ktorí použili hodnotu 10%. Uvedená hodnota parametra však bola stanovená so zámerom replikovať časový rad spotreby fixného kapitálu v bežných cenách ( $DPN$ ) pre Slovenskú republiku, keďže súčet hodnôt regionálnej spotreby kapitálu by sa mal približovať ukazovateľu pre Slovenskú republiku.

Na základe porovnania (príloha Obrázok I) hodnôt spotreby fixného kapitálu ( $DPN$ ), publikovaných Štatistickým úradom Slovenskej republiky, a vypočítaných hodnôt, získaných agregácie odhadov pre jednotlivé regióny ( $DPN^*$ ), je možné konštatovať, že odhadnuté hodnoty kapitálu podhodnocujú realitu. Odchýlka medzi publikovanými a vypočítanými hodnotami sa pohybovala na začiatku sledovaného obdobia okolo hodnoty 1000 mil. Eur a na konci sledovaného obdobia okolo 2600 mil. Eur. Časť uvedenej odchýlky je možné pripísať štatistickému rozdielu medzi nižšou hodnotou sumy regionálnej tvorby hrubého fixného kapitálu pre všetky regióny ( $\sum I$ ) a vyššou hodnotou totožného ukazovateľa ( $I$ ) na národnej úrovni (príloha Obrázok II).

Pre odhad regionálneho objemu aktív určených pre vedu a výskum v bežných cenách ( $R$ ) bol použitý obdobný vzťah (PIM), ako v prípade objemu kapitálu v bežných cenách pre jednotlivé regióny. Hodnota kapitálových statkov určených pre vedu a výskum bola v počiatočnom období  $t_0 = 1996$  stanovená na základe nasledujúcej relácie:

$$R_{t_0} = \frac{E_{t_0}}{g_R + \delta_R} \quad (13)$$

V uvedenom vzťahu (13) označuje  $R$  objem aktív určených pre vedu a výskum v bežných cenách,  $E$  sú kapitálové výdavky na vedu a výskum v bežných cenách,  $g_R$  je priemerná miera rastu kapitálových výdavkov na vedu a výskum a  $\delta_R$  je miera opotrebenia aktív určených pre vedu a výskum. Pre nasledujúce obdobia  $t \in \{1997, 1998, \dots, 2011\}$  bola vypočítaná hodnota aktív určených pre vedu a výskum v bežných cenách podľa vzťahu (14).

$$R_t = R_{t-1}(1 - \delta_E) + E_t \quad (14)$$

Priemerná miera rastu kapitálových výdavkov na vedu a výskum  $g_R$  bola vypočítaná ako aritmetický priemer mier rastu kapitálových výdavkov na vedu a výskum pre jednotlivé kraje, pričom jej vypočítaná hodnota bola 8,89%. Priemerná miera rastu pre jednotlivé kraje bola vypočítaná ako geometrický priemer medziročných podielov kapitálových výdavkov na vedu a výskum počas obdobia 1997-2013. Miera opotrebenia aktív určených pre vedu a výskum  $\delta_R$  bola podľa predlohy Zhang et al. (2012) zafixovaná na 15%.

Panelové dáta pre objem kapitálu v bežných cenách a objem aktív určených pre vedu a výskum v bežných cenách boli prevedené na stále ceny roku 2010 prostredníctvom deflátoru investícií, pričom sa predpokladalo, že hodnoty deflátoru investícií sú pre jednotlivé regióny rovnaké. Obdobným spôsobom boli prevedené na stále ceny roku 2010 panelové dáta regionálneho HDP v bežných cenách ( $Y$ ), pre ktoré bol použitý deflátor HDP.

### **Zhrnutie použitých panelových dát**

Pokiaľ nie je v texte uvedené inak, alebo pre konkrétnu premennú nebolo dôležité aby bola udávaná v rovnakých jednotkách z dôvodu použitia diferenciácií logaritmov, boli

všetky panelové dáta v peňažných jednotkách prevedené na jednotku Euro, respektíve Euro/Osoba. Pre prehľadnosť boli informácie o údajoch použitých pre modely na základe časti 3.2.1 uvedené v tabuľke 1.

**Tabuľka 1: Dostupnosť panelových dát ukazovateľov použitých pre odhad modelov konkurencieschopnosti**

Označenie	Jednotky	Obdobie
<i>HDP</i>	Euro b.c.	1995-2013
<i>HDP p.c.</i>	Euro b.c./Osoba	1995-2013
<i>HDP p.c. SK</i>	Euro b.c./Osoba	1995-2013
<i>HPH</i>	Euro b.c.	1996-2010
<i>THFK</i>	Euro b.c.	1995-2011
<i>HVVV</i>	Euro b.c.	1996-2010
<i>CDDD</i>	Euro b.c.	1996-2010
<i>CMOZ</i>	Euro b.c.	1996-2010
<i>CPSD</i>	Euro b.c.	1996-2010
<i>HPP</i>	Euro b.c.	1996-2010
<i>CZ</i>	Osoba	1995-2013
<i>ZC</i>	Osoba	1995-2013
<i>ZL</i>	Osoba	1996-2010
<i>TRZSTAV</i>	Euro b.c.	2001-2013
<i>TRZ</i>	Euro b.c.	2001-2013
<i>VVP</i>	Počet podujatí	2001-2012
<i>UR</i>	Koeficient (0; 1)	2000-2013
<i>CONS</i>	Euro b.c./Osoba	2001-2013
<i>HDP<sub>EU27</sub></i>	Euro b.c./Osoba	1996-2010
<i>POP</i>	Osoba	1995-2013

Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky a Eurostat

Ďalej sú v tabuľke 2 uvedené údaje použité pre odhad modelov opísaných v časti 3.2.2.

**Tabuľka 2: Dostupnosť panelových dát ukazovateľov použitých pre odhad modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie**

Označenie	Jednotky	Obdobie
<i>Y</i>	Euro s.c. roku 2010	1997-2013
<i>E</i>	Euro b.c.	1996-2013
<i>K</i>	Euro s.c. roku 2010	1997-2011
<i>R</i>	Euro s.c. roku 2010	1997-2013
<i>CZ</i>	Osoba	1995-2013
<i>ZC</i>	Osoba	1995-2013

Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky a výpočty autora

Na záver sú v tabuľke 3 uvedené údaje použité pre odhad modelov opísaných v časti 3.2.3.

**Tabuľka 3: Dostupnosť panelových dát ukazovateľov použitých pre odhad modelu regionálneho vyrovnávania spotreby**

Označenie	Jednotky	Obdobie
<i>C</i>	Euro b.c./Osoba	2001-2013
<i>C SK</i>	Euro b.c./Osoba	1995-2013
<i>HDP p.c.</i>	Euro b.c./Osoba	1995-2013
<i>HDP p.c. SK</i>	Euro b.c./Osoba	1995-2013
<i>THFK</i>	Euro b.c.	1995-2013
$\Delta(ZC/POP) - \Delta(ZC SK / POP SK)$	%	1995-2013
<i>L<sub>P</sub></i>	Osoba	1998-2013
<i>L<sub>OUT</sub></i>	Osoba	1998-2013
<i>L<sub>IN</sub></i>	Osoba	1998-2013

Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky, Eurostat a výpočty autora

### 3.4 Metódy odhadu modelov založených na panelových dátach

Pre odhad uvedených modelov boli použité metódy adekvátne pri regresii na základe panelových dát. V prípade, že bolo možné predpokladať splnenie štandardných predpokladov lineárneho regresného modelu, a panelové dáta, na ktorých je model založený je možné opísať prostredníctvom spojeného modelu panelových dát (2a), bola pre odhad zvolená jednoduchá metóda najmenších štvorcov (OLS).

Uvedená metóda bola použitá aj v prípade, že panelové dáta pôvodne vykazovali známky fixných efektov, ale v dôsledku transformácie údajov boli fixné efekty z panelových dát eliminované. Príkladom takejto transformácie, ktorá bola v rámci analýz použitá, je odhad modelu na základe prvých diferencií, alebo prostredníctvom takzvaného estimátora prvých diferencií (FD), ktorého aplikáciou sa aj z teoretického modelu (2b) odstránia fixné efekty prierezových jednotiek (Wooldridge 2002, 2012).

Ak bolo odôvodnené predpokladať pre panelové dáta variant modelu s fixnými efektmi (2b), potom bola pre odhad použitá metóda najmenších štvorcov s umelými premennými (LSDV).<sup>14</sup> Táto metóda vďaka zakomponovaniu umelých premenných pre jednotlivé prierezové jednotky alebo časové obdobia umožňuje odhad hodnoty fixných efektov.

<sup>14</sup> Označenie metódy odhadu termínom metódy najmenších štvorcov s umelými premennými (LSDV) bolo použité v zmysle v akom ho uvádza Baltagi (2005), ktorý uvádza ako alternatívny názov estimátor fixných efektov (FE).

Metódy odhadu je možné zovšeobecniť pre riešenie problémov autokorelácie alebo heteroskedasticity využitím matice váh, prostredníctvom ktorej je pre uvedené metódy možné získať zovšeobecnený variant, teda zovšeobecnenú metódu najmenších štvorcov (GLS). V práci bola konkrétne použitá metóda pre odhad matice váh zovšeobecnej metódy najmenších štvorcov, ktorá sa nazýva Parksov estimátor (Beck a Katz, 1995).

Rovnako je možné uvedené varianty modelov panelových dát odhadovať prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS), slúžiacej pre konzistentný odhad za prítomnosti endogenity, ktorá je riešená prostredníctvom inštrumentálnych premenných pre endogénnu vysvetľujúcu premennú.

Napriek tomu, že v rámci vykonaných analýz nebol predpokladaný model náhodných efektov (2c) jeho odhad by bol možný prostredníctvom zovšeobecnenej metódy najmenších štvorcov (GLS), tak, ako je uvedený napríklad Baltagim (2005). Pre implementáciu uvedených metód bolo využité prostredie softverového balíka EViews (Quantitative Micro Software, 2007), ktorého výstupy sú uvedené v prílohách.

### **3.5 Procedúry štatistickej verifikácie modelov panelových dát**

Pre overenie výpovednej hodnoty odhadnutých modelov boli použité mnohé štatistické testy, pričom všetky testy boli vykonané na 5% hladine významnosti. Výsledky štatistických testov sú uvedené v prílohách pri korešpondujúcich odhadoch.

Keďže mnohé z použitých testov sú závislé na kvalite odhadu rozptylu parametrov, bolo nutné overiť splnenie podmienok lineárnej regresie, ktoré zaručujú neskreslený odhad variančno-kovariančnej matice parametrov. Pre jednotlivé odhady bola preto testovaná časová autokorelácia (alebo sériová korelácia reziduálov medzi rozdielnymi obdobiami totožných prierezových jednotiek), prierezová autokorelácia (korelácie medzi prierezovými jednotkami v rámci toho istého časového obdobia), časová heteroskedasticita (heteroskedasticita v rámci tých istých prierezových jednotiek), prierezová heteroskedasticita (heteroskedasticita v rámci toho istého časového obdobia) a normalita rozdelenia reziduálov (distribúcia reziduálov na základe normálneho rozdelenia). V rámci práce bol v špecifických prípadoch tiež testovaný vysoký stupeň multikolinearity panelových dát, použitých ako vysvetľujúce premenné.

## Všeobecné testy štatistickej významnosti a multikolinearity

Ako prvý bol aplikovaný štandardne používaný t-test, na základe ktorého bola overovaná štatistická významnosť konkrétneho parametra, teda či sa parameter na zvolenej hladine významnosti štatisticky líši od nuly.

Z dôvodu prehľadnejšej prezentácie výsledkov bola hodnota t-štatistiky v prezentovaných tabuľkách publikovaná len implicitne prostredníctvom štandardnej odchýlky parametra, ktorá je uvedená v zátvorkách pod príslušným parametrom. Po predelení odhadnutej hodnoty parametra jeho štandardnou odchýlkou je teda možné získať hodnotu t-štatistiky, ktorá bola porovnaná s kritickou hodnotou Studentovho rozdelenia pri stanovenej hladine významnosti a počte stupňov voľnosti pre určenie štatistickej významnosti odhadovaného parametra (presné hodnoty testovacích štatistik sú uvedené v prílohách).

Pre skúmanie štatistickej významnosti viacerých parametrov bol použitý F-test. Získané hodnoty testovacích štatistik boli následne porovnané s kritickou hodnotou Fisherovho rozdelenia pre korešpondujúci počet stupňov voľnosti a stanovenú hladinu významnosti.

Pre testovanie multikolinearity boli použité štandardné postupy uvádzané Lukáčikovou a Lukáčikom (2008) pre identifikáciu prítomnosti multikolinearity vysokého stupňa. Konkrétne bola skúmaná hodnota párového koeficienta korelácie pre všetky dvojice vysvetľujúcich premenných, pričom hodnoty vyššie ako 0,8 naznačovali prítomnosť multikolinearity vysokého stupňa.

Pre potvrdenie indikácií na základe párového koeficienta korelácie bol použitý rigoróznejší test Farrara-Glaubera, pre ktorý boli použité dva varianty. Ten prvý (ďalej v texte označovaný ako „FG-I“) slúži ako test ortogonalít, teda ak bola nulová hypotéza testu FG-I pre zodpovedajúci počet stupňov voľnosti a stanovenej hladine významnosti zamietnutá, potom test prijal alternatívnu hypotézu multikolinearity vstupných dát. Druhý variant (ďalej v texte označovaný ako „FG-II“) umožnil na základe pomocných regresí identifikáciu premenných, ktorých dáta spôsobujú prítomnosť multikolinearity vysokého stupňa (Mitsaki, 2006).



## Panelové testy pre časovú autokoreláciu

V prípade časovej autokorelácie (alebo sériovej korelácie reziduálov medzi rozdielnymi obdobiami pre totožné prierezové jednotky) prvého rádu bola použitá Bhargavaova, Franiziniho a Narendranathanova (1982)  $d_p$  štatistika, ktorá predstavuje štatistiku Durbinovho-Watsonovho typu zovšeobecnenú pre vnútornú transformáciu modelov fixných efektov panelových dát, pričom bola vypočítaná podľa nasledujúceho vzťahu, ktorý uvádza Baltagi (2005):

$$d_p = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\tilde{\varepsilon}_{i,t} - \tilde{\varepsilon}_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T \tilde{\varepsilon}_{i,t}^2} \quad (15)$$

Vo vzťahu (15) je  $d_p$  hodnota testovacej štatistiky a  $\tilde{\varepsilon}_{i,t}$  je hodnota reziduálu na základe odhadu získaného prostredníctvom vnútornej transformácie. Uvedená štatistika predstavuje podľa Baltagiho (2005) najsilnejší test koeficientu autokorelácie v blízkosti hodnoty nula.

Vzhľadom na zriedkavejšie použitie uvedenej testovacej štatistiky, sú jej kritické hodnoty tabelované len pre relatívne málo kombinácií prierezového a časového rozmeru. Z toho dôvodu boli pre zhodnotenie štatistickej významnosti testu použité prevažne len kritické hodnoty pre 50 prierezových jednotiek a 10 časových pozorovaní, ktoré boli publikované Bhargavaom, Franizinim a Narendranathanom (1982). Keďže s počtom prierezových jednotiek sa rozširuje interval neurčitosti testu Durbinovho-Watsonovho typu, je možné predpokladať, že ak by vypočítaná hodnota  $d_p$  štatistiky bola štatisticky nevýznamná vzhľadom na použité kritické hodnoty, určite je nevýznamná aj vzhľadom na adekvátne kritické hodnoty. Uvedený test je označovaný v prílohách ako „ $d_p$ “, pričom v riadku pod testovacou štatistikou je v zátvorkách uvedený dolná ( $d_L$ ) a horná hranica kritických hodnôt ( $d_U$ ).

Všeobecnejší test pre autokoreláciu prvého rádu v prípade modelov prvých diferencií (FD) navrhol Wooldridge (2012), ktorý je v prílohách označovaný ako „W-FD“. Test využíva regresiu spojeného panelového modelu pre odhad autoregresnej rovnice reziduálov pôvodného FD modelu, bez akýchkoľvek iných vysvetľujúcich premenných:

$$\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + e_{i,t} \quad (16)$$

Kde  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  je reziduál z testovaného odhadu na základe FD estimátora a  $e_{i,t}$  je reziduál odhadovanej špecifikácie (16). Pokiaľ je autoregresný koeficient  $\rho$  štatisticky významný na základe t-testu, uvedený postup zamietá nulovú hypotézu o neprítomnosti autokorelácie.

V prípade dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS) pre panelové dáta Wooldridge (2012) navrhol test autokorelácie prvého, ale aj vyšších rádov v závislosti od počtu oneskorených reziduálov zakomponovaných do modelu, ktorý je v prílohách označovaný ako „W-2SLS“. Testovacia regresia odvodená z pôvodného odhadu má nasledujúci tvar:

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i,t} + \dots + \beta_k x_{ki,t} + \rho \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + e_{i,t} \quad (17)$$

V špecifikácii (17) predstavujú  $\beta_j$  a  $\rho$  odhadované parametre, a prostredníctvom  $y_{i,t}$ ,  $x_{i,t}$  a  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  sú označené premenné a reziduály pôvodného odhadu, ktorý je testovaný z hľadiska autokorelácie prostredníctvom uvedenej testovacej regresie (17), ktorej náhodná zložka je označená ako  $e_{i,t}$ . Uvedený test je tiež založený na štatistickej významnosti autoregresného koeficientu  $\rho$ , ktorú je možné testovať prostredníctvom t- alebo F-testu v prípade väčšieho počtu oneskorení. Oba druhy testov je možné vypočítať spôsobom robustným voči heteroskedisticite a autokorelácií vďaka robustným odhadom variančno-kovariančnej matice parametrov.

### Panelový test pre prierezovú autokoreláciu

Pre testovanie prítomnosti prierezovej autokorelácie (korelácie medzi prierezovými jednotkami v rámci toho istého časového obdobia) bola podľa predlohy Bauma (2001) použitá prispôbena Breuschova-Paganová testovacia LM štatistika, ktorá je v prílohách označovaná ako „BP“, pôvodne navrhnutá pre testovanie vzájomnej korelácie medzi rovnicami modelu so zdanlivo nesúvisiacimi regresiami (SUR) v tvare:

$$\lambda_{LM} = T \sum_{i=1}^N \sum_{j=2}^{i-1} r_{i,j}^2 \quad (18)$$

Kde  $\lambda_{LM}$  je vypočítaná testovacia štatistika,  $r_{i,j}$  je koeficient korelácie medzi reziduálmi testovaného odhadu pre  $i$ -tu a  $j$ -tu prierezovú jednotku,  $N$  je počet prierezových jednotiek a  $T$  je počet časových období testovaného odhadu.

## Všeobecný test pre časovú heteroskedasticitu

Pre testovanie časovej heteroskedasticity (teda heteroskedasticity v rámci tých istých prierezových jednotiek) bola použitá Wooldridgeova (2002) modifikácia Whiteovho a Breusch-Paganovho testu, ktorá je robustná voči heteroskedasticite a je v prílohách označovaná ako „W/BP“. Testovacia regresia bola odhadnutá prostredníctvom nasledujúceho vzťahu:

$$1 = \beta(\mathbf{h}_{i,t} - \bar{\mathbf{h}})(\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 - \hat{\sigma}^2) + e_{i,t} \quad (19)$$

V špecifikácii (18) je vektor jednotiek odhadovaný prostredníctvom matice súčinov vysvetľujúcich premenných pôvodného modelu  $\mathbf{h}_{i,t}$ , od ktorých je odpočítaný ich priemer  $\bar{\mathbf{h}}$ , a štvorcov reziduálov testovaného odhadu  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ , od ktorých je odpočítaný ich rozptyl. Premenná  $e_{i,t}$  je náhodnou zložkou testovacej regresie (19). Z vysvetľujúcich premenných pôvodného modelu boli zvolené vyrovnané hodnoty závislej premennej  $\hat{y}_{i,t}$ , ktorá predstavuje lineárnu kombináciu všetkých vysvetľujúcich premenných pôvodného modelu, a rovnako aj ich štvorce:

$$\hat{\mathbf{h}}_{i,t} = [\hat{y}_{i,t}; \hat{y}_{i,t}^2] \quad (20)$$

Uvedená modifikácia, ktorá je vlastne špeciálnym prípadom Whiteovho testu (Wooldridge, 2002), využíva vyrovnané hodnoty vysvetľujúcej premennej, čím zahŕňa aj informáciu o inštrumentoch v prípade jej využitia pre odhad prostredníctvom 2SLS.

## Panelový test pre prierezovú heteroskedasticitu

Pre skúmanie heteroskedasticity medzi prierezovými jednotkami (teda heteroskedasticity v rámci toho istého časového obdobia) bola použitá Greenová testovacia štatistika v podobe ako ju uvádza Baum (2001), ktorá je v prílohe označovaná ako „Green“. Nulová hypotéza uvedenej testovacej štatistiky je homoskedasticita medzi prierezovými jednotkami. Pomocný vzťah pre rozdiel v rozptyloch ( $V_i$ ) má nasledujúci tvar:

$$V_i = T_i^{-1}(T_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^{T_i} (\hat{\varepsilon}_{i,t}^2 - \hat{\sigma}_i^2)^2 \quad (21)$$

Vo vzťahu (21) predstavuje  $T_i$  počet dostupných časových období pre  $i$ -tu prierezovú jednotku v pôvodnom odhade,  $\hat{\varepsilon}_{i,t}$  je reziduál z pôvodného odhadu testovaného na heteroskedasticitu a  $\hat{\sigma}_i^2$  je odhad rozptylu náhodnej zložky pre  $i$ -tu prierezovú jednotku testovaného odhadu. Modifikovaná Waldova štatistika  $W$  má potom pre  $N$  prierezových jednotiek a odhad rozptylu všetkých reziduálov  $\hat{\sigma}^2$  podobu:

$$W = \sum_{i=1}^N \frac{(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{\sigma}^2)^2}{V_i} \quad (22)$$

### Všeobecný test normality

Pre overenie vhodnosti použitia testov zakladajúcich sa na predpoklade normálneho rozdelenia náhodnej zložky (t- alebo F-test) bolo testované, či sa distribúcia reziduálov približuje normálnemu rozdeleniu (fenomén, ktorý bol ďalej označovaný aj ako normalita reziduálov). Pre uvedený test bola použitá Jarqueova-Beraova testovacia štatistika, ktorá je v prílohách označovaná ako „JB“, ktorá skúma štatistické rozdiely tretieho momentu, teda šikmosti ( $S$ ), a štvrtého momentu, teda špicatosti ( $K$ ), medzi skutočným rozdelením reziduálov a teoretickým normálnym rozdelením použitím  $NT$  pozorovaní. Výpočet testovacej štatistiky je uvedený ako vzťah (23) nižšie:

$$JB = \frac{NT}{6} \left( S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right) \quad (23)$$

### Všeobecný test exogenity

V prípade overenia platnosti štatistických testov z hľadiska neskreslenosti odhadu viariančno-kovariančnej matice, bola následne testovaná potenciálna endogénnosť vysvetľujúcich premenných (ďalej označovaná aj ako problém endogenity) v prípade premenných, pre ktoré bolo na základe teórie odôvodnené formulovať takýto predpoklad. Pre testovanie endogenity bol použitý Hausmanov test, ktorý ako nulovú hypotézu predpokladá exogénnosť vysvetľujúcej premennej  $y_{2i,t}$ , ktorý bol v prílohe označovaný ako „Hausman“. Uvedený test je založený na platnosti inštrumentov  $z_{i,t}$ , pričom pre testovanie bola aplikovaná podoba testu, tak ako ju uvádza Wooldridge (2012), využívajúca reziduály pomocnej regresie  $\hat{v}_{2i,t}$ , pre ktoré je následne testovaná štatistická významnosť parametrov

$\delta$  prostredníctvom t- alebo F-štatistiky. Pomocná regresia je odhadnutá podľa špecifikácie (24):

$$y_{1i;t} = \beta_0 + \beta_1 y_{2i;t} + \beta_2 z_{1i;t} + \beta_3 z_{2i;t} + \delta_1 \hat{v}_{2i;t} + e_{i;t} \quad (24)$$

V špecifikácii (24) predstavujú  $\beta$  a  $\delta$  odhadované parametre pre pôvodne vysvetľujúce premenné a reziduály pomocnej regresie, a  $e_{i;t}$  je náhodná zložka. Vďaka testovacej procedúre založenej na t- a F-teste, bolo rovnako ako v predchádzajúcich prípadoch možné vypočítať robustný variant testovacej štatistiky.

### Všeobecný test platnosti inštrumentov

Pre overenie platnosti inštrumentov, ktoré boli využité v rámci Hausmanovho testu ako aj pre odhad prostredníctvom 2SLS estimátora bol použitý Sarganov test, ktorý bol v prílohách označovaný ako „Sargan“. Uvedený test skúma platnosť inštrumentov v prípade, že je odhad preidentifikovaný, teda je väčší počet inštrumentov ako endogénnych vysvetľujúcich premenných. Z dôvodu možného skreslenia výsledkov heteroskedasticitou bolo použité Wooldridgeové testovacie skóre pre preidentifikované podmienky, ktoré je totožné so Sarganovou štatistikou v prípade identického a nezávislého rozdelenia reziduálov a poskytuje robustný odhad variančno-kovariančnej matice voči heteroskedasticite (StataCorp, 2009).

Postup je založený na reziduáloch testovaného odhadu  $\hat{\varepsilon}_{i;t}$  získaných prostredníctvom 2SLS a vyrovnaných hodnôt  $k$  endogénnych vysvetľujúcich premenných  $\hat{Y}$ , ktoré je možné vypočítať prostredníctvom viacrovnicovej pomocnej regresie (25):

$$Y = X_1 \Pi_1 + X_2 \Pi_2 + v \quad (25)$$

V pomocnej regresii (25) je  $X_1$  matica exogénnych premenných pôvodného odhadu a  $X_2$  matica inštrumentov, ktorých počet  $k_z$  je vyšší ako počet endogénnych vysvetľujúcich premenných  $k$ ,  $\Pi$  sú matice odhadovaných parametrov a  $v$  je vektor náhodných zložiek pomocných regresii. Z uvedených inštrumentov je zvolených ľubovoľných  $m = k_z - k$  inštrumentov, ktorých vyrovnané hodnoty  $\hat{Q}$  sú vypočítané na základe odhadu (26):

$$Q = X_1 A_1 + \hat{Y} A_2 + e \quad (26)$$

V systémovej regresii (26) predstavuje  $\mathbf{A}$  matice odhadovaných parametrov a  $e$  je vektor náhodných zložiek. Súčinom vyrovnaných hodnôt inštrumentov  $\hat{\mathbf{Q}}$  a reziduálov pôvodného odhadu  $\hat{\epsilon}_{i,t}$  je vypočítaných  $m$  premenných  $\mathbf{K}$  testovacej regresie, pričom pre výpočet hodnoty  $j$ -tej premennej bol použitý vzťah (27):

$$k_{j;i,t} = \hat{q}_{j;i,t-1} \hat{\epsilon}_{i,t} \quad (27)$$

Záverom testu je odhadnutá testovacia regresia (28), v rámci ktorej je vysvetľovaný vektor jednotiek vypočítanými premennými  $\mathbf{K}$ :

$$1 = \theta_1 \hat{k}_{1;i,t-1} + \dots + \theta_m \hat{k}_{m;i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (28)$$

V testovacej regresii (28) predstavujú  $\theta$  odhadnuté parametre, pričom testovacia štatistika je vypočítaná ako rozdiel medzi počtom pozorovaní a sumou štvorcov reziduálov testovacej regresie (28).

## 4. Výsledky práce

V prvej časti tejto kapitoly sú uvedené výsledky odhadnutého modelu konkurencieschopnosti regiónov Slovenska, získané prostredníctvom pôvodného tvaru modelu konkurencieschopnosti Nevimu a Meleckého (2011). Pôvodný model konkurencieschopnosti však vzhľadom na nedostatočnú podporu údajov nebolo možné plne aplikovať na vyššej úrovni regionálnej klasifikácie v rozsahu akom ho použili jeho autori.

V druhej časti bol použitý modifikovaný model konkurencieschopnosti, ktorý vznikol v rámci riešenia dizertačnej práce ako modifikácia pôvodného modelu konkurencieschopnosti, využitím teoretických východísk z materiálov Európskej komisie (1999).

V ďalšej časti tejto kapitoly je, vzhľadom na časté použitie regionálneho HDP ako vysvetľovanej premennej pri odhade modelu konkurencieschopnosti, odhadnutý model celkovej produkcie regiónov na základe Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie rozšírenej o výskum a vývoj podľa Zhang et al. (2012). Súčasne boli odhady modelu interpretované vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti.

V poslednej časti tejto kapitoly je uvedený odhadovaný model regionálneho vyrovnávania spotreby na základe modelu medzinárodného zdieľania rizika prezentovaného Zemanekom (2010), na základe ktorého boli vyvedené implikácie pre konkurencieschopnosť regiónov Slovenska.

### 4.1 Analýza konkurencieschopnosti prostredníctvom modelu Nevimu a Meleckého

V tejto časti dizertačnej práce je prezentovaná aplikácia modelu konkurencieschopnosti, ktorý bol detailnejšie opísaný v časti 3.2, so zámerom vyhodnotiť konkurencieschopnosť regiónov Slovenska na úrovni NUTS 3, teda na úrovni krajov.

Je nutné podotknúť, že tak ako uvádzajú samotní autori prístupu, nie je možné ich model panelových dát v plnej miere aplikovať na nižšiu úroveň klasifikácie regiónov ako NUTS 2 v dôsledku nedostatočnej podpory štatistických údajov. Pre úroveň NUTS 3 Eurostat (2011) zverejňuje len časové rady regionálneho HDP, regionálnej hrubej pridanej hodnoty a regionálnej zamestnanosti. Nie je preto možné vypočítať priemer požadovaných

vysvetľujúcich premenných pre regióny krajín EU25, ktoré by mali predstavovať referenčný región slúžiaci pre určenie konkurencieschopnosti skúmaných regiónov, ani pre priemer ukazovateľov EU27, ktoré boli použité v ďalších častiach práce.

Uvedený nedostatok vo vstupných vysvetľujúcich premenných bol riešený prostredníctvom vynechania referenčného regiónu (priemer EU25) z analýzy, čím sa okrem zníženia počtu pozorovaní zmenila aj interpretačná schopnosť pôvodného makroekonomického modelu. Jednotlivé fixné efekty už nebolo možné interpretovať vo vzťahu k priemeru EU25, ale len vo vzťahu k priemeru Slovenska.

Z hľadiska čo najväčšieho napodobenia postupu Nevimu a Meleckého (2011) je otázne, do akej miery je možné interpretovať priemer Slovenska ako referenčný región pre hodnotenie regionálnej konkurencieschopnosti. Keďže ale v analýze nefigurujú medzi skúmanými jednotkami iné regióny ako regióny Slovenska, takéto zúženie referenčného regiónu bolo považované za prípustné. Je ale nutné upozorniť, že odhadovaná konkurencieschopnosť slovenských regiónov voči priemeru Slovenska s vysokou pravdepodobnosťou nebude totožná s konkurencieschopnosťou regiónov voči priemeru EU a tento rozdiel je nutné zohľadniť pri interpretácii výsledkov.

Ďalšie metodické rozdiely, ktorými sa líši postup uvedenej analýzy oproti pôvodnej aplikácii modelu na nižšej úrovni regionálnej klasifikácie je použitie panelových dát čistého disponibilného dôchodku domácností (*CDDD*), namiesto celkového čistého disponibilného dôchodku (*CDD*) a panelových dát celkovej hrubej pridanej hodnoty (*HPH*), namiesto hrubej pridanej hodnoty len pre spracovateľský priemysel.

Pred prístupím k samotnému odhadu bola vykonaná predbežná analýza dát určených pre odhad modelu konkurencieschopnosti, teda hrubého domáceho produktu v bežných cenách (*HDP*), hrubej pridanej hodnoty v bežných cenách (*HPH*), tvorby hrubého fixného kapitálu v bežných cenách (*THFK*), bežných (hrubých) výdavkov na výskum a vývoj v bežných cenách (*HVVV*), čistého disponibilného dôchodku domácností v bežných cenách (*CDDD*) a produktivity práce (*PP*), ktorá bola vypočítaná ako podiel *HDP* a počtu zamestnancov (*ZC*). Z uvedeného vyplýva, že *HDP* by mal byť závislý od piatich vysvetľujúcich premenných:

$$HDP = f(HPH, THFK, HVVV, CDDD, PP)$$



Analýza uvedených dát v panelovej štruktúre poukázala na riziko multikolinearity vysokého stupňa medzi pozorovanými hodnotami vysvetľujúcich premenných modelu. Pre zhodnotenie výšky tohto rizika bol použitý párový koeficient korelácie (Lukáčiková a Lukáčik, 2008), ktorého hodnoty boli v prípadoch, kedy bola posudzovaná hrubá pridaná hodnota voči ostatným vysvetľujúcim premenným, vyššie ako 0,8. Ďalej bola riziková hodnota párového koeficientu korelácie zaznamenaná pre dvojicu premenných čistého disponibilného dôchodku domácnosti a produktivity práce (hodnota vyššia ako 0,9).

Ako rigoróznejší test multikolinearity bol použitý test Farrara-Glaubera, ktorý slúži pre skúmanie prítomnosti vysokého stupňa multikolinearity medzi pozorovaniami vysvetľujúcich premenných (ďalej označovaný len ako „FG-I“). Hodnota vypočítanej testovacej štatistiky FG-I testu bola 5063,374. Na základe kritickej hodnoty  $\chi^2$  rozdelenia, pri 78 stupňoch voľnosti a hladine významnosti 0,05, s hodnotou 91,617, bola zamietnutá nulová hypotéza o ortogonalite. Na základe testu Farrara-Glaubera pre určenie premennej, ktorá spôsobuje multikolinearitu (ďalej označovaný len ako „FG-II“) bola prijatá alternatívna hypotéza, na základe ktorej všetky vysvetľujúce premenné spôsobujú multikolinearitu vysokého stupňa (Mitsaki, 2006).

Všetky hodnoty koeficientov determinácie ( $R^2$ ) pomocných regresíí boli väčšie ako 0,948, pričom najvyšší koeficient bol zaznamenaný pre pomocnú regresiu premennej hrubej pridanej hodnoty s hodnotou 0,989, ktorá je však nižšia ako hodnota  $R^2$  pre pôvodný model. Uvedené testy naznačujú vysoký stupeň multikolinearity medzi vysvetľujúcimi premennými.

V snahe riešiť problém multikolinearity medzi použitými panelovými dátami boli z modelu vynechané niektoré vysvetľujúce premenné. Na základe párového koeficientu korelácie, ktorého hodnota bola najvyššia pre dvojicu hrubej pridanej hodnoty a tvorby hrubého fixného kapitálu (a vyššia ako hodnota 0,8 pre dvojicu hrubej pridanej hodnoty s akoukoľvek inou vysvetľujúcou premennou) bola z modelu vynechaná premenná hrubej pridanej hodnoty.

Ďalším dôvodom pre vynechanie hrubej pridanej hodnoty bolo, že z hľadiska metodiky vykazovania HDP je len veľmi malý rozdiel medzi HDP a hrubou pridanou hodnotou. Na uvedenú skutočnosť je možné poukázať aj vysokou hodnotou párového koeficientu korelácie medzi HDP a hrubou pridanou hodnotou, ktorého hodnota je

približne 0,9999. Vysvetľujúca schopnosť uvedenej premennej je preto veľmi vysoká, čo má ale za dôsledok potlačenie vplyvu ostatných premenných.

Ako ďalší možný zdroj multikolinearity bol identifikovaný mimoriadne silný vzťah medzi panelovými dátami čistého disponibilného dôchodku domácnosti a produktivity práce, pre ktoré je hodnota párového koeficientu korelácie 0,926. Zohľadňujúc výšku párových koeficientov korelácie medzi zostávajúcimi vysvetľujúcimi premennými bola z modelu vynechaná premenná produktivity práce. Ako ďalší dôvod, pre podporenie vynechania práve premennej produktivity práce je možné poukázať na fakt, že na rozdiel od ostatných vysvetľujúcich premenných je jedinou premennou, ktorá je kvantifikovaná v jednotkách Euro/Osoba, čo môže skresľovať veľkosť jej vplyvu v rámci modelu.

V dôsledku vyššie uvedených krokov pre zníženie stupňa multikolinearity bola testovaná len závislosť HDP od troch faktorov:

$$HDP = f(THFK, HVVV, CDDD)$$

Z pôvodnej analýzy prostredníctvom modelu konkurencieschopnosti vyplýva, že uvedené premenné by mali mať na regionálnu konkurencieschopnosť pozitívny vplyv, a teda je možné predpokladať, že všetky odhadované parametre budú nadobúdať pozitívne hodnoty. Pre absolútny člen, ako aj pre fixné efekty (na základe ktorých je podľa použitej metodiky možné hodnotiť konkurencieschopnosť regiónov voči priemeru Slovenska), neboli predpokladané žiadne obmedzenia na hodnoty parametra.

Pre použitie metódy odhadu LSDV bolo ďalej predpokladané normálne rozdelenie náhodnej zložky a existencia fixných efektov prierezových jednotiek. Prostredníctvom uvedenej metódy bola odhadnutá špecifikácia modelu (3), z ktorej boli vynechané premenné hrubej pridanej hodnoty (*HPH*) a produktivity práce (*PP*).

Na základe prvotných odhadov (príloha Odhad 2) bola potvrdená prítomnosť časovej a prierezovej autokorelácie a prierezovej heteroskedasticity. Pre odhad modelu bola preto použitá zovšeobecnená metóda najmenších štvorcov (GLS), ktorá využíva odhad matice váh podľa tzv. Parksovoho estimátora (Beck a Katz, 1995). Spomenutá metóda je vhodná pre odhad parametrov prostredníctvom GLS za prítomnosti heteroskedasticity a podmienenej korelácie medzi prierezovými jednotkami. Pre overenie vhodnosti použitých váh je možné použiť porovnanie medzi jednoduchými a štandardizovanými reziduálmi odhadu. Výsledky pre odhad zjednodušeného modelu (3)

získané prostredníctvom zovšeobecnenej metódy najmenších štvorcov sú uvedené v tabuľke 4.

**Tabuľka 4: Odhad pôvodného modelu konkurencieschopnosti (3) pre regióny Slovenska prostredníctvom zovšeobecnenej metódy najmenších štvorcov s použitím umelých premenných (GLSDV).**

	GLSDV	
Konštanta	-9,46E+08 (1,11E+08)	***
$THFK_{it}$	1,397 (0,109)	***
$HVVV_{it}$	21,727 (2,083)	***
$CDDD_{it}$	1,216 (0,041)	***
Počet pozorovaní	120	
$R^2$	0,984	
$\bar{R}^2$	0,983	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhad fixných efektov prierezových jednotiek (regiónov) bolo použitých osem umelých premenných. Pre odhad je tiež uvedená hodnota koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Odhad modelu konkurencieschopnosti Slovenska, uvedený v tabuľke 4, bol vyhodnotený z hľadiska ekonomickej a štatistickej verifikácie použitím hladiny významnosti  $\alpha = 0,05$ , pričom výsledky štatistických testov sú uvedené v prílohe ako Odhad 1. Model ako celok je štatisticky významný vzhľadom na hodnotu F – štatistiky 681,621 a kritickú hodnotu Fisherovho rozdelenia 2,584. Vysvetľujúca schopnosť modelu zostala napriek vynechaniu premenných hrubej pridanej hodnoty a produktivity práce z modelu (3) na relatívne vysokej úrovni, vzhľadom na hodnotu koeficientu determinácie  $R^2 = 0,984$ .

Na základe výsledkov odhadu prezentovaných v tabuľke 4, je možné pozorovať, že všetky odhadnuté parametre sú v súlade s predpokladmi o znamienkach, ktoré boli formulované vyššie, a sú štatisticky významné. Hodnoty marginálnych efektov (parametrov sklonu) čistého disponibilného dôchodku domácností ( $CDDD$ ) a tvorby hrubého fixného kapitálu ( $THFK$ ) v porovnaní s marginálnym efektom premennej hrubých výdavkov na výskum a vývoj ( $HVVV$ ), len mierne prekročili hodnotu jedna. Najväčší marginálny efekt na tvorbu HDP má však premenná hrubých výdavkov na výskum a vývoj, ktorej zvýšenie o milión Eur spôsobí zvýšenie regionálnej produkcie približne o 22 miliónov Eur.

## Testovanie multikolinearity, autokorelácie, heteroskedasticity a normality

Na základe hodnôt korelačného koeficienta bola najvyššia korelácia zaznamenaná medzi vysvetľujúcimi premennými tvorby hrubého fixného kapitálu a hrubých výdavkov na výskum a vývoj s hodnotou 0,858. Vzhľadom na uvedenú hodnotu je možné očakávať, že použité panelové dáta vykazovali stále vysoký stupeň multikolinearity, ale najvyššia zaznamenaná hodnota párového koeficienta korelácie bola podstatne nižšia ako v prípade, že by z modelu neboli vynechané žiadne vysvetľujúce premenné, kedy hodnota koeficienta korelácie dosahovala 0,956 (pre dvojicu premenných hrubej pridanej hodnoty a tvorby hrubého fixného kapitálu). Ortogonalitu medzi použitými panelovými dátami pre vysvetľujúce premenné zamietol aj FG-I test, pre ktorý bola hodnota testovacej štatistiky 4151,497, ktorá je vyššia ako prislúchajúca kritická hodnota  $\chi^2$  rozdelenia (73,311).

FG-II test opäť potvrdil, že za multikolinearitu boli zodpovedné všetky ukazovatele, i keď hodnoty testovacích štatistík sa výrazne znížili. Najvyššia hodnota  $R^2$  pomocnej regresie 0,907 bola zaznamenaná pre premennú hrubých výdavkov na výskum a vývoj, oproti pôvodným 0,989 pre hrubú pridanú hodnotu. Napriek tomu, že sa na základe uvedených testov nepodarilo znížiť stupeň multikolinearity v použitých panelových dátach pod hladinu štatistickej významnosti, je na základe zníženia hodnôt indikátorov a testovacích štatistík možné očakávať zmiernenie jej vplyvu.

Pre otestovanie prítomnosti časovej autokorelácie bola použitá Bhargavaova, Franiziniho a Narendranathanova (1982)  $d_p$  štatistika, ktorá predstavuje test Durbinovho-Watsonovho typu, ktorej hodnota bola 1,553 pre štandardizované reziduály a 0,916 pre jednoduché reziduály. Na základe kritických hodnôt pre 50 prierezových jednotiek, 10 časových období, 11 premenných a hladinu významnosti 0,05 ( $d_L = 1,8072$ ;  $d_U = 1,9029$ ), bola zamietnutá nulová hypotéza o neprítomnosti časovej autokorelácie prvého rádu pre jednoduché reziduály a aj pre štandardizované reziduály.

Keďže pre adekvátne posúdenie by boli potrebné kritické hodnoty pre 8 prierezových jednotiek a 15 časových období, bola časová autokorelácia ďalej testovaná prostredníctvom Wooldridgeových (2012) testov. Hodnota testovacej štatistiky pre model v prvých diferenciách (W-FD), uvedená ako vzťah (16), bola 6,156 pre jednoduché reziduály a 1,577 pre štandardizované reziduály. Vzhľadom na kritickú hodnotu pre 112 pozorovaní a jednu vysvetľujúcu premennú (1,982) bola zamietnutá nulová hypotéza

o neprítomnosti časovej autokorelácie pre jednoduché reziduály, no nebolo ju možné zamietnuť pre štandardizované reziduály.

Pri použití testu časovej autokorelácie prvého rádu pre odhad prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (W-2SLS), ktorý je uvedený ako vzťah (17), bola vypočítaná testovacia štatistika s hodnotou 7,778 pre jednoduché reziduály a s hodnotou 2,332 pre štandardizované reziduály. Na základe kritickej hodnoty Studentovho rozdelenia pre 112 pozorovaní a 12 vysvetľujúcich premenných (1,984) bolo možné zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti časovej autokorelácie prvého rádu pre jednoduché a aj pre štandardizované reziduály.

Na základe rozdielnych záverov uvedených testov nie je možné jednoznačne potvrdiť, či bola prostredníctvom použitých váh odstránená prítomnosť autokorelácie, ale je možné konštatovať, že prostredníctvom zvolených váh bola znížená jej veľkosť, vzhľadom na fakt, že testovacie štatistiky sú podstatne nižšie pre štandardizované reziduály ako pre jednoduché reziduály.

V prípade testovania prierezovej autokorelácie bol použitý Breuschov-Paganov test pre testovanie korelácie reziduálov pre rozdielne prierezové jednotky (BP), na základe vzťahu (18). Hodnota testovacej štatistiky bola stanovená na 77,399 pre jednoduché reziduály a 4,867 pre štandardizované reziduály. V súlade s kritickou hodnotou  $\chi^2$  rozdelenia pre 28 stupňov voľnosti a hladinu významnosti 0,05 (41,337) bola zamietnutá nulová hypotéza o neprítomnosti prierezovej autokorelácie pre jednoduché reziduály, no nebola zamietnutá pre štandardizované reziduály. Je preto možné konštatovať, že v prípade váženého odhadu nebola prítomná prierezová autokorelácia.

Heteroskedastický priebeh reziduálov v po sebe nasledujúcich obdobiach (časová heteroskedasticita) bol testovaný prostredníctvom robustného variantu Whiteovho a Breuschovho-Paganovho testu (W/BP), ktorého testovacia štatistika bola vypočítaná podľa vzťahu (19). Hodnota testovacej štatistiky bola pre jednoduché reziduály 5,250 a pre štandardizované reziduály 1,282. Na základe kritickej hodnoty  $\chi^2$  rozdelenia pre 2 stupne voľnosti a hladinu významnosti 0,05 (5,991) nie je možné zamietnuť nulovú hypotézu o homoskedasticite pre jednoduché reziduály a ani pre štandardizované reziduály.

Pre otestovanie prierezovej heteroskedasticity bol použitý Greenov test (Green), ktorého hodnota testovacej štatistiky je 95,153 pre jednoduché reziduály a 1,405 pre

štandardizované reziduály. Po porovnaní s kritickou hodnotou  $\chi^2$  rozdelenia pre 8 stupňov voľnosti a hladinu významnosti 0,05 (15,507) bolo možné zamietnuť nulovú hypotézu o neprítomnosti prierezovej heteroskedasticity pre jednoduché reziduály, ale nebolo možné ju zamietnuť pre štandardizované reziduály.

Záverom bolo testované normálne rozdelenie náhodnej zložky. Hodnota Jarqueovej-Beraovej testovacej štatistiky (JB) bola pre jednoduché reziduály 6,904 a pre štandardizované reziduály 0,585. Na základe kritickej hodnoty  $\chi^2$  rozdelenia, pri 2 stupňoch voľnosti a hladine významnosti 0,05 (5,991) je možné zamietnuť nulovú hypotézu o normálnom rozdelení pre jednoduché reziduály, ale nie je možné uvedenú hypotézu zamietnuť pre štandardizované reziduály.

### **Ekonomická interpretácia**

Z hľadiska ekonomickej verifikácie je možné konštatovať, že všetky odhadnuté parametre spĺňajú apriórne predpoklady ohľadom znamienok, a teda ohľadom charakteru vplyvu vysvetľujúcich premenných. Najvýraznejší efekt na regionálnu produkciu, a v tom zmysle aj na regionálnu konkurencieschopnosť majú hrubé výdavky na výskum a vývoj (HVVV), keďže vzhľadom na odhadnutý parameter modelu je možné predpokladať, že pri zvýšení regionálnych výdavkov na výskum a vývoj o 1 milión Eur by malo za následok pri inak nezmenených podmienkach zvýšenie regionálneho HDP približne o 22 miliónov Eur.

Faktory, ktoré nasledujú z hľadiska vplyvu za hrubými výdavkami na výskum a vývoj sú investície, teda tvorba hrubého fixného kapitálu (THFK) a čistý disponibilný dôchodok domácnosti (CDDD), ktorý má najnižší, ale stále štatisticky významný vplyv na tvorbu regionálneho HDP. Dopad potenciálnej zmeny uvedených faktorov je vzhľadom na odhadnuté parametre značne nižší, ako bol v prípade hrubých výdavkov na výskum a vývoj, no stále je možné konštatovať, že za inak nezmenených podmienok by zmena ktorejkoľvek z uvedených premenných spôsobila väčšiu zmenu v produktivite ako bola veľkosť pôvodnej zmeny, keďže odhadnuté hodnoty parametrov sú v oboch prípadoch väčšie ako 1.

Z hľadiska charakteru konkurencieschopnosti slovenských regiónov by v prípade teoreticky podložených modelov produkcie na základe uvedených výsledkov bolo možné konštatovať, že regionálna produkcia je orientovaná smerom k zvyšovaniu prostredníctvom nových technológií a vedeckých poznatkov, keďže na základe

pozorovaných údajov produkcia vo vysokej miere reagovala na zvýšenie výdavkov na výskum a vývoj.

Rastúce výnosy z investícií by tak naznačovali možný potenciál regionálnych ekonomík pre absorpciu ďalšieho kapitálu a vysoká návratnosť spotreby disponibilného príjmu domácností z hľadiska produkcie by poukazovala na vysokú závislosť produkcie na domácom dopyte a zároveň efekt dopytu na podporu ďalšej produkcie. Konkurencieschopnosť regiónov Slovenska by tak bola ovplyvňovaná životnou úrovňou domácností, investičnou výstavbou v rámci regiónov a podporou výskumu a vývoja.

Model však obsahuje málo informácií, aby bolo možné jednoznačne zhodnotiť, či uvedené faktory konkurencieschopnosti patria k faktorom, v ktorých majú regióny Slovenska konkurenčnú výhodu, alebo sú to naopak nedostatkové faktory, ktoré z historického hľadiska obmedzovali Slovensko v tom, aby sa rozvíjalo rýchlejšie.

Pre kvantifikáciu konkurencieschopnosti regiónov Slovenska sa vychádzalo z možností modelov založených na panelových dátach. Odhadnuté hodnoty fixných efektov, v súlade s variantom panelového modelu podľa vzťahu (2b), pre model konkurencieschopnosti (3), ktorého odhad je prezentovaný v tabuľke 4 (a tiež prílohe ako Odhad 1), sú zobrazené v tabuľke 5.

**Tabuľka 5: Fixné efekty prierezočných jednotiek pre model konkurencieschopnosti**

	Fixný efekt	Poradie
BA	$9,34 \cdot 10^8$	1
TT	$5,62 \cdot 10^8$	2
TN	$-2,61 \cdot 10^8$	6
NR	$1,34 \cdot 10^7$	3
ZA	$-2,66 \cdot 10^8$	7
BB	$-1,63 \cdot 10^8$	4
PO	$-5,84 \cdot 10^8$	8
KE	$-2,35 \cdot 10^8$	5

**Zdroj:** Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

**Poznámky:** V tabuľke 5 je prostredníctvom „BA“ označený Bratislavský kraj, „TT“ Trnavský kraj, „TN“ Trenčiansky kraj, „NR“ Nitriansky kraj, „ZA“ Žilinský kraj, „BB“ Banskobystrický kraj, „PO“ Prešovský kraj a „KE“ Košický kraj.

Pred ekonomickou interpretáciou fixných efektov bola vykonaná ich štatistická verifikácia. Pre otestovanie štatistickej významnosti fixných efektov oproti spojenému

modelu s absolútnym členom, podľa modelu (2a), bol použitý F-test skúmajúci súčasnú štatistickú významnosť všetkých fixných efektov. Hodnota testovacej štatistiky bola stanovená na 32,422 takže po porovnaní s korešpondujúcou kritickou hodnotou (2,096) je možné konštatovať, že fixné efekty sú v modeli konkurencieschopnosti spoločne štatisticky významné.

Uvedené fixné efekty je podľa použitej metodiky možné interpretovať, ako regionálne disparity, respektíve ako príspevky ku konkurencieschopnosti regiónov vo vzťahu k priemeru regiónov EU25, ktorý figuroval v pôvodnej analýze ako referenčný región. V prípade vykonaného odhadu bol prostredníctvom metódy LSDV do modelu zakomponovaný absolútny člen, predstavujúci len pre priemer regiónov Slovenska, ktorý teda môže slúžiť ako referenčný región vykonanej analýzy. Jednotlivé fixné efekty následne hovoria o príspevku k tvorbe HDP v príslušnom regióne oproti priemeru Slovenska. Fixné efekty tak majú istú vypovedaciu schopnosť ohľadom konkurencieschopnosti jednotlivých regiónov.

Najväčší vplyv na tvorbu regionálneho HDP má v súlade s uvedenou metodikou fixný efekt Bratislavského kraja ( $9,34 \cdot 10^8$ ) a najväčšiu medzeru regionálneho HDP je možné prisúdiť Prešovskému kraju ( $-5,84 \cdot 10^8$ ). Kladný príspevok k regionálnemu HDP (v porovnaní s priemerom Slovenska) bol zaznamenaný okrem Bratislavského kraja v Trnavskom kraji a v Nitrianskom kraji. Prepád regionálneho HDP bolo možné pozorovať v zvyšných regiónoch. Z hľadiska tvorby regionálneho HDP bol na základe modelu najbližšie k priemeru regiónov Slovenska Nitriansky kraj.

Napriek tomu, že odhadnutý model konkurencieschopnosti splnil štatistickú verifikáciu, pri hodnotení výsledkov odhadu modelu bolo nutné pozastaviť sa aj pri niektorých jeho špecifikách, ktoré nebolo možné z rôznych dôvodov testovať v odhade prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov, respektíve LSDV.

Odhadnutý model konkurencieschopnosti nebol vytvorený na základe apriórnych ekonomických predpokladov, ale ad-hoc pre modelovanie konkurencieschopnosti krajín V4. Model bol teda konštruovaný pre panelové dáta dostupné na regionálnej úrovni. Uvedené dáta však v mnohých prípadoch pochádzajú z toho istého zdroja (Národné účty) a preto môžu duplicitne popisovať tú istú skutočnosť.



Tento fakt je aj zdrojom multikolinearity v použitých dátach s panelovou štruktúrou, ktorá bola riešená v prvých krokoch vykonanej analýzy. Z hľadiska modelovania však rovnaký zdroj údajov predstavuje aj riziko prenášania tej istej štatistickej chyby v údajoch vysvetľovanej a vysvetľujúcich premenných. Uvedený jav môže byť zdrojom endogenity a teda aj skreslenia odhadnutých parametrov vysvetľujúcich premenných, ktoré následne skresľujú odhady fixných efektov.

Ďalším potenciálnym zdrojom endogenity analyzovaného modelu je využitie premenných, medzi ktorými existuje jedna, respektíve niekoľko vzájomných väzieb, ako napríklad premenné HDP a produktivita práce, ktoré opätovne môžu viesť k skresleniu všetkých odhadovaných parametrov.

Iné riziko skreslenia, ktoré mohlo ovplyvniť odhadnuté hodnoty parametrov je zanedbanie relevantnej vysvetľujúcej premennej. Toto riziko vyplýva z neexistencie apriórnej modelovej špecifikácie, ktorá by bolo možné teoreticky podložiť a z použitia dát založených na národných účtoch, ktoré sú teda vypočítané na základe makroekonomických identít. V tomto zmysle je možné zhodnotiť aj vzťah medzi premenou tvorby hrubého fixného kapitálu a HDP.

Tvorba hrubého fixného kapitálu (*THFK*) je na základe makroeconomickej identity a výpočtu HDP prostredníctvom spotrebnej metódy jednou zo zložiek HDP, spolu so spotrebou domácnosti, vlády a čistým exportom. V prípade vysvetľovania tvorby HDP prostredníctvom tvorby hrubého fixného kapitálu s použitím aditívneho vzťahu je zmysluplné očakávať hodnotu odhadnutého parametra blízku jednej, pričom ak by sa odhadnutá hodnota výrazne líšila, je možné usudzovať, že je to spôsobené práve vynechaním iných premenných makroeconomickej identity.

V súvislosti s využívaním časových radov na regionálnej úrovni vyvstáva ďalšia komplikácia, ktorou je možná nestacionarita časových radov a fenomén nepravej regresie. Z dôvodu, že v analýze sú využité panelové dáta s aspoň takým časovým rozmerom ako je prierezový rozmer dát, je možné očakávať, že spoločný nestacionárny priebeh môže značne zvýšiť kvalitu regresie aj v prípade, že spolu časové rady nesúvisia.

Napriek tomu, že sa v prípade modelu konkurencieschopnosti jedná o model konštruovaný ad-hoc, bez striktnej apriórnej teoretickej špecifikácie, zdá sa byť problematické odôvodniť, prečo by mal byť medzi vysvetľujúcimi premennými aditívny

vzťah. Uvedený predpoklad by totiž naznačoval, že medzi jednotlivými faktormi, ktoré ovplyvňujú konkurencieschopnosť neexistujú vzájomné interakcie a región môže byť hypoteticky dlhodobo vysoko konkurencieschopný aj v prípade, že zaostáva v niektorej z oblastí.

V dôsledku identifikácie uvedených rizík, ktoré mohli skresliť výsledky regresie a teda aj odhady fixných efektov, nebola následne v rámci práce hodnotená regionálna konkurencieschopnosť na základe hodnôt fixných efektov, ale pre zhodnotenie jednotlivých krajov boli použité odhady iných parametrov, ktoré boli v rámci práce považované za robustnejšie.

#### **Prínosy práce v rámci časti 4.1**

V prípade aplikácie pôvodného modelu konkurencieschopnosti Nevimu a Meleckého (2011) na predstavenej vzorke údajov je možné hovoriť o prínosoch práce v dvoch rovinách.

Tou prvou je metodologická rovina, keďže opísaná analýza umožňuje porovnanie dvoch nezávislých použití pôvodného modelu konkurencieschopnosti. Keďže analyzované dáta neboli v dvoch porovnávaných prípadoch totožné, tak ani postup sa nemôže úplne zhodovať. Uvedené rozdiely však môžu slúžiť ako námety pri iných aplikáciách modelu konkurencieschopnosti a ako vzor pre riešenie podobných komplikácií ako boli riešené v rámci časti 4.1.

Za príklad krokov, ktoré nefigurovali v pôvodnej analýze, je z hľadiska aplikácie modelu konkurencieschopnosti možné považovať použitie zovšeobecnenej metódy najmenších štvorcov, znižovanie stupňa multikolinearity v rámci dát použitých premenných a interpretáciu výsledkov voči priemeru Slovenska.

Z hľadiska aplikačnej roviny možno upozorniť na získané výsledky pre regióny na detailnejšej úrovni NUTS 3, ktorá predtým nebola skúmaná. Uvedená aplikácia tak rozširuje pôvodnú analýzu o regióny Slovenska vyššieho rozlíšenia a spresňuje tak pôvodnú analýzu. Boli odhadnuté fixné efekty modelu konkurencieschopnosti pre osem krajov Slovenska, ktoré by na základe pôvodnej aplikácie Nevimu a Meleckého (2011) nebolo možné zrealizovať.

## **4.2 Analýza konkurencieschopnosti prostredníctvom modifikovaného modelu Nevimu a Meleckého**

Ako riešenie komplikácií a možných rizík odhadu pôvodného modelu konkurencieschopnosti, ktoré boli identifikované v rámci časti 4.1, bol model v ďalšom postupe dizertačnej práce modifikovaný. Úprava pôvodného modelu konkurencieschopnosti, mimo iných krokov popísaných v časti 4.2.1, spočívala v zakomponovaní dezagregácie HDP na obyvateľa medzi vysvetľujúce premenné modelu. Uvedená dezagregácia bola použitá Európskou komisiou (1999) pre hodnotenie regionálnej konkurencieschopnosti. Do modifikovaného modelu konkurencieschopnosti tak bolo zavedené ďalšie teoretické východisko, ktorého zmyslom bolo zlepšiť interpretovateľnosť odhadovaných premenných a parametrov.

Z hľadiska odhadu, ktorého postup a výsledky sú opísané v časti 4.2.2, bol kladený veľký dôraz na riešenie vyššie uvedeného rizika endogenity, v dôsledku čoho bola použitá dvojstupňová metóda najmenších štvorcov. Súčasne bol použitý odhad prostredníctvom estimátora prvých diferencií, ktorý je robustnejší voči potenciálnej nepravej regresii v prípade, že pôvodné panelové dáta boli integrované rádu jedna a zníži stupeň multikolinearity dát pôvodných vysvetľujúcich premenných. Keďže Lukáčiková a Lukáčik (2008) navrhujú diferenciáciu ako jedno z riešení vysokého stupňa multikolinearity, bola v rámci analýzy považovaná uvedená komplikácia za odstránenú.

### ***4.2.1 Modifikácia regionálneho modelu konkurencieschopnosti***

Pre minimalizáciu hore uvedených rizík bol v rámci riešenia práce model konkurencieschopnosti Nevimu a Meleckého (2011), upravený a nazvaný ako modifikovaný model konkurencieschopnosti. Formuláciu modifikovaného modelu je teda možné považovať za originálny prínos dizertačnej práce, pričom pri samotných krokoch modifikácie modelu sa vychádzalo aj z poznatkov o teritoriálnej konkurencieschopnosti spracovaných pre Európsku komisiu (1999). Vykonané modifikácie tiež umožnili zohľadnenie informácie o regiónoch Európskej únie v rámci analýzy konkurencieschopnosti aj pre regióny na úrovni NUTS 3.

Pre zohľadnenie efektov, ktoré môžu vyplývať z rôznej veľkosti regiónov, bol v súlade s metodikou Európskej komisie (1999) zvolený ako indikátor regionálnej konkurencieschopnosti regionálny HDP na obyvateľa. Do modelu bola zakomponovaná

informácia o regiónoch Európskej únie, prostredníctvom predelenia uvedeného indikátora priemerným HDP na obyvateľa regiónov členských krajín Európskej únie pred rokom 2012 (EU27) na úrovni klasifikácie NUTS 3. Takto zostavená vysvetľovaná premenná nadobúda hodnoty vyššie ako jedna v prípade, ak je skúmaný región produktívnejší a tým pádom aj konkurencieschopnejší ako priemer regiónov, ktoré mu môžu konkurovať prostredníctvom spoločného trhu Európskej únie a hodnoty menšie alebo rovné jednej indikujúce opačnú situáciu.

Keďže v rámci pozorovaných dát bolo zahrnuté aj obdobie kedy Slovensko nebolo súčasťou Európskej únie (časové pozorovania pred rokom 2004) bol pre alternatívny odhad použitý aj HDP na obyvateľa za Slovensko. Uvedená alternatívna vysvetľovaná premenná teda nadobúda hodnoty vyššie ako jedna v prípade, ak je skúmaný región produktívnejší a tým pádom aj konkurencieschopnejší ako priemer Slovenska a hodnoty menšie alebo rovné jednej v opačnom prípade.

Pre vysvetlenie variability HDP na obyvateľa príslušného kraja, bola využitá trojfaktorová dezagregácia uvedeného ukazovateľa, ktorú navrhuje Európska komisia (1999):

$$\frac{HDP}{POP} = \frac{HDP}{ZC} \cdot \frac{ZC}{PRAC.POP} \cdot \frac{PRAC.POP}{POP} \quad (29)$$

Vo vzťahu (29) je prostredníctvom *HDP* označený hrubý domáci produkt, *POP* celková populácia, *ZC* počet zamestnancov a prostredníctvom *PRAC.POP* ekonomicky aktívna populácia. Vzhľadom na to, že samotná komisia uvádza, že tretí faktor (*PRAC.POP/POP*), ktorý sa zvykne nazývať miera závislosti (Gardiner, 2003), má len veľmi nízky podiel na vývoji HDP, boli posledné dva členy spätne agregované do jedného člena (*ZC/POP*) nazvaného „miera zapojenia populácie na trhu práce“:

$$\frac{HDP}{POP} = \frac{HDP}{ZC} \cdot \frac{ZC}{POP} \quad (30)$$

Pre vysvetlenie variability regionálneho HDP voči priemeru Európskej únie boli v modeli okrem indikátorov pravej strany vzťahu (30) ako vysvetľujúce premenné použité aj hrubé výdavky na výskum a vývoj (*HVVV*), tvorba hrubého fixného kapitálu (*THFK*)

a čistý disponibilný dôchodok domácností (*CDDD*). Ako ukazovateľ zisku podnikateľov bol použitý hrubý prevádzkový prebytok (*HPP*).

Keďže ostatné premenné zahrnuté v modeli sú vyjadrené v jednotkách na osobu, aj doplnené premenné, ktoré sú uvedené vyššie, boli predelené premennými vyjadrujúcimi relevantný počet osôb. Ako premenné vyjadrujúce počet osôb boli použité celková populácia (*POP*), počet zamestnancov (*ZC*), počet samostatne zárobkovo činných osôb (*ZL*) a súčet zamestnancov a samostatne zárobkovo činných osôb, teda celková zamestnanosť (*CZ*). Miera zapojenia populácie bola na rozdiel od vzťahu (30) vyjadrená ako podiel celkovej zamestnanosti a celkovej populácie (*CZ/POP*).

Ďalej je možné predpokladať, že jednotlivé premenné majú rozdielny vplyv na relatívnu regionálnu konkurencieschopnosť, čo bolo zohľadnené v rozdielnej hodnote exponentu pre každú premennú, ktoré boli odhadované ako parametre modelu. Pri dodatočných predpokladoch o fixných efektoch pre jednotlivé regióny a o exponenciálnej náhodnej zložke s normálnym rozdelením má modifikovaný model konkurencieschopnosti nasledujúcu podobu:

$$\frac{HDP_{i,t}}{HDP_{EU27,t}} = e^{\beta_0} \cdot \left(\frac{THFK_{i,t}}{ZC_{i,t}}\right)^{\beta_1} \cdot \left(\frac{HPP_{i,t}}{ZL_{i,t}}\right)^{\beta_2} \cdot \left(\frac{HVVV_{i,t}}{POP_{i,t}}\right)^{\beta_3} \cdot \left(\frac{CDDD_{i,t}}{ZC_{i,t}}\right)^{\beta_4} \cdot \left(\frac{CZ_{i,t}}{POP_{i,t}}\right)^{\beta_5} \cdot PP_{i,t}^{\beta_6} \cdot \prod_{i=1}^N D_i^{\alpha_i} \cdot e^{\varepsilon_{i,t}} \quad (31)$$

V modeli (31) predstavuje premenná *HDP* hrubý domáci produkt na obyvateľa skúmaných *N* regiónov Slovenska, pre konkrétny región označovaný dolným indexom *i* a v prípade priemeru regiónov Európskej únie dolným indexom *EU27*. Premenná *THFK/ZC* predstavuje priemerné investície na zamestnanca, premenná *HPP/ZL* hrubý prevádzkový prebytok na samostatne zárobkovo činnú osobu, *HVVV/POP* hrubé výdavky na výskum a vývoj na obyvateľa, *CDDD/ZC* predstavuje disponibilný dôchodok na zamestnanca, *CZ/POP* predstavuje celkovú zamestnanosť na populáciu, ktorá bola považovaná za lepší indikátor zapojenia populácie ako len počet zamestnancov na populáciu, ktorý by mohol vychádzať z uvedenej dezagregácie (30), premenná *PP* predstavuje produktivitu práce, ktorá je vypočítaná ako podiel celkového regionálneho HDP na počet zamestnancov *ZC* a *D* je umelá premenná ktorá nadobúda hodnotu základu prirodzeného logaritmu (*e*) pre skúmaný *i*-ty región a hodnotu nula v ostatných prípadoch.

Ďalej v modeli predstavujú parametre  $\beta$  neznáme hodnoty elasticity vysvetľovanej premennej voči zmene príslušnej vysvetľujúcej premennej, a parametre  $\alpha$  fixného hodnoty jednotlivých regiónov. Prostredníctvom  $\varepsilon_{i,t}$  je označená hodnota náhodnej zložky pre  $i$ -tu prierezovú jednotku a  $t$ -te časové obdobie.

Z hľadiska postupu bolo vhodnejšie odhadovať parametre logaritmickej transformácie modelu (31) pre osem regiónov Slovenska ( $N = 8$ ) na úrovni NUTS 3, teda kraje, ktorá je uvedená nižšie ako model (32):

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{HDP_{i,t}}{HDP_{EU27,t}}\right) = & \beta + \beta_1 \ln\left(\frac{THFK_{i,t}}{CZ_{i,t}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{HPP_{i,t}}{ZL_{i,t}}\right) + \\ & + \beta_3 \ln\left(\frac{HVVV_{i,t}}{POP_{i,t}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{CDDD_{i,t}}{ZC_{i,t}}\right) + \\ & + \beta_5 \ln\left(\frac{CZ_{i,t}}{POP_{i,t}}\right) + \beta_6 \ln(PP_{i,t}) + \\ & + \alpha_1 \ln(D_1) + \dots + \alpha_8 \ln(D_8) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (32)$$

Kde umelé premenné  $D_1$  až  $D_8$  zodpovedajú ôsmim krajom Slovenska, podľa poradia v akom sú uvedené v časti 3.3. Základným rozdielom modifikovaného modelu konkurencieschopnosti oproti pôvodnému modelu konkurencieschopnosti je, že prezentovaný model využíva ako ukazovateľ konkurencieschopnosti vysvetľovanú premennú, ktorou je relatívna produktivita voči priemeru EU. Fixné efekty z tohto hľadiska predstavujú len nevysvetlenú časť variability, pričom im nebol prikladaný hlbší význam. Model ďalej vychádza z dezagregácie HDP na obyvateľa, čím získava na prirodzenej interpretateľnosti, pričom ostatné faktory, ktoré boli do modelu doplnené ako relatívne ukazovatele k počtu osôb, predstavujú modifikátory uvedeného dezagregovaného HDP na obyvateľa vo vzťahu k priemeru Európskej únie.

Uvedený model konkurencieschopnosti by mal teda vysvetľovať konkurenčné postavenie regiónov voči regiónom EU, čo je možné interpretovať ako „vonkajšiu“ konkurencieschopnosť, teda konkurencieschopnosť vo vzťahu k zahraničiu. Rovnaké faktory však môžu v inej miere ovplyvňovať konkurencieschopnosť regiónov v rámci Slovenska, ktorá bola interpretovaná ako „vnútorná“ konkurencieschopnosť, teda konkurencieschopnosť vo vzťahu k regiónom v rámci tej istej krajiny.

Alternatívne bola preto v rámci práce odhadovaná špecifikácia, ktorá pre vysvetľovanú premennú vyžívala ukazovateľ HDP na obyvateľa Slovenska ( $HDP_{SK}$ ) namiesto priemerného HDP na obyvateľa pre regióny Európskej únie na úrovni NUTS 3 ( $HDP_{EU27}$ ), čo značne zmenilo interpretačnú schopnosť parametrov modelu. Základ alternatívnej špecifikácie je uvedený nižšie:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{HDP_{i,t}}{HDP_{SK,t}}\right) = & \beta + \beta_1 \ln\left(\frac{THFK_{i,t}}{CZ_{i,t}}\right) + \beta_2 \ln\left(\frac{HPP_{i,t}}{ZL_{i,t}}\right) + \\ & + \beta_3 \ln\left(\frac{HVVV_{i,t}}{POP_{i,t}}\right) + \beta_4 \ln\left(\frac{CDDD_{i,t}}{ZC_{i,t}}\right) + \\ & + \beta_5 \ln\left(\frac{CZ_{i,t}}{POP_{i,t}}\right) + \beta_6 \ln(PP_{i,t}) + \\ & + \alpha_1 \ln(D_1) + \dots + \alpha_8 \ln(D_8) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (33)$$

V dôsledku odhadu na základe panelových dát pre regióny Slovenska, ktorých časový rozmer je značnej dĺžky, sa zdá byť opodstatnené zaoberať sa stacionaritou a nestacionaritou použitých časových radov prierezových jednotiek (panelových dát). Odhad regresie použitím nestacionárnych časových radov by mohol mať za následok odhad so štatisticky vysokou vysvetľovacou schopnosťou aj v prípade, že časové rady spolu nesúvisia. Uvedený fenomén sa zvykne nazývať ako „nepravá regresia“ (Verbeek, 2004).

V rámci práce bola snaha otestovať jednotlivé panelové dáta reprezentujúce vysvetľovanú a vysvetľujúce premenné použitím panelových testov jednotkového koreňa. Konkrétne bol použitý Levinov, Linov a Chuov (2002) (LLC) test a Maddalová a Wuová (1999) panelová verzia rozšíreného Dickeyho-Fullerovho (ADF) testu. Sila uvedených testov pre 5% nominálnu veľkosť<sup>15</sup> je však pre panel menšieho rozmeru (8 prierezových jednotiek a 15 časových období) veľmi nízka. V prípade LLC testu bola jeho sila odhadnutá pre 1 prierezovú jednotku a 25 časových období na 0,08 v prípade zakomponovania fixných efektov, alebo fixných efektov a trendov pre prierezové jednotky, a pre 10 prierezových jednotiek a 25 časových období na 0,22 v prípade zakomponovania

<sup>15</sup> Pre viacej informácií pozri Levin, Lin a Chu (2002) alebo Hoang a McNown (2004).

fixných efektov a 0,16 v prípade zakomponovania fixných efektov a trendov pre prierezové jednotky (Levin, et al., 2002).

Sila panelovej verzie ADF testu sa pohybuje okolo 0,06 pre 5 prierezových jednotiek a 10 časových období a 0,16 pre 10 prierezových jednotiek a 25 časových období pri predpoklade neexistencie časovej a prierezovej autokorelácie (Hoang a McNown, 2004). Na základe nízkej spoľahlivosti testov neboli výsledky pre použité panelové dáta považované za relevantné. Napriek tomu je však odhad vystavený riziku nepravej regresie.

Uvedený model (32), a následne aj model (33), boli v dôsledku zabezpečenia stacionarity upravené vytvorením prvých časových diferencií panelových dát. Konečný tvar regionálneho modelu pre prvé diferencie<sup>16</sup>, je uvedený nižšie ako vzťah (34):

$$\begin{aligned} \Delta \ln \left( \frac{HDP_{i,t}}{HDP_{EU27,t}} \right) = & \beta_1 \Delta \ln \left( \frac{THFK_{i,t}}{CZ_{i,t}} \right) + \beta_2 \Delta \ln \left( \frac{HPP_{i,t}}{ZL_{i,t}} \right) + \\ & + \beta_3 \Delta \ln \left( \frac{HVVV_{i,t}}{POP_{i,t}} \right) + \beta_4 \Delta \ln \left( \frac{CDDD_{i,t}}{ZC_{i,t}} \right) + \beta_5 \Delta \ln \left( \frac{CZ_{i,t}}{POP_{i,t}} \right) + \\ & + \beta_6 \Delta \ln(PP_{i,t}) + v_{i,t} \end{aligned} \quad (34)$$

Respektíve vzťah (35) pre alternatívnu špecifikáciu zohľadňujúcu HDP na obyvateľa Slovenska:

$$\begin{aligned} \Delta \ln \left( \frac{HDP_{i,t}}{HDP_{SK,t}} \right) = & \beta_1 \Delta \ln \left( \frac{THFK_{i,t}}{CZ_{i,t}} \right) + \beta_2 \Delta \ln \left( \frac{HPP_{i,t}}{ZL_{i,t}} \right) + \\ & + \beta_3 \Delta \ln \left( \frac{HVVV_{i,t}}{POP_{i,t}} \right) + \beta_4 \Delta \ln \left( \frac{CDDD_{i,t}}{ZC_{i,t}} \right) + \beta_5 \Delta \ln \left( \frac{CZ_{i,t}}{POP_{i,t}} \right) + \\ & + \beta_6 \Delta \ln(PP_{i,t}) + v_{i,t} \end{aligned} \quad (35)$$

Diferenciáciou sa pôvodný model fixných efektov (2b) transformoval na spojený model panelových dát (2a). Rovnako v modeli už nevystupuje náhodná zložka  $\varepsilon_{i,t}$ , ale  $v_{i,t}$ , ktorá je autokorelovaná prvého rádu v prípade, že pôvodná náhodná zložka nebola

<sup>16</sup> Pri úprave sa predpokladalo, že absolútne členy, jednotlivé fixné efekty ako aj prislúchajúce umelé premenné, prostredníctvom ktorých sú jednotlivé fixné efekty odhadované, sa v čase nemenia. Po diferenciacii dvoch po sebe nasledujúcich pozorovaní sa tak absolútne členy, umelé premenné a fixné efekty navzájom znegujú.



autokorelovaná, alebo autokorelovaná vyššieho rádu ako pôvodná náhodná zložka, ak táto bola autokorelovaná, ako je možné vidieť zo vzťahu (36):

$$v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-1} \quad (36)$$

Ekonometrický model v takejto podobe je známy aj ako estimátor prvých diferencií (FD) modelov panelových dát, ktorého odhad poskytuje ekvivalentné hodnoty parametrov pre v čase sa meniace premenné, ako odhad prostredníctvom LSDV metódy pre časový rozmer menší ako tri obdobia (Wooldridge 2002, 2012). Vzhľadom na možnú nestacionaritu použitých panelových dát je vhodnejšie použiť FD estimátor, aj keď môže poskytovať odhady odlišné od LSDV metódy, ako uvádza Wooldridge (2002, 2012).

#### 4.2.2 Odhady parametrov modifikovaného modelu konkurencieschopnosti

Vzhľadom na fakt, že panelové dáta tvoriace vysvetľovanú premennú predstavujú zároveň aj zdroje niektorých vysvetľujúcich premenných, bolo predpokladané, že v modeli sú vysvetľujúce premenné endogénne (ďalej len „problém endogenity“). Dodatočne boli zdrojmi takmer všetkých premenných národné účty, čo môže v prípade skreslenia štatistických údajov byť ďalším zdrojom endogenity. Ako spôsob riešenia skreslenia vyplývajúceho z endogénnych regresorov bola implementovaná metóda inštrumentálnych premenných odhadom cez dvojstupňovú metódu najmenších štvorcov (2SLS).

Prvotným zdrojom inštrumentov boli ďalšie panelové dáta, konkrétne ukazovateľ približného vývoja celkových tržieb (*TRZ*), vypočítaný na základe panelových dát tržieb dostupných odvetví na regionálnej úrovni, ktorý slúži ako inštrument pre hrubý prevádzkový prebytok (*HPP*). Ďalej tržby v sektore stavebníctva (*TRZSTAV*) ako inštrument pre tvorbu hrubého fixného kapitálu (*THFK*), počet výchovných a vzdelávacích podujatí (*VVP*) ako inštrument pre hrubé výdavky na výskum a vývoj na obyvateľa (*HVVV/POP*), miera nezamestnanosti (*UR*) ako inštrument pre celkovú zamestnanosť k populácii (*CZ/POP*), pomer kompenzácií zamestnancov k počtu zamestnancov (*CMOZ/ZC*) ako inštrument pre produktivitu práce (*PP*) a celkový príjem domácností zo sociálnych dávok (*CPSD*) ako inštrument pre čistý disponibilný príjem domácností (*CDDD*).

Vzhľadom na obmedzený rozsah panelových dát na regionálnej úrovni majú uvedené inštrumenty v tvare diferencií logaritmov prienik len pre obdobie 2003-2010.

Použitím uvedených inštrumentov (ďalej označované len ako prirodzené inštrumenty) teda nebola využitá značná časť pozorovaní, dostupných pre pôvodné vysvetľujúce premenné (56 pozorovaní). Pre využitie aj tohto rozsahu pozorovaní boli pre pôvodné vysvetľujúce premenné vytvorené takzvané syntetické inštrumenty použitím Bartlettovej (1949) metódy troch skupín.

Na základe uvedenej metódy sa vytvorí inštrumentálna premenná podľa pôvodnej vysvetľujúcej premennej, zoradením prierezových jednotiek pre každé obdobie. V každom období bola následne priradená hornej tretine pozorovaní hodnota 1, strednej tretine hodnota 0 a dolnej tretine hodnota -1. Keďže počet prierezových jednotiek (regiónov) nie je deliteľný číslom tri, využila sa distribúcia hodnôt na základe rozdelenia 3:2:3, aby sa dosiahla symetria pre každé obdobie. Uvedený spôsob generovania inštrumentov v rozsahu pôvodných vysvetľujúcich premenných sa stal pomerne často využívaným v oblasti regionálnej a priestorovej analýzy (pozri napríklad Fingleton 2003, Artis et al. 2011, Le Gallo a Páez 2013).

Nedostatkom inštrumentov generovaných Bartlettovou metódou troch skupín (ďalej len inštrumenty troch skupín) je, že nemusia úplne odstrániť endogénnosť pôvodných vysvetľujúcich premenných a teda iba znižujú potenciálne skreslenie výsledkov (Fingleton a Le Gallo, 2007). Pre overenie robustnosti získaných výsledkov boli teda ešte použité syntetické inštrumenty generované na základe metódy Le Gallo a Páeza (2013). Uvedená metóda využíva upravenú maticu susednosti regiónov, na základe ktorej generuje inštrumentálne premenné (ďalej označované len ako syntetické priestorové inštrumenty).

Ako bolo uvedené vyššie, v dôsledku použitia FD estimátora sa predpokladá, že prierezové fixné efekty sa navzájom znegujú, čo je dôvod, prečo neboli zahrnuté do modelu. V dôsledku uvedeného estimátora je však vysoko pravdepodobné, že reziduály budú časovo autokorelované, tak ako naznačuje vzťah (38). Prítomnosť autokorelácie v odhade bola testovaná prostredníctvom Bhargavaovej, Franiziniho a Narendranathanovej (1982)  $d_p$  štatistiky, ktorá predstavuje test Durbinovho-Watsonov typu. Keďže kritické hodnoty sú pre uvedenú štatistiku dostupné len pre panelové dáta v štruktúre 50 prierezových jednotiek a 10 časových období bola autokorelácia ďalej testovaná prostredníctvom Wooldridgeovej (2012) testovacej štatistiky pre model v prvých diferenciách (W-FD) a pre odhad na základe 2SLS (W-2SLS). V prípade, že reziduály

odhadu vykazovali prítomnosť autokorelácie prvého rádu, boli použité v dostatočnom množstve autoregresné členy, aby bolo možné odstrániť autokoreláciu prvého rádu.

Pre otestovanie časovej heteroskedasticity bola použitá Wooldridgeova (2002) modifikácia Whiteovho a Breuschovho-Paganovho testu (W/BP). Pre dodatočné otestovanie prierezovej heteroskedasticity bol použitý test podľa Greena (Baum, 2001) a pre otestovanie sériovej korelácie medzi prierezovými jednotkami bol použitý Breuschov-Paganov test (BP) pôvodne zostrojený pre modely SUR (Baum, 2001). V prípade potvrdenia prierezovej heteroskedasticity a sériovej korelácie prierezových jednotiek bol použitý odhad štandardných odchýlok parametrov Whiteovho typu (Quantitative Micro Software, 2007).

Bol teda nasledovaný postup podľa Becka a Katza (1995), ktorí odporúčajú pri prípadoch prítomnosti autokorelácie a heteroskedasticity rozdielného charakteru použiť odhad prostredníctvom súčasného použitia robustných štandardných odchýlok parametrov pre zohľadnenie heteroskedasticity a aplikáciu váh (v prípade vykonanej analýzy boli použité autoregresné členy) pre odstránenie autokorelácie.

V dôsledku väčšieho množstva odhadov v porovnaní s predchádzajúcim modelom konkurencieschopnosti, neboli jednotlivé testy komentované. Výsledky testov však boli v procese odhadu zohľadňované, pričom hodnoty testovacích štatistík sú uvedené v prílohe. Na základe testovacej štatistiky prepočítanej na pravdepodobnostnú hodnotu je možné určiť, či bol test štatisticky významný na zvolenej hladine  $\alpha = 0,05$  a v prípade identifikácie autokorelácie alebo heteroskedasticity boli vykonané vyššie uvedené kroky pre ich riešenie.

### **Odhad pre vonkajšiu konkurencieschopnosť prostredníctvom viacerých variantov inštrumentov**

Pre vyhodnotenie vonkajšej konkurencieschopnosti Slovenska bol odhadnutý model (32) prostredníctvom estimátora prvých diferencií (FD), ktorý mal pre konkrétny model podobu vzťahu (34), pričom pre odhad bola použitá jednoduchá metóda najmenších štvorcov (OLS) a dvojstupňová metóda najmenších štvorcov (2SLS).

Výsledné odhady pre FD-OLS s prípadným použitím autoregresných členov pre odstránenie časovej autokorelácie a robustných štandardných odchýlok v prípade prierezovej autokorelácie a heteroskedasticity, a FD-2SLS s prípadným použitím váh pre

odstránenie časovej autokorelácie a robustných štandardných odchýlok v prípade prierezovej autokorelácie a heteroskedasticity pre tri opísané varianty inštrumentov sú uvedené nižšie v tabuľke 6.

**Tabuľka 6: Odhad upraveného modelu konkurencieschopnosti (32) pre regióny Slovenska voči regiónom EU27 prostredníctvom estimátora prvých diferencií (34), označovaného ako „FD“, a jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) alebo dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS) pre obdobie 2003-2010.**

	FD-OLS	FD-2SLS – Prirodzené inštrumenty	FD-2SLS – Inštrumenty troch skupín	FD-2SLS – Syntetické priestorové inštrumenty
Konštanta	0,007871 (0,008657)	0,005924 (0,016721)	-0,020975 (0,014298)	0,015448 (0,010449)
$\Delta \ln[HPP_{i,t}/ZL_{i,t}]$	-0,064730 (0,081076)	-0,043562 (0,109629)	0,077975 ** (0,035617)	-0,064753 (0,113785)
$\Delta \ln[THFK_{i,t}/CZ_{i,t}]$	-0,080836 ** (0,036987)	-0,100763 (0,086864)	0,016284 ** (0,007657)	-0,129652 ** (0,051534)
$\Delta \ln[HVVV_{i,t}/POP_{i,t}]$	-0,007720 (0,013180)	-0,039007 * (0,022162)	-0,000070 (0,004613)	-0,036732 (0,033339)
$\Delta \ln[CDDD_{i,t}/ZC_{i,t}]$	-0,280259 *** (0,078317)	-0,139613 (0,129006)	-0,098198 * (0,055164)	-0,378806 ** (0,148083)
$\Delta \ln[CZ_{i,t}/POP_{i,t}]$	0,906810 *** (0,152009)	1,007673 *** (0,276713)	1,014621 *** (0,026873)	1,158824 *** (0,375445)
$\Delta \ln[PP_{i,t}]$	0,844209 *** (0,082629)	0,733023 *** (0,210923)	0,952140 *** (0,026618)	0,857512 *** (0,053175)
Počet pozorovaní	64	64	64	64
$R^2$	0,846200	0,811324	0,554860	0,795979
$\bar{R}^2$	0,826975	0,787740	0,508003	0,770476

**Zdroj:** Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

**Poznámky:** Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Pred interpretáciou výsledkov je z hľadiska štatistickej verifikácie nutné poukázať na výsledky Jarqueovho-Beraovho testu (prílohy Odhad 3-6), ktorý spomedzi všetkých odhadov uvedených v tabuľke 6 zamietol normalitu len pre odhad na základe inštrumentov troch skupín (prílohy Odhad 5). Uvedený odhad nie je preto možné posúdiť ani z hľadiska relevantnosti uvedených inštrumentov a ani z hľadiska spoľahlivosti získaných parametrov. Preto sa ďalšia analýza sústreďuje len na ostatné tri odhady, ktorých reziduály vykazujú normálne rozdelenie.

Uvedené odhady (prílohy Odhad 3-6) boli testované prostredníctvom Hausmanovho (1978) testu, ktorý zamietol exogénnosť vysvetľujúcich premenných pre všetky varianty použitých inštrumentov. Dodatočne boli dvojice variantov

inštrumentálnych premenných spojené do preidentifikovaných odhadov, ktoré bolo možné otestovať prostredníctvom Sarganovho (1958) testu pre prítomnosť „slabých“ inštrumentov.

Celkovo boli vykonané tri párové testy (prílohy Odhad 7-9) a test bol aplikovaný aj na odhad, ktorý súčasne využíval všetky tri varianty inštrumentálnych premenných (prílohy Odhad 10), no v dôsledku vysokého stupňa multikolinearity v pomocnej regresii nebolo možné testovaciu štatistiku vypočítať.

Na základe výsledkov robustného Sarganovho testu obsahujú odhady, ktoré využívajú inštrumenty troch skupín (prílohy odhad 7 a 9) slabé inštrumenty. Keďže pre odhad, ktorý nevyužíval inštrumenty troch skupín (prílohy odhad 8) Sarganov test nezamietol platnosť inštrumentov, boli inštrumenty troch skupín považované za slabé inštrumenty a prirodzené a syntetické priestorové inštrumenty za silné a teda platné inštrumenty.

### **Odhad pre vonkajšiu konkurencieschopnosť prostredníctvom syntetických inštrumentov**

Vzhľadom na uvedené komplikácie pri použití prirodzených inštrumentov, bol uvedený model odhadnutý ešte raz použitím len syntetických priestorových inštrumentov, ktoré boli považované na základe výsledkov Sarganovho testu za platné. Touto cestou bolo možné využiť všetkých 112 dostupných pozorovaní, z ktorých 56 bolo vyradených v prípade predchádzajúcich odhadov v dôsledku nedostatočného rozsahu dát pre prirodzené inštrumenty. Výsledky odhadu pre uvedený model (34) sú prezentované v tabuľke 7 na nasledujúcej strane.

Tabuľka 7: Odhad upraveného modelu konkurencieschopnosti (32) pre regióny Slovenska voči regiónom EU27 prostredníctvom estimátora prvých diferencií (34), označovaného ako „FD“, a jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) alebo dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS) pre obdobie 1997-2010.

	FD-OLS		FD-2SLS – Syntetické priestorové inštrumenty	
Konštanta	0,000773 (0,013376)		0,004862 (0,008903)	
$\Delta \ln[HPP_{i,t}/ZL_{i,t}]$	0,045444 * (0,025593)		0,056389 (0,034188)	
$\Delta \ln[THFK_{i,t}/CZ_{i,t}]$	-0,056958 ** (0,023842)		-0,124364 *** (0,047215)	
$\Delta \ln[HVVV_{i,t}/POP_{i,t}]$	-0,006634 (0,009355)		-0,031390 (0,020491)	
$\Delta \ln[CDDD_{i,t}/ZC_{i,t}]$	-0,134440 (0,114621)		-0,173293 (0,122139)	
$\Delta \ln[CZ_{i,t}/POP_{i,t}]$	0,672087 *** (0,122224)		0,829741 *** (0,180785)	
$\Delta \ln[PP_{i,t}]$	0,777618 *** (0,085075)		0,796233 *** (0,076843)	
Počet pozorovaní	112		96	
$R^2$	0,788688		0,797669	
$\bar{R}^2$	0,776613		0,779064	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Inštrumenty troch skupín však boli opätovne využité pre zaistenie preidentifikovaného odhadu (prílohy Odhad 13), ktorý umožňuje otestovať platnosť inštrumentov prostredníctvom Sarganovho testu aj pre 112 pozorovaní. Test však opätovne potvrdil, že odhad obsahuje slabé inštrumenty. Preto bol spochybnený aj výsledok Hausmanovho testu, ktorý pre preidentifikovaný odhad (prílohy Odhad 13) naznačoval, že vysvetľujúce premenné sú exogénne.

Hausmanov test pre odhad uvedený v tabuľke 7 vyžívajúci syntetické priestorové inštrumenty, ktoré boli považované za platné na základe predošlých testov, tiež zamietol exogénnosť vysvetľujúcich premenných (príloha Odhad 12).

### Interpretácia výsledkov odhadov pre vonkajšiu konkurencieschopnosť regiónov Slovenska

Vzhľadom na výsledky Hausmanovho testu, boli ďalej interpretované len výsledky pre odhad na základe syntetických priestorových inštrumentov uvedený v tabuľke 7. Pri

interpretácii bola venovaná prioritná pozornosť parametrom, ktoré sú v tomto odhade štatisticky významné a až potom boli analyzované parametre, ktoré boli štatisticky nevýznamné, pričom bolo v rámci analýzy prihliadané aj na výsledky predchádzajúcich odhadov pre 64 pozorovaní (Tabuľka 6).

Keďže model sa čiastočne zakladá na dezagregácii HDP na obyvateľa, je možné očakávať, že premenné, ktoré pochádzajú z uvedenej dezagregácie budú nadobúdať hodnoty parametrov elasticity blízke jednej. Z hľadiska ekonomickej interpretácie je zaujímavé, že bola prisúdená vyššia elasticita premennej zapojenia práce (*CZ/POP*) než produktivite práce (*PP*). Uvedená premenná zapojenia práce (*CZ/POP*) je tak premennou s najväčším individuálnym efektom na regionálnu konkurencieschopnosť, pričom je štatisticky významná.

Možným dôvodom vyššieho vplyvu zapojenia práce (*CZ/POP*) ako produktivity práce (*HDP/ZC*) je jej relatívne nízka hodnota v podmienkach Slovenska, ktorá v prípade percentuálneho zvýšenia spôsobí väčšiu reakciu regionálnej konkurencieschopnosti, než aká by nastala v prípade zvyšovania produktivity práce. Európska komisia uvádza, že regióny západnej Európy výrazne zaostávali za regiónmi USA pri zvyšovaní HDP na obyvateľa prostredníctvom zvyšovania zamestnanosti. Je teda možné očakávať, že v prípade Slovenska by bolo možné evidovať podobné zaostávanie za regiónmi Európskej únie.

Druhá najväčšia reakcia regionálnej konkurencieschopnosti plynie zo zmeny produktivity práce (*PP*), ktorá je podľa odhadov modelov štatisticky významná. Na základe odhadnutého parametra by percentuálna zmena produktivity práce viedla k nižšej zmene konkurencieschopnosti.

Tretí a posledný štatisticky významný parameter elasticity z hľadiska absolútnej veľkosti bol identifikovaný pre premennej tvorby hrubého fixného kapitálu na celkovú zamestnanosť (*THFK/CZ*). Hodnota uvedeného parametra je na rozdiel od predchádzajúcich záporná, čo naznačuje, že zvyšovaním tvorby hrubého fixného kapitálu na jednu zamestnanú osobu klesá konkurencieschopnosť slovenských regiónov voči priemeru regiónov Európskej únie. Absolútna hodnota uvedeného parametra je podstatne nižšia ako predchádzajúce, no napriek tomu je možné predpokladať, že významným spôsobom ovplyvňuje konkurencieschopnosť Slovenska.

Spomedzi parametrov, ktoré boli pre odhad v tabuľke 7 štatisticky nevýznamné je v absolútnej hodnote najväčší parameter pri premennej čistého disponibilného dôchodku na jedného zamestnanca (*CDDD/ZC*). Hodnota uvedeného parametra je však opäť záporná a rovnako bola záporná pre všetky odhady na základe 64 pozorovaní uvedené v tabuľke 6. Parameter však bol na základe uvedených odhadov v tabuľke 7 štatisticky významný pri použití jednoduchej metódy najmenších štvorcov a syntetických inštrumentov pre dvojstupňovú metódu najmenších štvorcov, ktoré boli identifikované ako platné na základe Sarganovho testu. Keďže výsledky sú z tohto hľadiska nejednoznačné, premenná bola ďalej opisovaná ako faktor, ktorý potenciálne ovplyvňuje regionálnu konkurencieschopnosť.

Druhým najväčším štatisticky nevýznamným parametrom v absolútnej hodnote je parameter elasticity pre hospodársky prebytok na jedného samozamestnanca (*HPP/ZL*). Odhad uvedeného parametra bol rovnako štatisticky nevýznamný aj pre 64 pozorovaní (Tabuľka 6) okrem prípadu, kedy boli pre dvojstupňovú metódu najmenších štvorcov použité inštrumenty troch skupín. Vzhľadom na štatistickú verifikáciu modelu (príloha Odhad 5) nie je možné test štatistickej významnosti považovať za relevantný, keďže rozdelenie reziduálov bolo štatisticky významne odlišné od normálneho.

Posledný štatisticky nevýznamný parameter je pri výdavkoch na výskum a vývoj na obyvateľa (*HVVV/POP*), ktorý bol vyhodnotený ako štatisticky nevýznamný aj pre všetky ostatné odhady (Tabuľka 7) bez ohľadu na metódu odhadu, charakter inštrumentov alebo počet pozorovaní použitých pre odhad.

Na základe výsledkov uvedených v tabuľke 7 je teda možné konštatovať, že slovenské regióny boli počas sledovaného obdobia konkurencieschopné voči regiónom Európskej únie (alebo zaostávali za nimi) najmä v dôsledku (nedostatku) vyššej angažovanosti populácie na trhu práce, vyššej produktivity práce a nižšej investičnej náročnosti na jednu zamestnanú alebo samozamestnanú osobu. Uvedené faktory tak predstavujú determinanty regionálnej konkurencieschopnosti pre slovenské regióny v porovnaní s regiónmi Európskej únie počas sledovaného obdobia 1997-2010.

V prípade prvotných odhadov v tabuľke 6, ktoré zohľadňujú len roky 2003-2010, pribudol k už uvedeným faktorom disponibilný dôchodok na zamestnanca, na základe ktorého boli slovenské regióny konkurencieschopnejšie oproti regiónom EU, keď hodnota disponibilného dôchodku na jedného zamestnanca bola nízka. Keďže tento potenciálny



faktor sa prejavil počas obdobia, ktoré sprevádzalo vstup Slovenska do Európskej únie a následné členstvo v EU, je možné ho interpretovať ako faktor vyplývajúci zo začlenenia Slovenska do uvedeného nadnárodného celku.

Z hľadiska ekonomickej interpretácie sa však negatívne vplyvy faktorov investičnej náročnosti vstupu práce a disponibilného dôchodku na zamestnanca javia byť v rozpore s apriórnymi predpokladmi, ako aj s teóriou konkurencieschopnosti, ktorá uvádza, že jednou zo základných črt regionálnej konkurencieschopnosti je generovanie vysokého príjmu a životnej úrovne miestneho obyvateľstva.

Takéto predpoklady však vyplývajú z komplexného nahliadania na konkurencieschopnosť, ktoré vo všeobecnosti býva predmetom viackritériálnych metód. Regióny si tak konkurujú na celom spektre kritérií, pričom jednotlivé kritériá môžu zodpovedať súčasne viacerým druhom subjektov. Keďže, ako vysvetľovaná premenná bol použitý hrubý domáci produkt, tak uvedené komplexné nahliadanie na konkurencieschopnosť mohlo byť implicitne zúžené.

Napriek agregovanému charakteru hrubého domáceho produktu, ktorý v sebe na jednej strane zahŕňa spotrebu celého radu subjektov (napr. domácnosti, firmy, vláda) jeho tvorba je na druhej strane vždy spojená s produkčnou schopnosťou firiem, čo sa odráža aj v možnostiach jeho výpočtu. Preto je možné usudzovať, že konkurencieschopnosť opísaná modelmi (32) a (33) je konkurencieschopnosť jednotlivých regiónov vo vzťahu k podnikom.

Vo vzťahu k podnikom je následne možné zmysluplne interpretovať získané odhady parametrov investičnej náročnosti vstupu práce a disponibilného dôchodku na zamestnanca. Pre podnik je totiž možné predpokladať snahu minimalizovať dodatočné investície potrebné pre zachovanie určitej úrovne produktivity práce a tým pádom aj jednotkového zisku z vytvorenej produkcie. Podobne je možné zhodnotiť aj faktor disponibilného dôchodku na zamestnanca, ktorý sa dá v tejto súvislosti interpretovať ako priemerná cenová hladina práce v danom regióne.

Existuje niekoľko prác, ktoré v teoretickej rovine (Tanaka a Yamamoto, 2013), ale aj empirickej rovine (Arauzo-Carod 2005, Kronenberg 2013) poukazujú na možné negatívne dopady ceny práce na rozhodovanie o polohe firmy, ako aj o jej relokácii v prípade niektorých odvetví. Uvedené rozhodnutia môžu viesť k zníženiu objemu výroby,

a teda k zníženiu celkovej produktivity daného regiónu. Je totiž možné očakávať, že podniky sa budú snažiť znižovať mzdy ako súčasť svojich prevádzkových nákladov, čo môže viesť k zníženiu disponibilného dôchodku na danom území. Je zároveň možné predpokladať, že uvedený postup je pre podnik obzvlášť výnosný v prípade, že podnik nie je odkázaný na domáci dopyt z hľadiska odbytu svojej produkcie.

Vo vzťahu k podnikom je následne možné zhodnotiť aj ostatné premenné, ktoré boli identifikované ako štatisticky nevýznamné z hľadiska konkurencieschopnosti slovenských regiónov voči regiónom EU. O premennej hrubého prevádzkového prebytku na samozamestnanca (HPP/ZL) by bolo aj v prípade podnikov možné predpokladať, že jej efekt by mal byť významný. Hypoteticky by však jej nevýznamnosť mohla byť spôsobená väčšími podnikmi, ktoré dokážu optimalizovať svoj zisk z dôvodu minimalizácie daňového odvodu. Pre takéto podniky by tým pádom nemusela byť dôležitá výška vykazovaného zisku, ale produktivita v príslušnom regióne.

Ak podniky porovnávajú regióny Slovenska s ostatnými regiónmi Európskej únie, je možné predpokladať, že nebudú zohľadňovať domácu úroveň vedecko-technického pokroku, keďže tú sú schopné importovať. Preto sa zdá byť zmysluplné, že výdavky na výskum a vývoj nebudú mať vplyv na konkurencieschopnosť regiónu.

### **Odhad pre vnútornú konkurencieschopnosť prostredníctvom viacerých variantov inštrumentov**

Rovnako ako regiónom Slovenska konkurujú regióny Európskej únie, si regióny Slovenska konkurujú aj navzájom, preto bola analýza ďalej zúžená len na Slovensko prostredníctvom odhadu alternatívnej špecifikácie (35), v ktorej je závislou premennou podiel hrubého domáceho produktu na obyvateľa regiónu a hrubého domáceho produktu na obyvateľa Slovenska. Výsledky pre opísaný model sú uvedené v tabuľke 8 na nasledujúcej strane.

Tabuľka 8: Odhad upraveného modelu konkurencieschopnosti (33) skúmaného regiónu voči ostatným regiónom Slovenska prostredníctvom estimátora prvých diferencií (35), označovaného ako „FD“, a jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) alebo dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS) pre obdobie 2003-2010.

	FD-OLS	FD-2SLS – Prirodzené inštrumenty	FD-2SLS – Inštrumenty troch skupín	FD-2SLS – Syntetické priestorové inštrumenty	
Konštanta	-0,018851 (0,016062)	0,023935 (0,053522)	-0,07200 (0,02232)	*** -0,009462 (0,011432)	
$\Delta \ln[HPP_{i,t}/ZL_{i,t}]$	-0,016865 (0,049892)	0,331175 (0,360153)	0,07798 (0,03562)	** 0,133431 (0,085285)	
$\Delta \ln[THFK_{i,t}/CZ_{i,t}]$	-0,084635 (0,040289)	** 0,145291 (0,517393)	0,01628 (0,00766)	** -0,115922 (0,025079)	***
$\Delta \ln[HVVV_{i,t}/POP_{i,t}]$	0,007349 (0,015330)	-0,045321 (0,183418)	-0,00007 (0,00461)	-0,014510 (0,025657)	
$\Delta \ln[CDDD_{i,t}/ZC_{i,t}]$	-0,298625 (0,166626)	* -0,077181 (0,780336)	-0,09820 (0,05516)	* -0,275373 (0,206339)	
$\Delta \ln[CZ_{i,t}/POP_{i,t}]$	0,334847 (0,103338)	*** -0,548779 (0,995897)	1,01462 (0,02687)	*** 0,089115 (0,268870)	
$\Delta \ln[PP_{i,t}]$	0,540911 (0,152248)	*** -0,354095 (1,485718)	0,95214 (0,02662)	*** 0,384553 (0,127559)	***
Počet pozorovaní	64	64	64	64	
$R^2$	0,488838	-1,068503	-1,30185	0,374902	
$\bar{R}^2$	0,435032	-1,286240	-1,54415	0,296765	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Rovnako ako v prípade predchádzajúceho modelu bola opäť vykonaná štatistická verifikácia odhadov prezentovaných v tabuľke 8, ktorej výsledky sú uvedené v prílohe (Odhady 14-17). Na základe výsledkov Jarqueovho-Beraového testu bola zamietnutá hypotéza normálneho rozdelenia reziduálov pre odhad prostredníctvom prirodzených inštrumentov a inštrumentov troch skupín. V dôsledku tohto zistenia neboli výsledky pre uvedené dva odhady analyzované, nakoľko testy založené na predpoklade normálneho rozdelenia (t- a F-test) neboli platnými.

V rámci štatistickej verifikácie boli uvedené odhady testované prostredníctvom Hausmanovho testu pre overenie nutnosti použitia metódy inštrumentálnych premenných. Keďže Hausmanov test je tiež založený na Fisherovom rozdelení, bol test považovaný za relevantný len pre syntetické priestorové inštrumenty. Hausmanov test zamietol exogénnosť vysvetľujúcich premenných v prípade, že boli použité syntetické priestorové inštrumenty pre 64 pozorovaní. Vzhľadom na výsledky testu nebolo možné považovať odhady získané prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov za neskreslené.

Pre overenie platnosti zvolených inštrumentov bol opäť vykonaný Sarganov test prostredníctvom dodatočných odhadov, v ktorých boli naraz použité viaceré varianty inštrumentov pre zabezpečenie preidentifikovaného odhadu. V prípade odhadov, ktoré využívali dvojice variantov inštrumentálnych premenných (príloha Odhad 18-20), bola na základe Jarqueovho-Beraovho testu potvrdená normalita rozdelenia reziduálov len pri súčasnom použití prirodzených inštrumentov a syntetických priestorových inštrumentov (príloha Odhad 19). Sarganov test pre uvedený odhad nezamietol platnosť inštrumentov. Navyše Hausmanov test potvrdil endogénnosť vysvetľujúcich premenných aj v prípade uvedeného, preidentifikovaného odhadu.

Sarganovu štatistiku pre preidentifikovaný odhad, ktorý súčasne využíva všetky tri varianty inštrumentálnych premenných (príloha Odhad 21) opäť nebolo možné vypočítať z dôvodu vysokého stupňa multikolinearity v pomocnej regresii.

Na základe výsledkov Jarqueovho-Beraovho testu (prílohy Odhad 14-17) boli prirodzené inštrumenty a inštrumenty troch skupín považované za nevhodné pre odhad modelu (35) prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov. Výsledky Sarganovho (príloha Odhad 19) a Hausmanovho testu (príloha Odhad 17) na druhej strane potvrdili platnosť prirodzených inštrumentov a syntetických priestorových inštrumentov ako aj nutnosť odhadovať uvedený model prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov.

### **Odhad pre vnútornú konkurencieschopnosť prostredníctvom syntetických inštrumentov**

Keďže syntetické priestorové inštrumenty boli dostupné pre všetky pozorovania pôvodných vysvetľujúcich premenných bol model (35) odhadnutý opätovne iba prostredníctvom syntetických priestorových inštrumentov pre dostupné obdobie 1997-2010, teda 112-tich pozorovaniach. Výsledky odhadu sú uvedené v tabuľke 9, na nasledujúcej strane.

**Tabuľka 9: Odhad upraveného modelu konkurencieschopnosti (33) skúmaného regiónu voči ostatným regiónom Slovenska prostredníctvom estimátora prvých diferencií (35), označovaného ako „FD“, a jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) alebo dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS) pre obdobie 1997-2010.**

	FD-OLS		FD-2SLS – Syntetické priestorové inštrumenty	
Konštanta	-0,019372 (0,015275)		-0,007545 (0,012413)	
$\Delta \ln[HPP_{i,t}/ZL_{i,t}]$	0,004480 (0,024661)		0,025964 (0,030470)	
$\Delta \ln[THFK_{i,t}/CZ_{i,t}]$	-0,041071 (0,023559)	*	-0,046287 (0,016928)	***
$\Delta \ln[HVVV_{i,t}/POP_{i,t}]$	0,002692 (0,005734)		-0,003079 (0,014019)	
$\Delta \ln[CDDD_{i,t}/ZC_{i,t}]$	-0,271158 (0,095788)	***	-0,263847 (0,150616)	**
$\Delta \ln[CZ_{i,t}/POP_{i,t}]$	0,247121 (0,121504)	**	0,173231 (0,159363)	
$\Delta \ln[PP_{i,t}]$	0,512303 (0,137949)	***	0,358528 (0,102451)	***
Počet pozorovaní	112		112	
$R^2$	0,478488		0,413504	
$\bar{R}^2$	0,448687		0,379990	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Pre opätovné otestovanie platnosti syntetických priestorových inštrumentov pre rozšírenú vzorku pozorovaní bol vytvorený preidentifikovaný odhad, ktorý využíval súčasne syntetické priestorové inštrumenty a inštrumenty troch skupín (príloha Odhad 24). Na základe Jarqueovho-Beraovho testu však rozdelenie reziduálov pre uvedený odhad nebolo normálne. Preto výsledky Sarganovho testu pre uvedený odhad nie je možné považovať za relevantné.

Vzhľadom na výsledok Jarqueovho-Beraovho testu (príloha Odhad 22-23) nie je možné považovať za normálne distribuované reziduály ani pre jeden z odhadov uvedených v tabuľke 9. Nie je preto možné otestovať exogénnosť vysvetľujúcich premenných prostredníctvom Hausmanov testu, ani vykonať závery na základe F- alebo t-testov, keďže tie nie sú relevantné, ak nie je možné predpokladať normálne rozdelenie reziduálov.

## **Interpretácia výsledkov odhadov pre vnútornú konkurencieschopnosť regiónov Slovenska**

Z hľadiska ekonomickej verifikácie výsledkov bol teda ďalej analyzovaný len odhad prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov použitím syntetických priestorových inštrumentov pre 64 pozorovaní, ktorý je uvedený v tabuľke 8. Pre daný odhad je na 5% hladine významnosti štatisticky významný len parameter pri premennej tvorby hrubého fixného kapitálu na celkovú zamestnanosť ( $THFK/CZ$ ) a pri premennej produktivity práce ( $PP$ ).

V absolútnej hodnote má najväčší vplyv premenná produktivity práce. Jej efekt je pozitívny, čo zodpovedá apriórnym predpokladom, no z hľadiska výšky je značne nižší ako v prípade odhadu modelu (34) uvedeného v tabuľke 7, ktorý vo vysvetľujúcej premennej zohľadňuje aj ostatné regióny Európskej únie (parameter elasticity sa pohybuje približne na polovičných hodnotách v porovnaní s odhadom pre model (35)).

Podobne, ako v prípade odhadu modelu (34) bol odhadnutý parameter elasticity pre premennú tvorby hrubého fixného kapitálu na celkovú zamestnanosť, ktorá bola vyššie interpretovaná ako investičná náročnosť vstupu práce, negatívny. Pri prijatí predpokladu, že opisovaná konkurencieschopnosť je z hľadiska subjektu len voči firmám, je rovnako ako v prípade predchádzajúceho modelu (34) možné tvrdiť, že znamienko parametra vyhovuje teoretickým predpokladom.

Záporná hodnota tak opäť naznačuje, že z hľadiska podnikov, budú konkurencieschopnejšie regióny, v ktorých nie je potrebná tak vysoká investičná výstavba ako v prípade iných regiónov. Keďže hodnota uvedeného parametra je približne rovnaká, je možné predpokladať, že uvedené tvrdenie platí v rovnakej miere pre „vnútornú“ konkurencieschopnosť ako platí pre „vonkajšiu“ konkurencieschopnosť.

Polovičná hodnota parametra pri produktivite práce naznačuje, že konkurencieschopnosť vo vzťahu k zahraničiu je omnoho citlivejšia na zmenu v produktivite práce, ako keď sa konkurencieschopnosť zúži len na Slovensko. Tento fenomén je možné zdôvodniť väčším tlakom na produktivitu práce v zahraničí, keďže hypotetické zníženie produktivity práce by za inak nezmenených podmienok spôsobilo väčší relatívny prepád konkurencieschopnosti skúmaného regiónu voči zahraničiu, ako by bol prepád konkurencieschopnosti skúmaného regiónu voči ostatným regiónom v krajine.

Pri analyzovaní rozdielov vo vnímaní toho, čo determinuje konkurencieschopný región z pohľadu zahraničia a domácich subjektov, by nemala byť opomenutá štatistická nevýznamnosť čistého disponibilného dôchodku na zamestnanca (*CDDD/ZC*) a premennej celková zamestnanosť na celkovú populáciu (*CZ/POP*), ktorá bola interpretovaná ako zapojenie populácie na pracovnom trhu. Uvedené premenné boli štatisticky významné v prípade odhadov modelu (34), ale sú štatisticky nevýznamné pre odhad modelu (35), uvedený v tabuľke 8.

Nevýznamnosť disponibilného dôchodku na zamestnanca je zdôvodniteľná v prípade domácich subjektov, keďže tie chcú maximalizovať svoj príjem a je možné predpokladať, že sú vo väčšej miere závislé na domácom dopyte, ktorý je príjmom determinovaný. Nevýznamnosť zapojenia populácie na pracovnom trhu môže byť spôsobená neformálnymi vzťahmi medzi domácimi subjektmi, vďaka ktorým nie sú podniky odkázané len na aktívnych uchádzačov o prácu v prípade obsadzovania pracovnej pozície.

S ohľadom na malý počet štatisticky významných vysvetľujúcich premenných a relatívne nízku vysvetľujúcu schopnosť modelu (hodnota korigovaného koeficientu determinácie je menej ako polovica rovnakého koeficientu pre odhad modelu (34)) je možné konštatovať, že upravený model konkurencieschopnosti je vhodnejší pre opísanie konkurencieschopnosti slovenských regiónov vo vzťahu k zahraničiu, ako vo vzťahu k iným slovenským regiónom. Model (34) bol totiž konštruovaný na základe výsledkov Nevimu a Meleckého (2011), ktorí sa sústredili na vysvetlenie regionálnej konkurencieschopnosti vo vzťahu k priemeru regiónov EU25, z čoho vyplýva, že by model mal byť vhodný najmä pre vysvetlenie vonkajšej konkurencieschopnosti regiónov.

Môžu preto existovať ďalšie relevantné premenné, ktoré by boli vhodné pre opísanie konkurencieschopnosti regiónov voči ostatným slovenským regiónom, ale uvedené faktory zatiaľ neboli identifikované. Každopádne, je vzhľadom na použitie dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov riziko skreslenia odhadov z dôvodu vynechania relevantných vysvetľujúcich premenných minimalizované.

#### **Prínosy práce v rámci časti 4.2**

Prínosy uvedenej časti práce je, podobne ako v prípade predchádzajúcej časti, možné rozdeliť do niekoľkých rovín. Prvou rovinou je teoretická rovina, v rámci ktorej

bola počas analýzy rozlíšená konkurencieschopnosť regiónu podľa povahy regiónov, ktoré sú pre skúmaný región konkurenciou. Boli preto zadefinované dva nové pojmy a to „vnútorná“ konkurencieschopnosť regiónov a „vonkajšia“ konkurencieschopnosť regiónov. Keďže v rámci analýzy boli skúmané len regióny Slovenska, bola vnútornou konkurencieschopnosťou označovaná konkurencieschopnosť regiónov voči iným regiónom vo vnútri Slovenska, teda ako súčasť tej istej krajiny.

Vonkajšou konkurencieschopnosťou bola naopak označovaná konkurencieschopnosť skúmaného regiónu voči regiónom mimo Slovenska (ako regiónov za hranicami krajiny, ktorej je skúmaný región súčasťou), ktoré boli modelované prostredníctvom priemeru regiónov Európskej únie. Uvedené zúženie pojmu regionálnej konkurencieschopnosti tak umožňuje identifikovať rozdiely vo faktoroch vplyvujúcich na konkurencieschopnosť regiónu na národnej úrovni a na medzinárodnej úrovni, pričom môže slúžiť pre praktické prehlbovanie poznatkov o regiónoch.

Iným teoretickým prínosom uvedenej kapitoly je rozlíšenie regionálnej konkurencieschopnosti skúmaného regiónu z hľadiska subjektu, ktorého sa konkurencieschopnosť dotýka. V rámci kapitoly bola takýmto spôsobom zúžená regionálna konkurencieschopnosť, len na konkurencieschopnosť regiónov vo vzťahu k podnikom. Opísané spresnenie pojmu konkurencieschopnosti ako aj zaznamenanie jej prejavov ponúka nové možnosti z hľadiska interpretácie výsledkov odhadu.

Detailnejšie vymedzenia regionálnej konkurencieschopnosti tak poukazujú na široký rozsah uvedeného pojmu a zároveň naznačujú nutnosť jeho hlbšej špecifikácie pre relevantnejšiu analýzu. Vykonaná analýza tak načrtáva empirické zdôvodnenie pre ďalšie teoretické spresnenie regionálnej konkurencieschopnosti, ktoré môže zlepšiť jej chápanie z teoretického hľadiska ale aj poskytnúť nové možnosti z hľadiska empirickej analýzy.

Z hľadiska metodických prínosov práce prezentovaných v časti 4.2 je nutné upozorniť na modifikáciu modelu konkurencieschopnosti, ktorá vychádza z práce Nevimu a Meleckého (2011) a bola ďalej inšpirovaná analýzou pre Európsku komisie (1999). Opísaný modifikovaný model konkurencieschopnosti posúva dopredu empirickú analýzu v oblasti regionálnej konkurencieschopnosti, keďže v porovnaní s pôvodným modelom konkurencieschopnosti má jeho základ, ktorým je dezagregácia HDP na obyvateľa jednoznačnú ekonomickú interpretáciu. Ďalšie premenné, ktoré boli do modelu zavedené na základe pôvodného modelu, predstavujú faktory, ktoré ovplyvňujú produkčnú



schopnosť regiónu vo vzťahu k ostatným, konkurujúcim regiónom a tak vysvetľujú relatívnu produktivitu skúmaného regiónu. V prípade ďalšieho rozšírenia modelu o nové vysvetľujúce premenné by testovanie ďalších faktorov umožňovalo identifikáciu rozdielov v ich vplyve na vnútornú a vonkajšiu konkurencieschopnosť regiónu v rámci krajiny, ktoré sú uvedené vyššie.

Z metodologického hľadiska je prínosom analýzy dôraz na robustnosť výsledkov, ktorý môže slúžiť ako námet najlepšieho postupu (best practice) pre budúce analýzy, ktoré budú postavené na analýze panelových dát. Konkrétne bola venovaná pozornosť stacionarizácii dát, ktorú aj keď nebolo možné testovať prostredníctvom rigorózných panelových testov, tak bola z hľadiska spoľahlivosti získaných výsledkov zohľadnená prostredníctvom estimátora prvých časových diferencií (FD). FD estimátor bol použitý aj napriek tomu, že vzhľadom na väčší časový rozmer dát ako dva, nebudú jeho výsledky totožné s odhadom prostredníctvom LSDV pre nediferencované dáta (Wooldridge, 2012). Jeho použitím však boli stacionarizované dáta, v prípade ak boli integrované prvého rádu, a tým pádom umožnil elimináciu rizika možnej nepravej regresie, ktoré je v prípade špecifikácie, nezaloženej na striktných apriórnych predpokladoch, vysoké.

Z hľadiska robustnosti získaných odhadov bola venovaná veľká pozornosť aj skresleniu parametrov v dôsledku endogénnych vysvetľujúcich premenných, teda problému endogenity. Pre odhad bola preto použitá dvojstupňová metóda najmenších štvorcov s väčším počtom inštrumentov pre každú vysvetľujúcu premennú. Boli použité rozdielne varianty inštrumentov, aby sa znížilo riziko, že dochádza k skresleniu výsledkov z dôvodu použitia nevhodných inštrumentov. Použitie väčšieho počtu inštrumentálnych premenných umožnilo okrem porovnania výsledkov odhadov na základe rôznych variantov inštrumentov aj využitie rigorózneho Sarganovho testu pre štatistické overenie ich platnosti. Porovnaním výsledkov pre rozdielne inštrumenty bolo možné získať predstavu o veľkosti a charaktere skreslenia odhadov v dôsledku endogenity, a tým pádom aj o robustnosti výsledkov z hľadiska voľby inštrumentálnych premenných.

Ďalším metodickým prínosom uvedenej časti práce, ktorý sa týka použitia inštrumentálnych premenných, je aplikácia relatívne nového prístupu pre generovanie syntetických priestorových inštrumentov podľa Le Gallo a Páeza (2013). Autorovi práce nie sú známe iné použitia uvedenej metódy pre tvorbu inštrumentov v podmienkach Slovenska a preto je prínosom práce overenie možnosti tvorby uvedených inštrumentov

pre regióny Slovenska, ktoré tak môžu nájsť široké uplatnenie pre regionálnu a priestorovú analýzu SR.

Z hľadiska aplikácie metodiky na skúmanie regiónov Slovenska počas obdobia 1997-2010 je prínosom práce identifikácia faktorov konkurencieschopnosti skúmaných regiónov voči iným regiónom v rámci EU z hľadiska firiem. Ako hlavné determinanty relatívnej produktivity regiónov Slovenska, a teda aj ich konkurencieschopnosti, boli identifikované vysoká produktivita práce, vysoká angažovanosť populácie na trhu práce a nízka investičná náročnosť na pracujúcu osobu. Potenciálnym faktorom regionálnej konkurencieschopnosti, ktorý bol identifikovaný pre neskoršie obdobie (2003-2010), je disponibilný príjem na jedného zamestnanca, ktorého efekt je záporný. Je preto možné konštatovať, že po vstupe Slovenska do Európskej únie sa stala významným faktorom, ktorý zvyšoval regionálnu konkurencieschopnosť, nízka cena práce a s ňou spojené nízke príjmy zamestnancov.

Ako faktory vysokej úrovne konkurencieschopnosti regiónov Slovenska voči ostatným slovenským regiónom z hľadiska firiem boli pre obdobie 2003-2010 identifikované vysoká produktivita práce a nízka investičná náročnosť na pracujúcu osobu. V porovnaní s vonkajšou konkurencieschopnosťou regiónov Slovenska, ktorá je uvedená vyššie, nie sú pre vnútornú konkurencieschopnosť slovenských regiónov relevantné faktory zapojenia populácie na trhu práce a disponibilného príjmu na zamestnanca.

### **4.3 Analýza konkurencieschopnosti na základe produkčných funkcií**

V predchádzajúcich častiach štvrtej kapitoly boli uvedené modely konkurencieschopnosti založené na modelovaní konkurencieschopnosti regiónov prostredníctvom regionálneho HDP alebo relatívnej produktivity. Modelovanie konkurencieschopnosti s využitím ukazovateľa HDP na pozícii vysvetľovanej premennej, je možné pozorovať vo všetkých ekonometrických prístupoch uvedených v časti 1.3. Tento postup bol okrem Nevimu a Meleckého (2011) zvolený aj v prípade analýzy pre Európsku komisiu (1999) ako aj v rámci analýz Furkovej a Surmanovej (2011a, 2011b) a analýzy Kwasnického (2013).

Na možnosti ukazovateľa hrubého domáceho produktu, ako indikátora dôsledkov teritoriálnej konkurencieschopnosti, a teda aj jeho možné využitie pre analýzu konkurencieschopnosti, poukazujú aj Gardiner et al. (2004). Uvedení autori však

upozorňujú na riziko spojené s uprednostňovaním regionálnej produktivity pred zamestnanosťou, ktorej nízke hodnoty môžu viesť k veľkým komplikáciám a v konečnom dôsledku k znižovaniu teritoriálnej konkurencieschopnosti.

Preto bola v súlade s vyššie uvedenými postupmi odhadovaná Cobbova-Douglasova produkčná funkcia, no zohľadňujúc upozornenie Gardinera et al. (2004), nebola produktivita regiónu priamo stotožňovaná s jeho konkurencieschopnosťou, ale výsledky vykonanej analýzy boli interpretované vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti.

Konkrétne bola prostredníctvom prístupu Zhanga et al. (2012) venovaná hlbšia pozornosť vedecko-technickému pokroku a výdavkom na výskum a vývoj, ktoré bývajú považované za hnacie sily regionálnej konkurencieschopnosti a boli považované za najvýznamnejší determinant regionálnej konkurencieschopnosti Slovenska podľa odhadov prezentovaných v časti 4.1, ale ktoré na základe výsledkov uvedených v časti 4.2 nemajú vplyv na konkurencieschopnosť regiónov Slovenska. Vykonaná analýza tak umožnila preskúmať tento rozpor prostredníctvom využitia teoretického rámca Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie, ktorý je z hľadiska apriórnych predpokladov podstatne detailnejšie špecifikovaný a preto bola získaným výsledkom ohľadom výdavkov na výskum a vývoj na základe produkčnej funkcie prisudzovaná vyššia váha ako výsledkom prezentovaným v častiach 4.1 alebo 4.2.

Pre získanie čo najpresnejšieho obrazu o podobe Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie pre regióny Slovenska boli v rámci časti 4.3 súčasne prezentované dva alternatívne odhady na základe rozdielnych ukazovateľov pre vstup práce. Prvým ukazovateľom je počet zamestnancov (zodpovedajúci odhad je v tabuľkách označovaný ako „CD podľa počtu zamestnaných“) a druhým je celková zamestnanosť (zodpovedajúci odhad je v tabuľkách označovaný ako „CD podľa celkovej zamestnanosti“). Využitie údajov o celkovej zamestnanosti pre reprezentáciu vstupu práce má svoje opodstatnenie, keďže podiel samostatne zárobkovo činných osôb sa v období 1995-2012 na národnej úrovni približne zdvojnásobil<sup>17</sup> a v prípade niektorých regiónov takmer strojnásobil.<sup>18</sup>

---

<sup>17</sup> Na základe údajov Štatistického úradu Slovenskej republiky bol podiel samostatne zárobkovo činných osôb na celkovej zamestnanosti v roku 1995 7,89% a v roku 2012 15,62%.

V súlade s tvrdeniami Gollina (2002) je možné predpokladať, že samostatne zárobkovo činné osoby tiež prispievajú k vstupu práce v rámci jednotlivých regionálnych ekonomík. Časť samostatne zárobkovo činných osôb však môžu predstavovať aj jednotlivci, ktorí sú formálne zamestnaní, ale v príslušných podnikoch reálne neprispievajú svojou prácou a preto použitie celkovej zamestnanosti v odhade nadhodnocuje celkový objem vstupu práce. Naopak použitie len počtu zamestnancov ako vstupu práce podhodnocuje celkový objem vstupu práce. Dva uvedené odhady tak predstavujú horné a dolné ohraničenie pre skutočné hodnoty parametrov, ktoré boli ďalej tiež uvádzané ako dva alternatívne odhady parametrov.

Podobne ako pri postupe opisovanom v časti 4.2 boli pre štatistickú verifikáciu na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ , odhadov prezentovaných v tejto časti použité testy popísané v časti 3.5. Vzhľadom na väčší počet odhadov neboli v texte opisované výsledky testov, ktoré je možné nájsť v prílohách. Ak bolo na základe výsledkov Bhargavaovho, Franiziniho a Narendranathanovho (1982) testu a Wooldridgeových (2012) testov odôvodnené predpokladať časovú autokoreláciu prvého rádu, boli pre odhad použité autoregresné členy. V prípade potvrdenia prierezovej autokorelácie Breuschovým-Paganovým testom (Baum, 2001) alebo potvrdenia prierezovej heteroskedasticity Greenovým testom (Baum, 2001), bol pre odhad použitý robustný estimátor štandardných odchýlok parametrov Whiteovho typu (Quantitative Micro Software, 2007).

### **Odhad základného tvaru Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie**

Ako základný model bola odhadnutá Cobbova-Douglasova produkčná funkcia rozšírená o zložky výskumu a vývoja podľa vzťahu (4), pre kraje Slovenska prostredníctvom metódy najmenších štvorcov s umelými premennými (LSDV), ktorá predpokladala fixné efekty prierezových jednotiek a zároveň implementovala členy korigujúce autokoreláciu a robustný odhad variančno-kovariančnej matice. Pre prehľadnosť bol všeobecný vzťah (4) konkretizovaný pre prípad Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie na základe dvoch vstupov a dvoch faktorov výskumu a vývoja, v tvare:

$$\ln Y_{i,t} = \theta_0^0 + \theta_1^0 \ln Z_{i,t} + \theta_2^0 t + \beta_1 \ln K_{i,t} + \beta_2 \ln L_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (37)$$

---

<sup>18</sup> Na základe údajov Štatistického úradu Slovenskej republiky bol podiel samostatne zárobkovo činných osôb na celkovej zamestnanosti Prešovského kraja v roku 1995 7,47% a v roku 2012 19,67% a pre Banskobystrický kraj v roku 1995 6,87% a v roku 2012 17,22%.

V modely (37) predstavuje  $Y$  reálny HDP,  $Z$  je reálny objem aktív určených pre výskum a vývoj,  $t$  je časový trend, ktorý je interpretovaný ako vedecko-technický pokrok,  $K$  je reálny objem kapitálu v regióne,  $L$  je vstup práce a  $\varepsilon$  predstavuje náhodnú zložku. Odhadované parametre  $\theta^0$  umožňujú kvantifikáciu vplyvu dvoch faktorov výskumu a vývoja (aktíva určené pre vedu a výskum, a vedecko-technický pokrok), pre ktoré je priestorová heterogenita vyjadrená prostredníctvom fixných efektov  $\alpha_i$ , a parametre  $\beta$  predstavujú elasticitu celkového výstupu voči vstupom práce a kapitálu. Uvedená špecifikácia (37) je teda z hľadiska variantov modelov panelových dát modelom (2b). Výsledky odhadu modelu (37) sú prezentované v tabuľke 10, nižšie.

**Tabuľka 10: Odhad rozšíreného modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie (37), s využitím alternatívnych ukazovateľov počtu zamestnaných a celkovej zamestnanosti pre vstup práce, pre regióny Slovenska a obdobie 1997-2011.**

	CD podľa počtu zamestnaných		CD podľa celkovej zamestnanosti	
Konštanta	6,199548 (2,915640)	**	5,523901 (2,664625)	**
$\ln Z_{i,t}$	-0,016110 (0,013174)		-0,009940 (0,011106)	
$t$	0,027884 (0,004629)	***	0,024613 (0,003766)	***
$\ln K_{i,t}$	0,446568 (0,154467)	**	0,415749 (0,144041)	***
$\ln L_{i,t}$	0,498751 (0,240449)	**	0,598178 (0,250693)	**
Počet pozorovaní	112		112	
$R^2$	0,989691		0,989792	
$\bar{R}^2$	0,988442		0,988555	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Hodnoty štatistických testov pre odhady uvedené v tabuľke 10 sú uvedené v prílohách (Odhad 25-26). Na základe výsledkov odhadu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie predpokladajúcej spoločný efekt vedecko-technického pokroku ( $t$ ), ktorý je v jednotlivých krajoch odlišný prostredníctvom reálneho objemu aktív určených pre vedu a výskum ( $Z$ ), je možné pozorovať, že funkcia v dostatočnej miere vysvetľuje variabilitu vysvetľovanej premennej (reálneho hrubého domáceho produktu, ozn.  $Y$ ), vzhľadom na relatívne vysokú hodnotu koeficientu determinácie.

Ako bolo možné predpokladať, tak použitie rozdielnych dát pre vstup práce ( $L$ ) spôsobilo pomerne výrazné rozdiely v odhadnutých hodnotách jednotlivých parametrov, no každopádne nezmenilo pomer medzi elasticitami vstupov práce a kapitálu ( $K$ ). Vstup práce má teda v oboch prípadoch pre regióny Slovenska vyššie výnosy ako sú výnosy z kapitálu.

V súlade s tvrdeniami uvedenými vyššie je zaujímavá aj hodnota výnosov z rozsahu, ktorú je možné vypočítať ako súčet elasticít produkcie k vstupu práce a kapitálu. V prípade použitia dát pre počet zamestnancov sú výnosy z rozsahu odhadnuté na približnú hodnotu 0,945. Pri použití dát pre celkovú zamestnanosť je hodnota výnosov z rozsahu odhadnutá približne na 1,014. Je preto možné očakávať, že pre priemer regiónov Slovenska sa skutočná hodnota výnosov z rozsahu približuje ku konštantným výnosom z rozsahu.

Z hľadiska vedecko-technického pokroku bol odhadnutý pozitívny efekt zložky vedecko-technického pokroku, ktorá pôsobí s plynutím času. Na základe výsledkov odhadov stúpne medziročne celková produktivita faktorov v regiónoch približne o 2,5%, ako naznačuje odhadnutý parameter pre vedecko-technický pokrok ( $t$ ). Oba odhady modelu zároveň poukázali na štatistickú nevýznamnosť celkových aktív určených na vedu a výskum, na základe čoho je možné predpokladať, že v prípade Slovenska investície do vedy a výskumu neovplyvňujú výšku celkovej produkcie v regiónoch.

### **Odhad rozšíreného tvaru Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie pre výskum a vývoj**

Následne bol odhadnutý rozšírený model Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie podľa modelu (6), ktorý predpokladá, že výskum a vývoj, či už v dôsledku plynutia času ( $t$ ) alebo výdavkov na vedu a výskum ( $Z$ ) ovplyvňuje elasticitu produkcie voči zmene vstupu práce a kapitálu. Pre prehľadnosť bol všeobecnejší model (6) konkretizovaný pre odhadovanú Cobbovu-Douglasovu produkčnú funkciu pre dva vstupy ako model (38):

$$\ln Y_{i,t} = \theta_0^0 + \theta_1^0 \ln Z_{i,t} + \theta_2^0 t + \beta_1(Z_{i,t}; t; \theta^1) \ln K_{i,t} + \beta_2(Z_{i,t}; t; \theta^2) \ln L_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (38)$$

V uvedenom modeli (38) bola funkcia parametra elasticity kapitálu  $\beta_1$  zadefinovaná prostredníctvom vzťahu (39):

$$\beta_1(Z_{i,t}; t; \theta^1) = \theta_0^1 + \theta_1^1 \ln Z_{i,t} + \theta_2^1 t \quad (39)$$

Vo vzťahu (39) kvantifikujú parametre  $\theta^1$  vplyv zložiek výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči zmene vstupu kapitálu. Rovnakým spôsobom bola definovaná aj funkcia parametra elasticity práce  $\beta_2$  ako vzťah (40):

$$\beta_2(Z_{i,t}; t; \theta^2) = \theta_0^2 + \theta_1^2 \ln Z_{i,t} + \theta_2^2 t \quad (40)$$

Podobne vo funkcii (40) určujú parametre  $\theta^2$  vplyv zložiek výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči zmene vstupu práce. Výsledky odhadnutého modelu (38) pre ukazovatele počtu zamestnancov a celkovú zamestnanosť, ktorá reprezentuje vstup práce sú uvedené v tabuľke 11.

**Tabuľka 11: Odhad rozšíreného modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie, ktorá zohľadňuje efekty výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči zmene vstupov (38), s využitím alternatívnych ukazovateľov počtu zamestnaných a celkovej zamestnanosti pre vstup práce, pre regióny Slovenska a obdobie 1997-2011.**

	CD podľa počtu zamestnaných		CD podľa celkovej zamestnanosti	
Konštanta	-42,558640 (18,206250)	**	-3,665654 (27,427300)	
$\ln Z_{i,t}$	2,550989 (1,135668)	**	-0,619601 (1,850604)	
$t$	0,174700 (0,152319)		0,778596 (0,320435)	**
$\ln K_{i,t}$	1,853836 (0,676894)	***	0,635780 (0,903909)	
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t}$	-0,030299 (0,039919)		0,083385 (0,060369)	
$\ln K_{i,t} \cdot t$	-0,063074 (0,016154)	***	-0,102589 (0,019136)	***
$\ln L_{i,t}$	1,778912 (1,369425)		0,884829 (2,465948)	
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t}$	-0,147296 (0,089271)		-0,099769 (0,158900)	
$\ln L_{i,t} \cdot t$	0,104302 (0,022593)	***	0,125747 (0,027693)	***
Počet pozorovaní	112		96	
$R^2$	0,992761		0,993240	
$\bar{R}^2$	0,991542		0,991659	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Podobne ako v prípade predchádzajúcich odhadov sú príslušné výsledky štatistických testov prezentované v prílohách (Odhad 27-28). Bez ohľadu na použité dáta pre vstup práce rozšírený model uvedený v tabuľke 11 poukázal na vplyv časového efektu vedecko-technického pokroku ( $t$ ) na elasticitu výstupu k zmene vstupu práce ( $L$ ) a kapitálu ( $K$ ). Uvedené tvrdenie je podložené štatistickou významnosťou vplyvu interakčných členov časového trendu a variabilných vstupov produkčnej funkcie (kapitál a práca).

Z hľadiska charakteru vplyvu vedecko-technického pokroku ( $t$ ) je nutné upozorniť na negatívne znamienko parametra interakčného efektu pre kapitál a časový trend a pozitívne znamienko parametra interakčného efektu pre prácu a časový trend. Na základe uvedených výsledkov je možné konštatovať, že s postupujúcim vedecko-technickým pokrokom sa výnosy z kapitálu znižujú, kým výnosy z práce rastú. Uvedené zistenie je možné zdôvodniť prechodom na vedomostne náročnejšie práce, ktoré popri technickom vybavení vyžadujú stále čoraz väčšmi kvalifikovanejšiu pracovnú silu.

Bolo by však naivné predpokladať, že uvedený efekt vedecko-technického pokroku má charakter lineárnej funkcie, a teda môže znižovať výnosy kapitálu aj pod elasticitu rovnú nule. Z hľadiska použitej apriórnej špecifikácie (6) je možné predpokladať, že v prípade štatistickej významnosti oboch zložiek výskumu a vývoja sa zmeny, ktoré spôsobujú navzájom kompenzujú. Inými slovami, ak by bol efekt objemu aktív určených pre vedu a výskum ( $Z$ ) štatisticky významný, je možné predpokladať že z hľadiska použitého modelu by mal mať opačný vplyv na elasticitu kapitálu a práce ako vedecko-technický pokrok ( $t$ ), čím by bolo zabezpečené, že prakticky nenastanú rastúce alebo záporné výnosy z práce alebo kapitálu.

Prejavy opísaného hypotetického efektu dlhodobých aktív určených pre vedu a výskum ( $Z$ ) je možné pozorovať v prípade odhadu využívajúcom dáta o celkovej zamestnanosti, pre ktorý je elasticita výdavkov na vedu a výskum protichodná s elasticitou časového efektu vedecko-technického pokroku ( $t$ ). Interakčné efekty medzi aktívami pre vedu a výskum a variabilnými vstupmi (prácou a kapitálom) sú však štatisticky nevýznamné, a teda je možné predpokladať, že aktíva určené pre vedu a výskum v prípade regiónov Slovenska nemajú vplyv na elasticitu vstupu práce a kapitálu.

Štatisticky významný vplyv objemu aktív určených pre vedu a výskum ( $Z$ ) sa prejavil len v prípade odhadu postavenom na dátach o počte zamestnaných. V ostatných



prípadoch je možné predpokladať, že aktíva pre vedu a výskum nemajú vplyv na celkovú produkciu regiónov Slovenska.

V prípade parametrov len pre samotný vstup práce ( $L$ ) a kapitálu ( $K$ ) sa zdá byť nevhodné hodnotiť ich celkový vplyv na základe štatistickej významnosti stanovenej prostredníctvom  $t$ -štatistiky. Hodnota parametrov je totiž priamo závislá na voľbe bázičného roku časového trendu ( $t$ ), čiže parameter pri vstupe práce a kapitálu môže nadobúdať celý rad hodnôt.

### **Odhad základného tvaru Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie zohľadňujúcej regionálnu heterogenitu podľa historických regiónov**

V snahe zachytiť špecifiká jednotlivých regiónov, teda priestorovú heterogenitu, boli uvedené modely (4) a (6) odhadnuté opätovne spolu s umelými premennými pre určené regióny ( $dum_x$ ). Prostredníctvom súčinov umelých premenných ( $dum_x$ ) a logaritmov vstupov práce ( $L$ ) alebo kapitálu ( $K$ ) bolo možné odhadnúť ako sa elasticita výstupu voči zmene vstupov líši pre určené regióny.

Pre zachovanie čo najväčšej stručnosti modelu boli umelé premenné zvolené na základe regionálneho delenia Slovenska na úrovni NUTS 2, teda pre regióny Bratislavského kraja (BA), Západného Slovenska (ZS), Stredného Slovenska (SS) a Východného Slovenska (VS). Západné Slovensko bolo použité ako základný región, z dôvodu, že obsahuje najviac regiónov na úrovni NUTS 3 a teda aj najviac prierezových jednotiek v modeli. Vzťah (4) bol teda konkretizovaný pre umelé premenné odlišujúce priestorový rozmer, ktorý je prezentovaný ako špecifikácia (41):

$$\ln Y_{i,t} = \theta_0^0 + \theta_1^0 \ln Z_{i,t} + \theta_2^0 t + \beta_1(dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^1) \ln K_{i,t} + \beta_2(dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^2) \ln L_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (41)$$

V uvedenom vzťahu (41) bola funkcia parametra elasticity kapitálu  $\beta_1$  vyjadrená prostredníctvom vzťahu (42), t.j.

$$\begin{aligned} \beta_1(dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^1) \\ = \theta_0^1 + \theta_1^1 dum_{BA} + \theta_2^1 dum_{SS} + \theta_3^1 dum_{VS} \end{aligned} \quad (42)$$

Vo vzťahu (42) parametre  $\theta^1$  určujú rozdiely v elasticite výstupu voči zmene vstupu kapitálu v Bratislavskom kraji ( $dum_{BA}$ ), krajoch Stredného Slovenska ( $dum_{SS}$ ) a krajoch Východného Slovenska ( $dum_{VS}$ ) oproti krajom Západného Slovenska. Obdobným spôsobom bola tiež vyjadrená funkcia parametra elasticity práce  $\beta_2$ , ktorá je uvedená ako vzťah (43):

$$\begin{aligned} \beta_2(dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^2) \\ = \theta_0^2 + \theta_1^2 dum_{BA} + \theta_2^2 dum_{SS} + \theta_3^2 dum_{VS} \end{aligned} \quad (43)$$

Parametre odlišujúce elasticitu boli odhadnuté v modeli na základe súčiny umelých premenných ( $dum_{BA}$ ,  $dum_{SS}$  a  $dum_{VS}$ ) a premenných vstupov práce ( $L$ ) a kapitálu ( $K$ ). Uvedené parametre teda vyjadrujú rozdiel v elasticite uvedeného regiónu voči elasticite Západného Slovenska. Výsledky uvedeného odhadu modelu (41) prostredníctvom LSDV s fixnými efektmi pre prierezové jednotky sú prezentované v tabuľke 12, pričom hodnoty testovacích štatistík sú uvedené v prílohách (Odhad 29-30).

**Tabuľka 12: Odhad rozšíreného modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie, ktorá zohľadňuje priestorovú heterogenitu podľa regiónov NUTS 2 (41), s využitím alternatívnych ukazovateľov počtu zamestnaných a celkovej zamestnanosti pre vstup práce, pre regióny Slovenska a obdobie 1997-2011.**

	CD podľa počtu zamestnaných		CD podľa celkovej zamestnanosti	
Konštanta	3,601268 (3,495281)		4,035073 (3,399164)	
$\ln Z_{i,t}$	-0,024016 (0,015703)		-0,013937 (0,015237)	
$t$	0,025103 (0,006299)	***	0,022575 (0,005458)	***
$\ln K_{i,t}$	0,477636 (0,206145)	**	0,396060 (0,240103)	
$\ln K_{i,t} \cdot dum_{BA}$	-0,097805 (0,180178)		-0,022994 (0,232400)	
$\ln K_{i,t} \cdot dum_{SS}$	0,101287 (0,100535)		0,089333 (0,097094)	
$\ln K_{i,t} \cdot dum_{VS}$	0,094648 (0,173716)		0,167472 (0,136760)	
$\ln L_{i,t}$	0,895455 (0,408682)	**	0,888602 (0,456057)	*
$\ln L_{i,t} \cdot dum_{BA}$	-0,208607 (0,668394)		-0,136427 (0,669396)	
$\ln L_{i,t} \cdot dum_{SS}$	-0,344310 (0,311675)		-0,264151 (0,359671)	

$\ln L_{i,t} \cdot dum_{VS}$	-0,741934 ***	-0,626906 *
	(0,279110)	(0,368791)
Počet pozorovaní	112	112
$R^2$	0,990272	0,990058
$\bar{R}^2$	0,988389	0,988134

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Rozšírenie modelu (4) v prierezovom rozmere nezvýšilo vysvetľovanú variabilitu regionálnej produkcie ( $Y$ ), vzhľadom na hodnotu korigovaného koeficientu determinácie. Nový odhad však umožnil čiastočné odlíšenie produkčnej technológie v jednotlivých regiónoch Slovenska na úrovni NUTS 2.

Na základe hodnoty elasticity práce ( $L$ ) a kapitálu ( $K$ ) je možné konštatovať, že aj v prípade použitia dát počtu zamestnancov aj celkovej zamestnanosti boli v prípade regiónu Západného Slovenska odhadnuté rastúce výnosy z rozsahu. Každopádne, kým pre dáta počtu zamestnancov sú odhadnuté parametre elasticity kapitálu a práce štatisticky významné pri použití celkovej zamestnanosti pre reprezentáciu vstupu práce sú oba odhadnuté parametre pre elasticitu kapitálu a práce štatisticky nevýznamné na 5% hladine významnosti.

V prípade elasticity ostatných regiónov je možné pozorovať, že elasticita kapitálu a práce je nižšia ako v prípade regiónu Západného Slovenska aj pri použití dát pre počet zamestnancov aj pre celkovú zamestnanosť. Odhadnuté parametre sú však v oboch štatisticky nevýznamné. Stredné Slovensko a Východné Slovensko vykazuje vyššiu elasticitu kapitálu ako Západné Slovensko no nižšiu elasticitu práce. Uvedené parametre sú opäť štatisticky nevýznamné okrem regiónu Východného Slovenska, pre ktorý je štatisticky významná nižšia elasticita práce na 5% hladine významnosti, v prípade použitia údajov pre počet zamestnancov ako ukazovateľa vstupu práce.

Ohľadom globálnych vplyvov, ktoré ovplyvňujú celkovú produktivitu faktorov je kapitálový element výdavkov na vedu a výskum ( $Z$ ) štatisticky nevýznamný, kým časový element ( $t$ ) je štatisticky významný bez ohľadu na dáta použité pre reprezentáciu vstupu práce.

Výsledky uvedeného odhadu tak čiastočne potvrdili závery získané na základe modelu (4), ktorý je uvedený v tabuľke 10, že objem aktív určených pre vedu a výskum ( $Z$ )

nemá vplyv na regionálnu produkciu ( $Y$ ), kým časový element vedecko-technického pokroku ( $t$ ) má.

### **Odhad základného tvaru Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie zohľadňujúcej regionálnu heterogenitu podľa regiónov na základe iných analýz**

Pre overenie získaných výsledkov, bol uvedený postup zopakovaný pre regionálne umelé premenné na základe analýzy Ostrihoňa a Ivaničovej (2015). Podľa uvedenej analýzy boli identifikované skupiny regiónov na úrovni NUTS 3, pre ktoré sa elasticity výstupu voči vstupom práce ( $L$ ) a kapitálu ( $K$ ) oproti priemeru regiónov značne odlišovala. Na základe hodnôt elasticity tak boli identifikované Trnavský a Žilinský kraj ako regióny patriace do prvej skupiny (označenej prostredníctvom  $dum_1$ ) a Banskobystrický, Prešovský a Košický kraj ako regióny patriace do druhej skupiny regiónov (označenej prostredníctvom  $dum_2$ ) s odlišnou elasticitou výstupu voči vstupom. Bola preto opäť spresnená všeobecná špecifikácia modelu (4) pre dve skupiny regiónov prostredníctvom vzťahu (44):

$$\ln Y_{i;t} = \theta_0^0 + \theta_1^0 \ln Z_{i;t} + \theta_2^0 t + \beta_1(dum_1; dum_2; \theta^1) \ln K_{i;t} + \beta_2(dum_1; dum_2; \theta^2) \ln L_{i;t} + \alpha_i + \varepsilon_{i;t} \quad (44)$$

V uvedenej rozšírenej špecifikácii (44) je funkcia parametra elasticity kapitálu  $\beta_1$  opísaná prostredníctvom nasledujúceho vzťahu (45):

$$\beta_1(dum_1; dum_2; \theta^1) = \theta_0^1 + \theta_1^1 dum_1 + \theta_2^1 dum_2 \quad (45)$$

Vo vzťahu (45) parametre  $\theta^1$  kvantifikujú rozdiely v elasticite výstupu voči zmene vstupu kapitálu v skupine Trnavského a Žilinského kraja ( $dum_1$ ), a v skupine Banskobystrického, Prešovského a Košického kraja ( $dum_2$ ) oproti hodnotám pre Bratislavský, Trenčiansky a Nitriansky kraj. Obdobným spôsobom je opísaná aj funkcia parametra elasticity výstupu voči vstupu práce  $\beta_2$  prostredníctvom vzťahu (46):

$$\beta_2(dum_1; dum_2; \theta^2) = \theta_0^2 + \theta_1^2 dum_1 + \theta_2^2 dum_2 \quad (46)$$

Podobne, ako v prípade predchádzajúceho odhadu boli elasticity výstupu voči vstupom pre uvedené skupiny krajov odlišné od elasticít nezahrnutých krajov, teda Bratislavského, Trenčianskeho a Nitrianskeho kraja. Výsledky pre odhadnuté parametre

modelu (44) sú uvedené v tabuľke 13, pričom hodnoty testovacích štatistík sú uvedené v prílohách (Odhad 31-32).

**Tabuľka 13: Odhad rozšíreného modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie, ktorá zohľadňuje priestorovú heterogenitu podľa výsledkov iných analýz (44), s využitím alternatívnych ukazovateľov počtu zamestnaných a celkovej zamestnanosti pre regióny Slovenska a obdobie 1997-2011.**

	CD podľa počtu zamestnaných		CD podľa celkovej zamestnanosti	
Konštanta	7,285901 (3,625459)	**	6,185995 (3,704334)	*
$\ln Z_{i,t}$	-0,029003 (0,018795)		-0,018874 (0,016928)	
$t$	0,030161 (0,004857)	***	0,025491 (0,004999)	***
$\ln K_{i,t}$	0,279925 (0,132687)	**	0,273315 (0,128643)	**
$\ln K_{i,t} \cdot dum_1$	0,228812 ) (0,070873	***	0,169127 (0,114059)	
$\ln K_{i,t} \cdot dum_2$	0,075160) (0,164760		0,133962 (0,132348)	
$\ln L_{i,t}$	0,835021 (0,149724)	***	0,904348 (0,201599)	***
$\ln L_{i,t} \cdot dum_1$	-0,136487) (0,362225		-0,087811 (0,359911)	
$\ln L_{i,t} \cdot dum_2$	-0,599101) (0,313226	*	-0,626525 (0,410990)	
Počet pozorovaní	104		104	
$R^2$	0,990139		0,990155	
$\bar{R}^2$	0,988190		0,988209	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Na základe hodnoty korigovaného koeficientu determinácie pre uvedené odhady je možné konštatovať, že vysvetľujúca schopnosť modelu s umelými premennými pre regióny podľa Ostrihoňa a Ivaničovej (2015) (ďalej len dve skupiny regiónov) je mierne nižšia, ale v zásade porovnateľná s odhadmi na základe rozdelenia regiónov podľa klasifikácie NUTS 2 (pozri tabuľku 12).

Podobne, ako v prípade predchádzajúceho odhadu (Tabuľka 12) je aj v prípade prezentovaného odhadu možné pozorovať, že pre neodlíšené kraje (Bratislavský, Trenčiansky a Nitriansky kraj) sa dosahujú rastúce výnosy z rozsahu, keďže súčet elasticít výstupu voči vstupu kapitálu ( $K$ ) a práce ( $L$ ) je v prípade oboch odhadnutých modelov

väčší ako jedna. Odhadnuté parametre elasticity práce a kapitálu sú štatisticky významné na 5% hladine významnosti bez ohľadu na použité dáta reprezentujúce vstup práce.

Pre prvú skupinu regiónov (Trnavský a Žilinský kraj) odhadnuté hodnoty interakčných členov upozorňujú na vyššiu elasticitu kapitálu a mierne nižšiu elasticitu práce ako v prípade nezahrnutých krajov. Avšak len parameter interakčného člena pre umelú premennú a vstup kapitálu je pre uvedenú skupinu štatisticky významný, aj to len v prípade použitia ukazovateľa počtu zamestnaných ako vstupu práce.

V prípade druhej skupiny regiónov (Banskobystrický, Prešovský a Košický kraj) bola odhadnutá mierne vyššia elasticita kapitálu ( $K$ ) a značne nižšia elasticita práce ( $L$ ) v porovnaní s nezahrnutými regiónmi. Z hľadiska štatistickej významnosti ani jeden parameter odlišujúci elasticitu nie je štatisticky významný na 5% hladine významnosti, bez ohľadu na dáta opisujúce vstup práce. Nie je preto možné štatisticky odlíšiť druhú skupinu regiónov od referenčných regiónov.

V prípade členov, ktoré majú spoločný vplyv na všetky regióny je možné pozorovať, že objem aktív určených na vedu a výskum ( $Z$ ) nemá štatisticky významný vplyv na regionálny HDP, kým časový element vedecko-technického pokroku ( $t$ ) má pozitívny, štatisticky významný efekt, bez ohľadu na použité dáta pre reprezentáciu vstupu práce. Uvedený odhad tak potvrdil výsledky predchádzajúcich dvoch modelov.

### **Odhad rozšíreného tvaru Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie pre výskum a vývoj zohľadňujúc regionálnu heterogenitu podľa regiónov na úrovni NUTS 2**

Rovnako ako bol o priestorový rozmer rozšírený model (4), bol podobným spôsobom rozšírený aj model (6), ktorého pôvodné odhady sú uvedené v tabuľke 11. Model bol teda doplnený o interakčné členy pre premenné vstupu kapitálu a práce, vďaka čomu bolo možné rozlíšiť regionálne rozdiely vo vývoji elasticity práce a kapitálu v súčinnosti s faktormi výskumu a vývoja.

Ako prvý bol odhadnutý variant využívajúci priestorové usporiadanie Slovenska podľa klasifikácie NUTS 2, teda 4 regióny, pričom referenčný región, ktorý nie je odlíšený prostredníctvom umelých premenných je Západné Slovensko. Dosadením za známe premenné v modeli (6) bola získaná nasledujúca špecifikácia (47):

$$\begin{aligned}
\ln Y_{i,t} = & \theta_0^0 + \theta_1^0 \ln Z_{i,t} + \theta_2^0 t + \\
& + \beta_1(Z_{i,t}; t; dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^1) \ln K_{i,t} + \\
& + \beta_2(Z_{i,t}; t; dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^2) \ln L_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned} \tag{47}$$

V uvedenej špecifikácii (47) bola funkcia parametra elasticity výstupu voči vstupu kapitálu  $\beta_1$  určená prostredníctvom vzťahu (48), t.j.

$$\begin{aligned}
\beta_1(Z_{i,t}; t; dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^1) = & \theta_0^1 + \theta_1^1 \ln Z_{i,t} + \\
& + \theta_2^1 t + \theta_3^1 dum_{BA} + \theta_4^1 \ln Z_{i,t} \cdot dum_{BA} + \theta_5^1 t \cdot dum_{BA} + \\
& + \theta_6^1 dum_{SS} + \theta_7^1 \ln Z_{i,t} \cdot dum_{SS} + \theta_8^1 t \cdot dum_{SS} + \\
& + \theta_9^1 dum_{VS} + \theta_{10}^1 \ln Z_{i,t} \cdot dum_{VS} + \theta_{11}^1 t \cdot dum_{VS}
\end{aligned} \tag{48}$$

Vo vzťahu (48) určujú parametre  $\theta^1$  vplyv zložiek výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči zmene vstupu kapitálu, ktorý sa môže líšiť pre Bratislavský kraj ( $dum_{BA}$ ), kraje Stredného Slovenska ( $dum_{SS}$ ) a kraje Východného Slovenska ( $dum_{VS}$ ) oproti krajom Západného Slovenska. Rovnakým spôsobom bola určená funkcia parametra elasticity práce  $\beta_2$  prostredníctvom vzťahu (49):

$$\begin{aligned}
\beta_2(Z_{i,t}; t; dum_{BA}; dum_{SS}; dum_{VS}; \theta^2) = & \theta_0^2 + \theta_1^2 \ln Z_{i,t} + \\
& + \theta_2^2 t + \theta_3^2 dum_{BA} + \theta_4^2 \ln Z_{i,t} \cdot dum_{BA} + \theta_5^2 t \cdot dum_{BA} + \\
& + \theta_6^2 dum_{SS} + \theta_7^2 \ln Z_{i,t} \cdot dum_{SS} + \theta_8^2 t \cdot dum_{SS} + \\
& + \theta_9^2 dum_{VS} + \theta_{10}^2 \ln Z_{i,t} \cdot dum_{VS} + \theta_{11}^2 t \cdot dum_{VS}
\end{aligned} \tag{49}$$

Výsledky odhadov modelu (47) na základe ukazovateľov podľa počtu zamestnaných a celkovej zamestnanosti ako reprezentácie regionálneho vstupu práce sú uvedené v tabuľke 14, pričom hodnoty štatistických testov sú prezentované v prílohách (Odhad 33-34).

Tabuľka 14: Odhad rozšíreného modelu Cobbyej-Douglasovej produkčnej funkcie zohľadňujúci efekty výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči zmene vstupov a priestorovú heterogenitu podľa regiónov NUTS 2 (47), s využitím alternatívnych ukazovateľov počtu zamestnaných a celkovej zamestnanosti pre vstup práce, pre regióny Slovenska a obdobie 1997-2011.

	CD podľa počtu zamestnaných	CD podľa celkovej zamestnanosti		
Konštanta	-29,587180 (30,071460)	-0,431344 (37,294690)		
$\ln Z_{i,t}$	1,897812 (1,946665)	0,132151 (2,422807)		
$t$	-0,176505 (0,262652)	-0,029732 (0,318137)		
$\ln K_{i,t}$	1,770805 (1,761455)	-2,589685 (2,456845)		
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t}$	-0,024038 (0,101777)	0,230605 (0,135388)	*	
$\ln K_{i,t} \cdot t$	-0,052470 (0,016398)	-0,066082 (0,021204)	***	***
$\ln K_{i,t} \cdot dum_{BA}$	-0,186102 (7,763643)	2,272247 (7,304056)		
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_{BA}$	0,008496 (0,444693)	-0,134748 (0,412916)		
$\ln K_{i,t} \cdot t \cdot dum_{BA}$	0,014114 (0,031900)	0,017663 (0,036618)		
$\ln K_{i,t} \cdot dum_{SS}$	-0,486106 (2,422917)	3,456760 (3,633803)		
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_{SS}$	0,001296 (0,155449)	-0,231237 (0,220059)		
$\ln K_{i,t} \cdot t \cdot dum_{SS}$	0,030556 (0,016299)	0,031390 (0,017717)	*	*
$\ln K_{i,t} \cdot dum_{VS}$	0,932081 (2,140554)	5,571372 (3,061651)		*
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_{VS}$	-0,159203 (0,127362)	-0,442520 (0,181119)		**
$\ln K_{i,t} \cdot t \cdot dum_{VS}$	0,067248 (0,016524)	0,083963 (0,026722)	***	***
$\ln L_{i,t}$	1,327547 (2,424079)	6,940675 (4,024654)		*
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t}$	-0,103400 (0,136691)	-0,425815 (0,228919)		*
$\ln L_{i,t} \cdot t$	0,112495 (0,026031)	0,124420 (0,024266)	***	***
$\ln L_{i,t} \cdot dum_{BA}$	0,548999 (14,672010)	-3,876891 (13,567130)		
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_{BA}$	-0,033179 (0,833435)	0,224006 (0,764361)		
$\ln L_{i,t} \cdot t \cdot dum_{BA}$	-0,027652 (0,059192)	-0,033543 (0,067346)		



$\ln L_{i,t} \cdot dum_{SS}$	0,848767 (4,618729)	-6,429160 (6,670325)
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_{SS}$	-0,014221 (0,288672)	0,411421 (0,403072)
$\ln L_{i,t} \cdot t \cdot dum_{SS}$	-0,055601 * (0,029851)	-0,056830 * (0,032286)
$\ln L_{i,t} \cdot dum_{VS}$	-3,247890 (3,795699)	-11,640740 ** (5,340367)
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_{VS}$	0,285406 (0,237574)	0,800772 ** (0,332856)
$\ln L_{i,t} \cdot t \cdot dum_{VS}$	-0,121374 *** (0,030572)	-0,151030 *** (0,048551)
Počet pozorovaní	120	120
$R^2$	0,993041	0,993133
$\bar{R}^2$	0,990371	0,990498

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

V dôsledku doplnenia interakčných členov pre tri umelé premenné rozmer modelu výrazne narástol oproti pôvodnému odhadu modelu (6), ktorý je uvedený v tabuľke 11, no pri porovnaní hodnôt korigovaných koeficientov determinácie je možné konštatovať, že jeho porovnateľná vysvetľujúca schopnosť po pridaní interakčných členov poklesla. Pokles vysvetľujúcej schopnosti je však vykompenzovaný zlepšením ostatných štatistík modelu, keďže na základe použitých testov reziduály modelov nevykazujú žiadny z nežiaducich javov okrem prierezovej heteroskedasticity (pozri prílohu Odhad 34).

Z hľadiska faktorov, ktoré sú spoločné pre všetky skupiny regiónov a reprezentujú tak Západné Slovensko, je na základe výsledkov oboch odhadov štatisticky významný len interakčný efekt medzi časovým elementom vedecko-technického pokroku ( $t$ ) a vstupom kapitálu ( $K$ ), ktorý bol záporný, a interakčný efekt medzi časovým elementom vedecko-technického pokroku a vstupom práce ( $L$ ), ktorý bol kladný.

V prípade Bratislavského kraja sú na základe oboch odhadov uvedených v tabuľke 14 všetky parametre odlišujúce daný kraj štatisticky nevýznamné na 5% hladine významnosti, ako pre vstup práce, tak pre vstup kapitálu. Na základe uvedených výsledkov nie je možné štatisticky odlíšiť výrobný proces Bratislavského kraja od regiónov Západného Slovenska.

Obdobné tvrdenie je možné konštatovať aj v prípade regiónov Stredného Slovenska, kde všetky odhadnuté interakčné efekty medzi umelou premennou a ostatnými

vysvetľujúcimi premennými boli štatisticky nevýznamné na 5% hladine významnosti bez ohľadu na použité dáta pre vstup práce.

V prípade regiónov Východného Slovenska je možné pre oba odhady pozorovať pozitívny rozdiel medzi interakčným efektom časového trendu ( $t$ ) a vstupu kapitálu a negatívny rozdiel interakčného efektu časového trendu a vstupu práce oproti Západnému Slovensku, ktoré sú štatisticky významné na 5% hladine významnosti bez ohľadu na dáta reprezentujúce vstup práce. Ďalej je na základe odhadu pre dáta celkovej zamestnanosti štatisticky významný objem vstupu práce pre Východné Slovensko a interakčný efekt medzi aktívami určenými na vedu a výskum ( $Z$ ) a vstupom a kapitálu, a interakčný efekt medzi aktívami na vedu a výskum a vstupom práce.

Štatistickej významnosti parametra pre samostatný vstup práce Východného Slovenska (rovnako ako v prípade modelu (6), ktorého odhad je uvedený v tabuľke 11) nebola venovaná hlbšia pozornosť, keďže výsledok je závislý na počiatočných hodnotách pre časový trend ( $t$ ). Štatisticky významné interakčné efekty medzi výdavkami na vedu a výskum ( $Z$ ) a vstupmi produkčnej funkcie však naznačujú, že výroba v regiónoch Východného Slovenska je výrazne citlivejšia na výdavky na vedu a výskum, pričom uvedené výdavky majú pozitívny efekt na elasticitu kapitálu a negatívny na elasticitu práce v porovnaní s regiónmi Západného Slovenska, na základe odhadu pre celkovú zamestnanosť ak ukazovateľ vstupu práce.

V prípade parametrov pri členoch vedecko-technického pokroku, ktoré sú spoločné pre všetky regióny modelu, je nutné konštatovať, že ani parameter aktív určených pre vedu a výskum ( $Z$ ) a ani parameter časového elementu vedecko-technického pokroku ( $t$ ) nie sú štatisticky významné na 5% hladine významnosti, bez ohľadu na použité dáta pre vstup práce.

### **Odhad rozšíreného tvaru Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie pre výskum a vývoj zohľadňujúceho regionálnu heterogenitu podľa iných analýz**

Analogicky ako v predchádzajúcej časti bol model (6) rozšírený na základe rozdelenia regiónov podľa Ostrihoňa a Ivaničovej (2015), ktoré bolo použité aj pre odhady modelu (4) uvedené v tabuľke 13. Namiesto premenných pre regióny Slovenska na úrovni NUTS 2 bola použitá umelá premenná odlišujúca prvú skupinu regiónov (Trnavský a Žilinský kraj) a umelá premenná odlišujúca druhú skupinu regiónov (Banskobystrický,

Prešovský a Košický kraj). Premenné opisujúce elasticitu výstupov voči vstupom, ktoré nebudú obsahovať ani jednu z umelých premenných pre niektorú zo skupín, budú opisovať elasticitu pre kraje, ktoré neboli zahrnuté ani do jednej zo skupín (Bratislavský, Trenčiansky a Nitriansky kraj), teda referenčný región. Dosadením za známe premenné v modeli (6) bola získaná nasledujúca špecifikácia (50):

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,t} = & \theta_0^0 + \theta_1^0 \ln Z_{i,t} + \theta_2^0 t + \beta_1(Z_{i,t}; t; dum_1; dum_2; \theta^1) \ln K_{i,t} + \\ & + \beta_2(Z_{i,t}; t; dum_1; dum_2; \theta^2) \ln L_{i,t} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (50)$$

V uvedenej špecifikácii (50) bola funkcia parametra elasticity kapitálu  $\beta_1$  určená prostredníctvom vzťahu (51), t.j.

$$\begin{aligned} \beta_1(Z_{i,t}; t; dum_1; dum_2; \theta^1) = & \theta_0^1 + \theta_1^1 \ln Z_{i,t} + \theta_2^1 t + \\ & + \theta_3^1 dum_1 + \theta_4^1 \ln Z_{i,t} \cdot dum_1 + \theta_5^1 t \cdot dum_1 + \\ & + \theta_6^1 dum_2 + \theta_7^1 \ln Z_{i,t} \cdot dum_2 + \theta_8^1 t \cdot dum_2 \end{aligned} \quad (51)$$

Vo vzťahu (51) kvantifikujú parametre  $\theta^1$  vplyv zložiek výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči zmene vstupu kapitálu, ktorý sa môže líšiť pre skupinu Trnavského a Žilinského kraja ( $dum_1$ ) a skupinu Banskobystrického, Prešovského a Košického kraja ( $dum_2$ ), oproti hodnotám pre Bratislavský, Trenčiansky a Nitriansky kraj. Obdobným spôsobom bola definovaná funkcia parametra elasticity práce  $\beta_2$  prostredníctvom vzťahu (52), t.j.

$$\begin{aligned} \beta_2(Z_{i,t}; t; dum_1; dum_2; \theta^2) = & \theta_0^2 + \theta_1^2 \ln Z_{i,t} + \theta_2^2 t + \\ & + \theta_3^2 dum_1 + \theta_4^2 \ln Z_{i,t} \cdot dum_1 + \theta_5^2 t \cdot dum_1 + \\ & + \theta_6^2 dum_2 + \theta_7^2 \ln Z_{i,t} \cdot dum_2 + \theta_8^2 t \cdot dum_2 \end{aligned} \quad (52)$$

Výsledky pre odhad modelu (50) sú uvedené v tabuľke 15, pričom hodnoty pre testovacie štatistiky sú uvedené v prílohách (Odhad 35-36).

Tabuľka 15: Odhad rozšíreného modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie zohľadňujúci efekty výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči zmene vstupov a priestorovú heterogenitu podľa výsledkov iných analýz (50), s využitím alternatívnych ukazovateľov počtu zamestnaných a celkovej zamestnanosti pre vstup práce, pre regióny Slovenska a obdobie 1997-2011.

	CD podľa počtu zamestnaných	CD podľa celkovej zamestnanosti	
Konštanta	-50,594890 (33,274020)	-58,952790 (27,689400)	**
$\ln Z_{i,t}$	3,220322 (2,038948)	3,823513 (1,786917)	**
$t$	-0,173934 (0,180507)	-0,141205 (0,206381)	
$\ln K_{i,t}$	3,397384 (2,540301)	0,001531 (2,514518)	
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t}$	-0,133487 (0,136513)	0,059798 (0,139180)	
$\ln K_{i,t} \cdot t$	-0,021826 (0,023657)	-0,029690 (0,024353)	
$\ln K_{i,t} \cdot dum_1$	4,372809 (2,934149)	1,123769 (4,223590)	
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_1$	-0,274258 (0,172880)	-0,056133 (0,262659)	
$\ln K_{i,t} \cdot t \cdot dum_1$	0,010251 (0,020180)	-0,018189 (0,028316)	
$\ln K_{i,t} \cdot dum_2$	-0,842717 (2,763325)	1,727460 (2,590877)	
$\ln K_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_2$	-0,020925 (0,152776)	-0,169792 (0,145166)	
$\ln K_{i,t} \cdot t \cdot dum_2$	0,016412 (0,020205)	0,022028 (0,022389)	
$\ln L_{i,t}$	0,340642 (6,542368)	7,387153 (6,038944)	
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t}$	-0,022037 (0,369819)	-0,424184 (0,346219)	
$\ln L_{i,t} \cdot t$	0,054728 (0,034198)	0,066015 (0,030702)	**
$\ln L_{i,t} \cdot dum_1$	-8,076295 (5,596701)	-2,243960 (7,772646)	
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_1$	0,521669 (0,323802)	0,115360 (0,481580)	
$\ln L_{i,t} \cdot t \cdot dum_1$	-0,018451 (0,037634)	0,033678 (0,052190)	
$\ln L_{i,t} \cdot dum_2$	-0,259529 (5,214374)	-5,252551 (4,797062)	
$\ln L_{i,t} \cdot \ln Z_{i,t} \cdot dum_2$	0,045459 (0,285182)	0,318259 (0,265986)	
$\ln L_{i,t} \cdot t \cdot dum_2$	-0,027008 (0,037414)	-0,037387 (0,041017)	

Počet pozorovaní	120	120
$R^2$	0,992716	0,992826
$\bar{R}^2$	0,990579	0,990721

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Z hľadiska schopnosti modelu vysvetliť variabilitu regionálnej produkcie ( $Y$ ) je na základe korigovaného koeficientu determinácie kvalita odhadov uvedených v tabuľke 15 porovnateľná s predchádzajúcimi odhadmi (pozri tabuľku 14), ktoré využívali rozdelenie regiónov Slovenska podľa klasifikácie NUTS 2.

Napriek dobrej vysvetľujúcej schopnosti sú parametre pre nezahrnuté regióny štatisticky nevýznamné na 5% hladine významnosti bez ohľadu na dáta použité ako vstup práce ( $L$ ) s výnimkou interakčného efektu medzi časovým trendom ( $t$ ) a vstupom práce pri použití dát pre celkovú zamestnanosť. Rovnako sú pre oba modely štatisticky nevýznamné interakčné efekty pre prvú a aj pre druhú skupinu regiónov, čo naznačuje, že uvedená priestorová dezagregácia nebola vhodná pre rozšírenie modelu, ktorý zachytáva vplyv faktorov výskumu a vývoja na elasticitu výstupu voči jednotlivým vstupom.

V prípade členov výskumu a vývoja, ktoré sú spoločné pre všetky skupiny regiónov je možné pozorovať, že parameter aktív určených na vedu a výskum ( $Z$ ) a absolútny člen sú štatisticky významné na 5% hladine významnosti v prípade odhadu, ktorý využíva pre vstup práce dáta o celkovej zamestnanosti.

### **Interpretácia výsledkov odhadov rozšírenej Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie**

Keďže boli pre odhadnuté modely získané v niekoľkých prípadoch odlišné výsledky v závislosti od použitých ukazovateľov pre vstup práce, či už z hľadiska vplyvov premenných alebo štatistickej významnosti, boli takéto výsledky považované za menej robustné ako výsledky, ktoré sa výrazne nemenili so zmenou ukazovateľa pre vstup práce. Vzhľadom na predpoklad, že skutočné hodnoty odhadovaných parametrov sa nachádzali v rozpätí dvoch alternatívnych odhadov na základe variantných ukazovateľov pre vstup práce, nebolo ďalej možné jednoznačne posúdiť, či boli skutočné hodnoty parametrov štatisticky významné alebo nie, ak niektorý z alternatívnych odhadov bol štatisticky nevýznamný. Tento úkaz bol zohľadnený aj pri interpretácii jednotlivých výsledkov

a parametre, ktoré boli štatisticky nevýznamné pre niektorý z alternatívnych odhadov boli považované len za potenciálne náznaky vplyvu príslušných premenných.

Z hľadiska analýzy vplyvu výdavkov na výskum a vývoj, ktoré boli v modeli reprezentované nepriamo prostredníctvom objemu aktív určených pre vedu a výskum, a ktoré boli jedným z hlavných dôvodov pre voľbu konkrétneho rozšírenia modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie, je nutné konštatovať, že uvedené aktíva nemajú vplyv na výšku regionálnej produkcie alebo na elasticitu celkového výstupu voči vstupom produkčnej funkcie. Pre väčšinu modelov sú totiž parametre elasticity alebo interakčne členy pre objem aktív určených pre vedu a výskum štatisticky nevýznamné.

Objavuje sa niekoľko náznakov o možnom vplyve uvedeného faktora (parameter elasticity alebo interakčného člena pre objem aktív určených na vedu a výskum bol štatisticky významný pre jeden z ukazovateľov vstupu práce v prípade troch teoretických modelov z celkových šiestich), no vzhľadom na rozdielne výsledky z hľadiska štatistickej významnosti pre alternatívne odhady parametrov a štatistickú nevýznamnosť pri zmene špecifikácie nebolo možné hovoriť o robustnej identifikácii dopadov zmien výdavkov na výskum a vývoj na regionálnu produkciu.

Preto bolo konštatované, že objem aktív určených pre vedu a výskum reálne nedeterminuje regionálnu tvorbu HDP na Slovensku, na základe čoho bol prijatý záver, že regionálne výdavky na výskum a vývoj, ktoré zvyšujú regionálny objem aktív určených pre vedu a výskum nie sú faktorom podstatne ovplyvňujúcim konkurencieschopnosť regiónov Slovenska. Bol teda vyvrátený záver na základe odhadu pôvodného modelu konkurencieschopnosti pre podmienky Slovenska (ktorý je uvedený v časti 4.1) a potvrdený záver na základe odhadov modifikovaného modelu konkurencieschopnosti pre regióny Slovenska (ktoré sú uvedené v časti 4.2).

Naopak bol podporený predpoklad, že v prípade Slovenska bola regionálna produkcia prevažne ovplyvňovaná úrovňou vedecko-technický pokroku, ktorý mohol byť importovaný zo zahraničia. V dôsledku uvedeného pokroku rastie produktivita v jednotlivých regiónoch Slovenska a dochádza k zmenám v elasticite výstupu voči vstupom práce a kapitálu. Hodnoty elasticity výstupu voči vstupom sa pre priemer regiónov Slovenska pohybovali okolo jednej polovice, pričom elasticita pre vstup práce bola štandardne vyššia ako hodnota elasticity pre vstup kapitálu.

Vďaka interakčným efektom pre vedecko-technický pokrok bolo možné identifikovať príčinu uvedeného rozdielu medzi elasticitou práce a kapitálu. Bol totiž preukázaný vplyv vedecko-technického pokroku na znižovanie elasticity výstupu voči vstupu kapitálu a naopak na zvyšovanie elasticity výstupu voči vstupu práce.

Keďže rozdiel pre medziročné zmeny hodnôt elasticít pre vstupy kapitálu a práce z dôvodu vedecko-technického pokroku je kladný, bolo by možné predpokladať, že celkové výnosy z rozsahu sa budú z postupujúcim obdobím zvyšovať. Neustále zvyšovanie celkových výnosov z rozsahu je však v rozpore s tvrdeniami Zhanga et al. (2012), ktorí predpokladajú, že so zvyšujúcou sa konkurencieschopnosťou ekonomík sa budú celkové výnosy z rozsahu približovať hodnote jedna.

Na základe uvedeného je možné konštatovať, že konkurencieschopnosť regiónov Slovenska v priemere rástla počas skúmaného obdobia 1997-2011 a priemerná konkurencieschopnosť regiónov Slovenska bola z hľadiska produkčných možností na relatívne vysokej úrovni, vzhľadom na relatívne vysokú hodnotu priemerných výnosov z rozsahu pre dva alternatívne odhady uvedené vyššie.

Priemerné výnosy z rozsahu, predstavujú mieru proporcionality medzi vstupmi a výstupmi a sú tak možnosťou hodnotenia transformačného procesu, ktorý prebieha v jednotlivých regiónoch. Z hľadiska ich historického vývoja je možné konštatovať, že celkové výnosy z rozsahu rástli čo naznačovalo rast konkurencieschopnosti regiónov Slovenska, pričom na základe výsledkov odhadu je možné konštatovať, že táto tendencia bude naďalej pokračovať, aj keď nie konštantnou mierou a celkové výnosy z rozsahu sa budú zdola približovať konštantným.

Z hľadiska regionálnej heterogenity v elasticite výstupu k vstupom, ktorá bola tiež skúmaná prostredníctvom odhadov modelov, bolo nutné konštatovať, že nie je možné robustne podložiť predpoklad o regionálnych rozdieloch v elasticite výstupu k vstupom. Náznaky relatívne nižšej elasticity výstupu voči vstupu práce boli identifikované pre kraje Východného Slovenska, kým vyššia elasticita výstupu voči vstupu práce bola identifikovaná pre Banskobystrický, Prešovský a Košický kraj. Uvedené náznaky však boli, čiastočne vysvetlené regionálnymi rozdielmi vo vplyve vedecko-technického pokroku na zmeny v elasticite pre kraje Východného Slovenska, ktorý v porovnaní s krajinami Západného Slovenska znižoval elasticitu výstupu voči vstupu práce a naopak zvyšoval elasticitu výstupu voči vstupu kapitálu.

Na základe uvedených výsledkov by bolo možné konštatovať, že produkčná technológia v krajoch Východného Slovenska je odlišne nastavená ako v prípade krajov Západného Slovenska. Ďalej by bolo možné uvažovať, že vzhľadom na záporný súčet zmien elasticít medzi jednotlivými obdobiami dochádza v prípade uvedených krajov k znižovaniu celkových výnosov z rozsahu a teda aj celkovej konkurencieschopnosti. Uvedený záver však nie je z hľadiska štatistickej indukcie veľmi spoľahlivý, keďže Východné Slovensko bolo odlišené od Západného Slovenska na základe výsledkov pre dva kraje (Prešovský a Košický kraj), čiže prostredníctvom veľmi malého počtu pozorovaní.

### **Prínosy práce v rámci časti 4.3**

Medzi metodické prínosy vykonanej analýzy patrí predovšetkým aplikácia postupu Zhanga et al. (2012) pre kraje Slovenska, ktorý je možné považovať za relatívne nový prístup v skúmaní regiónov prostredníctvom produkčných funkcií, na základe čoho je možné hodnotiť aj prezentovanú analýzu ako vysoko aktuálnu z hľadiska použitých metód. Vykonaná analýza tak môže slúžiť ako predloha postupu pre budúce skúmanie prostredníctvom opísaného prístupu pre regióny Slovenska na vyššej alebo nižšej úrovni regionálnej klasifikácie, alebo pre analýzy iných krajín.

Osobitným metodickým prínosom v rámci spracovanej časti je využitie regionálnych údajov o počte zamestnaných a celkovej zamestnanosti ako dolného a horného ohraničenia pre skutočný vstup práce v jednotlivých regiónoch. V súlade s prácou Gollina (2002) by sa tak skutočná hodnota regionálneho vstupu práce mala pohybovať medzi uvedenými alternatívnymi hodnotami. Preto by sa mali aj skutočné hodnoty elasticity výstupu voči vstupom pohybovať v rozpätí získanom prostredníctvom odhadov na základe dvoch ukazovateľov pre vstup práce. Autorovi dizertačnej práce nie sú známe iné analýzy, ktoré by využívali rozdielne ukazovatele pre vstup práce k identifikácii dolného a horného ohraničenia pre skutočné hodnoty parametrov elasticity.

Ďalším metodickým prínosom práce v rámci časti 4.3 je odhad regionálneho objemu kapitálu a dlhodobých aktív určených pre vedu a výskum v stálych cenách roku 2010, na základe metódy nepretržitej inventarizácie (PIM), teda v súlade s postupom Zhanga et al. (2012). Práca tak poskytuje informácie o krokoch potrebných pre odhad uvedených panelových dát pre regióny Slovenska na úrovni NUTS 3, počas rokov 1997 až 2011. Vykonaná analýza vďaka tomu dáva predstavu o približnej hodnote reálnej



kapitálovej zásoby a o približnej hodnote reálneho objemu aktív určených pre vedu a výskum, čím práca poskytuje orientačné informácie o regiónoch Slovenska.

Ohľadom aplikačných výsledkov analýzy boli pre regióny Slovenska na základe vykonanej analýzy získané hodnoty elasticity výstupu voči vstupom rovnako, ako informácie o vplyve vedecko-technického pokroku a aktív určených pre vedu a výskum na celkovú produkciu, ako aj na vyššie uvedené elasticity. Spomedzi uvedených je možné považovať za kľúčovú informáciu, že je nepravdepodobné, aby objem aktív určených pre vedu a výskum mal vplyv na celkovú produkciu krajov alebo elasticitu vstupov v nich, keďže uvedená premenná bola štatisticky významná len pre tri z dvanástich odhadov vykonaných v rámci opísanej časti.

Prínosom časti 4.3 v uvedenej oblasti je aj naznačenie regionálnych rozdielov v produkčnej technológii, ktoré boli identifikované pre kraje Východného Slovenska na základe odhadov v tabuľke 14. Uvedený predpoklad je však nutné podporiť ďalším skúmaním, nakoľko bol odhad založený len na dvoch krajoch Východného Slovenska, z čoho vyplýva relatívne malý počet pozorovaní, čo je nutné zohľadniť pri sile záverov vykonaných na základe štatistickej indukcie a ekonomickej interpretácii.

#### **4.4 Analýza konkurencieschopnosti založená na regionálnom vyrovnávaní spotreby**

Z hľadiska štandardného použitia modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie, ktorému bola venovaná väčšia pozornosť v rámci časti 4.3, je možné konštatovať, že model vo svojej podstate opisuje ponukovú stranu trhu výrobkov a služieb. Podobne aj modifikovaný model konkurencieschopnosti, ktorého aplikácia je prezentovaná v časti 4.2, bol na základe argumentov uvedených v príslušnej časti interpretovaný len vo vzťahu k podnikom. Na základe uvedeného je možné hodnotiť doposiaľ prezentovanú dizertačnú prácu prostredníctvom dvoch menovaných modelov ako ponukovo orientovanú.

Pre dôsledné vyhodnotenie regionálnej konkurencieschopnosti však nebola zohľadnená pozícia regiónov vo vzťahu k spotrebiteľom, teda pohľad na otázku konkurencieschopnosti regiónov z hľadiska dopytovej strany trhu. Pre vykompenzovanie tohto nedostatku bol ďalej skúmaný model vyrovnávania spotreby, uvedený v časti 3.2.3, ktorý bol v pôvodnej aplikácii použitý pre vyhodnotenie medzinárodného zdieľania rizika

medzi krajinami Eurozóny (Zemanek, 2010). Postup odhadu modelov vyrovnávania spotreby pre regióny Slovenska ako aj ich výsledky sú uvedené v rámci tejto časti práce.

### **Základný model vyrovnávania spotreby**

Na základe metodiky prezentovanej Zemanekom (2010) bol odhadnutý model vyrovnávania spotreby (vzťah (7)) pre regióny Slovenska, po vzore analýzy Ivaničovej a Ostrihoňa (2014). V súlade s tým bola použitá rast priemernej spotreby na obyvateľa Slovenska ( $\Delta C_{SK}$ ) a rast priemerného HDP na obyvateľa Slovenska ( $\Delta Y_{SK}$ ) ako člen, s ktorým sú regionálne odchýlky porovnávané. Taktiež bol odhadovaný parameter  $\beta_{EMU}$  použitý vo vzťahu (8), ktorý bol z dôvodu rozdielnej interpretácie v rámci časti 4.4 označovaný ako  $\beta_{CS}$ . Základný model vyrovnávania spotreby v regiónoch Slovenska má teda podobu vzťahu (53):

$$(\Delta C_{i;t} - \Delta C_{SK;t}) = \beta_0 + \beta_{CS}(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t}) + \varepsilon_{i;t} \quad (53)$$

V uvedenom modeli (53) označuje  $\Delta C$  rast spotreby na obyvateľa v skúmanom kraji,  $\Delta C_{SK}$  rast spotreby na obyvateľa Slovenska,  $\Delta Y$  rast priemerného HDP na obyvateľa v skúmanom kraji,  $\Delta Y_{SK}$  rast priemerného HDP na obyvateľa Slovenska a  $\varepsilon_{i;t}$  predstavuje náhodnú zložku. Parameter  $\beta_0$  predstavuje odhadovaný absolútny člen a parameter  $\beta_{CS}$  je interpretovaný ako elasticita medzi regionálnymi odchýlkami v spotrebe na obyvateľa a HDP na obyvateľa, ktorý je ďalej tiež označovaný ako koeficient vyrovnávania spotreby.

Keďže je možné predpokladať endogénny charakter hrubého domáceho produktu vo vzťahu ku konečnej spotrebe domácností, bol model (8) dodatočne k regresii prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) odhadnutý aj prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS), pričom pri odhade nebol použitý predpoklad fixných efektov, čiže bol z hľadiska variantov panelových modelov odhadovaný spojený model (2a). Ako inštrumenty pre regionálnu odchýlku hrubého domáceho produktu na obyvateľa boli použité celkové investície (INV) v regióne a regionálna odchýlka v počte zamestnaných na celkovú populáciu (ZAM). Výsledky pre opísané odhady modelu (53) sú uvedené v tabuľke 16.

Tabuľka 16: Odhad modelu vyrovnávania spotreby pre regióny Slovenska (53) prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) ako a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS), s využitím celkových investícií (INV) a regionálnej odchýlky v počte zamestnancov na populáciu (ZAM) ako inštrumentov pre vysvetľujúcu premennú, pre regióny Slovenska a obdobie 2004-2011 (2004-2013 v prípade OLS odhadu 2004-2012 v prípade 2SLS-ZAM).

	OLS	2SLS – INV	2SLS – ZAM
Konštanta	0,000533 (0,000402)	0,000560 (0,000730)	0,000529 (0,000610)
$(\Delta Y_{i,t} - \Delta Y_{SK,t})$	0,064372 (0,114978)	0,029008 (0,199856)	-0,002243 (0,219103)
Počet pozorovaní	80	64	72
$R^2$	0,347780	0,387831	0,352834
$\bar{R}^2$	0,322034	0,357223	0,324282

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Podobne ako v predchádzajúcich prípadoch bola následne po odhadoch vykonaná štatistická verifikácia získaných výsledkov na hladine významnosti  $\alpha = 0,05$ . Vzhľadom na väčší počet odhadov neboli v texte opisované výsledky testov, ktoré je možné nájsť v prílohách (Odhad 37-39). V prípade detekcie autokorelácie prvého rádu boli použité autoregresné členy a pre prípadné riešenie prierezovej heteroskedasticity a prierezovej autokorelácie bol použitý robustný odhad štandardných odchýlok parametrov Whiteovho typu.

Platnosť použitých inštrumentov bola overovaná Sarganovým testom pre preidentifikovaný odhad, v ktorom boli použité súčasne oba inštrumenty (prílohy Odhad 40). Na základe výsledkov testu je možné konštatovať, že oba použité inštrumenty boli platné. Následne bola prostredníctvom Hausmanovho testu skúmaná exogénnosť vysvetľujúcich premenných, a teda či bolo použitie dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov nutné. Na základe výsledkov Hausmanovho testu nebolo možné zamietnuť exogénnosť vysvetľujúcich premenných, a preto boli ďalej v texte analyzované len výsledky jednoduchej metódy najmenších štvorcov.

Keďže vysvetľujúca premenná regionálnej odchýlky v HDP na obyvateľa bola na základe výsledkov t-testu štatisticky nevýznamná, je možné konštatovať, že v regiónoch Slovenska dochádzalo v skúmanom období k vyrovnávaniu spotreby. Záver je ďalej možné podložiť aj relatívne nízkou hodnotou koeficientu determinácie, ktorá bola v procese odhadu ešte umelo navýšená použitím autoregresných členov.

Na základe nízkej vysvetľujúcej schopnosti odhadnutého modelu je možné usúdiť, že uvedený model vyrovnávania spotreby nie je dostatočný pre vysvetlenie regionálnych odchýlok v spotrebe. Pre zvýšenie vysvetľujúcej schopnosti bol model rozšírený po vzore Zemanekovho (2010) postupu pre model medzinárodného zdieľania rizika.

### **Rozšírenie modelu vyrovnávania spotreby o pracovnú migráciu**

Uvedený autor predpokladal, že na medzinárodnej úrovni vplýva na vyrovnávanie spotreby fiškálna a redistribučná politika vlády, diverzifikácia aktív prostredníctvom kapitálových trhov a trh práce. Zemanek (2010) ďalej testoval hypotézu, že zahraničné investície vplývajú na medzinárodné vyrovnávanie spotreby, pričom ich efekt bol odhadnutý prostredníctvom medzinárodnej investičnej pozície danej krajiny, ktorá do modelu (8) vstupovala na základe vzťahu (10). Dáta o investičnej pozícii krajov však nie sú pre regióny Slovenska evidované, preto nie je možné uvedenú hypotézu testovať na regionálnej úrovni.

Z uvedeného dôvodu bol pre regióny Slovenska testovaný alternatívny faktor, ktorý môže ovplyvňovať vyrovnávanie spotreby, a tým je trh práce. Na základe údajov o počte pracujúcich s miestom trvalého bydliska v príslušnom kraji a miestom zamestnania v inom kraji, údajov o počte pracujúcich s miestom trvalého bydliska v inom kraji a miestom zamestnania v príslušnom kraji, a údajov o počte pracujúcich s miestom zamestnania v príslušnom kraji bol v rámci dizertačnej práce vytvorený indikátor opisujúci pohyb pracovnej sily v podobnom zmysle ako medzinárodná investičná pozícia opisuje tok kapitálu. Opísaný indikátor bol nazvaný ako pozícia regiónu z hľadiska pracovnej migrácie (alebo anglicky „Labor Migration Position“, ozn. *LMP*), a jeho výpočet je uvedený ako vzťah (54):

$$LMP = \frac{L_{OUT} - L_{IN}}{L_P} \quad (54)$$

V uvedenom vzťahu (54)  $L_{OUT}$  predstavuje počet pracujúcich, ktorí majú trvalý pobyt v príslušnom kraji, ale zamestnanie v inom, teda tú časť pracovnej sily, ktorá migruje za prácou von zo skúmaného kraja,  $L_{IN}$  predstavuje počet pracujúcich, ktorí majú trvalý pobyt v inom kraji, ale zamestnanie v skúmanom kraji, teda tú časť pracovnej sily, ktorá migruje za prácou do skúmaného kraja a  $L_P$  predstavuje počet pracujúcich v skúmanom kraji.

Keďže teoreticky neexistujú žiadne obmedzenia na to aké hodnoty môžu ukazovatele  $L_{OUT}$ ,  $L_{IN}$  a  $L_P$  nadobúdať tak hodnota zostrojeného indikátora  $LMP$  môže byť v podstate akékoľvek racionálne číslo. Je ale zmysluplné predpokladať, že v bežných prípadoch bude  $LMP$  nadobúdať hodnoty z intervalu  $(-1; 1)$ , pričom záporné hodnoty budú naznačovať, že je väčší príchod pracovnej sily ako jej odchod a pozitívne hodnoty, že je väčší odchod za prácou ako je prísun pracovnej sily z iných krajov.

Rovnako ako v prípade medzinárodnej investičnej pozície, je možné predpokladať, že indikátor  $LMP$  posilňoval vyrovnávanie spotreby v jednotlivých regiónoch. Po vzore Zemaneka (2010) bol uvedený indikátor do modelu zavedený ako interakčný člen s premennou regionálnej odchýlky v hrubom domácom produkte na obyvateľa. Implicitne je tak možné predpokladať, že celkový koeficient vyrovnávania spotreby je závislý od odchýlky v príjme, čo je vzťah všeobecný pre všetky regióny a od pozície regiónu z hľadiska pracovnej migrácie, ktorá je špecifická pre skúmaný z región, ako je uvedené vo vzťahu (55):

$$\beta_{CS} = \beta_1 + \beta_2 LMP \quad (55)$$

Dosadením za  $\beta_{CS}$  podľa vzťahu (55) do základného modelu (53) vznikol model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o vplyv pozície regiónov z hľadiska pracovnej migrácie, ktorý je v modeli znázornený prostredníctvom interakčného člena pre premennú regionálnej odchýlky v HDP na obyvateľa a pozície regiónu z hľadiska pracovnej migrácie, ktorý je znázornený v modeli (56):

$$\begin{aligned} (\Delta C_{i,t} - \Delta C_{SK,t}) = & \beta_0 + \beta_1 (\Delta Y_{i,t} - \Delta Y_{SK,t}) + \\ & + \beta_2 LMP (\Delta Y_{i,t} - \Delta Y_{SK,t}) + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (56)$$

V rozšírenom modeli predstavuje parameter  $\beta_1$  hodnotu koeficient vyrovnávania spotreby, ktorá nezávisí od pozície regiónu z hľadiska pracovnej migrácie a  $\beta_2$  je veľkosť efektu pracovnej migrácie v danom regióne ( $LMP$ ) na hodnotu koeficientu vyrovnávania spotreby pre daný región, pričom je možné predpokladať, že jeho hodnota bude záporná. Teda migrácia za prácou bude zvyšovať vyrovnávanie spotreby v danom kraji. Pre použitie dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov pri odhade špecifikácie (56) s interakčným členom, boli ako inštrumenty pre súčin  $LMP$  a premennej regionálnej odchýlky v HDP na obyvateľa použité premenné súčinu celkových investícií s  $LMP$  ( $INV$ ) a regionálnej

odchýlky v počte zamestnaných na celkovú populáciu s *LMP* (ZAM). Výsledky odhadov modelu (56) prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS) pri predpoklade opísanej hypotézy sú uvedené v tabuľke 17.

**Tabuľka 17: Odhad rozšíreného modelu vyrovnávania spotreby pre regióny Slovenska (56) prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) ako a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS), s využitím celkových investícií (INV) a regionálnej odchýlky v počte zamestnancov na populáciu (ZAM) ako inštrumentov pre vysvetľujúcu premennú, pre regióny Slovenska a obdobie 2004-2011 (2004-2013 v prípade OLS odhadu 2004-2012 v prípade 2SLS-ZAM).**

	OLS	2SLS – INV	2SLS – ZAM
Konštanta	0,000462 (0,000383)	0,000269 (0,000770)	0,000301 (0,000685)
$(\Delta Y_{i,t} - \Delta Y_{SK;t})$	0,145921 (0,133051)	0,151511 (0,201968)	0,141945 (0,191610)
$LMP(\Delta Y_{i,t} - \Delta Y_{SK;t})$	-0,914272 (0,892127)	-1,463041 (1,820858)	-1,851590 (1,380165)
Počet pozorovaní	80	64	72
$R^2$	0,353046	0,391205	0,349725
$\bar{R}^2$	0,318542	0,349931	0,310902

**Zdroj:** Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

**Poznámky:** Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Štatistické testy pre odhady uvedené v tabuľke 17 sú prezentované v prílohe (Odhad 41-43). Rovnako bola testovaná platnosť použitých inštrumentov prostredníctvom aplikácie Sarganovho testu na preidentifikovaný odhad (príloha Odhad 44), v ktorom boli použité všetky dostupné inštrumenty. Na základe výsledkov testu je možné konštatovať, že všetky použité inštrumentálne premenné sú platné.

Následne bola skúmaná exogénnosť vysvetľujúcich premenných prostredníctvom Hausmanovho testu. Test nezamietol exogénnosť vysvetľujúcich premenných pre odhady uvedené v tabuľke 17 (príloha Odhad 42-43) ani pre preidentifikovaný odhad (príloha Odhad 44), preto boli ďalej analyzované len odhady získané prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov.

Rozšírením modelu o interakčný člen pozície regiónov z hľadiska pracovnej migrácie a regionálnej odchýlky v HDP na obyvateľa, ktorý je uvedený vyššie ako vzťah (54) sa zvýšila celková vysvetľujúca schopnosť modelu. Na základe hodnoty korigovaného koeficientu determinácie však nedošlo k porovnateľnému zvýšeniu vysvetľujúcej schopnosti modelu.

Efekt interakčného člena je však v súlade s apriórными predpokladmi, keďže znižuje hodnotu celkového parametra závislosti spotreby od príjmu, čím prispieva k vyššiemu vyrovnávaniu spotreby. Ak porovnáme odhad parametra pri regionálnej odchýlke v HDP na obyvateľa, tak je možné pozorovať, že jeho hodnota sa zvýšila, keďže časť negatívnej hodnoty vyrovnávania spotreby sa preniesla na interakčný člen.

Vzhľadom na štatistickú nevýznamnosť všetkých odhadnutých parametrov je nutné konštatovať, že na základe modelu (56) v regiónoch Slovenska dochádza k vyrovnávaniu spotreby. V súlade s nízkou hodnotou korigovaného koeficientu determinácie, ktorého hodnota sa po pridaní novej premennej ešte znížila, je nutné predpokladať, že uvedený model nebol ani po rozšírení vhodný pre vysvetľovanie regionálnych odchýlok v spotrebe na obyvateľa.

### **Relaxácia efektov pracovnej migrácie pre model vyrovnávania spotreby**

Indikátor pozície regiónov z hľadiska pracovnej migrácie  $LMP$ , ktorý bol v rámci práce navrhovaný pre rozšírenie modelu sa tak javí ako irelevantný pre vysvetlenie regionálneho vyrovnávania spotreby. V rámci odhadu však bol predpokladaný striktné daný vzťah (54), ktorý implicitne udáva väzby medzi jednotlivými zložkami  $LMP$ . Teda že relatívny príchod pracovnej sily ( $L_{IN}/L_P$ ) ma rovnako veľký efekt na celkové vyrovnávanie spotreby ako relatívny odchodu pracovnej sily ( $L_{OUT}/L_P$ ), ale pôsobí v opačnom smere, t.j.

$$LMP = \frac{L_{OUT}}{L_P} - \frac{L_{IN}}{L_P} \quad (57)$$

Ak ale niektorý z ukazovateľov  $L_{IN}/L_P$  alebo  $L_{OUT}/L_P$  nemá vplyv na vyrovnávanie spotreby, tak potom uvedený striktný predpoklad môže skresliť výsledky odhadu. Preto bol v rámci analýzy vzťah (54) zvolnený a indikátor  $LMP$  mal pre nasledujúci odhad podobu podľa relácie (58).

$$LMP = \theta_1 \frac{L_{OUT}}{L_P} + \theta_2 \frac{L_{IN}}{L_P} \quad (58)$$

V uvedenom vzťahu (58) predstavujú  $\theta$  parametre, ktoré určujú vplyv ukazovateľa príchodu pracovnej sily ( $L_{IN}/L_P$ ) a ukazovateľa odchodu pracovnej sily ( $L_{OUT}/L_P$ ) na koeficient vyrovnávania spotreby. Uvedený predpoklad (58) bol doplnený do modelu (56),

čím vznikla nová špecifikácia modelu vyrovnávania spotreby, ktorá je uvedená ako vzťah (58):

$$\begin{aligned}
 (\Delta C_{i;t} - \Delta C_{SK;t}) &= \beta_0 + \beta_1(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t}) + \\
 &+ \tilde{\theta}_1 \frac{L_{OUT}}{L_P} (\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t}) + \\
 &+ \tilde{\theta}_2 \frac{L_{IN}}{L_P} (\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t}) + \varepsilon_{i;t}
 \end{aligned}
 \tag{59}$$

Kde odhadované parametre  $\tilde{\theta}_1 = \beta_1\theta_1$  a  $\tilde{\theta}_2 = \beta_1\theta_2$ . Pre odhad prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov boli ako inštrumenty pre interakčné členy použité súčiny ukazovateľov  $L_{IN}/L_P$  a  $L_{OUT}/L_P$  s celkovými investíciami (INV) a regionálnou odchýlkou v počte zamestnaných na celkovú populáciu (ZAM). Model (59) bol teda následne odhadnutý prostredníctvom jednoduchej (OLS) a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS), pričom výsledky odhadov (príloha Odhad 45-47) sú uvedené v tabuľke 18.

**Tabuľka 18:** Odhad relaxovaného rozšíreného modelu vyrovnávania spotreby pre regióny Slovenska (59) prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) ako a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS), s využitím celkových investícií (INV) a regionálnej odchýlky v počte zamestnancov na populáciu (ZAM) ako inštrumentov pre vysvetľujúcu premennú, pre regióny Slovenska a obdobie 2004-2011 (2004-2013 v prípade OLS odhadu 2004-2012 v prípade 2SLS-ZAM).

	OLS		2SLS – INV		2SLS – ZAM	
Konštanta	0,001648	**	0,002513	**	0,001692	*
	(0,000773)		(0,001033)		(0,000918)	
$(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t})$	0,646610	*	0,929329	***	0,759913	***
	(0,335678)		(0,212623)		(0,257915)	
$(L_{IN}/L_P)(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t})$	-3,067047		-4,589607	*	-1,848403	
	(2,120318)		(2,332654)		(3,564719)	
$(L_{OUT}/L_P)(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t})$	-3,227222	*	-4,830976	**	-5,060768	***
	(1,852875)		(1,587808)		(1,335818)	
Počet pozorovaní	80		64		72	
$R^2$	0,375219		0,411269		0,362975	
$\bar{R}^2$	0,333004		0,360516		0,314716	

Zdroj: Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

Poznámky: Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Odhady prezentované v tabuľke 18 boli rovnako ako v predchádzajúcich prípadoch podrobené štatistickej verifikácii, ktorej výsledky sú uvedené v prílohách (Odhad 45-47). Platnosť inštrumentov bola potvrdená Sarganovým testom pre preidentifikovaný odhad, ktorý zahrňoval všetky použité inštrumentálne premenné (príloha Odhad 48). Následne



Hausmanov test nezamietol exogénnosť vysvetľujúcich premenných pre všetky odhady vykonané prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (prílohy Odhad 46-48).

Na základe vyššej hodnoty korigovaného koeficientu determinácie pre každý z odhadov v porovnaní s odhadmi uvedenými v tabuľke 17, je možné konštatovať, že zvolením predpokladov o premennej *LMP* sa podarilo zvýšiť vysvetľovanú variabilitu regionálnej odchýlky v spotrebe na obyvateľa.

Ohľadom štatistickej významnosti parametrov je možné poukázať na fakt, že pri použití dvojstupňovej metódy bolo možné získať nižšie štandardné odchýlky pre parameter interakčného efektu medzi premennou regionálna odchýlka v HDP na obyvateľa a indikátorom odchodu pracovnej sily. Pri použití dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov sa v štandardných prípadoch predpokladá, že je menej efektívna ako jednoduchá metóda najmenších štvorcov, čo býva aj dôvodom pre testovanie exogénnosti vysvetľujúcich premenných. Uvedený rozpor je preto možné považovať za náznak vhodnosti použitia dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov pre daný model v porovnaní s použitím jednoduchej metódy najmenších štvorcov.

V rámci ďalšej analýzy bola preto venovaná pozornosť najmä odhadom prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov, napriek tomu, že výsledky Hausmanovho testu naznačujú exogénnosť vysvetľujúcich premenných (prílohy Odhad 47-48).

Na 5% hladine významnosti je štatisticky významný parameter elasticity regionálnej odchýlke v HDP na obyvateľa a elasticity interakčného člena pre indikátor odchodu pracovnej sily bez ohľadu na charakter inštrumentálnych premenných. Hodnota elasticity regionálnej odchýlke HDP na obyvateľa je v porovnaní s predchádzajúcimi odhadmi výrazne vyššia, pričom je možné hovoriť, že je relatívne blízka jednej. Z hľadiska apriórnych predpokladov je možné predpokladať, že v prípade, ak by nepôsobili iné faktory na vzťah spotreby a príjmu, tak odchýlky v spotrebe by boli blízke k jednotkovej elasticite voči zmene odchýlok v príjme.

Naopak výrazne negatívna hodnota parametra interakčného člena medzi indikátorom odchodu pracovnej sily a regionálnymi odchýlkami v HDP na obyvateľa naznačujú, že migrácia pracovnej sily do iných regiónov znižuje vyššie uvedené

jednotkovú elasticitu medzi príjmom a spotrebou. Odchod pracovnej sily za prácou do iných regiónov tak napomáha vyrovnávať spotrebu v prípade, že dôjde k prepadu príjmu. Ohľadom vysvetľujúcej schopnosti modelu je možné konštatovať, že odhadnutý model lepšie vysvetľuje prečo dochádza k vyrovnávaniu spotreby (odhadnuté parametre koeficientu spotreby sú štatisticky významné pre dvojestupňové odhady), než aby lepšie vysvetľoval prečo dochádza k regionálnym výkyvom v spotrebe (hodnota koeficientu determinácie je stále nízka).

Vzťah medzi odchýlkami v spotrebe, odchýlkami v príjme a pozíciou regiónov z hľadiska pracovnej migrácie, tak ako je opísaný odhadmi v tabuľke 17, je na základe štatistických testov možné považovať len za potenciálne platný, keďže vzhľadom na výsledky Hausmanovho testu by mali byť interpretované výsledky pre odhad prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov, pre ktorú sú skúmané parametre štatisticky nevýznamné.

### **Rozšírenie modelu vyrovnávania spotreby zohľadňujúce priestorovú heterogenitu**

Alternatívne bol po vzore Zemaneka (2010) a Ivaničovej a Ostrihoňa (2014) skúmaný model vyrovnávania spotreby, ktorý zohľadňuje priestorové rozdiely vo vzťahu medzi regionálnou odchýlkou v spotrebe na obyvateľa a regionálnou odchýlkou v HDP na obyvateľa. V predbežnej analýze, ktorá predchádzala uvedeným odhadom, bol doplnený parameter odlišujúci elasticitu jedného z regiónov oproti priemeru ostatných regiónov, podobne ako vo svojej analýze postupovali Ivaničová a Ostrihoň (2014). Pre dosiahnutie väčšieho počtu stupňov voľnosti pre parameter, ktorý odlišuje elasticitu bola vytvorená umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu jedna ak bol pre daný región v predbežnej analýze odhadnutý záporný parameter odlišujúci elasticitu daného regiónu oproti priemeru ostatných regiónov a hodnotu nula v opačnom prípade.

Premenná  $DUM_{CS}$ , ktorá vznikla na základe predbežnej analýzy, je rovná jednej v prípade Trnavského, Trenčianskeho, Nitrianskeho a Prešovského kraja a nule v ostatných prípadoch. Následne bolo vytvorené analogické rozšírenie základného modelu vyrovnávania spotreby pre premennú  $DUM_{CS}$  ako uvádza Zemanek (2010) vo vzťahu (9), t.j.

$$\beta_{CS} = \beta_1 + \beta_2 DUM_{CS} \quad (60)$$

Doplnením vzťahu (60) do základného modelu (53) vznikol rozšírený model regionálneho zdieľania spotreby (61) zohľadňujúci priestorovú heterogenitu.

$$(\Delta C_{i;t} - \Delta C_{SK;t}) = \beta_0 + \beta_1(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t}) + \beta_2 DUM_{CS}(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t}) + \varepsilon_{i;t} \quad (61)$$

V modely (61) vyjadruje parameter  $\beta_0$  odhadovaný absolútny člen,  $\beta_1$  hodnotu koeficientu vyrovnávania spotreby, ktorá je spoločná pre priemer nevyčlenených regiónov a  $\beta_2$  je parameter odlišujúci koeficient vyrovnávania spotreby pre vyčlenené regióny (Trnavský, Trenčiansky, Nitriansky a Prešovský kraj) oproti ostatným nevyčlenených regiónov. Použitím opísaného prístupu bol odhadnutý rozdiel vo vplyve HDP na spotrebu pre určené regióny, oproti ostatným regiónom. Odhady prostredníctvom jednoduchej a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov, s využitím súčinu umelej premennej a celkových investícií alebo regionálnej odchýlky v počte zamestnancov na celkovú populáciu ako inštrumentov pre premennú umožňujúcu odhad parametra odlišujúceho elasticitu, sú uvedené v tabuľke 19.

**Tabuľka 19: Odhad modelu vyrovnávania spotreby pre regióny Slovenska skúmajúceho regionálne rozdiely (61), prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov (OLS) ako a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (2SLS), s využitím celkových investícií (INV) a regionálnej odchýlky v počte zamestnancov na populáciu (ZAM) ako inštrumentov pre vysvetľujúcu premennú, pre regióny Slovenska a obdobie 2004-2011 (2004-2013 v prípade OLS odhadu 2004-2012 v prípade 2SLS-ZAM).**

	OLS		2SLS – INV		2SLS – ZAM
Konštanta	0,000930 (0,000616)		0,001561 (0,001374)		0,001708 (0,001352)
$(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t})$	0,216284 * (0,119214)		0,461210 ** (0,191988)		0,405223 * (0,217089)
$DUM_{CS}(\Delta Y_{i;t} - \Delta Y_{SK;t})$	-0,311260 (0,208259)		-0,912731 *** (0,300551)		-0,861472 ** (0,339991)
Počet pozorovaní	80		64		72
$R^2$	0,363845		0,341597		0,316930
$\bar{R}^2$	0,329916		0,296960		0,276149

**Zdroj:** Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

**Poznámky:** Štandardné odchýlky parametrov sú uvedené v zátvorkách. Symbol „\*“ za hodnotou odhadnutého parametra označujú zamietnutie nulovej hypotézy t-testu na 10% (\*), 5% (\*\*) a 1% (\*\*\*) hladine významnosti. Pre odhady sú tiež uvedené hodnoty koeficientu determinácie ( $R^2$ ) a korigovaného koeficientu determinácie ( $\bar{R}^2$ ).

Podobne ako v predchádzajúcich prípadoch bola vykonaná štatistická verifikácia získaných odhadov, ktorá je uvedená v prílohách (Odhad 49-51). Opätovne bola tiež testovaná platnosť použitých inštrumentov prostredníctvom aplikácie Sarganovho testu na preidentifikovaný odhad, ktorý obsahoval všetky použité inštrumenty (prílohy Odhad 52).

Na základe výsledkov testu je možné konštatovať, že použité inštrumenty boli platné pre odhad modelu (61).

Hausmanov test nezamietol exogénnosť vysvetľujúcich premenných ani pre jeden z odhadov prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov (prílohy Odhad 50-52). Keďže štandardné odchýlky sú pre všetky parametre vyššie pri použití dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov, čo je v súlade s predpokladmi použitia inštrumentálnych premenných, boli ďalej analyzované len výsledky pre jednoduchú metódu najmenších štvorcov.

Pri porovnaní korigovaného koeficientu determinácie pôvodného modelu (Tabuľka 16) a odhadnutého modelu rozšíreného o priestorový rozmer (Tabuľka 19) je možné pozorovať, že pridaním parametra odlišujúceho koeficient vyrovnávania spotreby Trnavského, Trenčianskeho, Nitrianskeho a Prešovského kraja sa vysvetľujúca schopnosť modelu, zvýšila len zanedbateľne.

Odhadnutá hodnota parametra odlišujúceho elasticitu je záporná, ako bolo možné predpokladať vzhľadom na odlišenie elasticity len pre tie regióny, pre ktoré bol vzťah medzi regionálnymi odchýlkami v spotrebe na obyvateľa a v HDP na obyvateľa nižší ako v prípade priemeru regiónov. Naopak hodnota parametra určujúceho vzťah medzi regionálnymi odchýlkami v spotrebe na obyvateľa a v HDP na obyvateľa ostatných regiónov vzrástla keďže boli izolované regióny, ktoré priemer znižovali.

### **Analýzy regionálnych rozdielov vo vyrovnávaní spotreby**

Pre určenie hodnoty vplyvu regionálnych odchylok v HDP na obyvateľa na regionálne odchýlky v spotrebe na obyvateľa v Trnavskom, Trenčianskom, Nitrianskom a Prešovskom kraji bola sčítaná hodnota parametra odlišujúceho elasticitu a parametra určujúceho vzťah medzi regionálnymi odchýlkami v spotrebe na obyvateľa a v HDP, podľa vzťahu (60). Ich súčet je však záporný čo naznačuje, že v priemere je pre uvedené regióny negatívny vzťah medzi regionálnymi odchýlkami v HDP na obyvateľa a v spotrebe na obyvateľa.

Vzhľadom na fakt, že sú všetky parametre, ktoré boli odhadnuté prostredníctvom jednoduchej metódy najmenších štvorcov štatisticky nevýznamné, je možné opätovne konštatovať potvrdenie predpokladu o regionálnom vyrovnávaní spotreby.

Na základe výsledkov odhadov modelu (59) a modelu (61) je možné konštatovať, že vyrovnávanie spotreby nie je v rámci regiónov homogénne a môže sa medzi jednotlivými kraji líšiť. Pri porovnaní uvedených dvoch modelov, bol z hľadiska ekonomickej interpretácie uprednostnený model (59). Podľa odhadnutého modelu je elasticita medzi regionálnymi odchýlkami v spotrebe na obyvateľa a HDP na obyvateľa v priemere o niečo nižšia ako jednotková, pričom odchádzajúca pracovná sila z regiónu uvedenú závislosť výrazne znižuje, čím prispieva k vyrovnávaniu spotreby. Celková závislosť spotreby od HDP tak môže byť aj negatívna v prípade, že v danom regióne dochádza k veľmi vysokej migrácii za prácou.

Na tento fakt poukazujú aj odhady modelu (61), ktoré indikujú pre skupinu regiónov Trnavského, Trenčianskeho, Nitrianskeho a Prešovského kraja negatívny vzťah medzi spotrebou a HDP. Keďže uvedený vzťah je vzhľadom na charakter odhadu považovaný za fixný, nie je možné vysvetliť, prečo by z dlhodobého hľadiska mala byť uvedená elasticita záporná. Na druhej strane model (59) vysvetľuje negatívnu závislosť ako funkciu migrácie za prácou teda ako variabilný efekt, ktorý z dlhodobého hľadiska nemusí pretrvávať, čo prispieva k jeho interpretačnej schopnosti. Vzhľadom na túto výhodu bolo pre ďalšiu analýzu regiónov využité len odhady pre model (59) uvedené v tabuľke 18.

Pre hlbšiu analýzu regionálnych rozdielov vo vyrovnávaní spotreby bol na základe odhadu vzťahu (59) zostrojený časový rad koeficientu elasticity regionálnych odchýlok v spotrebe na obyvateľa od regionálnych odchýlok v HDP na obyvateľa pre každý zo skúmaných regiónov. Keďže na základe odhadov modelu (59), uvedených v tabuľke 18, boli napriek nezamietnutiu exogenosti vysvetľujúcich premenných Hausmanovým testom štandardné odchýlky skúmaných parametrov nižšie pre dvojstupňovú metódu najmenších štvorcov, boli preferované tieto odhady pred odhadom na základe jednoduchej metódy najmenších štvorcov.

Boli preto generované časové rady koeficientu vyrovnávania spotreby, pričom v prvom kroku boli využité len parametre, ktoré boli štatisticky významné a následne všetky odhadnuté parametre. Pre štatisticky významné parametre odhadu prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov s využitím celkových investícií ako základu inštrumentov (2SLS-INV) mal vzťah (58) nasledujúcu podobu:

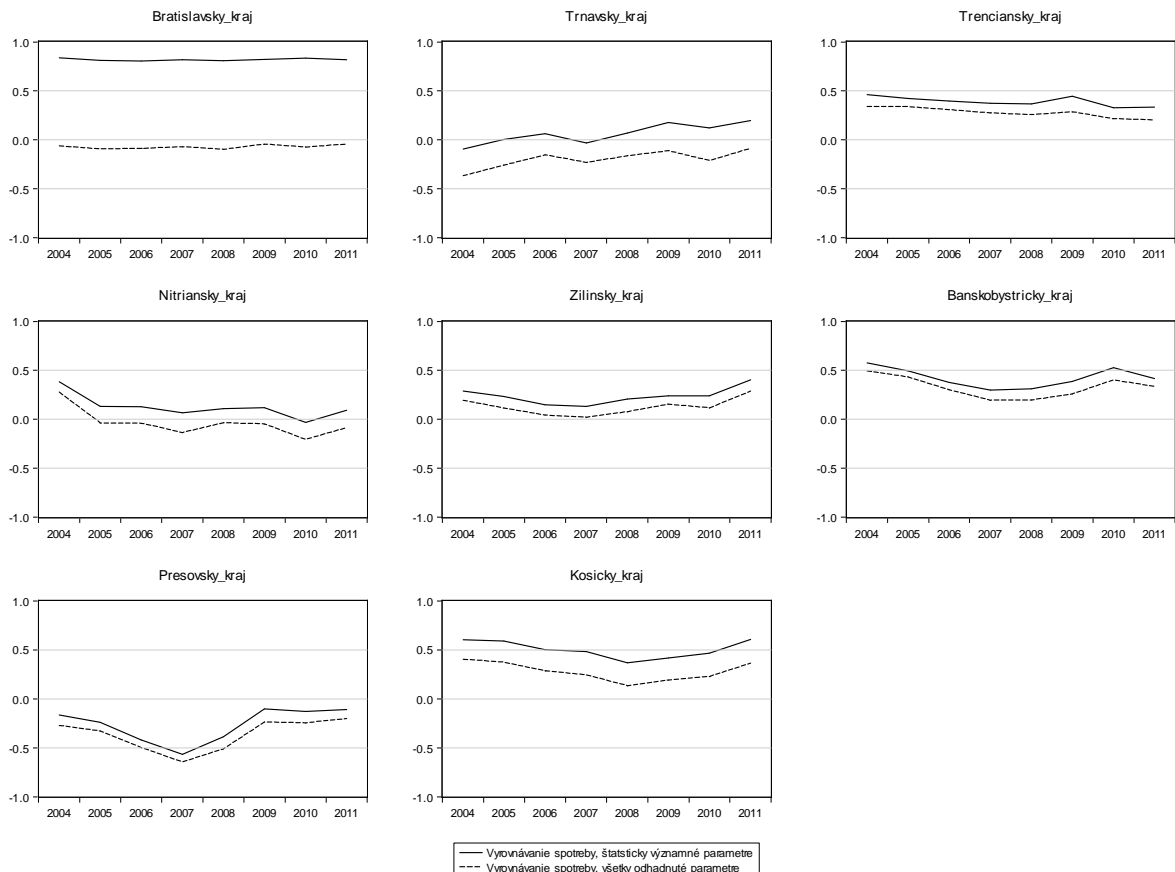
$$\beta_{CS} = 0,929 - 4,831 \frac{L_{OUT}}{L_P} \quad (62)$$

V prípade, že boli použité všetky odhadnuté parametre vzťahu (58), získané prostredníctvom dvojestupňovej metódy najmenších štvorcov s využitím celkových investícií (2SLS-INV) ako základu inštrumentov bola jeho podoba nasledujúca:

$$\beta_{CS} = 0,929 - 4,831 \frac{L_{OUT}}{L_P} - 4,590 \frac{L_{IN}}{L_P} \quad (63)$$

Vo vzťahu (63) predstavuje  $\beta_{CS}$  hodnotu koeficientu vyrovnávania spotreby,  $L_{OUT}/L_P$  je hodnota ukazovateľa relatívneho odchodu pracovnej sily a  $L_{IN}/L_P$  je hodnota ukazovateľa relatívneho príchodu pracovnej sily. Vypočítané hodnoty pre celkový koeficient vyrovnávania spotreby na základe vzťahov (62) a (63) sú zobrazené na obrázku 1:

**Obrázok 1: Koeficienty vyrovnávania spotreby podľa odhadu prostredníctvom inštrumentálnej premennej celkových investícií (2SLS-INV)**



**Zdroj:** Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

**Poznámky:** Na horizontálnej osi sú zobrazené sledované roky 2004-2011 a na vertikálnej osi vypočítané hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby. Prerušovaná čiara naznačuje časový rad koeficientu vyrovnávania spotreby podľa všetkých odhadnutých parametrov a plná len podľa štatisticky významných parametrov.

Pre štatisticky významné hodnoty parametrov na základe odhadu prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov s využitím regionálnych odchýlok v počte zamestnancov na celkovú populáciu (2SLS-ZAM) mal vzťah (58) pre výpočet koeficientu vyrovnávania spotreby nasledujúcu podobu:

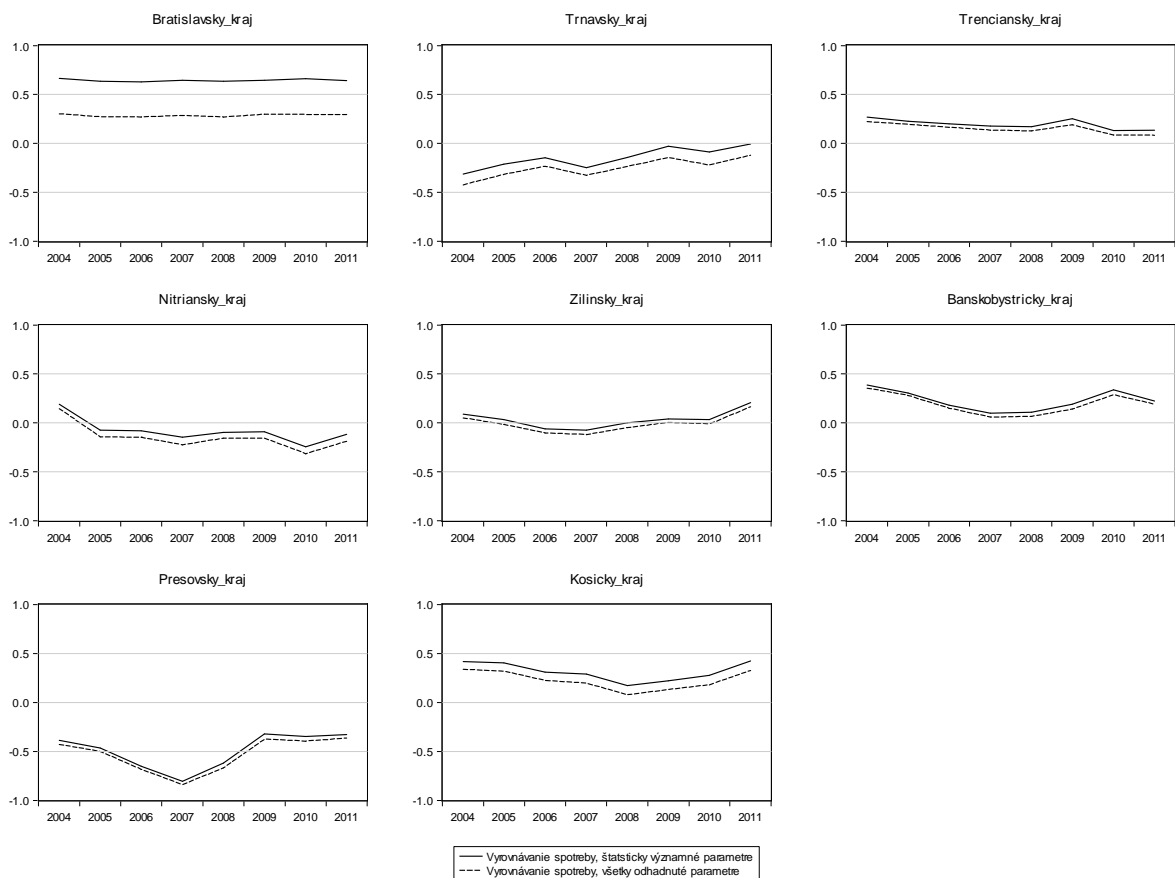
$$\beta_{CS} = 0,760 - 5,061 \frac{L_{OUT}}{L_P} \quad (64)$$

Pre všetky relevantné parametre odhadnuté prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov s využitím regionálnych odchýlok v počte zamestnancov na celkovú populáciu (2SLS-ZAM) mal vzťah (58) pre výpočet koeficientu vyrovnávania spotreby nasledujúci tvar:

$$\beta_{CS} = 0,760 - 5,061 \frac{L_{OUT}}{L_P} - 1,848 \frac{L_{IN}}{L_P} \quad (65)$$

Vypočítané hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby ako aj porovnanie jeho hodnôt pre výpočet na základe štatistických významných parametrov (vzťah (64)) a všetkých relevantných parametrov (vzťah (65)) sú prezentované na obrázku 2, na nasledujúcej strane.

**Obrázok 2: Koefficienty vyrovnávania spotreby podľa odhadu prostredníctvom inštrumentálnej premennej regionálnych odchýlok v počte zamestnancov na celkovú populáciu (2SLS-ZAM)**



**Zdroj:** Výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.

**Poznámky:** Na horizontálnej osi sú zobrazené sledované roky 2004-2011 a na vertikálnej osi vypočítané hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby. Prerušovaná čiara naznačuje časový rad koeficientu vyrovnávania spotreby podľa všetkých odhadnutých parametrov a plná len podľa štatisticky významných parametrov.

Pri porovnaní hodnôt koeficientu vyrovnávania spotreby na základe výpočtu prostredníctvom štatisticky významných parametrov a všetkých relevantných parametrov, je možné konštatovať, že okrem Bratislavského kraja zohľadnenie štatisticky nevýznamných parametrov by neovplyvnilo kvalitatívne závery analýzy, bez ohľadu na charakter použitých inštrumentov. Preto boli v prvom kroku interpretované hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby v ostatných krajoch a až následne na to bola venovaná pozornosť Bratislavskému kraju.

Z hľadiska hodnôt koeficientu vyrovnávania spotreby je možné rozdeliť regióny Slovenska do troch skupín. Prvú skupinu tvoria regióny, pre ktoré je koeficient vyrovnávania spotreby blízky nule, alebo sa k nej dlhodobo približuje. Uvedená skupina, predstavuje regióny, v ktorých dochádza k výraznému vyrovnávaniu spotreby a spotreba takmer nie je závislá na regionálnej produkcii a teda príjme. Do tejto skupiny bol zaradený



Nitriansky a Žilinský kraj a keďže k hodnote nula sa počas pozorovaného obdobia dlhodobo približujú tak aj Trnavský a Trenčiansky kraj.

Druhú skupinu predstavujú regióny, ktorých koeficient vyrovnávania spotreby je dlhodobo väčší ako nula. Sú to teda regióny, v ktorých regionálna spotreba je vo väčšej miere závislá od regionálnej produkcie a teda aj od regionálneho príjmu, pričom do tejto skupiny je možné zaradiť Banskobystrický a Košický kraj. V prípade oboch krajov je možné pozorovať, že v rokoch 2008-2009 došlo k zníženiu hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby, no po tomto období jeho hodnota začala opäť rásť.

Tretia skupina predstavuje opačný prípad, a to keď je koeficient vyrovnávania spotreby dlhodobo nižší ako nula. V takomto prípade by bolo možné konštatovať, že medzi regionálnymi odchýlkami v príjme a spotrebe je negatívny vzťah. Uvedený vzťah je však možné vysvetliť prostredníctvom priradenia pracovnej migrácie, ktorá spôsobuje, že spotreba sa riadi podľa odchýlok v príjme iného kraja. Ako alternatívne zdôvodnenie je možné uviesť, že v kraji vzniká v čase zvýšenej produkcie dodatočná tvorba úspor a v čase nedostatočnej produkcie zvýšená spotreba v dôsledku vytvárania zásob. Na základe dlhodobo nízkych hodnôt koeficientu vyrovnávania spotreby, ktoré sa ustálili na hodnote nižšej ako je nula bol do tejto skupiny zaradený Prešovský kraj.

Keďže vyrovnávanie spotreby sa na základe potenciálne platného modelu (59), medzi jednotlivými regiónmi líši, zdá sa byť zmysluplné zvážiť jeho možný dopad na regionálnu konkurencieschopnosť. Vyrovnávanie spotreby vo svojej podstate zaručuje, že nebude dochádzať k prudkým výkyvom v spotrebe v dôsledku výpadku alebo prudkého nárastu príjmu. Z hľadiska regionálnej konkurencieschopnosti mnohí autori poukazujú na dôležitú pozíciu krátkodobej a dlhodobej udržateľnosti či už produkcie alebo spotreby, ktorá determinuje životný štandard. V súlade s tým je možné konštatovať, že volatilná regionálna spotreba, ktorá sa bude prudko meniť v závislosti od príjmu sa nedá považovať za ukazovateľ, ktorý by zlepšoval vnímanie regiónu po stránke udržateľného životného štandardu.

Ak by aj nebola krátkodobá a dlhodobá udržateľnosť štandardu života kritériom pre konkurencieschopnosť, tak v dôsledku nutnosti dodatočného zabezpečovania sa pre prípad výpadku príjmu a zvýšeného pocitu neistoty by regionálna konkurencieschopnosť kraja utrpela. Ďalej je možné uvažovať, že podobné negatívne dôsledky neexistencie vyrovnávania spotreby by sa z hľadiska subjektu prejavili aj pre firmy, ktoré by pre svoju

výrobu nemali garantovaný stáli odbyt a v dôsledku existencie rizika výpadku príjmu by sa museli poistiť, prípadne vyrábať opatrnejším spôsobom, z čoho by im plynul ušlý zisk, na základe čoho je možné opäť predpokladať, že regionálna konkurencieschopnosť by bola oproti opačnej situácii nižšia.

Uvedené príklady sú však pomerne extrémne oproti reálnym výsledkom pre kraje Slovenska, v ktorých bola zaznamenaná určitá miera vyrovnávania spotreby v každom kraji. Vzhľadom ale na načrtnutý predpoklad, že so zhoršujúcim sa vyrovnávaním spotreby regionálna konkurencieschopnosť klesá, je možné analyzované regióny usporiadať podľa zostavených skupín vyrovnávania spotreby.

Pre prvú skupinu regiónov (Trnavský, Trenčiansky, Nitriansky a Žilinský kraj) je spotreba vyrovnávaná v najväčšej možnej miere. Regióny patriace do uvedenej skupiny majú teda najlepšiu perspektívu z hľadiska zdieľania rizika výpadku príjmu prostredníctvom trhu práce a pracovnej migrácie. Je teda možné predpokladať, že z hľadiska konkurencieschopnosti budú uvedené regióny najsilnejšie, keďže možnosť zdieľania rizika poskytuje obyvateľstvu vyrovnané zvyšovanie životnej úrovne, a následne vyrovnaná spotreba predstavuje pre podniky stabilný odbyt produkcie.

Druhú skupinu tvoria regióny, u ktorých bol na základe modelu (58) zaznamenaný návrat k pozitívnym hodnotám koeficientu vyrovnávania spotreby. Konkrétne sa jedná o Banskobystrický a Košický kraj. Hodnota koeficientu však v priemere nebola výrazne vysoká, preto nie je dôvod hovoriť o úplnej strate konkurencieschopnosti v dôsledku nedostatočného vyrovnávania spotreby. V porovnaní s ostatnými krajinami však môže dochádzať k poklesu regionálneho dopytu v uvedených krajinách, ktoré sa následne prejavia v nižšej celkovej konkurencieschopnosti.

Ohľadom tretej skupiny, ktorú na základe vyššie uvedenej analýzy predstavuje Prešovský kraj je možné tiež predpokladať, že v dôsledku existencie negatívnej väzby medzi regionálnymi odchýlkami v HDP na obyvateľa a spotrebe na obyvateľa, môže byť konkurencieschopnosť tejto skupiny nižšia ako prvej skupiny. Ohľadom zamestnávateľov je možné predpokladať, že bude pre nich aj v tomto prípade problematické uspokojiť volatilný dopyt, a že budú relevantné podobné argumenty ako boli použité v prípade druhej skupiny regiónov ohľadom istôt a kvality života obyvateľstva.

V prípade Bratislavského kraja, ktorý bol vynechaný z interpretácie vykonanej analýzy z dôvodu diametrálne odlišných výsledkov pre uvedené výpočty koeficientu vyrovnávania spotreby je možné preskúmať platnosť odhadnutých vzťahov a spomenutých implikácií vo vzťahu k špecifikám tohto kraja. Ten je špecifický svojím postavením, keďže je preň typický vysoký prísun pracovnej sily a naopak relatívne nízka migrácia za prácou. Preto pre vysvetlenie vyrovnávania spotreby je nutné aby príchod pracovnej sily mal negatívny vplyv na celkový koeficient vyrovnávania spotreby.

Napriek tomu, že parameter so zápornou hodnotou bol zamietnutý z hľadiska štatistickej verifikácie t-testom, je možné ho odôvodniť faktom, že príchod pracovnej sily navýši celkovú spotrebu v kraji, pričom môže pôsobiť proti výkyvom v príjme. Teda v prípade prudkého rastu príjmu migranti sporia, kým v prípade výpadku príjmu sú podporovaní z miesta svojho trvalého bydliska. V prípade, ak by uvedený scenár bolo možné podložiť dodatočným empirickým zistením, tak na základe výsledkov koeficientu vyrovnávania spotreby pre všetky relevantné odhadnuté parametre by bol Bratislavský kraj zaradený do prvej alebo druhej skupiny krajov.

Uvedené zaradenie, je však pre Bratislavský kraj irelevantné z hľadiska konkurencieschopnosti, keďže uvedený kraj je podobne ako mnohé iné regióny hlavného mesta európskych krajín ďaleko konkurencieschopnejší ako zvyšok krajov Slovenska (Annoni a Dijkstra, 2011). Preto ak by aj nastal prípad, že v Bratislavskom kraji nedochádza k vyrovnávaniu spotreby v dôsledku migrácie pracovnej sily alebo vyrovnávaniu spotreby celkovo, existuje veľké množstvo relevantných faktorov, ktoré môžu jeho celkovú konkurencieschopnosť zvyšovať v porovnaní s tými krajinami, v ktorých dochádza k úplnému vyrovnávaniu spotreby.

Na základe hodnoty koeficientu korelácie medzi premennými regionálnej odchýlky v HDP na obyvateľa a spotrebe na obyvateľa pre Bratislavský kraj, ktorá je -0,203, je možné predpokladať, že v kraji dochádza k vyrovnávaniu spotreby, len ho nie je možné vysvetliť prostredníctvom pracovnej migrácie ako v krajinách, v ktorých je vysoký podiel domácej populácie, ktorá dochádza za prácou.

Preto je možné uvažovať aj o inej interpretácii vypočítaných hodnôt koeficientu vyrovnávania spotreby vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti. Keďže tá je na základe odhadnutého modelu (61) prevažne závislá na relatívnej miere odchodu pracovnej sily z regiónu, je možné zohľadniť túto stránku vyrovnávania spotreby. Ochota ľudí

prepravovať sa za prácou mimo kraja svojho trvalého bydliska nemusí byť rovnaká pre všetkých obyvateľov. V prípade, ak by bolo možné hovoriť o vysokej ochote zo strany domácej populácie cestovať za prácou, tak by bolo možné vyhodnotiť regionálnu konkurencieschopnosť podľa hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby vypočítaného pre štatisticky významné premenné, pričom čím nižšia by bola jeho hodnota tým vyššia by bola regionálna konkurencieschopnosť.

Na základe definícií regionálnej konkurencieschopnosti uvedených v prvej kapitole, by však konkurencieschopnosť regiónu mala stúpať s tým, aký vysoký štandard života poskytuje domácej populácii, a nie v akej veľkej miere je populácia odkázaná na cestovanie za prácou do iných regiónov. Preto bol pre interpretáciu výsledkov analýzy v časti 4.4 zohľadnený aj alternatívny predpoklad, že konkurencieschopnosť stúpa z hodnotou koeficientu vyrovnávania spotreby pre štatisticky významné parametre, ktorý bol považovaný na základe uvedených argumentov, za väčšmi zodpovedajúci teoretickým definíciám konkurencieschopnosti.

Z uvedeného hľadiska by bolo možné za dlhodobu najväčšmi konkurencieschopný región považovať Bratislavský kraj a za najmenej konkurencieschopný Prešovský kraj, bez ohľadu na to, či bol použitý vzťah (62) alebo vzťah (64) pre výpočet koeficientu vyrovnávania spotreby. Konkurencieschopnosť ostatných skúmaných krajov v danom období je možné určiť na základe príslušnej hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby, ako aj zoradiť jednotlivé kraje v každom sledovanom období. Konkurencieschopnosťou regiónov je v tomto zmysle možné považovať za schopnosť regiónu zabezpečiť dostatočné vyrovnávanie spotreby pre domácu populáciu, bez toho aby pre domácu pracovnú silu nebolo potrebné odchádzať za prácou do iných regiónov, t.j. zabezpečiť vyrovnaný životný štandard domácej populácii.

Navrhovaný prístup pre posúdenie regionálnej konkurencieschopnosti však ani zďaleka nie je vykonanou analýzou vyčerpaný, keďže zohľadňuje len jeden faktor, ktorý ovplyvňuje vyrovnávanie spotreby a neuvažuje s inými faktormi, ktoré by mohli vplývať na obmedzenie migrácie za prácou, ako napríklad nedostatočná infraštruktúra a komunikácie, vzdelanostná úroveň, alebo kultúrne rozdiely. Preto nie je možné považovať ani uvádzané poradie za konečné a robustné voči doplneniu iných faktorov. Zámerom však bolo poukázať na možné využitie regionálneho vyrovnávania spotreby pre hodnotenie regionálnej konkurencieschopnosti a rovnako na možné implikácie, ktoré vyplývajú pre

regionálnu konkurencieschopnosť z hľadiska vyrovnávania spotreby v kontexte pracovnej migrácie.

#### **Prínosy práce v rámci časti 4.4**

Medzi teoretické prínosy v časti 4.4 je možné zaradiť formuláciu indikátora pozície regiónu z hľadiska pracovnej migrácie, ktorého implementácia umožnila odhad vplyvu pracovného trhu na regionálne vyrovnávanie spotreby. Uvedený premennú je teda možné považovať za teoretické rozšírenie pôvodného modelu vyrovnávania spotreby, ktorý prezentoval Zemanek (2010), vo vzťahu k trhu práce, ktorý je predpokladaným kanálom pre zdieľanie príjmového rizika. Ďalším teoretickým rozšírením je zovšeobecnenie vplyvu jednotlivých zložiek tejto premennej, prostredníctvom ktorého bola preukázaná štatistická významnosť relatívneho odchodu pracovnej sily pre odhady na základe dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov na dátach regiónov Slovenska.

Z hľadiska metodického postupu je vzťah medzi regionálnymi odchýlkami v spotrebe a regionálnymi odchýlkami v HDP odhadovaný prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov, keďže na základe relácií medzi makroekonomickými účtami spotreby a príjmu je opodstatnené očakávať, že príjem je pri odhade spotreby endogénnou premennou. Postup vykonaný v rámci analýzy v časti 4.4, tak môže predstavovať námet pre riešenie potenciálneho problému endogenity ako aj pre voľbu inštrumentálnych premenných v prípade odhadov modelov regionálneho vyrovnávania spotreby alebo medzinárodného zdieľania rizika pre iné regióny a krajiny.

Z aplikačného hľadiska je prínosom tejto časti práce priemerná hodnota koeficientu vyrovnávania spotreby, respektíve priebehy jeho hodnôt v prípade jeho vyjadrenia v závislosti od pracovnej migrácie. Práca tak zároveň ponúka vysvetlenie prečo sa vyrovnávanie spotreby medzi jednotlivými regiónmi Slovenska môže líšiť, pričom generovaním hodnôt koeficientov vyrovnávania spotreby pre každý kraj boli získané ďalšie špecifické informácie pre hodnotenie regiónov Slovenska. Predpoklad o rozdieloch v regionálnom vyrovnávaní bol potvrdený prostredníctvom odhadu, ktorý odlišoval koeficient vyrovnávania spotreby pre dve skupiny krajov.

Dôležitými teoretickými prínosmi, z hľadiska riešenia dizertačnej práce ako celku, sú interpretácie regionálneho vyrovnávania spotreby vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti. Na základe alternatívnych predpokladov, v akých môžu

vypočítané hodnoty koeficientu vyrovnávania spotreby indikovať regionálnu konkurencieschopnosť, boli navrhnuté dva prístupy pre vyhodnotenie získaných výsledkov. Prvý vyhodnocoval konkurencieschopnosť podľa dopadov potenciálne nízkeho vyrovnávania spotreby. Druhý prístup vyhodnocoval konkurencieschopnosť podľa príčiny prečo dochádza k vyrovnávaniu spotreby.

## Záver

Predložená dizertačná práca prezentuje empirickú analýzu konkurencieschopnosti regiónov Slovenska použitím troch rozdielnych ekonometrických modelov. Zameranie práce tak bolo sústredené na prístupy k modelovaniu konkurencieschopnosti regiónov a na modelovanie iných súvisiacich konceptov, z ktorých je následne možné vyvodit' implikácie vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti a faktorom, ktoré ju ovplyvňujú. V dôsledku uvedeného je možné považovať hlavný cieľ dizertačnej práce za splnený.

Z hľadiska relevantných informácií k riešenej problematike poskytla prvá kapitola prehľad súčasne platných definícií konkurencieschopnosti, prehľad prístupov k nazeraniu na uvedený pojem z rôznych hľadísk, ako aj prehľad histórie konkurencieschopnosti v kontexte ekonomickej teórie. Podstatne väčšia pozornosť bola v rámci kapitoly venovaná teritoriálnej konkurencieschopnosti, najmä na úrovni regiónov a krajín. V prípade využívania ekonometrických metód priamo pre analýzu regionálnej konkurencieschopnosti je možné pozorovať zriedkavejšie využitie tejto alternatívy v porovnaní s inými prístupmi.

Nedostatok praktických aplikácií ekonometrických modelov pre hodnotenie konkurencieschopnosti je možné prisúdiť neexistencii jednotnej ekonomickej teórie v oblasti teritoriálnej konkurencieschopnosti. Uvedený nedostatok vedie k chýbajúcim apriórnym informáciám, ktoré sú štandardne potrebné pri špecifikácii ekonometrického modelu. S neexistenciou apriórnej špecifikácie ekonometrický prístup zlyháva už na samotnom začiatku výskumu a problém možno zdanlivo atraktívnejšie riešiť prostredníctvom využitia iných metód. Tento predpoklad je možné podporiť aj rozmanitosťou alternatívnych prístupov k hodnoteniu regionálnej konkurencieschopnosti, najmä na základe aplikácie postupov viackriteriálneho rozhodovania. Uvedená kapitola bola preto rozšírená o dodatočné aplikácie ekonometrických metód pre analýzu iných ekonomických fenoménov, ktorých dopady je následne možné interpretovať vo vzťahu k regionálnej konkurencieschopnosti.

Druhá kapitola zadefinovala cieľ dizertačnej práce a tiež detailnejšie popísala jeho základné atribúty a členenie na čiastkové ciele práce. Vzhľadom na to, že všetky modely, ktoré boli v rámci dizertačnej práce analyzované, sú založené na panelových dátach pre regióny Slovenska na úrovni NUTS 3 je možné považovať prvý a druhý čiastkový cieľ za naplnený.

Všetky odhadnuté modely boli overované prostredníctvom štatistických testov, medzi ktorými boli aj špecifické testy pre panelovú štruktúru vstupných údajov. V špecifických prípadoch boli dodatočne skúmané riziká endogenity, neplatnosti inštrumentov a vysokého stupňa multikolinearita. Pre zaistenie spoľahlivosti získaných odhadov boli v prípade potreby použité autoregresné členy pre riešenie časovej autokorelácie a robustné odhady štandardných odchýlok parametrov v prípade prierezovej autokorelácie a heteroskedasticity. Na základe uvedeného je možné považovať tretí čiastkový cieľ za splnený.

Pre zabezpečenie robustnosti získaných výsledkov, bol v prípade rizika nepravej regresie použitý estimátor prvých diferencií, prípadné riziká endogenity boli riešené odhadom prostredníctvom dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov a v špecifických prípadoch boli súčasne realizované odhady pre alternatívne ukazovatele, prostredníctvom ktorých bolo možné vyhodnotiť citlivosť získaných výsledkov. Vzhľadom na aplikáciu uvedených postupov je možné považovať štvrtý čiastkový cieľ za splnený.

Keďže analýza vykonaná v rámci dizertačnej práce sa zakladá na odhadoch troch modelov, z ktorých prvý skúma faktory konkurencieschopnosti regiónov vzhľadom na relatívnu konkurencieschopnosť voči regiónom z hľadiska podnikov, a následné modely rozširujú výsledky prvého modelu prostredníctvom podrobnejšie teoreticky popísaných konceptov regionálnej produkcie (v prípade druhého modelu) a regionálnej spotreby (v prípade druhého modelu) je možné považovať piaty čiastkový cieľ za naplnený.

S ohľadom na splnenie uvedených čiastkových cieľov je možné konštatovať, že práca naplnila hlavný cieľ dizertačnej práce, ktorým bolo použitie ekonometrického prístupu pre kvantifikáciu vplyvu faktorov konkurencieschopnosti.

Tretia kapitola opísala vo všeobecnosti metodiku panelových dát, použité metódy odhadu, ako aj podobu konkrétnych modelov, ktoré boli zvolené pre analýzu konkurencieschopnosti. Konkrétne sa jednalo o model konkurencieschopnosti založený na metodike Nevimu a Meleckého (2011), model rozšírenej Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie podľa vzoru Zhanga et al, (2012) a model vyrovnávania regionálnej spotreby na základe analýzy medzinárodného zdieľania rizika, ktorá bola vypracovaná Zemanekom (2010). Kapitola tiež uvádza štatistické testy použité pre verifikáciu získaných odhadov a opisuje dáta v panelovej štruktúre pre regióny Slovenska, ktoré boli využité pre odhad zvolených modelov.



Štvrtá kapitola poskytla popis postupu odhadu troch modelových prístupov k regionálnej konkurencieschopnosti opísaných v predchádzajúcej kapitole spolu s popisom dosiahnutých výsledkov uvedených odhadov. Vzhľadom na modifikáciu pôvodného modelu konkurencieschopnosti v časti 4.2 boli v práci celkovo odhadnuté štyri samostatné modely.

Ako prvý bol odhadnutý model na základe pôvodného prístupu Nevimu a Meleckého (2011). Z popisu procesu modelovania vyplýva, že postup odhadu sprevádzalo veľké množstvo komplikácií. Ako problematický sa javil vysoký stupeň multikolinearity. Napriek uvedenej komplikácii bol pôvodný model konkurencieschopnosti regiónov odhadnutý pre osem krajov Slovenska. Za hlavné prínosy opísanej analýzy je možné považovať replikáciu pôvodnej analýzy na regióny Slovenska nižšej úrovne klasifikácie NUTS, interpretáciu konkurencieschopnosti regiónov voči priemeru Slovenska a odhadnuté hodnoty fixných efektov pre jednotlivé kraje SR.

Keďže výsledky pre odhad pôvodného modelu neboli robustné voči riziku nepravnej regresie, endogenity a nevhodnej špecifikácie, bol následne odhadnutý modifikovaný model regionálnej konkurencieschopnosti. Uvedený model bol založený na pôvodnom modeli konkurencieschopnosti, ktorý bol navrhovaný Nevimom a Meleckým (2011) a poznatkoch o regionálnej konkurencieschopnosti Európskej komisie (1999). V rámci modifikovaného modelu bola konkurencieschopnosť opísaná ako podiel hrubého domáceho produktu na obyvateľa skúmaného regiónu a priemerného hrubého domáceho produktu na obyvateľa v regiónoch Európskej únie. Daný model bol odhadovaný na základe postupov robustných voči endogénnosti vysvetľujúcich premenných a nestacionarite panelových dát, čím bolo možné rozšíriť výsledky pôvodného modelu konkurencieschopnosti o robustné odhady orientované na vysvetlenie totožného ekonomického fenoménu.

Ako hlavne prínosy dizertačnej práce v rámci analýzy na základe modifikovaného modelu je možné uviesť samotnú modifikáciu pôvodného modelu konkurencieschopnosti, rozlíšenie povahy konkurencieschopnosti podľa vymedzenia regiónov, ktoré sú pre skúmaný región konkurentmi, ako aj z hľadiska subjektu, ktorého sa konkurencieschopnosť dotýka. Ďalej použitie estimátora prvých diferencií a dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov pre viacero variantov inštrumentov. Z hľadiska inštrumentov bola špecifickým prínosom analýzy tvorba tzv. syntetických priestorových inštrumentov,

ktoré sú relatívne novým nástrojom v oblasti regionálnej analýzy. Najdôležitejším prínosom analýzy je však identifikácia faktorov, ktoré vplyvajú na regionálnu konkurencieschopnosť v podmienkach Slovenska a kvantifikácia ich vplyvu.

Uvedené analýzy na základe modelov konkurencieschopnosti pracovali s produktivitou ako ukazovateľom konkurencieschopnosti, pričom ich špecifikácie neboli založené na striktných apriórnych predpokladoch ekonomickej teórie. Tento nedostatok bol kompenzovaný prostredníctvom aplikácie modelu produkčnej funkcie, ktorá je štandardným ekonomickým nástrojom pre modelovanie HDP. Analýza na základe produkčnej funkcie tak doplnila výskum regionálnej konkurencieschopnosti Slovenska, keďže na základe nej bolo možné presne identifikovať determinanty regionálnej produkcie a overiť tak výsledky predchádzajúcich modelov. Konkrétne bola preto odhadnutá Cobbova-Douglasova produkčná funkcia pre regióny Slovenska, rozšírená pre zachytenie zložiek výskumu a vývoja podľa predlohy Zhanga et al. (2012).

Za hlavné prínosy vykonanej analýzy regionálnej produkčnej technológie je možné považovať odhad hodnôt panelových dát pre reálnu zásobu kapitálu a reálny objem aktív určených pre vedu a výskum v jednotlivých krajoch Slovenska počas obdobia 1997-2011, využitie variantných ukazovateľov pre modelovanie vstupu práce v produkčnej funkcii, na základe ktorých bolo možné odhadnúť krajné hodnoty elasticity výstupu voči vstupom. Za najdôležitejší prínos je možné považovať kvantifikáciu efektov jednotlivých zložiek výskumu a vývoja na regionálnu produkciu a hodnoty elasticity výstupu voči vstupom kapitálu a práce, pričom v rámci analýzy boli identifikované možné náznaky rozdielov v produkčnej technológii krajov Východného Slovenska oproti ostatným skúmaným krajom.

Všetky doteraz uvedené modely vychádzali z regionálnej produkcie, a ako bolo v prípade modifikovaného modelu konkurencieschopnosti identifikované z hodnotenia konkurencieschopnosti vo vzťahu k podnikom. Uvedený pohľad na regionálnu konkurencieschopnosť, ktorý je z hľadiska subjektov orientovaný na ponukovú stranu regionálnych trhov mohol byť skreslený, keďže nezohľadňoval spotrebiteľov, alebo domáce obyvateľstvo pri vyhodnocovaní regionálnej konkurencieschopnosti. Preto bol ako posledný prístup použitý model vyrovnávania spotreby, ktorý bol pôvodne prezentovaný Zemanekom (2010) pre vyhodnocovanie príjmového rizika krajín Európskej únie.

Medzi hlavné prínosy analýzy regionálneho vyrovnávania spotreby je možné zaradiť rozšírenie modelu vyrovnávania spotreby o vplyv pracovnej migrácie medzi regiónmi, využitie dvojstupňovej metódy najmenších štvorcov pre odhad uvedeného modelu a získané výsledky pre priemerný koeficient vyrovnávania spotreby regiónov Slovenska, ktorý by mal byť robustný voči endogenite vysvetľujúcich premenných. Súčasne bola potvrdená regionálna heterogenita vo vyrovnávaní spotreby prostredníctvom parametrov odlišujúcich koeficient vyrovnávania spotreby v dvoch skupinách regiónov a následne na základe vypočítaných hodnôt koeficientu vyrovnávania spotreby pre každý kraj medzi rokmi 2004-2011, ktoré je možné považovať za samostatný prínos vykonanej analýzy.

Na základe vykonaných analýz je možné vyvodit' niekoľko záverov o konkurencieschopnosti Slovenska. Podľa výsledkov prvého prístupu, v rámci ktorého bol odhadnutý pôvodný a modifikovaný model konkurencieschopnosti, je vo vzťahu k podnikom vo všeobecnosti možné za hlavné determinanty regionálnej konkurencieschopnosti považovať vysokú produktivitu práce, nízku investičnú náročnosť na pracujúcu osobu, a v špecifických prípadoch aj vysokú angažovanosť populácie na pracovnom trhu, a nízky priemerný príjem v kraji. Ako sporný faktor regionálnej konkurencieschopnosti boli identifikované regionálne výdavky na výskum a vývoj.

Tie boli následne skúmané prostredníctvom samostatného prístupu, ktorý sa zameriaval na využitie rozšíreného modelu Cobbovej-Douglasovej produkčnej funkcie. Až na ojedinelé prípady odhadov kedy bol naznačený štatisticky významný vplyv aktív určených pre vedú a výskum, bol na základe prevažnej väčšiny odhadov ich efekt štatisticky zanedbateľný. Uvedený záver je možné zdôvodniť z dvoch hľadísk. Tým prvým je, že doterajší vývoj Slovenska, ktorý bol dokumentovaný v použitých dátach, bol potenciálne spojený s obdobím preberania technológií zo zahraničia a znížením domácej inovačnej činnosti, keďže bol spojený s rastom úrovne vedecko-technického pokroku napriek štatisticky nevýznamným aktívam, ktoré by ho podnecovali. Druhým hľadiskom je predpokladaný posun ekonomiky rôznymi fázami konkurencieschopnosti, pričom na základe výsledkov analýzy regiónov Slovenska ešte nedospeli do fázy, v ktorej by boli závislé na inovačnej aktivite.

Vo vzťahu k spotrebiteľom a obyvateľstvu regiónov bol v rámci tretieho prístupu použitý koncept vyrovnávania spotreby, na základe ktorého bolo možné vyhodnotiť

regióny podľa konkurencieschopnosti. V priemere sú výsledky pozitívne, keďže sa nepodarilo vysvetliť regionálne odchýlky v spotrebe prostredníctvom zmien v regionálnom príjme. Uvedená disproporcía bola neskôr potenciálne vysvetlená prostredníctvom migrácie za prácou. Z hľadiska regionálnej konkurencieschopnosti preto stojí za zváženie, či možnosť cestovať za prácou, ktorú značná časť populácie skúmaných krajov využíva, je možné považovať za pozitívne vnímaný jav medzi domácou populáciou a mal by teda zvyšovať vnímanie Slovenských regiónov, alebo je nutnosť hľadať prácu v iných regiónoch považovaná domácou populáciou za príťaž, ktorá je vykonávaná práve pre dosiahnutie skúmaného vyrovnávania spotreby.

Preto boli pre interpretáciu vypočítaných hodnôt koeficientov vyrovnávania spotreby použité dva prístupy. Prvý predpokladal, že konkurencieschopnosť je tým vyššia čím je bližšie koeficient vyrovnávania spotreby k hodnote nula. Druhý prístup pracoval s predpokladom, že ak je nízka hodnota koeficientu vyrovnávania spotreby v regióne dosiahnutá prostredníctvom podstatnej migrácie domácej pracovnej sily do iných regiónov, tak v súlade s definíciami regionálnej konkurencieschopnosti, uvedenými v prvej kapitole nie je možné hovoriť o konkurencieschopnosti skúmaného regiónu.

Použité tri prístupy k analýze regionálnej konkurencieschopnosti navzájom kompenzujú jednotlivé nedostatky a riziká samostatných prístupov, a zároveň umožňujú vytvoriť komplexnejší obraz o determinantoch, a teda aj o charaktere konkurencieschopnosti regiónov Slovenska.

## Zoznam použitej literatúry

ANNONI, P. - DIJKSTRA, L. 2013. *EU Regional Competitiveness Index RCI 2013*, Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2013. 167 s. ISBN 978-92-79-32370-6.

ANNONI, P. - KOZOVSKA, K. 2010. *EU Regional Competitiveness Index 2010*. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 2010. 160 s. ISBN 978-92-79-32370-6.

ARAUZO-CAROD, J. M. 2005. Determinants of industrial location: An application for Catalan municipalities. In *Papers in Regional Science*. ISSN 1435-5957, 2009, vol. 84, no. 1, p. 105–120.

ARTIS, M. J. - MIGUELEZ, E. - MORENO, R. 2011. Agglomeration economies and regional intangible assets: An empirical investigation. In *Journal of Economic Geography*, ISSN 1167-1189, 2011, vol. 12, no. 6, pp. 1167-1189.

BALTAGI, B. H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. Chichester: Wiley. 2005. 292 s. ISBN 0-470-01456-3.

BALTAGI, B. H. et al. 2014. *The Oxford Handbook of Panel Data*. New York: Oxford University Press. 2014. 704 s. ISBN 978-0-19-994004-2.

BARTLETT, M. S. 1949. Fitting a straight line when both variables are subject to error. *Biometrics*, ISSN: 0006341X, 1949, vol. 5, no. 3, pp. 207-212.

BAUM, C. F. 2001. Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, ISSN 1536-8634, 2001, vol. 1, no. 1, p. 101–104.

BECK, N. - KATZ, J. N. 1995. What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data. *The American Political Science Review*, ISSN 0003-0554, 1995, vol. 89, no. 3, pp. 634-647.

BHARGAVA, A. - FRANZINI, L. - NARENDRANATHAN, W. 1982. Serial Correlation and the Fixed Effects Model. *The Review of Economic Studies*, ISSN 0034-6527, 1982, vol. 49, no. 4, pp. 533-549.

CAMERON, A. C. - TRIVEDI, P. K. 2009. *Microeconometrics Using Stata*. College Station: Stata Press. 2009. 692 s. ISBN 11 5-97 18-048-3.

EURÓPSKA KOMISIA, 1999. *Sixth Periodic Report on the Social and Economic Situation and Development of the Regions of the European Union*: Periodická správa Brusel: European Commission. 1999. 241 s.

COOPER, W. W. - SEIFORD, L. M. - TONE, K., 2007. *Data Envelopment Analysis: A Comprehensive Text with Models, Applications, References and DEA-Solver Software*. Second Edition ed. New York: Springer, 2007. 489 s. ISBN 978-0387-45281-4.

EURÓPSKA KOMISIA, 2000. *European competitiveness report - 2000*, Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities. 2000. 119 s. ISBN 92-829-0523-3.

EUROSTAT, 2011. *Regions in the European Union*, Luxembourg: Publications Office of the European Union. 2011. 143 s. ISBN 978-92-79-18521-2.

FINGLETON, B. 2003. Increasing returns: Evidence from local wage rates in Great Britain. In *Oxford Economic Papers*, ISSN 1464-3812, 2003, vol. 55, no. 4, pp. 716-739.

FINGLETON, B. - LE GALLO, J. 2007. Finite sample properties of estimators of spatial models with autoregressive, or moving average, disturbances and system feedback. In *Annales d'Economie et de Statistique*, ISSN 0769-489X, 2007, no. 87-88, pp. 39-62.

FURKOVÁ, A. - SURMANOVÁ, K. 2011a. Kvantitatívna analýza konkurencieschopnosti regiónov krajín V4. In: *Ceny ako nástroj strategického rozhodovania v súčasných trhových podmienkach*. Bratislava: EKONÓM, 2011. ISBN 978-80-225-3319-5, pp. 87-100.

FURKOVÁ, A. - SURMANOVÁ, K. 2011b. Stochastic Frontier Analysis of Regional Competitiveness. In *Metody ilościowe w badaniach ekonomicznych*, ISSN 2082-792X, 2011, vol. 12, no. 1, pp. 67-76.

GARDINER, B., 2003. Regional competitiveness indicators for Europe - Audit, Database construction and analysis. In *Regional Studies Association International Conference*. Pisa: *Regional Studies Association International Conference* [online]. 2003, [cit. 2015-05-26]. Dostupné na internete: <<http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/summary?doi=10.1.1.197.8343>>.

GARDINER, B. - MARTIN, R. - TYLER, P., 2004. Competitiveness, Productivity and Economic Growth across the European Regions. *Regional Studies*. ISSN 0034-3404, 2004, vol. 38, no. 9, p. 1045–1067.

GOLLIN, D. 2002. Getting Income Shares Right. In *Journal of Political Economy*. ISSN 0022-3808, 2002, vol. 110, no. 2, pp. 458-474.

HÁJEK, O. et al. 2012. Regionální disparity a financování regionální politiky – některé poznatky z České Republiky. In *Politická ekonomie*. ISSN 0032-3233, 2012, vol. 60, no. 3, p. 330–348.

HANČLOVÁ, J. et al. 2010. *Makroekonometrické modelování České ekonomiky a vybraných ekonomik EU*. Ostrava: VŠB-TU. 2010. 310 s. ISBN 978-80-248-2353-9.

HAUSMAN, J. A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*. ISSN 1468-0262, 1978, vol. 46, no. 6, pp. 1251-1271.

HOANG, N. T. - MCNOWN, R. F. 2004. Panel Data Unit Roots Tests Using Various Estimation Methods. In *University of Colorado at Boulder* [online]. 2004, [cit. 2015-04-27]. Dostupné na <[http://spot.colorado.edu/~mcnownr/working\\_papers/panel-unit-root-tests.pdf](http://spot.colorado.edu/~mcnownr/working_papers/panel-unit-root-tests.pdf)>.

HUGGINS, R. - THOMPSON, P. 2010. *UK Competitiveness Index 2010*. Cardiff: Centre for International Competitiveness, Cardiff School of Management, University of Wales Institute. 2010. 45 s. ISBN: 1-902829-07-7.

CHEN, V. et al. 2010. Recent Productivity Developments in the World Economy: An Overview from The Conference Board Total Economy Database. In. *International Productivity Monitor*. ISSN 1492-9759, 2010, Issue 19, pp. 3-19.

CHOCHOLATÁ, M. 2014. Regional convergence: A spatial econometric approach. In *Ekonomika a Informatika*. ISSN 1336-3514, 2014, vol. 11, no. 3, pp. 85-95.

INŠTITÚT PRE ROZVOJ MANAŽMENTU 2013. *IMD WORLD COMPETITIVENESS YEARBOOK 2013*, Lausanne, Switzerland: World Competitiveness Center. 2013. 566 s. ISBN 978-2-9700514-7-3.

IVANIČOVÁ, Z. - OSTRIHOŇ, F. 2014. Consumption Smoothing and Risk Sharing Across the Regions (Fiscal Effects Panel Data Approach). In *Quantitative methods in*

*economics: multiple criteria decision making XVII - proceedings of the international scientific conference*. Bratislava: EKONÓM, 2014. ISBN 978-80-225-3868-8. pp. 88-96.

IVANIČOVÁ, Z. - RUBLÍKOVÁ, E., 2012. Relations Between Fiscal Policy and Regional Income. In *Quantitative methods in economics : multiple criteria decision making XVI - proceedings of the international scientific conference*. Bratislava: EKONÓM, 2012. ISBN 978-80-225-3426-0. pp. 92 - 97.

IVANIČOVÁ, Z. - SURMANOVÁ, K., 2013. Analýza efektívnosti regiónov pomocou metodológie SUR modelov. In *Ekonomické rozhlady*. ISSN 0323-262X, 2013, vol. 42, no. 3, pp. 355-370.

KOREC, P., 2014. Lagging regions of Slovakia in the context of their competitiveness. *Rozvoj Regionalny i Polityka Regionalna*. ISSN 1898-8326, 2014, Zväzok 25, pp. 113-134.

KRAMULOVÁ, J. - JABLONSKÝ, J., 2013. Analysis of competitiveness of selected countries using AHP models. In *Mathematical methods in economics 2013: proceedings of the 31st international conference* [CD-ROM]. Jihlava: College of Polytechnics, 2013, pp. 440-445. ISBN 978-80-87035-76-4.

KRONENBERG, K., 2013. Firm relocations in the Netherlands: Why do firms move, and where do they go? In *Papers in Regional Science*. ISSN 1435-5957, 2013, vol. 92, no. 4, pp. 691-713.

KRUGMAN, P. 1994. Competitiveness: A Dangerous Obsession. In *Foreign Affairs*. ISSN 0015-7120, 1994, vol. 73, no. 2, pp. 28 - 44.

KWASNICKI, W., 2013. Logistic growth of the global economy and competitiveness of nations. In *Technological Forecasting - Social Change*. ISSN 0040-1625, 2013, vol. 80, no. 1, pp. 50-76.

KWASNICKI, W. - KWASNICKA, H., 1996. Long-term diffusion factors of technological development: In. An evolutionary model and case study. *Technological Forecasting - Social Change*. ISSN 0040-1625, 1996, vol. 52, no. 1, pp. 31-57.



LE GALLO, J. - PÁEZ, A. 2013. Using synthetic variables in instrumental variable estimation of spatial series models. In *Environment and Planning A*. ISSN 1472-3409, 2013, vol. 45, no. 9, pp. 2227-2242.

LEVIN, A. - LIN, C. F. - CHU, C., 2002. Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties. In *Journal of Econometrics*. ISSN 0304-4076, 2002, vol. 108, no. 1, pp. 1–24.

LUKÁČIKOVÁ, A. 2004. *Metodológia syntézy optimalizačných a ekonometrických prístupov makroekonomického modelovania*. Dizertačná práca. Bratislava: Ekonomická univerzita v Bratislave. 2004. 96 s.

LUKÁČIKOVÁ, A. - LUKÁČIK, M. 2008. *Ekonometrické modelovanie s aplikáciami*. Bratislava: EKONÓM. 2008. 344 s. ISBN 978-80-225-2614-2.

MADDALA, G. S. - WU, S. 1999. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and A New Simple Test. In *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. ISSN 1468-0084, 1999, vol. 61, no. S1, pp. 631–652.

MARTIN, R. L. 2004. *A study on the factors of Regional Competitiveness: Prápravná správa*. Brusel: European Commission, 2004. 184 s.

MELECKÝ, L. 2011. Approaches to regional competitiveness evaluation in the Visegrad Four countries. In *Mathematical Models and Methods in Modern Science*. Athens: WSEAS Press, 2011. ISBN: 978-1-61804-055-8. pp. 184-189.

MELECKÝ, L. 2013. Comparing of EU15 and EU12 countries efficiency by application of DEA approach. In *Mathematical methods in economics 2013: proceedings of the 31st international conference [CD-ROM]*. Jihlava: College of Polytechnics, 2013, pp. 618 - 623. ISBN 978-80-87035-76-4.

MELECKÝ, L. - NEVIMA, J., 2009. Regionální konkurenceschopnost a možnosti jejího hodnocení v zemích V4 prostřednictvím aplikace specifických ekonomických koeficientů. *Acta academica karviniensia*. ISSN 1212-415X, 2009, vol. 20, no. 2, pp. 247 - 264.

MELECKÝ, L. - NEVIMA, J., 2011. Application of econometric panel data model for regional competitiveness evaluation of selected EU 15 countries. *Journal of Competitiveness*. ISSN 1804-1728, 2011, vol. 3, no. 4, pp. 247-264.

- MITSAKI, E., 2006. *Ridge Regression Analysis of Collinear Data*. Diplomová práca. Athens: Athens University of Economics and Business. 2006. 84 s.
- NEUPAUEROVÁ, Z., 2012. Posilnenie finančnej sily regiónov zvýšením daňových príjmov cez širšie portfólio priamych daní. In *Mladá veda VŠEMVS 2012: zborník príspevkov z medzinárodnej vedeckej internetovej konferencie*. Trenčín: Inštitút aplikovaného manažmentu, 2012, pp. 70-74. ISBN 978-80-89600-04-5.
- NEVIMA, J. - KISZOVÁ, Z., 2013. Competitiveness of Czech and Slovak NUTS 2 regions measured by AHP and equal importance method. In *Mathematical methods in economics 2013: proceedings of the 31st international conference [CD-ROM]*. Jihlava: College of Polytechnics, 2013, pp. 667-672. ISBN 978-80-87035-76-4.
- NEVIMA, J. - MELECKÝ, L., 2011. Aplikace ekonometrického modelu panelových dat pro hodnocení regionální konkurenceschopnosti na příkladu zemí visegrádské čtyřky. In *Auspicia*. ISSN 1214-4967, 2011, vol. 8, no. 1, pp. 34-44.
- OSTRIHOŇ, F. - IVANIČOVÁ, Z., 2015. Produkčná (ne)homogenita regiónov Slovenska. In *Politická ekonomie* [v tlači]. ISSN 0032-3233, 2015.
- PORTER, M. E., 1990. *The Competitive Advantage of Nations*. New York: The Free Press. 1990. 855 s. ISBN 0-02-925361-6.
- QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE, 2007. *EViews 6 User's Guide I*, Irvine: Quantitative Micro Software, LLC. 2007.
- RADVANSKÝ, M., 2013. *Tvorba regionálnych ekonomických modelov a možnosti ich aplikácie v podmienkach SR*. Dizertačná práca. Bratislava: Ekonomická univerzita v Bratislave. 2013. 152 s.
- SARGAN, J. D., 1958. The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. In *Econometrica*. ISSN 1468-0262, 1958, vol. 26, no. 3, pp. 393-415.
- SCHWAB, K. - SALA-I-MARTÍN, X., 2013. *The Global Competitiveness Report 2013–2014: Full data edition*, Geneva: World Economic Forum. 2013. 551 s. ISBN 978-92-95044-73-9

SOJKOVÁ, Z. - KROPKOVÁ, Z., 2007. *Investigation of convergence tendencies in EU*. In *The path of internationalization and integration in the Europe of regions*. Bucurest: Editura Ceres, 2007, pp. 64-88. ISBN 978-973-709-322-6.

STATA CORP. 2009. *STATA BASE REFERENCE MANUAL RELEASE 11*. Texas: Stata Press. 2009. 2106 s. ISBN 978-1-59718-066-5.

STANIČKOVÁ, M. - MELECKÝ, L., 2011. Hodnocení konkurenceschopnosti Visegrádské čtyřky prostřednictvím aplikace CCR vstupově orientovaného modelu analýzy obalu dat. In *Scientific papers of the University of Pardubice*. ISSN 1804-8048, 2011, vol. 22, pp. 176 - 188.

SUMMERS, R. - HESTON, A., 1991. The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988. In *The Quarterly Journal of Economics*. ISSN 0033-5533, 1991, vol. 106, no. 2, pp. 327-368.

SZOMOLÁNYI, K. - LUKÁČIK, M. - LUKÁČIKOVÁ, A., 2012. The Estimate of Parameters of Production Function of Slovak Economy: Econometric Analysis of Nominal Wages. In *Quantitative methods in economics : multiple criteria decision making XVI - proceedings of the international scientific conference*. Bratislava: EKONÓM, 2012. ISBN 978-80-225-3426-0. pp. 210-215.

SZOMOLÁNYI, K. - LUKÁČIKOVÁ, A. - LUKÁČIK, M., 2011. The  $\beta$ -convergence of the EU27 countries. In *Proceedings of the 29th International Conference on Mathematical Methods in Economics 2011 – part II*. Praha: Professional Publishing, 2011, pp. 677-681. ISBN 978-80-7431-059-1.

TANAKA, A. - YAMAMOTO, K. 2013. Trade costs, wage difference, and endogenous growth. In *Papers in Regional Science*. ISSN 1435-5957, 2013, vol. 92, no. 4, pp. 831-850.

VERBEEK, M. 2004. *A Guide to Modern Econometrics*. 2nd ed. Chichester(West Sussex): John Wiley - Sons Ltd. 2004. 429 s. ISBN 0-470-85773-0.

WOOLDRIDGE, J. M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press. 2002. 752 s. ISBN 978-02-62232-19-7.

WOOLDRIDGE, J. M., 2012. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5th ed. Mason: South-Western. 2012. 881 s. ISBN 1-111-53104-8.

WORKIE, M., 2003. Absolute Convergence across Time and Space: New Empirical Evidence for an Old Debate. In *Ekonomický časopis*. ISSN 0013-3035, 2003, vol. 51, no. 10, pp. 1270-1291.

WORKIE TIRUNEH, M. et al. 2011. *Determinanty ekonomického rastu a konkurencieschopnosti: Výzvy a príležitosti*. 1. vydanie ed. Bratislava: Ekonomický ústav Slovenskej akadémie vied. 2011. 258 s. ISBN 978-80-7144-187-8

ZEMANEK, H. 2010. *Asymmetric International Risk Sharing in the Euro Area* [online]. Dresden: 5. Workshop Makroökonomik und Konjunktur. 2010. [cit. 2015-05-26]. Dostupné na internete <[https://www.cesifo-group.de/portal/pls/portal/!PORTAL.wwpob\\_page.show?\\_docname=1179026.PDF](https://www.cesifo-group.de/portal/pls/portal/!PORTAL.wwpob_page.show?_docname=1179026.PDF)>.

ZHANG, R. et al. 2012. Productivity in China's high technology industry: Regional heterogeneity and R-D. In *Technological Forecasting - Social Change*. ISSN 0040-1625, 2012, vol 79, no. 1, p. 127–141.

### **Zdroje údajov:**

EUROSTAT. *Database*. Dostupné na internete: <<http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>>

EUROSTAT. *European Union Labour Force Survey*. Dostupné Ekonomickému ústavu SAV na základe zmluvy: LFS/2013/07

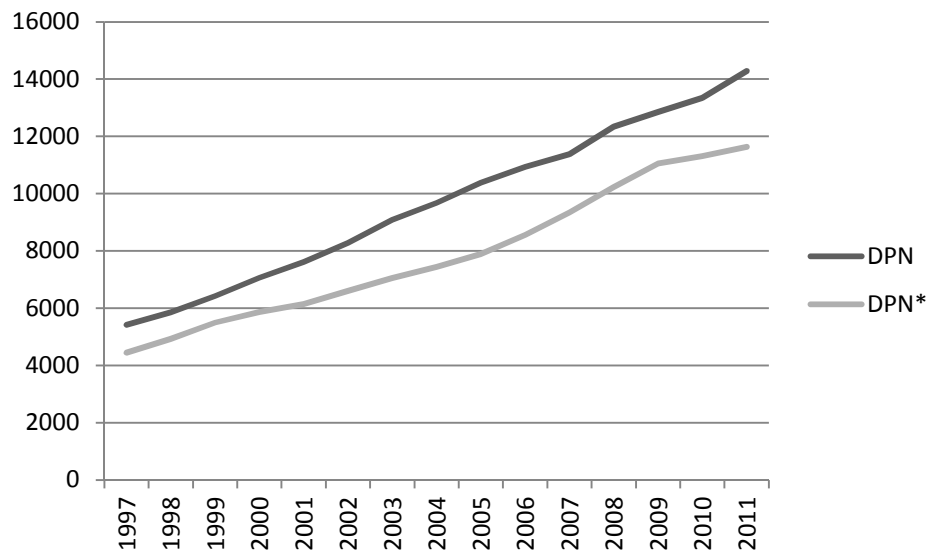
ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *Databáza DATAcube*. Dostupné na internete: <<http://datacube.statistics.sk/TM1WebSK/TM1WebLogin.aspx>>

ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *Databáza Slovstat*. Dostupné na internete: <<http://www.statistics.sk/pls/elisw/vbd>>

ŠTATISTICKÝ ÚRAD SLOVENSKEJ REPUBLIKY. *Databáza RegDat*.

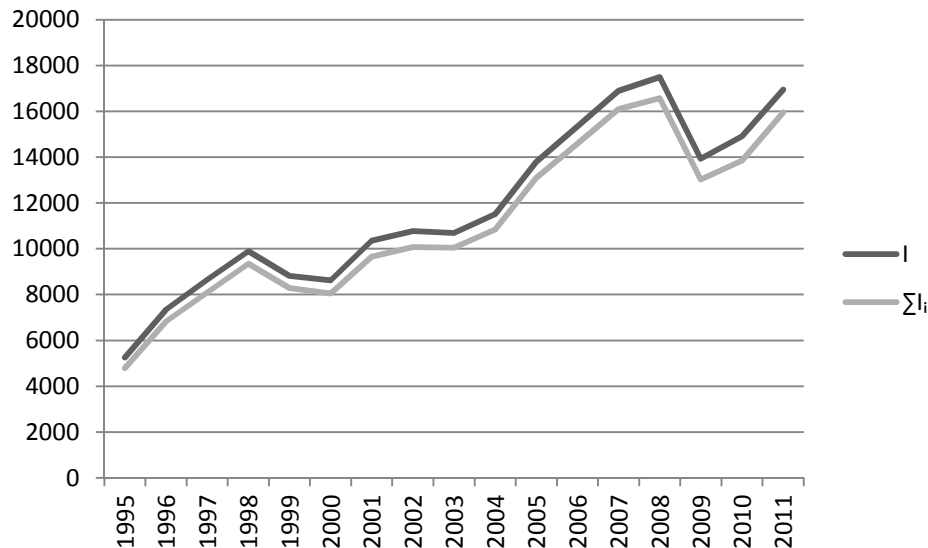
## **Prílohy**

**Obrázok I: Porovnanie spotreby fixného kapitálu v bežných cenách pre Slovensko na národnej úrovni, podľa údajov Štatistického úradu Slovenskej republiky a agregácie odhadnutých hodnôt jednotlivých regiónov**



**Zdroj:** Štatistický úrad Slovenskej republiky a výpočty autora na základe dostupných štatistických údajov.  
**Poznámky:** Na horizontálnej osi sú zobrazené sledované roky 1997-2011 a na vertikálnej osi spotreba fixného kapitálu v bežných cenách miliónov Eur. Prostredníctvom čiernej farby je označená spotreba fixného kapitálu publikovaná Štatistickým úradom Slovenskej republiky (DPN) a šeda farba naznačuje totožný časový rad získaný agregáciou regionálnych odhadov (DPN\*).

**Obrázok II: Porovnanie tvorby hrubého fixného kapitálu v bežných cenách pre Slovensko na národnej úrovni, podľa údajov údaje Štatistického úradu Slovenskej republiky na základe rozdielnych databáz**



**Zdroj:** Štatistický úrad Slovenskej republiky.  
**Poznámky:** Na horizontálnej osi sú zobrazené sledované roky 1995-2011 a na vertikálnej osi tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách miliónov Eur. Prostredníctvom čiernej farby je označená tvorba hrubého fixného kapitálu publikovaná Štatistickým úradom Slovenskej republiky v databáze Slovstat (I) a šeda farba naznačuje totožný časový rad získaný agregáciou regionálnych údajov publikovaných v databáze RegDat (ΣI<sub>i</sub>).

## Odhad 1: Pôvodný model konkurencieschopnosti odhadovaný prostredníctvom GLS

Dependent Variable: GDP  
 Method: Panel EGLS (Cross-section SUR)  
 Date: 04/23/15 Time: 22:25  
 Sample (adjusted): 1996 2010  
 Periods included: 15  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 120  
 Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.46E+08	1.11E+08	-8.517215	0.0000
INV	1.397098	0.108696	12.85328	0.0000
DISPIN	1.215683	0.040725	29.85093	0.0000
GERD	21.72744	2.082818	10.43175	0.0000

Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.984260	Mean dependent var	14.19314	
Adjusted R-squared	0.982816	S.D. dependent var	6.740974	
S.E. of regression	1.023534	Sum squared resid	114.1909	
F-statistic	681.6214	Durbin-Watson stat	1.649312	
Prob(F-statistic)	0.000000			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.987018	Mean dependent var	5.40E+09	
Sum squared resid	1.54E+19	Durbin-Watson stat	0.972772	

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách.

### Príslušné testy jednoduchých reziduálov

	$d_P$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	0.916027	6.156567	7.778322	5.249541	77.39861	95.15312	6.903622
Prob.	(1.81/1.90)	1.21E-08	6.79E-12	0.072456	1.62E-06	0.000000	0.031688

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 11 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

### Príslušné testy štandardizovaných reziduálov

	$d_P$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.553103	1.577487	2.332021	1.281921	4.867080	1.405158	0.585364
Prob.	(1.81/1.90)	0.117529	0.021705	0.526786	1.000000	0.994173	0.746259

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 11 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 2: Pôvodný model konkurencieschopnosti odhadovaný prostredníctvom OLS

Dependent Variable: GDP  
Method: Panel Least Squares  
Date: 04/23/15 Time: 17:27  
Sample (adjusted): 1996 2010  
Periods included: 15  
Cross-sections included: 8  
Total panel (balanced) observations: 120

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.10E+09	1.09E+08	-10.10687	0.0000
INV	1.599009	0.143651	11.13120	0.0000
DISPIN	1.163913	0.050924	22.85569	0.0000
GERD	22.80267	3.536203	6.448349	0.0000

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.987477	Mean dependent var	5.40E+09
Adjusted R-squared	0.986328	S.D. dependent var	3.15E+09
S.E. of regression	3.69E+08	Akaike info criterion	42.37555
Sum squared resid	1.48E+19	Schwarz criterion	42.63107
Log likelihood	-2531.533	Hannan-Quinn criter.	42.47931
F-statistic	859.4718	Durbin-Watson stat	1.234034
Prob(F-statistic)	0.000000		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách.

### Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.162049	3.112980	3.473887	5.394041	67.81315	51.53664	4.354624
Prob.	(1.81/1.90)	0.002356	0.00076	0.067406	3.74E-05	2.07E-08	0.113346

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezočných jednotiek, 10 časových období a 11 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.



### Odhad 3: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom OLS

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:28  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 26 iterations  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007871	0.008657	0.909190	0.3671
DLOG(GOS/NENT)	-0.064730	0.081076	-0.798383	0.4280
DLOG(INV/TEMP)	-0.080836	0.036987	-2.185547	0.0330
DLOG(GERD/POP)	-0.007720	0.013180	-0.585748	0.5604
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.280259	0.078317	-3.578526	0.0007
DLOG(TEMP/POP)	0.906810	0.152009	5.965520	0.0000
DLOG(PP)	0.844209	0.082629	10.21686	0.0000
AR(1)	-0.251828	0.153954	-1.635742	0.1075
R-squared	0.846200	Mean dependent var		0.048423
Adjusted R-squared	0.826975	S.D. dependent var		0.052216
S.E. of regression	0.021720	Akaike info criterion		-4.704698
Sum squared resid	0.026418	Schwarz criterion		-4.434838
Log likelihood	158.5503	Hannan-Quinn criter.		-4.598387
F-statistic	44.01563	Durbin-Watson stat		2.294729
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots	-0.25			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	2.043743	-0.495170	-0.97042	0.22331	78.33764	33.63569	1.226906
Prob.	(1.83/1.89)	0.622454	0.33782	0.894353	1.18E-06	4.73E-05	0.541478

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 4. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre prirodzené inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:31  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 Convergence achieved after 26 iterations  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC)  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005924	0.015193	0.389943	0.6981
DLOG(GOS/NENT)	-0.043562	0.097782	-0.445495	0.6577
DLOG(INV/TEMP)	-0.100763	0.078863	-1.277703	0.2066
DLOG(GERD/POP)	-0.039007	0.039067	-0.998455	0.3224
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.139613	0.170442	-0.819122	0.4162
DLOG(TEMP/POP)	1.007673	0.234011	4.306090	0.0001
DLOG(PP)	0.733023	0.161301	4.544448	0.0000
AR(1)	-0.251214	0.157940	-1.590569	0.1173
R-squared	0.811324	Mean dependent var		0.048423
Adjusted R-squared	0.787740	S.D. dependent var		0.052216
S.E. of regression	0.024057	Sum squared resid		0.032409
F-statistic	5.882886	Durbin-Watson stat		2.222844
Prob(F-statistic)	0.000038	Second-Stage SSR		0.098983
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.197892
Inverted AR Roots	-0.25			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácností zo sociálnych dávok v bežných cenách.

Príslušné testy

$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.979721	-0.774950	-0.722270	1.384475	41.122200	36.369980	0.501267
Prob.	(1.83/1.89)	0.441687	0.474434	0.500455	0.052336	1.50E-05	0.778307

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PI}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 5. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre inštrumenty troch skupín

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:32  
 Sample (adjusted): 1997 2010  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C BTG\_DISPIN\_NEMP BTG\_GERD\_POP  
 BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.026077	0.008986	-2.901901	0.0045
DLOG(GOS/NENT)	0.075747	0.011795	6.421965	0.0000
DLOG(INV/TEMP)	0.013104	0.004415	2.968183	0.0037
DLOG(GERD/POP)	0.001608	0.002824	0.569199	0.5704
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.060886	0.035884	-1.696725	0.0927
DLOG(TEMP/POP)	1.012120	0.019873	50.92888	0.0000
DLOG(PP)	0.959214	0.017269	55.54501	0.0000
R-squared	0.543219	Mean dependent var		0.053950
Adjusted R-squared	0.517118	S.D. dependent var		0.042386
S.E. of regression	0.029454	Sum squared resid		0.091091
F-statistic	6.865942	Durbin-Watson stat		2.046200
Prob(F-statistic)	0.000004	Second-Stage SSR		0.143226
Instrument rank	7			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.766511	0.303891	0.312755	9.906587	216.6162	0.050726	17.27345	160.4301
Prob.	(1.83/1.89)	0.762358	0.755821	0.007060	0.000000	1.000000	0.000177	2.58E-31

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 6. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre syntetické priestorové inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:36  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 18 iterations  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015448	0.010449	1.478350	0.1449
DLOG(GOS/NENT)	-0.064753	0.113785	-0.569082	0.5716
DLOG(INV/TEMP)	-0.129652	0.051534	-2.515859	0.0148
DLOG(GERD/POP)	-0.036732	0.033339	-1.101749	0.2753
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.378806	0.148083	-2.558070	0.0133
DLOG(TEMP/POP)	1.158824	0.375445	3.086534	0.0031
DLOG(PP)	0.857512	0.053175	16.12617	0.0000
AR(1)	-0.282800	0.161434	-1.751797	0.0853
R-squared	0.795979	Mean dependent var		0.048423
Adjusted R-squared	0.770476	S.D. dependent var		0.052216
S.E. of regression	0.025016	Sum squared resid		0.035045
F-statistic	10.60596	Durbin-Watson stat		2.353265
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.073857
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.281920
Inverted AR Roots	-0.28			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „R\_“ predstavujú syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	2.095877	-1.109720	-1.393900	0.787492	35.022320	30.822970	0.318454	123.9632
Prob.	(1.83/1.89)	0.271949	0.171241	0.674525	0.169219	0.000151	0.852803	4.41E-25

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 7. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre prirodzené inštrumenty a inštrumenty troch skupín

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/20/15 Time: 19:08  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC) BTG\_DISPIN\_NEMP BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.003272	0.015989	0.204650	0.8386
DLOG(GOS/NENT)	-0.035855	0.087422	-0.410138	0.6832
DLOG(INV/TEMP)	-0.060132	0.018957	-3.172010	0.0024
DLOG(GERD/POP)	-0.007444	0.016584	-0.448865	0.6552
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.227539	0.129195	-1.761207	0.0836
DLOG(TEMP/POP)	0.755702	0.150473	5.022172	0.0000
DLOG(PP)	0.841018	0.107254	7.841336	0.0000
R-squared	0.828237	Mean dependent var		0.048423
Adjusted R-squared	0.810157	S.D. dependent var		0.052216
S.E. of regression	0.022751	Sum squared resid		0.029504
F-statistic	12.13102	Durbin-Watson stat		2.445734
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.075439
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.002055

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácností zo sociálnych dávok v bežných cenách. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	2.178232	-0.72942	-1.332260	1.136748	108.5326	23.21219	2.161876	96.66002	23.69267
Prob.	(1.83/1.89)	0.46884	0.189065	0.566446	2.01E-11	0.003102	0.339277	4.31E-26	5.95E-04

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 8: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre prirodzené inštrumenty a syntetické priestorové inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/20/15 Time: 20:09  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC) R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021002	0.008704	2.412790	0.0191
DLOG(GOS/NENT)	0.010017	0.097184	0.103077	0.9183
DLOG(INV/TEMP)	-0.094626	0.035938	-2.633024	0.0109
DLOG(GERD/POP)	-0.076090	0.042863	-1.775194	0.0812
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.408395	0.125106	-3.264391	0.0019
DLOG(TEMP/POP)	0.837618	0.323860	2.586358	0.0123
DLOG(PP)	0.832170	0.050952	16.33247	0.0000
R-squared	0.770271	Mean dependent var		0.048423
Adjusted R-squared	0.746089	S.D. dependent var		0.052216
S.E. of regression	0.026312	Sum squared resid		0.039461
F-statistic	12.19192	Durbin-Watson stat		2.609184
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.075228
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.745302

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácnosti zo sociálnych dávok v bežných cenách. Premenné s označením „R\_“ predstavujú syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	2.323804	-1.808810	-1.885870	0.451915	44.69610	39.95861	0.770422	25.45408	5.116814
Prob.	(1.83/1.89)	0.075947	0.065371	0.797752	0.023677	3.26E-06	0.680307	9.65E-14	0.528921

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad9. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre inštrumenty troch skupín a syntetické priestorové inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:53  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP BTG\_DISPIN\_NEM  
 P BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP  
 BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013619	0.010850	1.255184	0.2145
DLOG(GOS/NENT)	-0.037300	0.075051	-0.496996	0.6211
DLOG(INV/TEMP)	-0.060305	0.015990	-3.771475	0.0004
DLOG(GERD/POP)	-0.020929	0.016050	-1.304001	0.1975
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.346832	0.090890	-3.815969	0.0003
DLOG(TEMP/POP)	0.794688	0.202401	3.926301	0.0002
DLOG(PP)	0.832667	0.076334	10.90827	0.0000
R-squared	0.834767	Mean dependent var		0.048423
Adjusted R-squared	0.817374	S.D. dependent var		0.052216
S.E. of regression	0.022314	Sum squared resid		0.028382
F-statistic	14.91658	Durbin-Watson stat		2.460640
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.066833
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.000010

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín a s označením „R\_“ syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	2.191508	-0.86022	-1.830210	0.613162	78.97354	33.68654	0.436046	4.306041	30.73592
Prob.	(1.83/1.89)	0.39340	0.073431	0.735959	9.48E-07	4.63E-05	0.804107	0.001381	2.85E-05

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 10. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre priradené inštrumenty, inštrumenty troch skupín a syntetické priestorové inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:47  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC) R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP BTG\_DISPIN\_NEMP BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011812	0.010713	1.102603	0.2748
DLOG(GOS/NENT)	-0.037278	0.078302	-0.476087	0.6358
DLOG(INV/TEMP)	-0.063600	0.019857	-3.202937	0.0022
DLOG(GERD/POP)	-0.025713	0.017159	-1.498514	0.1395
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.327461	0.091274	-3.587646	0.0007
DLOG(TEMP/POP)	0.817831	0.174163	4.695769	0.0000
DLOG(PP)	0.840021	0.079891	10.51462	0.0000
R-squared	0.834608	Mean dependent var		0.048423
Adjusted R-squared	0.817199	S.D. dependent var		0.052216
S.E. of regression	0.022325	Sum squared resid		0.028410
F-statistic	21.02191	Durbin-Watson stat		2.483919
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.053464
Instrument rank	19	Prob(J-statistic)		0.000408

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácností zo sociálnych dávok v bežných cenách. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín a s označením „R\_“ syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	2.21224	-0.860330	-1.731400	0.518551	77.95724	35.25606	0.389127	9.636781	n/a
Prob.	(1.83/1.89)	0.393343	0.089804	0.771611	1.34E-06	2.40E-05	0.823194	4.45E-07	n/a

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.



## Odhad 11. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom OLS pre dlhšie pozorované obdobie

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:39  
 Sample (adjusted): 1997 2010  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000773	0.013376	0.057765	0.9540
DLOG(GOS/NENT)	0.045444	0.025593	1.775655	0.0787
DLOG(INV/TEMP)	-0.056958	0.023842	-2.388961	0.0187
DLOG(GERD/POP)	-0.006634	0.009355	-0.709091	0.4798
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.134440	0.114621	-1.172909	0.2435
DLOG(TEMP/POP)	0.672087	0.122224	5.498818	0.0000
DLOG(PP)	0.777618	0.085075	9.140345	0.0000
R-squared	0.788688	Mean dependent var		0.053950
Adjusted R-squared	0.776613	S.D. dependent var		0.042386
S.E. of regression	0.020033	Akaike info criterion		-4.922385
Sum squared resid	0.042140	Schwarz criterion		-4.752479
Log likelihood	282.6536	Hannan-Quinn criter.		-4.853449
F-statistic	65.31576	Durbin-Watson stat		2.406706
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	2.256287	-1.010970	-1.810880	2.253101	190.9149	41.20843	1.047541
Prob.	(1.83/1.89)	0.314398	0.073287	0.324150	0.000000	1.91E-06	0.592283

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 12: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre syntetické priestrové instrumenty a dlhšie pozorované obdobie

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 22:55  
 Sample (adjusted): 1999 2010  
 Periods included: 12  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 96  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 27 iterations  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004862	0.008903	0.546099	0.5864
DLOG(GOS/NENT)	0.056389	0.034188	1.649364	0.1027
DLOG(INV/TEMP)	-0.124364	0.047215	-2.633993	0.0100
DLOG(GERD/POP)	-0.031390	0.020491	-1.531856	0.1292
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.173293	0.122139	-1.418823	0.1595
DLOG(TEMP/POP)	0.829741	0.180785	4.589663	0.0000
DLOG(PP)	0.796233	0.076843	10.36187	0.0000
AR(1)	-0.387137	0.152536	-2.537997	0.0129
AR(2)	-0.152215	0.146570	-1.038516	0.3019
R-squared	0.797669	Mean dependent var		0.053288
Adjusted R-squared	0.779064	S.D. dependent var		0.045416
S.E. of regression	0.021347	Sum squared resid		0.039646
F-statistic	13.50135	Durbin-Watson stat		2.087575
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.087418
Instrument rank	21	Prob(J-statistic)		0.013175
Inverted AR Roots	-.19+.34i	-.19-.34i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „R\_“ predstavujú syntetické priestorové instrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.935356	-0.368730	-0.712380	0.806228	84.67646	5.104382	0.471551	55.20965
Prob.	(1.83/1.89)	0.713222	0.478901	0.668236	1.32E-07	0.746364	0.789958	1.25E-23

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

### Odhad13. Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči EU27 odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre syntetické priestorové instrumenty, inštrumenty troch skupín a dlhšie pozorované obdobie

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YE27PC)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:00  
 Sample (adjusted): 1997 2010  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP BTG\_DISPIN\_NEM  
 P BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP  
 BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.004860	0.012891	0.377026	0.7069
DLOG(GOS/NENT)	0.034939	0.033787	1.034107	0.3035
DLOG(INV/TEMP)	-0.049592	0.022091	-2.244838	0.0269
DLOG(GERD/POP)	-0.014029	0.012193	-1.150572	0.2525
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.175544	0.111454	-1.575033	0.1183
DLOG(TEMP/POP)	0.613808	0.135404	4.533173	0.0000
DLOG(PP)	0.778452	0.081298	9.575273	0.0000
R-squared	0.784408	Mean dependent var		0.053950
Adjusted R-squared	0.772089	S.D. dependent var		0.042386
S.E. of regression	0.020235	Sum squared resid		0.042993
F-statistic	20.54122	Durbin-Watson stat		2.403632
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.091738
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.000003

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YE27PC – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre priemer dostupných regiónov krajín EU27 na úrovni NUTS 3, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín a s označením „R\_“ syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	2.253405	-1.100860	-1.797640	1.357844	172.4644	9.794284	0.917239	1.782575	47.92479
Prob.	(1.83/1.89)	0.273523	0.075378	0.507163	0.000000	0.279762	0.632156	0.110352	1.22E-08

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 14: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom OLS

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:05  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.018851	0.016062	-1.173689	0.2454
DLOG(GOS/NENT)	-0.016865	0.049892	-0.338041	0.7366
DLOG(INV/TEMP)	-0.084635	0.040289	-2.100664	0.0401
DLOG(GERD/POP)	0.007349	0.015330	0.479406	0.6335
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.298625	0.166626	-1.792183	0.0784
DLOG(TEMP/POP)	0.334847	0.103338	3.240295	0.0020
DLOG(PP)	0.540911	0.152248	3.552825	0.0008
R-squared	0.488838	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	0.435032	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.027807	Akaike info criterion		-4.224173
Sum squared resid	0.044073	Schwarz criterion		-3.988045
Log likelihood	142.1735	Hannan-Quinn criter.		-4.131150
F-statistic	9.085120	Durbin-Watson stat		2.141643
Prob(F-statistic)	0.000001			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.907401	-0.159100	-0.70851	1.737044	37.69003	20.05787	2.615733
Prob.	(1.83/1.89)	0.874173	0.482058	0.419571	0.104408	0.010119	0.270396

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 15: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre prirodzené inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:06  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.023935	0.053522	0.447193	0.6564
DLOG(GOS/NENT)	0.331175	0.360153	0.919541	0.3617
DLOG(INV/TEMP)	0.145291	0.517393	0.280814	0.7799
DLOG(GERD/POP)	-0.045321	0.183418	-0.247090	0.8057
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.077181	0.780336	-0.098908	0.9216
DLOG(TEMP/POP)	-0.548779	0.995897	-0.551040	0.5838
DLOG(PP)	-0.354095	1.485718	-0.238332	0.8125
R-squared	-1.068503	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	-1.286240	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.055937	Sum squared resid		0.178347
F-statistic	0.932561	Durbin-Watson stat		2.164270
Prob(F-statistic)	0.478900	Second-Stage SSR		0.078513
Instrument rank	7			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácnosti zo sociálnych dávok v bežných cenách.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.927553	-0.308390	-0.019530	4.071584	48.64187	12.37311	14.03505	15.67235
Prob.	(1.83/1.89)	0.758952	0.984498	0.130577	0.009131	0.135317	0.000896	4.25E-10

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 16: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre inštrumenty troch skupín

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:07  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C BTG\_DISPIN\_NEMP BTG\_GERD\_POP  
 BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.072000	0.022322	-3.225560	0.0021
DLOG(GOS/NENT)	0.077975	0.035617	2.189278	0.0327
DLOG(INV/TEMP)	0.016284	0.007657	2.126657	0.0378
DLOG(GERD/POP)	-7.04E-05	0.004613	-0.015259	0.9879
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.098198	0.055164	-1.780123	0.0804
DLOG(TEMP/POP)	1.014621	0.026873	37.75668	0.0000
DLOG(PP)	0.952140	0.026618	35.77072	0.0000
R-squared	-1.301846	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	-1.544145	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.059007	Sum squared resid		0.198466
F-statistic	11.72814	Durbin-Watson stat		1.590213
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.038585
Instrument rank	7			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.416284	2.370558	2.381930	10.31307	221.1167	0.013072	37.54219	930.2110
Prob.	(1.83/1.89)	0.021294	0.021234	0.005762	0.000000	1.000000	0.000000	2.85E-50

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 17: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre syntetické priestorové inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:10  
 Sample: 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 9 iterations  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.009462	0.011432	-0.827722	0.4113
DLOG(GOS/NENT)	0.133431	0.085285	1.564535	0.1233
DLOG(INV/TEMP)	-0.115922	0.025079	-4.622366	0.0000
DLOG(GERD/POP)	-0.014510	0.025657	-0.565529	0.5740
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.275373	0.206339	-1.334566	0.1874
DLOG(TEMP/POP)	0.089115	0.268870	0.331441	0.7415
DLOG(PP)	0.384553	0.127559	3.014720	0.0039
AR(1)	-0.077504	0.083538	-0.927766	0.3575
R-squared	0.374902	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	0.296765	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.031023	Sum squared resid		0.053896
F-statistic	1.751482	Durbin-Watson stat		2.131114
Prob(F-statistic)	0.115721	Second-Stage SSR		0.070734
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.647121
Inverted AR Roots	-08			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „R\_“ predstavujú syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.898023	0.015202	1.902475	2.211856	38.88869	39.55811	0.414486	58133.66
Prob.	(1.83/1.89)	0.987926	0.064512	0.330904	0.08273	3.87E-06	0.812822	1.25E-80

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 18: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre prirodzené inštrumenty a inštrumenty troch skupín

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:12  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC) BTG\_DISPIN\_NEMP BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.024291	0.014038	-1.730323	0.0890
DLOG(GOS/NENT)	-0.051205	0.084995	-0.602441	0.5493
DLOG(INV/TEMP)	-0.056296	0.057666	-0.976246	0.3331
DLOG(GERD/POP)	0.033337	0.025642	1.300104	0.1988
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.235411	0.165515	-1.422290	0.1604
DLOG(TEMP/POP)	0.220592	0.180160	1.224425	0.2258
DLOG(PP)	0.539671	0.144380	3.737845	0.0004
R-squared	0.444935	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	0.386507	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.028976	Sum squared resid		0.047858
F-statistic	4.651835	Durbin-Watson stat		2.228845
Prob(F-statistic)	0.000651	Second-Stage SSR		0.057879
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.000029

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácností zo sociálnych dávok v bežných cenách. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	1.985065	-0.306320	-0.465620	2.547728	38.64577	12.89843	10.47010	1.691773	44.94064
Prob.	(1.83/1.89)	0.760516	0.643594	0.279749	0.086791	0.115393	0.005327	0.142055	4.81E-08

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.



**Odhad 19: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre prirodzené inštrumenty a syntetické priestroje inštrumentu**

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/20/15 Time: 20:20  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC) R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.012262	0.009368	-1.308994	0.1958
DLOG(GOS/NENT)	0.137140	0.080553	1.702483	0.0941
DLOG(INV/TEMP)	-0.115619	0.039485	-2.928166	0.0049
DLOG(GERD/POP)	-0.018137	0.019746	-0.918539	0.3622
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.220928	0.195556	-1.129743	0.2633
DLOG(TEMP/POP)	0.017714	0.209642	0.084494	0.9330
DLOG(PP)	0.374532	0.120444	3.109600	0.0029
R-squared	0.348694	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	0.280136	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.031388	Sum squared resid		0.056156
F-statistic	1.821359	Durbin-Watson stat		2.300554
Prob(F-statistic)	0.111065	Second-Stage SSR		0.072350
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.461347

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácnosti zo sociálnych dávok v bežných cenách. Premenné s označením „R\_“ predstavujú syntetické prietorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan	
Stat.	2.048931	-0.53262	-1.293520	2.327219	44.11016	33.19050	0.556805	830.6995	5.808368
Prob.	(1.83/1.89)	0.59644	0.202022	0.312357	0.027095	5.69E-05	0.756992	4.95E-49	0.444996

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 20: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre inštrumenty troch skupín a syntetické priestroje inštrumentu**

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:14  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP BTG\_DISPIN\_NEM  
 P BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP  
 BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.013172	0.013512	-0.974783	0.3338
DLOG(GOS/NENT)	-0.016177	0.032777	-0.493531	0.6235
DLOG(INV/TEMP)	-0.050266	0.034894	-1.440533	0.1552
DLOG(GERD/POP)	0.018441	0.022050	0.836296	0.4065
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.291750	0.151923	-1.920373	0.0598
DLOG(TEMP/POP)	0.258812	0.152062	1.702021	0.0942
DLOG(PP)	0.441394	0.119268	3.700878	0.0005
R-squared	0.465517	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	0.409255	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.028434	Sum squared resid		0.046083
F-statistic	3.381431	Durbin-Watson stat		2.238189
Prob(F-statistic)	0.006377	Second-Stage SSR		0.063587
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.000003

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín a s označením „R\_“ syntetické prietorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	1.993387	-0.397830	-0.817110	1.731264	39.93269	22.76654	6.188110	1.742963	38.49633
Prob.	(1.83/1.89)	0.692294	0.417903	0.420786	0.067046	0.003677	0.045318	0.130002	8.98E-07

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s pismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 21: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre prirodzené inštrumenty, inštrumenty troch skupín a syntetické priestroje inštrumenty

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:16  
 Sample (adjusted): 2003 2010  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C DLOG(PROX\_REV/NENT) DLOG(REVCONS /TEMP) DLOG(EDPERF) DLOG(UR) DLOG(CEMP2/NEMP) DLOG(INSOC) R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP BTG\_DISPIN\_NEMP BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.014407	0.012722	-1.132406	0.2622
DLOG(GOS/NENT)	-0.019567	0.038954	-0.502300	0.6174
DLOG(INV/TEMP)	-0.053204	0.035997	-1.478009	0.1449
DLOG(GERD/POP)	0.018885	0.021959	0.860048	0.3934
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.292110	0.142401	-2.051324	0.0448
DLOG(TEMP/POP)	0.255204	0.137257	1.859315	0.0681
DLOG(PP)	0.460811	0.138982	3.315624	0.0016
R-squared	0.470103	Mean dependent var		-0.002602
Adjusted R-squared	0.414325	S.D. dependent var		0.036994
S.E. of regression	0.028312	Sum squared resid		0.045688
F-statistic	4.153445	Durbin-Watson stat		2.231801
Prob(F-statistic)	0.001574	Second-Stage SSR		0.059992
Instrument rank	19	Prob(J-statistic)		0.000023

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, PROX\_REV – približný ukazovateľ celkových tržieb podnikov, REVCONS - stavebná produkcia vykonaná vlastnými zamestnancami v bežných cenách, EDPERF - počet výchovno-vzdelávacích podujatí, UR - miera nezamestnanosti, CEMP2 - celkové mzdové odmeny zamestnancov v bežných cenách, INSOC - celkový príjem domácností zo sociálnych dávok v bežných cenách. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín a s označením „R\_“ syntetické prietorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	1.987698	-0.372540	-0.698940	1.751552	39.23565	20.55609	6.327082	1.010581	n/a
Prob.	(1.83/1.89)	0.710925	0.487965	0.416539	7.72E-02	8.42E-03	0.042276	0.428924	n/a

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 22: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom OLS pre dlhšie obdobie

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:17  
 Sample (adjusted): 1997 2010  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.019372	0.015275	-1.268146	0.2076
DLOG(GOS/NENT)	0.004480	0.024661	0.181657	0.8562
DLOG(INV/TEMP)	-0.041071	0.023559	-1.743336	0.0842
DLOG(GERD/POP)	0.002692	0.005734	0.469419	0.6397
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.271158	0.095788	-2.830817	0.0056
DLOG(TEMP/POP)	0.247121	0.121504	2.033858	0.0445
DLOG(PP)	0.512303	0.137949	3.713708	0.0003
R-squared	0.478488	Mean dependent var		-0.001927
Adjusted R-squared	0.448687	S.D. dependent var		0.030856
S.E. of regression	0.022911	Akaike info criterion		-4.653964
Sum squared resid	0.055115	Schwarz criterion		-4.484058
Log likelihood	267.6220	Hannan-Quinn criter.		-4.585028
F-statistic	16.05625	Durbin-Watson stat		2.058684
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.930016	0.163250	0.085972	3.707768	54.00622	12.75770	20.50398
Prob.	(1.83/1.89)	0.870642	0.931668	0.156628	0.002235	0.120463	0.000035

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 23: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre priestrove inštrumenty a dlhšie časové obdobie**

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:19  
 Sample (adjusted): 1997 2010  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.007545	0.012413	-0.607871	0.5446
DLOG(GOS/NENT)	0.025964	0.030470	0.852095	0.3961
DLOG(INV/TEMP)	-0.046287	0.016928	-2.734270	0.0073
DLOG(GERD/POP)	-0.003079	0.014019	-0.219615	0.8266
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.263847	0.150616	-1.751785	0.0827
DLOG(TEMP/POP)	0.173231	0.159363	1.087022	0.2795
DLOG(PP)	0.358528	0.102451	3.499521	0.0007
R-squared	0.413504	Mean dependent var		-0.001927
Adjusted R-squared	0.379990	S.D. dependent var		0.030856
S.E. of regression	0.024296	Sum squared resid		0.061982
F-statistic	3.021006	Durbin-Watson stat		2.198040
Prob(F-statistic)	0.009161	Second-Stage SSR		0.090124
Instrument rank	7			

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „R\_“ predstavujú syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

**Príslušné testy**

$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	2.060663	-0.644270	-0.915180	2.097116	47.20392	17.60609	17.33059
Prob.	(1.83/1.89)	0.520833	0.362389	0.350443	0.013035	0.024382	0.000172

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 24: Modifikovaný model konkurencieschopnosti voči ostatným regiónom Slovenska odhadovaný prostredníctvom 2SLS pre inštrumenty troch skupín, syntetické priestorové inštrumenty a dlhšie časové obdobie**

Dependent Variable: DLOG(GDP\_P\_C/YSK)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/28/15 Time: 23:20  
 Sample (adjusted): 1997 2010  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Instrument specification: C R\_DISPIN\_NEMP R\_GERD\_POP  
 R\_GOS\_NENT R\_INV\_TEMP R\_PP R\_TEMP\_POP BTG\_DISPIN\_NEM  
 P BTG\_GERD\_POP BTG\_GOS\_NENT BTG\_INV\_TEMP BTG\_PP  
 BTG\_TEMP\_POP

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.014673	0.015347	-0.956056	0.3412
DLOG(GOS/NENT)	-0.000281	0.028477	-0.009868	0.9921
DLOG(INV/TEMP)	-0.028503	0.018732	-1.521657	0.1311
DLOG(GERD/POP)	0.008342	0.011284	0.739291	0.4614
DLOG(DISPIN/NEMP)	-0.274367	0.097327	-2.819017	0.0058
DLOG(TEMP/POP)	0.172303	0.167573	1.028228	0.3062
DLOG(PP)	0.453805	0.113164	4.010175	0.0001
R-squared	0.465710	Mean dependent var		-0.001927
Adjusted R-squared	0.435179	S.D. dependent var		0.030856
S.E. of regression	0.023190	Sum squared resid		0.056465
F-statistic	6.482826	Durbin-Watson stat		2.127459
Prob(F-statistic)	0.000008	Second-Stage SSR		0.077115
Instrument rank	13	Prob(J-statistic)		0.000000

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: GDP\_P\_C – regionálny hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách, YSK – hrubý domáci produkt na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, GOS – regionálny hrubý prevádzkový prebytok v bežných cenách, NENT – počet samostatne zárobkovo činných osôb v regióne, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, TEMP – regionálna celková zamestnanosť, GERD – regionálne hrubé výdavky na výskum a vývoj v bežných cenách, POP – regionálna celková populácia, DISPIN – regionálny disponibilný príjem domácností v bežných cenách, NEMP – počet zamestnancov v regióne, PP – produktivita práce (PP=GDP/NEMP), GDP – regionálny hrubý domáci produkt v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu. Premenné s označením „BTG\_“ predstavujú inštrumenty troch skupín a s označením „R\_“ syntetické priestorové inštrumenty pre príslušnú premennú uvedenú ďalej.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	2.022378	-0.177510	-0.205830	2.672863	45.30961	13.05172	26.03026	0.241570	52.34821
Prob.	(1.83/1.89)	0.859459	0.837359	0.262782	0.02052	0.110082	0.000002	0.961608	1.59E-09

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 7 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 25: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia odhadnutá na základe ukazovateľa počtu zamestnancov

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/13/15 Time: 16:21  
 Sample (adjusted): 1998 2011  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 14 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.199548	2.915640	2.126308	0.0360
LOG(RND01)	-0.016110	0.013174	-1.222823	0.2243
@TREND	0.027884	0.004629	6.023308	0.0000
LOG(K)	0.446568	0.154467	2.891029	0.0047
LOG(NEMP)	0.498751	0.240449	2.074247	0.0407
AR(1)	0.536439	0.137964	3.888242	0.0002

Effects Specification			
Cross-section fixed (dummy variables)			
R-squared	0.989691	Mean dependent var	22.55239
Adjusted R-squared	0.988442	S.D. dependent var	0.369340
S.E. of regression	0.039708	Akaike info criterion	-3.505767
Sum squared resid	0.156095	Schwarz criterion	-3.190227
Log likelihood	209.3230	Hannan-Quinn criter.	-3.377743
F-statistic	792.0275	Durbin-Watson stat	1.898011
Prob(F-statistic)	0.000000		
Inverted AR Roots	.54		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálých cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálých cenách roku 2010, @TREND – linearný časový trend generovaný softvérom, K – regionalny objem kapitálu v stálých cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

### Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.779385	0.550720	7.595669	3.959843	90.17712	20.28347	0.993750
Prob.	(1.81/1.90)	0.583018	1.04E-11	0.138080	1.86E-08	0.009315	0.608429

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezoých jednotiek, 10 časových období a 11 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 26: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia odhadnutá na základe ukazovateľa celkovej zamestnanosti

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/13/15 Time: 13:02  
 Sample (adjusted): 1998 2011  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 11 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.523901	2.664625	2.073050	0.0408
LOG(RND01)	-0.009940	0.011106	-0.894996	0.3730
@TREND	0.024613	0.003766	6.536243	0.0000
LOG(K)	0.415749	0.144041	2.886316	0.0048
LOG(TEMP)	0.598178	0.250693	2.386092	0.0189
AR(1)	0.481189	0.150132	3.205115	0.0018

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.989792	Mean dependent var	22.55239
Adjusted R-squared	0.988555	S.D. dependent var	0.369340
S.E. of regression	0.039513	Akaike info criterion	-3.515601
Sum squared resid	0.154568	Schwarz criterion	-3.200061
Log likelihood	209.8737	Hannan-Quinn criter.	-3.387577
F-statistic	799.9362	Durbin-Watson stat	1.882542
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .48

**Zdroj:** Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

**Poznámky:** Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálich cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálich cenách roku 2010, @TREND – linearný časový trend generovaný softvérom, K – regionalny objem kapitálu v stálich cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

**Príslušné testy**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.764883	0.657903	5.76250	4.256124	89.53011	20.21419	0.901773
Prob.	(1.81/1.90)	0.512068	8.69E-08	0.119068	2.35E-08	0.009555	0.637063

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezoých jednotiek, 10 časových období a 11 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.



## Odhad 27: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca vplyv výskumu a vývoja, odhadnutá na základe ukazovateľa počtu zamestnancov

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/13/15 Time: 13:41  
 Sample (adjusted): 1998 2011  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 9 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-42.55864	18.20625	-2.337584	0.0215
LOG(RND01)	2.550989	1.135668	2.246245	0.0270
@TREND	0.174700	0.152319	1.146939	0.2543
LOG(K)	1.853836	0.676894	2.738739	0.0074
LOG(RND01)*LOG(K)	-0.030299	0.039919	-0.759005	0.4497
@TREND*LOG(K)	-0.063074	0.016154	-3.904585	0.0002
LOG(NEMP)	1.778912	1.369425	1.299021	0.1971
LOG(RND01)*LOG(NEMP)	-0.147296	0.089271	-1.649993	0.1022
@TREND*LOG(NEMP)	0.104302	0.022593	4.616479	0.0000
AR(1)	0.371212	0.122531	3.029539	0.0032

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.992761	Mean dependent var	22.55239
Adjusted R-squared	0.991542	S.D. dependent var	0.369340
S.E. of regression	0.033967	Akaike info criterion	-3.787895
Sum squared resid	0.109608	Schwarz criterion	-3.375266
Log likelihood	229.1221	Hannan-Quinn criter.	-3.620479
F-statistic	814.2970	Durbin-Watson stat	2.212819
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .37

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálých cenách roku 2010, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálých cenách roku 2010, @TREND – lineárny časový trend generovaný softvérom, K – regionálny objem kapitálu v stálých cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	2.074518	-0.718150	1.247788	4.527235	46.79220	46.68710	2.331007
Prob.	(1.79/1.92)	0.474292	0.214938	0.103974	0.014408	1.76E-07	0.311766

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 28: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca vplyv výskumu a vývoja, odhadnutá na základe ukazovateľa celkovej zamestnanosti

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/13/15 Time: 19:28  
 Sample (adjusted): 2000 2011  
 Periods included: 12  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 96  
 Convergence achieved after 12 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-3.665654	27.42730	-0.133650	0.8940
LOG(RND01)	-0.619601	1.850604	-0.334810	0.7387
@TREND	0.778596	0.320435	2.429811	0.0174
LOG(K)	0.635780	0.903909	0.703367	0.4839
LOG(RND01)*LOG(K)	0.083385	0.060369	1.381250	0.1712
@TREND*LOG(K)	-0.102589	0.019136	-5.361072	0.0000
LOG(TEMP)	0.884829	2.465948	0.358819	0.7207
LOG(RND01)*LOG(TEMP)	-0.099769	0.158900	-0.627875	0.5319
@TREND*LOG(TEMP)	0.125747	0.027693	4.540708	0.0000
AR(1)	0.334189	0.099678	3.352678	0.0012
AR(2)	-0.111311	0.108571	-1.025235	0.3085
AR(3)	0.226444	0.094975	2.384260	0.0196

### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.993240	Mean dependent var	22.59135
Adjusted R-squared	0.991659	S.D. dependent var	0.366812
S.E. of regression	0.033500	Akaike info criterion	-3.779235
Sum squared resid	0.086415	Schwarz criterion	-3.271708
Log likelihood	200.4033	Hannan-Quinn criter.	-3.574085
F-statistic	628.4859	Durbin-Watson stat	2.366071
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.67	-.17+.56i	-.17-.56i
-------------------	-----	-----------	-----------

**Zdroj:** Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

**Poznámky:** Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálých cenách roku 2010, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálých cenách roku 2010, @TREND – lineárny časový trend generovaný softvérom, K – regionálny objem kapitálu v stálých cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu, AR(2) – autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu a AR(3) – autoregresný člen pre autokoreláciu tretieho rádu.

**Príslušné testy**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	2.193545	-1.572990	-2.267690	4.093263	38.97877	14.88502	5.366518
Prob.	(1.79/1.92)	0.119351	0.028311	0.129169	0.081265	0.06142	0.068340

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 29: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca priestrovú heterogenitu podľa regiónov NUTS 2, odhadnutá na základe ukazovateľa počtu zamestnancov**

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/15/15 Time: 07:30  
 Sample (adjusted): 1998 2011  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 19 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.601268	3.495281	1.030323	0.3055
LOG(RND01)	-0.024016	0.015703	-1.529420	0.1296
@TREND	0.025103	0.006299	3.985440	0.0001
LOG(K)	0.477636	0.206145	2.316997	0.0227
LOG(NEMP)	0.895455	0.408682	2.191082	0.0309
LOG(K)*DUM_BA	-0.097805	0.180178	-0.542826	0.5885
LOG(NEMP)*DUM_BA	-0.208607	0.668394	-0.312102	0.7557
LOG(K)*DUM_HR1	0.101287	0.100535	1.007482	0.3163
LOG(NEMP)*DUM_HR1	-0.344310	0.311675	-1.104709	0.2721
LOG(K)*DUM_HR2	0.094648	0.173716	0.544843	0.5872
LOG(NEMP)*DUM_HR2	-0.741934	0.279110	-2.658211	0.0092
AR(1)	0.442662	0.127473	3.472606	0.0008

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.990272	Mean dependent var	22.55239
Adjusted R-squared	0.988389	S.D. dependent var	0.369340
S.E. of regression	0.039797	Akaike info criterion	-3.456651
Sum squared resid	0.147295	Schwarz criterion	-2.995478
Log likelihood	212.5725	Hannan-Quinn criter.	-3.269539
F-statistic	525.9598	Durbin-Watson stat	1.908635
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .44

**Zdroj:** Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

**Poznámky:** Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálých cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálých cenách roku 2010, @TREND – lineárny časový trend generovaný softvérom, K – regionalny objem kapitálu v stálých cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_BA – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Bratislavského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Žilinského a Banskobystrického kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy sú uvedené na nasledujúcej strane

**Testy pre odhad 29**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.789344	0.385974	0.097286	5.349877	78.44926	27.05115	1.542268
Prob.	(1.79/1.92)	0.700312	0.922755	0.068911	1.13E-06	0.000693	0.462488

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezoých jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných.

### Odhad 30: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca priestrovú heterogenitu podľa regiónov NUTS 2, odhadnutá na základe ukazovateľa celkovej zamestnanosti

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/17/15 Time: 15:14  
 Sample (adjusted): 1998 2011  
 Periods included: 14  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 112  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 20 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.035073	3.399164	1.187078	0.2382
LOG(RND01)	-0.013937	0.015237	-0.914674	0.3627
@TREND	0.022575	0.005458	4.135944	0.0001
LOG(K)	0.396060	0.240103	1.649543	0.1024
LOG(TEMP)	0.888602	0.456057	1.948446	0.0544
LOG(K)*DUM_BA	-0.022994	0.232400	-0.098944	0.9214
LOG(TEMP)*DUM_BA	-0.136427	0.669396	-0.203807	0.8389
LOG(K)*DUM_HR1	0.089333	0.097094	0.920063	0.3599
LOG(TEMP)*DUM_HR1	-0.264151	0.359671	-0.734423	0.4645
LOG(K)*DUM_HR2	0.167472	0.136760	1.224570	0.2238
LOG(TEMP)*DUM_HR2	-0.626906	0.368791	-1.699894	0.0925
AR(1)	0.435340	0.137388	3.168687	0.0021

#### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.990058	Mean dependent var	22.55239
Adjusted R-squared	0.988134	S.D. dependent var	0.369340
S.E. of regression	0.040233	Akaike info criterion	-3.434885
Sum squared resid	0.150537	Schwarz criterion	-2.973711
Log likelihood	211.3536	Hannan-Quinn criter.	-3.247772
F-statistic	514.5240	Durbin-Watson stat	1.891373
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots .44

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálych cenách roku 2010, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálych cenách roku 2010, @TREND – lineárny časový trend generovaný softvérom, K – regionálny objem kapitálu v stálych cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_BA – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Bratislavského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Žilinského a Banskobystrického kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy sú uvedené na nasledujúcej strane

**Testy pre odhad 30:**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.773162	0.512979	0.535452	5.356780	83.98569	33.17994	1.302035
Prob.	(1.79/1.92)	0.609064	0.593901	0.068674	1.68E-07	5.72E-05	0.521515

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PI}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezoých jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 31: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca priestrovú heterogenitu podľa regiónov iných analýz, odhadnutá na základe ukazovateľa počtu zamestnancov**

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/17/15 Time: 15:38  
 Sample (adjusted): 1999 2011  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 104  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 22 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.285901	3.625459	2.009649	0.0476
LOG(RND01)	-0.029003	0.018795	-1.543068	0.1265
@TREND	0.030161	0.004857	6.209365	0.0000
LOG(K)	0.279925	0.132687	2.109664	0.0378
LOG(NEMP)	0.835021	0.149724	5.577064	0.0000
LOG(K)*DUM_LE1	0.228812	0.070873	3.228491	0.0018
LOG(NEMP)*DUM_LE1	-0.136487	0.362225	-0.376802	0.7072
LOG(K)*DUM_LE2	0.075160	0.164760	0.456179	0.6494
LOG(NEMP)*DUM_LE2	-0.599101	0.313226	-1.912683	0.0591
AR(1)	0.471504	0.150863	3.125380	0.0024
AR(2)	-0.150233	0.167816	-0.895220	0.3732

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.990139	Mean dependent var	22.57037
Adjusted R-squared	0.988190	S.D. dependent var	0.368590
S.E. of regression	0.040056	Akaike info criterion	-3.440982
Sum squared resid	0.137983	Schwarz criterion	-2.983299
Log likelihood	196.9311	Hannan-Quinn criter.	-3.255561
F-statistic	507.9763	Durbin-Watson stat	1.974826
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.24+.31i	.24-.31i
-------------------	----------	----------

**Zdroj:** Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

**Poznámky:** Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálých cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálých cenách roku 2010, @TREND – linearný časový trend generovaný softvérom, K – regionalny objem kapitálu v stálých cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_LE1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Trnavského a Žilinského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_LE2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Banskobystrického, Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy sú uvedené na nasledujúcej strane

**Testy pre odhad 31:**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.841904	-0.124020	n/a	5.352828	81.46903	24.64716	0.508157
Prob.	(1.79/1.92)	0.901559	n/a	0.068809	4.03E-07	0.001784	0.775631

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PI}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezoých jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.



### Odhad 32: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca priestrovú heterogenitu podľa regiónov iných analýz, odhadnutá na základe ukazovateľa celkovej zamestnanosti

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/17/15 Time: 16:56  
 Sample (adjusted): 1999 2011  
 Periods included: 13  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 104  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 19 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.185995	3.704334	1.669934	0.0986
LOG(RND01)	-0.018874	0.016928	-1.114963	0.2680
@TREND	0.025491	0.004999	5.098812	0.0000
LOG(K)	0.273315	0.128643	2.124602	0.0365
LOG(TEMP)	0.904348	0.201599	4.485868	0.0000
LOG(K)*DUM_LE1	0.169127	0.114059	1.482801	0.1418
LOG(TEMP)*DUM_LE1	-0.087811	0.359911	-0.243980	0.8078
LOG(K)*DUM_LE2	0.133962	0.132348	1.012195	0.3143
LOG(TEMP)*DUM_LE2	-0.626525	0.410990	-1.524430	0.1311
AR(1)	0.457687	0.155621	2.941029	0.0042
AR(2)	-0.166218	0.173288	-0.959198	0.3401

#### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.990155	Mean dependent var	22.57037
Adjusted R-squared	0.988209	S.D. dependent var	0.368590
S.E. of regression	0.040024	Akaike info criterion	-3.442566
Sum squared resid	0.137765	Schwarz criterion	-2.984883
Log likelihood	197.0135	Hannan-Quinn criter.	-3.257146
F-statistic	508.7898	Durbin-Watson stat	1.988442
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted AR Roots	.23+.34i	.23-.34i
-------------------	----------	----------

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálych cenách roku 2010, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálych cenách roku 2010, @TREND – lineárny časový trend generovaný softvérom, K – regionálny objem kapitálu v stálych cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_LE1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Trnavského a Žilinského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_LE2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Banskobystrického, Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.854603	-0.140670	0.340615	5.823626	81.86644	33.39922	0.692075
Prob.	(1.79/1.92)	0.888429	0.734564	0.054377	3.51E-07	5.22E-05	0.707486

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 33: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca vplyv výskumu a vývoja a priestrovú heterogenitu podľa regiónov NUTS 2, odhadnutá na základe ukazovateľa počtu zamestnancov**

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/18/15 Time: 21:47  
 Sample (adjusted): 1997 2011  
 Periods included: 15  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 120  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-29.58718	30.07146	-0.983896	0.3279
LOG(RND01)	1.897812	1.946665	0.974904	0.3323
@TREND	-0.176505	0.262652	-0.672012	0.5034
LOG(K)	1.770805	1.761455	1.005309	0.3176
LOG(RND01)*LOG(K)	-0.024038	0.101777	-0.236187	0.8138
@TREND*LOG(K)	-0.052470	0.016398	-3.199701	0.0019
LOG(K)*DUM_BA	-0.186102	7.763643	-0.023971	0.9809
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_BA	0.008496	0.444693	0.019106	0.9848
@TREND*LOG(K)*DUM_BA	0.014114	0.031900	0.442433	0.6593
LOG(K)*DUM_HR1	-0.486106	2.422917	-0.200628	0.8415
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_HR1	0.001296	0.155449	0.008339	0.9934
@TREND*LOG(K)*DUM_HR1	0.030556	0.016299	1.874704	0.0642
LOG(K)*DUM_HR2	0.932081	2.140554	0.435439	0.6643
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_HR2	-0.159203	0.127362	-1.250002	0.2147
@TREND*LOG(K)*DUM_HR2	0.067248	0.016524	4.069677	0.0001
LOG(NEMP)	1.327547	2.424079	0.547650	0.5854
LOG(RND01)*LOG(NEMP)	-0.103400	0.136691	-0.756451	0.4514
@TREND*LOG(NEMP)	0.112495	0.026031	4.321508	0.0000
LOG(NEMP)*DUM_BA	0.548999	14.67201	0.037418	0.9702
LOG(RND01)*LOG(NEMP)*DUM_BA	-0.033179	0.833435	-0.039810	0.9683
@TREND*LOG(NEMP)*DUM_BA	-0.027652	0.059192	-0.467164	0.6416
LOG(NEMP)*DUM_HR1	0.848767	4.618729	0.183766	0.8546
LOG(RND01)*LOG(NEMP)*DUM_HR1	-0.014221	0.288672	-0.049265	0.9608
@TREND*LOG(NEMP)*DUM_HR1	-0.055601	0.029851	-1.862622	0.0659
LOG(NEMP)*DUM_HR2	-3.247890	3.795699	-0.855676	0.3946
LOG(RND01)*LOG(NEMP)*DUM_HR2	0.285406	0.237574	1.201338	0.2329
@TREND*LOG(NEMP)*DUM_HR2	-0.121374	0.030572	-3.970109	0.0001

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.993041	Mean dependent var	22.53423
Adjusted R-squared	0.990371	S.D. dependent var	0.370808
S.E. of regression	0.036387	Akaike info criterion	-3.555686
Sum squared resid	0.113865	Schwarz criterion	-2.765896
Log likelihood	247.3411	Hannan-Quinn criter.	-3.234948
F-statistic	371.8825	Durbin-Watson stat	1.825251
Prob(F-statistic)	0.000000		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálých cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálých cenách roku 2010,

@TREND – linearný časový trend generovaný softvérom, K – regionalny objem kapitálu v stálých cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_BA – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Bratislavského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Žilinského a Banskobystrického kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

**Príslušné testy**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.718778	0.688093	0.577485	0.717122	54.91191	4.772548	0.791693
Prob.	(1.79/1.92)	0.492830	0.565297	0.698681	0.001742	0.781587	0.673110

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezočných jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 34: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca vplyv výskumu a vývoja a priestrovú heterogenitu podľa regiónov NUTS 2, odhadnutá na základe ukazovateľa celkovej zamestnanosti**

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/17/15 Time: 17:06  
 Sample (adjusted): 1997 2011  
 Periods included: 15  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 120  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.431344	37.29469	-0.011566	0.9908
LOG(RND01)	0.132151	2.422807	0.054545	0.9566
@TREND	-0.029732	0.318137	-0.093455	0.9258
LOG(K)	-2.589685	2.456845	-1.054070	0.2948
LOG(RND01)*LOG(K)	0.230605	0.135388	1.703286	0.0921
@TREND*LOG(K)	-0.066082	0.021204	-3.116458	0.0025
LOG(K)*DUM_BA	2.272247	7.304056	0.311094	0.7565
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_BA	-0.134748	0.412916	-0.326333	0.7450
@TREND*LOG(K)*DUM_BA	0.017663	0.036618	0.482359	0.6308
LOG(K)*DUM_HR1	3.456760	3.633803	0.951279	0.3441
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_HR1	-0.231237	0.220059	-1.050795	0.2963
@TREND*LOG(K)*DUM_HR1	0.031390	0.017717	1.771757	0.0800
LOG(K)*DUM_HR2	5.571372	3.061651	1.819728	0.0723
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_HR2	-0.442520	0.181119	-2.443260	0.0166
@TREND*LOG(K)*DUM_HR2	0.083963	0.026722	3.142082	0.0023
LOG(TEMP)	6.940675	4.024654	1.724539	0.0882
LOG(RND01)*LOG(TEMP)	-0.425815	0.228919	-1.860111	0.0663
@TREND*LOG(TEMP)	0.124420	0.024266	5.127318	0.0000
LOG(TEMP)*DUM_BA	-3.876891	13.56713	-0.285756	0.7758
LOG(RND01)*LOG(TEMP)*DUM_BA	0.224006	0.764361	0.293063	0.7702
@TREND*LOG(TEMP)*DUM_BA	-0.033543	0.067346	-0.498067	0.6197
LOG(TEMP)*DUM_HR1	-6.429160	6.670325	-0.963845	0.3378
LOG(RND01)*LOG(TEMP)*DUM_HR1	0.411421	0.403072	1.020713	0.3103
@TREND*LOG(TEMP)*DUM_HR1	-0.056830	0.032286	-1.760216	0.0819
LOG(TEMP)*DUM_HR2	-11.64074	5.340367	-2.179764	0.0320
LOG(RND01)*LOG(TEMP)*DUM_HR2	0.800772	0.332856	2.405760	0.0183
@TREND*LOG(TEMP)*DUM_HR2	-0.151030	0.048551	-3.110771	0.0025

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.993133	Mean dependent var	22.53423
Adjusted R-squared	0.990498	S.D. dependent var	0.370808
S.E. of regression	0.036145	Akaike info criterion	-3.569024
Sum squared resid	0.112357	Schwarz criterion	-2.779234
Log likelihood	248.1414	Hannan-Quinn criter.	-3.248287
F-statistic	376.9110	Durbin-Watson stat	1.884015
Prob(F-statistic)	0.000000		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálych cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálych cenách roku 2010,

@TREND – linearný časový trend generovaný softvérom, K – regionalny objem kapitálu v stálých cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_BA – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Bratislavského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Žilinského a Banskobystrického kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_HR2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.774114	0.453764	0.577485	1.816795	54.45564	5.461979	1.079321
Prob.	(1.79/1.92)	0.650885	0.565297	0.403170	0.001976	0.707249	0.582946

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezočných jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 35: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca vplyv výskumu a vývoja a priestrovú heterogenitu podľa regiónov iných analýz, odhadnutá na základe ukazovateľa počtu zamestnancov**

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/18/15 Time: 21:05  
 Sample (adjusted): 1997 2011  
 Periods included: 15  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 120  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-50.59489	33.27402	-1.520553	0.1318
LOG(RND01)	3.220322	2.038948	1.579404	0.1177
@TREND	-0.173934	0.180507	-0.963588	0.3378
LOG(K)	3.397384	2.540301	1.337395	0.1844
LOG(RND01)*LOG(K)	-0.133487	0.136513	-0.977835	0.3307
@TREND*LOG(K)	-0.021826	0.023657	-0.922594	0.3586
LOG(NEMP)	0.340642	6.542368	0.052067	0.9586
LOG(RND01)*LOG(NEMP)	-0.022037	0.369819	-0.059587	0.9526
@TREND*LOG(NEMP)	0.054728	0.034198	1.600294	0.1130
LOG(K)*DUM_LE1	4.372809	2.934149	1.490316	0.1396
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_LE1	-0.274258	0.172880	-1.586410	0.1161
@TREND*LOG(K)*DUM_LE1	0.010251	0.020180	0.507971	0.6127
LOG(NEMP)*DUM_LE1	-8.076295	5.596701	-1.443046	0.1524
LOG(RND01)*LOG(NEMP)*DUM_LE1	0.521669	0.323802	1.611071	0.1106
@TREND*LOG(NEMP)*DUM_LE1	-0.018451	0.037634	-0.490275	0.6251
LOG(K)*DUM_LE2	-0.842717	2.763325	-0.304965	0.7611
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_LE2	-0.020925	0.152776	-0.136965	0.8914
@TREND*LOG(K)*DUM_LE2	0.016412	0.020205	0.812273	0.4187
LOG(NEMP)*DUM_LE2	-0.259529	5.214374	-0.049772	0.9604
LOG(RND01)*LOG(NEMP)*DUM_LE2	0.045459	0.285182	0.159402	0.8737
@TREND*LOG(NEMP)*DUM_LE2	-0.027008	0.037414	-0.721853	0.4722

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.992716	Mean dependent var	22.53423
Adjusted R-squared	0.990579	S.D. dependent var	0.370808
S.E. of regression	0.035992	Akaike info criterion	-3.610103
Sum squared resid	0.119176	Schwarz criterion	-2.959688
Log likelihood	244.6062	Hannan-Quinn criter.	-3.345966
F-statistic	464.4159	Durbin-Watson stat	1.751791
Prob(F-statistic)	0.000000		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálich cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálich cenách roku 2010, @TREND – lineárny časový trend generovaný softvérom, K – regionálny objem kapitálu v stálich cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_LE1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Trnavského a Žilinského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_LE2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Banskobystrického, Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregressný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy sú uvedené na nasledujúcej strane

**Testy pre odhad 35:**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.649603	0.788048	0.931268	0.324952	68.85660	10.72947	0.111409
Prob.	(1.79/1.92)	0.432348	0.354416	0.850037	2.68E-05	0.217504	0.945819

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PI}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezoých jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 36: Cobbová-Douglasova produkčná funkcia zohľadňujúca vplyv výskumu a vývoja a priestrovú heterogenitu podľa regiónov iných analýz, odhadnutá na základe ukazovateľa počtu zamestnancov**

Dependent Variable: LOG(Y)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 04/18/15 Time: 20:02  
 Sample (adjusted): 1997 2011  
 Periods included: 15  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 120  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 WARNING: estimated coefficient covariance matrix is of reduced rank

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-58.95279	27.68940	-2.129074	0.0359
LOG(RND01)	3.823513	1.786917	2.139725	0.0350
@TREND	-0.141205	0.206381	-0.684198	0.4956
LOG(K)	0.001531	2.514518	0.000609	0.9995
LOG(RND01)*LOG(K)	0.059798	0.139180	0.429646	0.6685
@TREND*LOG(K)	-0.029690	0.024353	-1.219169	0.2259
LOG(TEMP)	7.387153	6.038944	1.223252	0.2244
LOG(RND01)*LOG(TEMP)	-0.424184	0.346219	-1.225188	0.2236
@TREND*LOG(TEMP)	0.066015	0.030702	2.150213	0.0342
LOG(K)*DUM_LE1	1.123769	4.223590	0.266070	0.7908
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_LE1	-0.056133	0.262659	-0.213711	0.8312
@TREND*LOG(K)*DUM_LE1	-0.018189	0.028316	-0.642355	0.5222
LOG(TEMP)*DUM_LE1	-2.243960	7.772646	-0.288700	0.7735
LOG(RND01)*LOG(TEMP)*DUM_LE1	0.115360	0.481580	0.239545	0.8112
@TREND*LOG(TEMP)*DUM_LE1	0.033678	0.052190	0.645297	0.5203
LOG(K)*DUM_LE2	1.727460	2.590877	0.666747	0.5066
LOG(RND01)*LOG(K)*DUM_LE2	-0.169792	0.145166	-1.169645	0.2452
@TREND*LOG(K)*DUM_LE2	0.022028	0.022389	0.983887	0.3278
LOG(TEMP)*DUM_LE2	-5.252551	4.797062	-1.094952	0.2764
LOG(RND01)*LOG(TEMP)*DUM_LE2	0.318259	0.265986	1.196526	0.2346
@TREND*LOG(TEMP)*DUM_LE2	-0.037387	0.041017	-0.911502	0.3644

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.992826	Mean dependent var	22.53423
Adjusted R-squared	0.990721	S.D. dependent var	0.370808
S.E. of regression	0.035720	Akaike info criterion	-3.625264
Sum squared resid	0.117383	Schwarz criterion	-2.974850
Log likelihood	245.5159	Hannan-Quinn criter.	-3.361128
F-statistic	471.5628	Durbin-Watson stat	1.811612
Prob(F-statistic)	0.000000		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: Y – regionálny hrubý domáci produkt v stálych cenách roku 2010, C –konštanta automaticky generovaná softvérom, RND01 – regionálny objem aktív určených pre výskum a vývoj v stálych cenách roku 2010, @TREND – lineárny časový trend generovaný softvérom, K – regionálny objem kapitálu v stálych cenách roku 2010, NEMP – počet zamestnancov v regióne, DUM\_LE1 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Trnavského a Žilinského kraja a 0 v ostatných prípadoch, DUM\_LE2 – je umelá premenná, ktorá nadobúda hodnotu 1 v prípade Banskobystrického, Prešovského a Košického kraja a 0 v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregressný člen pre autokoreláciu prvého rádu.

Príslušné testy sú uvedené na nasledujúcej strane



**Testy pre odhad 36:**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.705934	0.650509	0.734424	1.529754	54.67139	16.47461	0.651935
Prob.	(1.79/1.92)	0.516707	0.464760	0.465391	0.001862	0.036069	0.721829

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PI}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezoých jednotiek, 10 časových období a 15 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 37: Model regionálneho vyrovnávania spotreby odhadnutý prostredníctvom OLS

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Least Squares  
 Date: 05/01/15 Time: 21:52  
 Sample (adjusted): 2004 2013  
 Periods included: 10  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 80  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000533	0.000402	1.324950	0.1892
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.064372	0.114978	0.559862	0.5772
AR(1)	-0.634420	0.063067	-10.05949	0.0000
AR(2)	-0.416294	0.097794	-4.256845	0.0001
R-squared	0.347780	Mean dependent var		0.000241
Adjusted R-squared	0.322034	S.D. dependent var		0.050700
S.E. of regression	0.041746	Akaike info criterion		-3.465724
Sum squared resid	0.132447	Schwarz criterion		-3.346622
Log likelihood	142.6289	Hannan-Quinn criter.		-3.417972
F-statistic	13.50836	Durbin-Watson stat		1.750035
Prob(F-statistic)	0.000000			
Inverted AR Roots				

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

### Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.596907	-0.075990	0.139709	2.201236	49.92526	28.36565	1.487239
Prob.	(1.85/1.86)	0.939643	0.889440	0.332665	0.006593	0.000409	0.47539

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 1 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

### Odhad 38: Model regionálneho vyrovnávania spotreby odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV)

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 05/01/15 Time: 21:54  
 Sample (adjusted): 2004 2011  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 5 iterations  
 Instrument specification: C INV  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000560	0.000730	0.766920	0.4461
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.029008	0.199856	0.145145	0.8851
AR(1)	-0.689740	0.048502	-14.22079	0.0000
AR(2)	-0.479089	0.101866	-4.703137	0.0000
R-squared	0.387831	Mean dependent var		0.000602
Adjusted R-squared	0.357223	S.D. dependent var		0.055958
S.E. of regression	0.044863	Sum squared resid		0.120763
F-statistic	12.54841	Durbin-Watson stat		1.713165
Prob(F-statistic)	0.000002	Second-Stage SSR		0.121217
Instrument rank	6	Prob(J-statistic)		0.683825
Inverted AR Roots	-.34+.60i	-.34-.60i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregressný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) – autoregressný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

#### Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.525787	-0.427230	0.349524	4.903375	44.05562	32.63356	0.967540	0.963261
Prob.	(1.85/1.86)	0.670877	0.728790	0.086148	0.027435	7.17E-05	0.616455	0.339300

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 1 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

### Odhad 39: Model regionálneho vyrovnávania spotreby odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú regionálnej odchyľky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 05/01/15 Time: 21:57  
 Sample (adjusted): 2004 2012  
 Periods included: 9  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 72  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 7 iterations  
 Instrument specification: C (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000529	0.000610	0.867503	0.3887
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	-0.002243	0.219103	-0.010237	0.9919
AR(1)	-0.650249	0.061288	-10.60981	0.0000
AR(2)	-0.427320	0.104569	-4.086471	0.0001
R-squared	0.352834	Mean dependent var		0.000499
Adjusted R-squared	0.324282	S.D. dependent var		0.053106
S.E. of regression	0.043655	Sum squared resid		0.129589
F-statistic	12.36783	Durbin-Watson stat		1.729139
Prob(F-statistic)	0.000002	Second-Stage SSR		0.129552
Instrument rank	6	Prob(J-statistic)		0.590138
Inverted AR Roots	-.33-.57i	-.33+.57i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

#### Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.561028	-0.171350	0.791958	1.905933	48.53057	31.13152	0.648661	0.905318
Prob.	(1.85/1.86)	0.864494	0.432733	0.385596	0.009389	0.000133	0.723011	0.368541

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 priereznových jednotiek, 10 časových období a 1 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 40: Model regionálneho vyrovnávania spotreby odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV) a inštrumentálnu premennú regionálnej odchylky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 17:55  
 Sample (adjusted): 2005 2011  
 Periods included: 7  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 56  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 7 iterations  
 Instrument specification: C (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))

INV

Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000169	0.000690	-0.244660	0.8077
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	-0.134359	0.289587	-0.463967	0.6446
AR(1)	-0.441651	0.072565	-6.086291	0.0000
AR(3)	0.182182	0.065083	2.799233	0.0072
R-squared	0.313150	Mean dependent var		0.000188
Adjusted R-squared	0.273524	S.D. dependent var		0.049715
S.E. of regression	0.042374	Sum squared resid		0.093370
F-statistic	8.839280	Durbin-Watson stat		2.143495
Prob(F-statistic)	0.000078	Second-Stage SSR		0.090029
Instrument rank	7	Prob(J-statistic)		0.958562
Inverted AR Roots	.45	-.45+.45i	-.45-.45i	

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(3) - autoregresný člen pre autokoreláciu tretieho rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	1.875558	-0.900520	-2.514330	0.340300	34.66888	16.16160	0.516018	0.320735	0.007942
Prob.	(1.85/1.86)	0.379116	0.015408	0.843538	0.179712	0.040125	0.772588	0.749722	0.928989

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 1 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 41: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom OLS

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)

Method: Panel Least Squares

Date: 05/01/15 Time: 22:51

Sample (adjusted): 2004 2013

Periods included: 10

Cross-sections included: 8

Total panel (balanced) observations: 80

White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000462	0.000383	1.206122	0.2316
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.145921	0.133051	1.096725	0.2763
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*NLP	-0.914272	0.892127	-1.024822	0.3087
AR(1)	-0.644653	0.063403	-10.16762	0.0000
AR(2)	-0.417273	0.098908	-4.218786	0.0001
R-squared	0.353046	Mean dependent var		0.000241
Adjusted R-squared	0.318542	S.D. dependent var		0.050700
S.E. of regression	0.041853	Akaike info criterion		-3.448831
Sum squared resid	0.131377	Schwarz criterion		-3.299954
Log likelihood	142.9532	Hannan-Quinn criter.		-3.389142
F-statistic	10.23198	Durbin-Watson stat		1.747254
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots		-.32-.56i		-.32+.56i

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, NLP – pozícia regiónu z hľadiska pracovnej migrácie, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.594370	-0.098000	0.134874	2.178878	52.37003	26.79035	1.905252
Prob.	(1.84/1.87)	0.922211	0.893253	0.336405	0.003476	0.000768	0.385727

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 42: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 18:39  
 Sample (adjusted): 2004 2011  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 5 iterations  
 Instrument specification: C INV INV\*NLP  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000269	0.000770	0.349419	0.7280
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.151511	0.201968	0.750172	0.4561
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*NLP	-1.463041	1.820858	-0.803490	0.4249
AR(1)	-0.704540	0.044094	-15.97832	0.0000
AR(2)	-0.478276	0.100332	-4.766947	0.0000
R-squared	0.391205	Mean dependent var		0.000602
Adjusted R-squared	0.349931	S.D. dependent var		0.055958
S.E. of regression	0.045117	Sum squared resid		0.120098
F-statistic	9.438552	Durbin-Watson stat		1.699246
Prob(F-statistic)	0.000006	Second-Stage SSR		0.120294
Instrument rank	9	Prob(J-statistic)		0.913759
Inverted AR Roots	-.35-.60i	-.35+.60i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_S – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, NLP – pozícia regiónu z hľadiska pracovnej migrácie, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

**Príslušné testy**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.5133909	-0.56398	0.1668275	4.7762793	47.369132	29.688711	1.6377408	1.1750574
Prob.	(1.84/1.87)	0.57506	0.868494	0.091800	0.012519	0.000240	0.440929	0.316169

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 43: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú regionálnej odchylky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 22:08  
 Sample (adjusted): 2004 2012  
 Periods included: 9  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 72  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 5 iterations  
 Instrument specification: C (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))  
 (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))\*NLP  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000301	0.000685	0.439323	0.6618
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.141945	0.191610	0.740804	0.4614
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*NLP	-1.851590	1.380165	-1.341571	0.1843
AR(1)	-0.665329	0.062430	-10.65712	0.0000
AR(2)	-0.423268	0.104151	-4.063982	0.0001
R-squared	0.349725	Mean dependent var		0.000499
Adjusted R-squared	0.310902	S.D. dependent var		0.053106
S.E. of regression	0.044085	Sum squared resid		0.130212
F-statistic	9.539713	Durbin-Watson stat		1.725244
Prob(F-statistic)	0.000004	Second-Stage SSR		0.127580
Instrument rank	9	Prob(J-statistic)		0.964442
Inverted AR Roots	-.33+.56i	-.33-.56i		

**Zdroj:** Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

**Poznámky:** CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, NLP – pozícia regiónu z hľadiska pracovnej migrácie, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

**Príslušné testy**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.557512	-0.201990	0.49410	1.803614	52.65711	28.88296	1.195006	2.463991
Prob.	(1.84/1.87)	0.840578	0.62381	0.405836	0.003219	0.000332	0.550184	0.093009

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.



**Odhad 44: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV) a inštrumentálnu premennú regionálnej odchylky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 22:21  
 Sample (adjusted): 2004 2011  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 4 iterations  
 Instrument specification: C INV INV\*NLP (DLOG(NEMP\_PC)  
 -DLOG(NEMP\_PC\_SKA)) (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))  
 \*NLP  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000268	0.000746	0.359377	0.7206
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.157498	0.148938	1.057479	0.2946
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*NLP	-1.502862	1.356341	-1.108026	0.2723
AR(1)	-0.704834	0.043295	-16.27986	0.0000
AR(2)	-0.478216	0.101440	-4.714272	0.0000
R-squared	0.391095	Mean dependent var		0.000602
Adjusted R-squared	0.349813	S.D. dependent var		0.055958
S.E. of regression	0.045121	Sum squared resid		0.120119
F-statistic	9.597745	Durbin-Watson stat		1.699118
Prob(F-statistic)	0.000005	Second-Stage SSR		0.119508
Instrument rank	11	Prob(J-statistic)		0.986549
Inverted AR Roots	-.35+.59i	-.35-.59i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, NLP – pozícia regiónu z hľadiska pracovnej migrácie, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

**Príslušné testy**

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	1.513277	-0.565650	0.256686	4.814447	47.40220	29.73201	1.660068	2.348004	0.668002
Prob.	(1.84/1.87)	0.573935	0.798968	0.090065	0.012418	0.000236	0.436035	0.104739	0.716053

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 45: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o relaxovaný vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom OLS

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)

Method: Panel Least Squares

Date: 05/02/15 Time: 10:56

Sample (adjusted): 2004 2013

Periods included: 10

Cross-sections included: 8

Total panel (balanced) observations: 80

White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Convergence achieved after 6 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001648	0.000773	2.130791	0.0364
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.646610	0.335678	1.926282	0.0579
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_IN/LAB_E)	-3.067047	2.120318	-1.446503	0.1523
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_OUT/LAB_E)	-3.227222	1.852875	-1.741737	0.0857
AR(1)	-0.632404	0.072607	-8.709917	0.0000
AR(2)	-0.402716	0.109302	-3.684436	0.0004
R-squared	0.375219	Mean dependent var		0.000241
Adjusted R-squared	0.333004	S.D. dependent var		0.050700
S.E. of regression	0.041407	Akaike info criterion		-3.458704
Sum squared resid	0.126875	Schwarz criterion		-3.280052
Log likelihood	144.3482	Hannan-Quinn criter.		-3.387078
F-statistic	8.888300	Durbin-Watson stat		1.665155
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	-.32+.55i	-.32-.55i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regionu, LAB\_OUT – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regiónu, LAB\_OUT – ukazovateľ odchodu pracovnej sily z regiónu, LAB\_IN – ukazovateľ pracovnej sily zamestnanej v regióne, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.519454	0.1409150	0.0700440	2.545467	54.976960	28.115100	4.620705
Prob.	(1.84/1.87)	0.8883364	0.9444433	0.280065	0.0017109	0.0004528	0.099226

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 46: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o relaxovaný vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 22:20  
 Sample (adjusted): 2004 2011  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 7 iterations  
 Instrument specification: C INV INV\*(LAB\_IN/LAB\_E) INV\*(LAB\_OUT/LAB\_E)  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002513	0.001033	2.433031	0.0181
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.929329	0.212623	4.370785	0.0001
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_IN/LAB_E)	-4.589607	2.332654	-1.967547	0.0539
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_OUT/LAB_E)	-4.830976	1.587808	-3.042545	0.0035
AR(1)	-0.675096	0.067480	-10.00438	0.0000
AR(2)	-0.454673	0.103084	-4.410690	0.0000
R-squared	0.411269	Mean dependent var		0.000602
Adjusted R-squared	0.360516	S.D. dependent var		0.055958
S.E. of regression	0.044748	Sum squared resid		0.116140
F-statistic	8.404120	Durbin-Watson stat		1.572093
Prob(F-statistic)	0.000005	Second-Stage SSR		0.114394
Instrument rank	12	Prob(J-statistic)		0.921260
Inverted AR Roots	-0.34-.58i	-0.34+.58i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regionu, LAB\_IN\_SKA – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regiónu, LAB\_OUT – ukazovateľ odchodu pracovnej sily z regiónu, LAB\_OUT\_SKA – ukazovateľ odchodu pracovnej sily z regiónu, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu. Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.400145	0.216427	-0.14723	3.818307	51.92923	32.41340	3.116191	0.820567
Prob.	(1.84/1.87)	0.829456	0.88385	0.148206	0.003909	7.85E-05	0.210537	0.488102

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 47: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o relaxovaný vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú regionálnej odchylky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 05/02/15 Time: 11:00  
 Sample (adjusted): 2004 2012  
 Periods included: 9  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 72  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 9 iterations  
 Instrument specification: C (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))  
 (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))\*(LAB\_IN/LAB\_E)  
 (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))\*(LAB\_OUT/LAB\_E)  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001692	0.000918	1.844328	0.0696
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.759913	0.257915	2.946367	0.0044
(DLOG(YN_PC)- DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_IN/LAB_E)	-1.848403	3.564719	-0.518527	0.6058
(DLOG(YN_PC)- DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_OUT/LAB_E)	-5.060768	1.335818	-3.788515	0.0003
AR(1)	-0.642582	0.066298	-9.692387	0.0000
AR(2)	-0.404745	0.104449	-3.875032	0.0002
R-squared	0.362975	Mean dependent var		0.000499
Adjusted R-squared	0.314716	S.D. dependent var		0.053106
S.E. of regression	0.043963	Sum squared resid		0.127559
F-statistic	8.265439	Durbin-Watson stat		1.631764
Prob(F-statistic)	0.000004	Second-Stage SSR		0.123137
Instrument rank	12	Prob(J-statistic)		0.635218
Inverted AR Roots	-.32+.55i	-.32-.55i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regionu, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regiónu, LAB\_OUT – ukazovateľ odchodu pracovnej sily z regiónu, LAB\_IN – ukazovateľ pracovnej sily zamestnanej v regióne, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu. Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.473121	0.202176	0.202076	2.458644	56.74176	34.16827	3.013070	1.155351
Prob.	(1.84/1.87)	0.840430	0.840857	0.292491	0.001044	3.79E-05	0.221677	0.333892

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 48: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený o relaxovaný vplyv pozície regionov z hľadiska pracovnej migrácie odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV) a inštrumentálnu premennú regionálnej odchylky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 05/02/15 Time: 11:02  
 Sample (adjusted): 2004 2011  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 8 iterations  
 Instrument specification: C INV INV\*(LAB\_IN/LAB\_E) INV\*(LAB\_OUT/LAB\_E) (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA)) (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))\*(LAB\_IN/LAB\_E) (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))\*(LAB\_OUT/LAB\_E)  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001738	0.000978	1.776559	0.0809
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.802337	0.229076	3.502502	0.0009
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_IN/LAB_E)	-2.164193	3.520379	-0.614761	0.5411
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*(LAB_OUT/LAB_E)	-4.943250	1.429913	-3.457029	0.0010
AR(1)	-0.685415	0.060612	-11.30820	0.0000
AR(2)	-0.457721	0.105752	-4.328252	0.0001
R-squared	0.403019	Mean dependent var		0.000602
Adjusted R-squared	0.351555	S.D. dependent var		0.055958
S.E. of regression	0.045061	Sum squared resid		0.117767
F-statistic	8.486750	Durbin-Watson stat		1.592042
Prob(F-statistic)	0.000004	Second-Stage SSR		0.113923
Instrument rank	15	Prob(J-statistic)		0.889467
Inverted AR Roots	-.34+.58i	-.34-.58i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regionu, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regiónu, LAB\_OUT – ukazovateľ odchodu pracovnej sily z regiónu, LAB\_IN – ukazovateľ pracovnej sily zamestnanej v regióne, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu. Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	1.417912	0.201364	-0.02395	3.660662	53.29755	33.02635	3.250249	1.553317	0.617175
Prob.	(1.84/1.87)	0.841157	0.98104	0.160360	0.002709	6.09E-05	0.196887	0.211124	0.892490

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PI}/d_{PI}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

## Odhad 49: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšírený priestorovú heterogenitu, odhadnutý prostredníctvom OLS

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)

Method: Panel Least Squares

Date: 05/03/15 Time: 11:10

Sample (adjusted): 2004 2013

Periods included: 10

Cross-sections included: 8

Total panel (balanced) observations: 80

White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)

Convergence achieved after 7 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000930	0.000616	1.509792	0.1353
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.216284	0.119214	1.814243	0.0736
(DLOG(YN_PC)- DLOG(YN_PC_SKA))*DUM_CS	-0.311260	0.208259	-1.494585	0.1392
AR(1)	-0.649661	0.066141	-9.822430	0.0000
AR(2)	-0.420841	0.097714	-4.306861	0.0000
R-squared	0.363845	Mean dependent var		0.000241
Adjusted R-squared	0.329916	S.D. dependent var		0.050700
S.E. of regression	0.041503	Akaike info criterion		-3.465663
Sum squared resid	0.129185	Schwarz criterion		-3.316786
Log likelihood	143.6265	Hannan-Quinn criter.		-3.405974
F-statistic	10.72393	Durbin-Watson stat		1.740897
Prob(F-statistic)	0.000001			
Inverted AR Roots	-.32+.56i	-.32-.56i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regiónu, DUMCS – umelá premenná, ktorá nadobudá hodnotu nula v prípade Trnavského, Trenčianskeho, Nitrianskeho a Prešovského kraja a hodnote nula v ostatných prípadoch, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu.

Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB
Stat.	1.588569	-0.1326200	-0.9303500	1.8550610	50.693500	31.613300	3.351070
Prob.	(1.84/1.87)	0.8948726	0.3566597	0.3955293	0.0054063	0.0001092	0.187208

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezových jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 50: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšíreny priestorovú heterogenitu, odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 21:30  
 Sample (adjusted): 2004 2011  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 5 iterations  
 Instrument specification: C INV INV\*DUM\_CS  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001561	0.001374	1.135757	0.2607
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.461210	0.191988	2.402281	0.0195
(DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA))*DUM_CS	-0.912731	0.300551	-3.036861	0.0036
AR(1)	-0.675971	0.068692	-9.840630	0.0000
AR(2)	-0.447342	0.079270	-5.643278	0.0000
R-squared	0.341597	Mean dependent var		0.000602
Adjusted R-squared	0.296960	S.D. dependent var		0.055958
S.E. of regression	0.046919	Sum squared resid		0.129884
F-statistic	11.53015	Durbin-Watson stat		1.695804
Prob(F-statistic)	0.000001	Second-Stage SSR		0.110720
Instrument rank		9	Prob(J-statistic)	0.949809
Inverted AR Roots		-0.34+.58i		-0.34-.58i

**Zdroj:** Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

**Poznámky:** CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regionu, DUMCS – umelá premenná, ktorá nadobudá hodnotu nula v prípade Trnavského, Trenčianskeho, Nitrianskeho a Prešovského kraja a hodnotu nula v ostatných prípadoch, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) – autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu. Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.510325	0.032891	-1.317300	0.613562	42.32667	31.96288	3.876170	0.321131
Prob.	(1.84/1.87)	0.973881	0.196545	0.735812	0.040381	9.46E-05	0.143979	0.726632

**Zdroj:** Výpočty autora.

**Poznámky:** V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.

**Odhad 51: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšíreny priestorovú heterogenitu, odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV) a inštrumentálnu premennú regionálnej odchylky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 21:41  
 Sample (adjusted): 2004 2012  
 Periods included: 9  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 72  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 5 iterations  
 Instrument specification: C (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))  
 (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))\*DUM\_CS  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001708	0.001352	1.263937	0.2106
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.405223	0.217089	1.866624	0.0663
(DLOG(YN_PC)- DLOG(YN_PC_SKA))*DUM_CS	-0.861472	0.339991	-2.533806	0.0136
AR(1)	-0.641192	0.069116	-9.277095	0.0000
AR(2)	-0.402692	0.087526	-4.600826	0.0000
R-squared	0.316930	Mean dependent var		0.000499
Adjusted R-squared	0.276149	S.D. dependent var		0.053106
S.E. of regression	0.045183	Sum squared resid		0.136779
F-statistic	11.23712	Durbin-Watson stat		1.713877
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		0.119842
Instrument rank	9	Prob(J-statistic)		0.936091
Inverted AR Roots	-.32-.55i	-.32+.55i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regiónu, DUMCS – umelá premenná, ktorá nadobudá hodnotu nula v prípade Trnavského, Trenčianskeho, Nitrianskeho a Prešovského kraja a hodnote nula v ostatných prípadoch, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu. Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman
Stat.	1.547250	-0.02397	-1.542340	0.283688	46.03214	36.00335	3.693286	0.980238
Prob.	(1.84/1.87)	0.98095	0.130492	0.867756	0.017295	1.75E-05	0.157766	0.380699

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.



**Odhad 52: Model regionálneho vyrovnávania spotreby rozšíreny priestorovú heterogenitu, odhadnutý prostredníctvom 2SLS pre inštrumentálnu premennú celkových investícií (INV) a inštrumentálnu premennú regionálnej odchylky v počte zamestnaných na obyvateľa (ZAM)**

Dependent Variable: DLOG(CON\_PC)-DLOG(CON\_PC\_SKA)  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Date: 04/25/15 Time: 21:52  
 Sample (adjusted): 2004 2011  
 Periods included: 8  
 Cross-sections included: 8  
 Total panel (balanced) observations: 64  
 White cross-section standard errors & covariance (d.f. corrected)  
 Convergence achieved after 5 iterations  
 Instrument specification: C (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))  
 (DLOG(NEMP\_PC)-DLOG(NEMP\_PC\_SKA))\*DUM\_CS INV INV  
 \*DUM\_CS  
 Lagged dependent variable & regressors added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001449	0.001318	1.099559	0.2760
DLOG(YN_PC)-DLOG(YN_PC_SKA)	0.415089	0.184221	2.253211	0.0280
(DLOG(YN_PC)- DLOG(YN_PC_SKA))*DUM_CS	-0.836368	0.342936	-2.438844	0.0178
AR(1)	-0.683612	0.067282	-10.16043	0.0000
AR(2)	-0.455547	0.084532	-5.389053	0.0000
R-squared	0.355706	Mean dependent var		0.000602
Adjusted R-squared	0.312025	S.D. dependent var		0.055958
S.E. of regression	0.046414	Sum squared resid		0.127101
F-statistic	11.54944	Durbin-Watson stat		1.695022
Prob(F-statistic)	0.000001	Second-Stage SSR		0.110639
Instrument rank	11	Prob(J-statistic)		0.986521
Inverted AR Roots	-.34-.58i	-.34+.58i		

Zdroj: Výstup odhadu generovaný softvérom Eviews.

Poznámky: CON\_PC – priemerná spotreba na obyvateľa v regióne, CON\_PC\_SKA – priemerná spotreba na obyvateľa Slovenska, C – konštanta automaticky generovaná softvérom, YN\_PC – regionálny HDP na obyvateľa v bežných cenách, YN\_PC\_SKA – HDP na obyvateľa v bežných cenách pre Slovensko, LAB\_IN – ukazovateľ príchodu pracovnej sily do regiónu, DUMCS – umelá premenná, ktorá nadobudá hodnotu nula v prípade Trnavského, Trenčianskeho, Nitrianskeho a Prešovského kraja a hodnote nula v ostatných prípadoch, NEMP\_PC – počet zamestnancov na obyvateľa v regióne, NEMP\_PC\_SKA – počet zamestnancov na obyvateľa Slovenska, INV – regionálna tvorba hrubého fixného kapitálu v bežných cenách, AR(1) – autoregresný člen pre autokoreláciu prvého rádu a AR(2) - autoregresný člen pre autokoreláciu druhého rádu. Príslušné testy

	$d_p$	W-FD	W-2SLS	W/BP	BP	Green	JB	Hausman	Sargan
Stat.	1.509629	-0.004260	-1.458350	0.730147	42.89105	32.56017	3.712284	0.684273	0.430845
Prob.	(1.84/1.87)	0.996619	0.153921	0.694146	0.035658	7.39E-05	0.156274	0.508552	0.806201

Zdroj: Výpočty autora.

Poznámky: V zátvorkách sú uvedené kritické hodnoty Bhargavovho, Franinziniho a Narendranathanovho testu ( $d_{PL}/d_{PU}$ ) pre 5% hladinu významnosti, 50 prierezných jednotiek, 10 časových období a 3 vysvetľujúcich premenných. Skratky použité pre označenie testov spolu s popismi testov sú uvedené v časti 3.5.