

**Česká zemědělská univerzita v Praze**

**Provozně ekonomická fakulta**

**Katedra ekonomiky**



**Diplomová práce**

**Analýza determinant HDP ve vybraných krajích ČR**

**Klára Ilťová**

© 2015 ČZU v Praze

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE

Katedra ekonomiky

Provozně ekonomická fakulta

## ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Klára Ilťová

Provoz a ekonomika

Název práce

Analyza determinant HDP ve vybraných krajích ČR

Název anglicky

Analysis of GDP determinants in CR selected regions

---

**Cíle práce**

Cílem práce je určit determinanty HDP v Ústeckém, Karlovarském a Libereckém kraji, pomocí ekonometrických modelů kvantifikovat jejich vztahy a následně výsledky modelování ověřit a zhodnotit.

**Metodika**

V první části práce bude využito metod kompilace a komparace dostupných odborných a vědeckých publikací. Ve druhé části – vlastní práce bude provedena analýza časových řad vybraných ekonomických ukazatelů a pomocí nástrojů ekonometrického modelování odhadnuty vztahy mezi nimi.

### Doporučený rozsah práce

50-70 stran

### Klíčová slova

Regionální HDP, ekonometrické modelování, determinanty HDP, makroekonomický ukazatel, regionální statistika

---

### Doporučené zdroje informací

1. ANDREN, Thomas. Econometrics [online]. 2007 [cit. 2014-04-07]. ISBN 978-87-7681-235-5. Dostupné z: <http://bookboon.com/cs/econometrics-ebook>
10. KRUEGER, Andreas. Convergence and disparities in regional Gross Domestic Product. EUROSTAT, Statistics in focus: Economy and finance [online]. 2011, č. 46 [cit. 2014-04-07]. Dostupné z: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product\\_details/publication?p\\_product\\_code=KS-SF-11-046](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product_details/publication?p_product_code=KS-SF-11-046)
11. SPĚVÁČEK, Vojtěch. Makroekonomická analýza: teorie a praxe. Vyd. 1. Praha: Linde Praha, 2012, xxxii, 608 s. ISBN 978-80-86131-92-4.
12. Statistika: ekonomicko-statistický časopis. Praha: Český statistický úřad.
2. EUROSTAT. Manual on regional accounts methods [online]. 2013 [cit. 2014-04-07]. ISSN 2315-0815. Dostupné z: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product\\_details/publication?p\\_product\\_code=KS-GQ-13-001](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product_details/publication?p_product_code=KS-GQ-13-001)
3. FISCHER, Jan. Měříme správně HDP?: sborník textů. Vyd. 1. Editor Marek Loužek. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2005, 122 s. Ekonomika, právo, politika, č. 39/2005. ISBN 80-865-4742-6.
4. HUŠEK, Roman. Aplikovaná ekonometrie: teorie a praxe. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2009, 344 s. ISBN 978-80-245-1623-3.
5. CHLAD, Miloslav. Regionální aspekty makroekonomických ukazatelů faktory je ovlivňující (1. část). Statistika. 2008.
6. CHLAD, Miloslav. Regionální aspekty makroekonomických ukazatelů agregáty regionálních účtů (2. část). Statistika. 2008, č. 6.
7. JOCHUMZEN, Peter. Essentials of Macroeconomics [online]. 2010 [cit. 2014-04-07]. ISBN 978-87-7681-558-5. Dostupné z: <http://bookboon.com/cs/macroeconomics-uk-ebook>
8. KAHOUN, Jaroslav. Regionální hrubý domácí produkt: důchodový a produkční přístup. Centrum výzkumu konkurenční schopnosti České republiky: Working paper [online]. 2011, č. 6 [cit. 2014-04-07]. DOI: 1801-4496. Dostupné z: [https://is.muni.cz/do/econ/soubory/oddeleni/centrum/papers/WP\\_06.pdf](https://is.muni.cz/do/econ/soubory/oddeleni/centrum/papers/WP_06.pdf)
9. KAHOUN, Jaroslav. Regionální disparity v ČR - HDP versus disponibilní důchod. Odborný vědecký časopis Centra ekonomických studií: Ekonomické listy [online]. 2010, č. 3 [cit. 2014-04-07]. DOI: 1804-4166. Dostupné z: [http://www.vsem.cz/data/data/ces-soubory/ekonomicke\\_listy/gf\\_Ekonomicke%20listy\\_03\\_2010.pdf](http://www.vsem.cz/data/data/ces-soubory/ekonomicke_listy/gf_Ekonomicke%20listy_03_2010.pdf)

---

**Předběžný termín obhajoby**

2015/06 (červen)

**Vedoucí práce**

Ing. Pavlína Hálová, Ph.D.

Elektronicky schváleno dne 6. 10. 2014

**prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.**

Vedoucí katedry

Elektronicky schváleno dne 6. 10. 2014

**Ing. Martin Pelikán, Ph.D.**

Děkan

V Praze dne 18. 03. 2015

### Čestné prohlášení

Prohlašuji, že svou diplomovou práci "Analýza determinant HDP ve vybraných krajích ČR " jsem vypracovala samostatně pod vedením vedoucího diplomové práce a s použitím odborné literatury a dalších informačních zdrojů, které jsou citovány v práci a uvedeny v seznamu literatury na konci práce. Jako autorka uvedené diplomové práce dále prohlašuji, že jsem v souvislosti s jejím vytvořením neporušila autorská práva třetích osob.

V Praze dne 31. 3. 2015

---

## Poděkování

Ráda bych touto cestou poděkovala Ing. Pavlíně Halové, Ph.D. za vedení, cenné rady a odborné konzultace při zpracování této diplomové práce.

# **Analýza determinant HDP ve vybraných krajích ČR**

-----

Analysis of GDP determinants in CR selected regions

## **Souhrn**

Tato diplomová práce s názvem Analýza determinant HDP ve vybraných krajích ČR je rozdělena do tří částí. V první části je popsán cíl práce a metodika, jaká byla pro dosažení cíle použita. V metodice jsou popsány teoretická východiska pro ekonometrickou analýzu. Druhá část je teoretická. V té jsou vymezeny základní pojmy dané problematiky, se zaměřením na regionální makroekonomické ukazatele a regionální statistiku. V třetí části je nejprve provedena analýza časových řad vybraných determinantů, které mají vliv na hrubý domácí produkt. Následně jsou pro Ústecký, Liberecký a Karlovarský kraj sestaveny simultánní ekonometrické modely o dvou rovnicích, u nichž jsou odhadnuty parametry. Všechny modely jsou následně ekonomicky, statisticky i ekonometricky otestovány a využity pro prognózu budoucího vývoje endogenních proměnných.

**Klíčová slova:** Hrubý domácí produkt, regionální statistika, makroekonomické ukazatele, regionální statistické metody, ekonometrický model

## **Summary**

This thesis entitled Analysis of GDP determinants in CR selected regions is divided into three parts. In the first part is described an objective of thesis and methodology, which was used to achieve the objective. The methodology describes the theoretical basis for econometric analysis. The second part is theoretical. In this one are defined basic concepts of the issue, focusing on regional macroeconomic indicators and regional statistics. In the third part is first performed the analysis of time series of selected determinants that affect the gross domestic product. Subsequently are assembled simultaneous econometric models of two equations for Ustecky, Liberecky and Karlovarsky region. For these models are estimated parameters. All models are subsequently economically, statistically and econometrically tested and used for prognosis of future development of endogenous variables.

**Keywords:** Gross domestic product, regional statistic, macroeconomic indicators, regional statistical methods, econometric model



## **Seznam zkratk**

ČDDD	Čistý disponibilní důchod domácností
HDD	Hrubý domácí důchod
HDP	Hrubý domácí produkt
HPH	Hrubá přidaná hodnota
OKEČ	Odvětвовá klasifikace ekonomických činností
PZI	Přímé zahraniční investice
RDDD	Regionální disponibilní důchod domácností
RHDP	Regionální hrubý domácí produkt
VPM	Volná pracovní místa

## **OBSAH**

<b>1</b>	<b>Úvod .....</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Cíl a metodika práce.....</b>	<b>2</b>
2.1	Cíl práce.....	2
2.2	Metodika práce .....	2
2.2.1	Ekonometrie .....	2
2.2.2	Ekonometrický model .....	3
2.2.3	Podkladová data.....	6
2.2.4	Odhad parametrů rovnice .....	7
2.2.5	Verifikace odhadnutého modelu.....	8
2.2.6	Aplikace ekonometrického modelu .....	9
<b>3</b>	<b>Teoretická východiska.....</b>	<b>11</b>
3.1	Obecné vymezení makroekonomických ukazatelů .....	11
3.1.1	Hrubý domácí produkt.....	12
3.1.2	Cenový vývoj.....	15
3.1.3	Indikátory trhu práce .....	16
3.1.4	Zahraniční obchodování .....	18
3.2	Makroekonomie na regionální úrovni .....	19
3.2.1	Metody regionalizace dat.....	21
3.2.2	Regionální růst.....	22
3.3	Regionální makroukazatele .....	24
3.3.1	Regionální hrubý domácí produkt .....	24
3.3.2	Regionální disponibilní důchod domácností .....	26
3.3.3	Regionální investice .....	28
3.3.4	Regionální ukazatele kvality života.....	29

<b>4</b>	<b>Charakteristika vybraných krajů ČR pro analýzu .....</b>	<b>31</b>
4.1	Ústecký kraj .....	31
4.2	Liberecký kraj .....	32
4.3	Karlovarský kraj .....	33
<b>5</b>	<b>Analýza determinant HDP .....</b>	<b>35</b>
5.1	Analýza časových řad .....	35
5.2	Analýza determinant HDP v Ústeckém kraji .....	61
5.2.1	Odhad parametrů ekonometrického modelu.....	64
5.2.2	Verifikace modelu .....	66
5.3	Analýza determinant HDP v Libereckém kraji .....	71
5.3.1	Odhad parametrů ekonometrického modelu.....	73
5.3.2	Verifikace modelu .....	75
5.4	Analýza determinant HDP v Karlovarském kraji.....	79
5.4.1	Odhad parametrů ekonometrického modelu.....	82
5.4.2	Verifikace modelu .....	83
<b>6</b>	<b>Prognóza vývoje HDP a počtu volných pracovních míst .....</b>	<b>88</b>
6.1	Prognóza ex-post .....	88
6.2	Prognóza pro Ústecký kraj .....	90
6.3	Prognóza pro Liberecký kraj .....	92
6.4	Prognóza pro Karlovarský kraj.....	93
<b>7</b>	<b>Závěr .....</b>	<b>96</b>
<b>8</b>	<b>Seznam literatury.....</b>	<b>99</b>
<b>9</b>	<b>Seznam grafů.....</b>	<b>105</b>
<b>10</b>	<b>Seznam tabulek .....</b>	<b>107</b>
<b>11</b>	<b>Přílohy.....</b>	<b>108</b>

# 1 Úvod

Jedním z nejdůležitějších ukazatelů výkonnosti určité ekonomiky je hrubý domácí produkt. Vývoj tohoto ukazatele je velmi sledován a je využíván pro řadu rozhodnutí. Ukazatel HDP je využíván nejen pro mezinárodní či meziregionální srovnání, ale také jsou na základě jeho výše a vývoje přijímána různá opatření vlády či je hlavním kritériem při přerozdělování peněžních prostředků z fondů EU. HDP je měřeno či lépe řečeno, odhadováno nejčastěji v mil. Kč, v přepočtu na obyvatele či v relativním vyjádření. Roční hodnoty HDP České republiky jsou dle Českého statistického úřadu známy již od roku 1989. Ovšem v roce 2013 byla vydána studie, v níž byly publikovány odhady časových řad HDP za období 1970 – 1989. Hrubý domácí produkt je sledován nejen na státní, ale také na regionální úrovni.

Ukazatel regionálního HDP spadá do oblasti tzv. regionální statistiky, která se zaměřuje na sledování všech základních ukazatelů ekonomiky na úrovni územních jednotek. V České republice jsou těmito územními jednotkami především kraje. Celá řada ukazatelů v rámci regionální statistiky je také dostupná na úrovni jednotlivých měst daného kraje. Lze konstatovat, že úroveň regionální statistiky není tak vysoká jako statistiky na úrovni státu. Na úrovni regionů není publikováno tolik ukazatelů jako na celostátní, především z důvodu nedostupnosti dat. Časové řady jednotlivých ukazatelů za regiony jsou dostupné od roku 1995.

Tato práce je zaměřena právě na regionální statistiku a konkrétně na několik regionálních ukazatelů. Hlavní zaměření je na regionální hrubý domácí produkt a jeho vývoj ve třech vybraných krajích České republiky. Byl vybrán Ústecký, Liberecký a Karlovarský kraj. Tyto kraje byly vybrány především z důvodu jisté podobnosti ekonomik. Všechny tyto kraje mají poměrně malou úroveň ekonomiky a mají problémy v oblasti trhu práce, především s nezaměstnaností. Na těchto třech krajích je provedena ekonometrická analýza, díky níž jsou zjištěny determinanty, které v daném kraji ovlivňují vývoj HDP.

## **2 Cíl a metodika práce**

### **2.1 Cíl práce**

Cílem práce je identifikovat proměnné, které mají vliv na vývoj regionálního hrubého domácího produktu v Ústeckém, Libereckém a Karlovarském kraji. Pomocí ekonometrického modelování kvantifikovat stanovené determinanty a určit sílu a směr jejich vlivu na vývoj hrubého domácího produktu.

### **2.2 Metodika práce**

Pro dosažení cíle této práce jsou využity poznatky především z oborů makroekonomie a ekonometrie. Konkrétně pro identifikaci determinant, které mohou ovlivňovat hrubý domácí produkt, je využito makroekonomie. Pro samotnou analýzu stanovených ukazatelů je použita ekonometrická analýza, pro jejíž výpočty je využit software Gretl. Jako podkladová data pro ekonometrické modelování jsou zvoleny časové řady hodnot jednotlivých vybraných proměnných za období 1995 – 2013. Zdrojem dat, která jsou v práci obsažena, je především Český statistický úřad a Česká národní banka. V rámci Českého statistického úřadu jsou data vybrána z regionálních národních účtů.

#### **2.2.1 Ekonometrie**

Ekonometrie je vědní disciplína, která vznikla v roce 1930 v USA. Je založena na statistických a matematických metodách, které jsou využity pro odhady ekonomických vztahů, pro testování ekonomických teorií, pro implementaci a hodnocení vládních či obchodních politik a také pro prognózování vývoje ekonomických ukazatelů. Nástrojem ekonometrie je ekonometrické modelování, pomocí něhož jsou identifikovány a především kvantifikovány závislosti mezi ekonomickými jevy určitého modelu, pomocí regresních koeficientů.[2]

Ekonometrické modelování je proces, který má několik fází. V prvním kroku je nutné vytvořit samotný model, na kterém budou prováděny výpočty. Poté, co je model

stanovaný je nutné shromáždit potřebná data a tyto data zanalyzovat, případně upravit tak, aby vyhovovaly požadavkům ekonometrického modelu. Následuje odhad parametrů vytvořeného modelu pomocí jedné z ekonometrických metod. Po této fázi je nutné provést verifikaci celkového modelu, která zahrnuje ekonomické, statistické a ekonometrické ověření odhadnutého modelu. Pokud je model úspěšně verifikován, je možné jej aplikovat v praxi především pro předpověď budoucího vývoje vybrané proměnné.[3]

### 2.2.2 Ekonometrický model

Před samotným vytvořením ekonometrického modelu, je nutné stanovit základní předpoklady chování vybraných proměnných. Jedná se o stanovení ekonomického modelu, který představuje verbálně popsané předpoklady a poznatky vycházející z ekonomické teorie. Ekonomický model lze stanovit v následující formě, která vyjadřuje předpokládané závislosti. [4]

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n) + \mu$$

Poté, co je definován ekonomický model, je možné stanovit ekonometrický model. Specifikace tohoto modelu probíhá v několika krocích:

#### 1. Definování všech proměnných, které budou v modelu zahrnuty

- V ekonometrii existují dva základní typy proměnných. První jsou endogenní proměnné neboli vysvětlované proměnné, jejichž hodnoty jsou generovány samotným modelem. Jedná se tedy o závisle proměnné. Druhým typem jsou exogenní proměnné, neboli vysvětlující proměnné, jejichž hodnoty jsou určovány mimo model. Jde tedy o nezávisle proměnné. [4]

- V některých případech je vhodné model tzv. dynamizovat, což představuje zahrnutí zpožděné proměnné do modelu. Z důvodu zpožděných proměnných je vhodné rozlišovat nezpožděné vysvětlované proměnné a predeterminované proměnné, které obsahují mimo exogenních proměnných také zpožděné endogenní proměnné. [4]

- Výše uvedené typy proměnných lze souhrnně nazvat jako měřitelné. Ovšem ekonometrický model obsahuje také náhodné proměnné. Jde o složku modelu, jejíž hodnoty nelze měřit. Náhodná složka modelu v sobě zahrnuje chyby, které vznikají například v důsledku opomenutí významné exogenní proměnné či nepřesným zvolením matematického tvaru rovnic. [4]

## 2. Zvolení matematického tvaru rovnic modelu

- Existují tři typy matematických modelů, ze kterých lze volit
  - Jednorovnicový model – tento model obsahuje pouze jednu endogenní proměnnou, která je vysvětlována jednou či více exogenními proměnnými a náhodnou složku
  - Vícerovnicový model – jsou vytvořeny dvě a více rovnic, které spolu zdánlivě nesouvisejí. Neexistují tedy žádné vazby mezi jednotlivými vysvětlovanými proměnnými.
  - Simultánní model – je tvořen soustavou stochastických i nestochastických rovnic<sup>1</sup>, které jsou vzájemně na sobě závislé.

- Po určení matematického typu modelu je nutno zvolit analytický tvar. Nejběžněji využívaný tvar je takový, kde jsou závislosti proměnných tzv. v parametrech lineární. [3][4]

### ***Simultánní model***

Simultánní model vyjadřuje závislost mezi rovnicemi tím, že endogenní proměnná či proměnné vstupují také jako exogenní proměnné v jiné rovnici. V celém modelu jsou tedy obsaženy jak „dopředné“, tak zpětné vazby. Simultánní modely jsou využívány při analýze mikro- či makroekonomických veličin tržní ekonomiky, jelikož tyto veličiny jsou obvykle ve vzájemné provázanosti. Simultánní model může být vyjádřen ve dvou tvarech: [4]

---

<sup>1</sup> Stochastické rovnice obsahují náhodnou složku  $u_i$

1. Strukturální tvar – tento tvar rovnice vyjadřuje závislost endogenní proměnné na všech predeterminovaných a ostatních vysvětlujících endogenních proměnných. Tvar lze v maticovém vyjádření zapsat následovně. [4][6]

$$By_t + \Gamma x_t = u_t \quad t = 1, 2, 3 \dots T$$

V rovnici jsou uvedeny dvě matice beta a gama. Matice beta obsahuje hodnoty strukturálních parametrů vysvětlovaných proměnných. Matice gama zahrnuje parametry všech predeterminovaných proměnných v modelu. Zbylé části rovnice jsou vektory. Vektor  $y_t$  představuje hodnoty endogenních proměnných. Vektor  $x_t$  obsahuje hodnoty predeterminovaných proměnných a  $u_t$  je vektor náhodných složek. [4][6]

2. Redukovaný tvar – tato forma modelu ukazuje závislost vysvětlovaných proměnných pouze na proměnných predeterminovaných. Stejně jako předchozí tvar, i tento lze maticově zapsat.

$$y_t = -B^{-1}\Gamma x_t + v_t$$

Výraz  $-B^{-1}\Gamma$  v uvedené rovnici představuje matici parametrů redukované formy modelu.

U simultánního modelu rovnice je nutné také zkoumat tzv. identifikaci rovnic. Identifikace se provádí pro každou rovnici v modelu zvlášť a všechny rovnice musí splňovat podmínku identifikace. Pokud by model obsahoval neidentifikované rovnice, nebylo by možné provést odhad parametrů. Podmínku identifikace rovnic lze definovat následovně.

$$p_n \geq e_z - 1$$

Výše uvedenou podmínku lze interpretovat jako počet predeterminovaných proměnných modelu, které nejsou zahrnuty ve zkoumané rovnici, musí být větší nebo roven počtu endogenních proměnných v rovnici zahrnutých sníženým o jednotku. Od počtu endogenních proměnných je snížen o vysvětlovanou proměnnou právě zkoumané rovnice. Pokud vyjde ostrá nerovnost je rovnice předidentifikovaná. V případě rovnosti se jedná o přesnou identifikaci a v případě nerovnosti je rovnice neidentifikovaná. [4][6]



### 2.2.3 Podkladová data

Pro kvantifikaci modelu je možné využít různé typy dat. Například průřezová, panelová data či časové řady. Vzhledem tomu, že v rámci této práce je prováděna makroekonomická analýza, jsou využity časové řady vybraných ukazatelů. Časové řady jsou sestavovány pomocí pozorování ekonomických veličin. Proto, aby bylo možné, časové řady použít při ekonometrickém modelování, je nutné, aby jednotlivé řady byly stacionární.<sup>2</sup> Stacionarita je velmi důležitá pro celkovou kvalitu ekonometrické analýzy. [4][5]

*„Většina ekonomických řad, zejména hodnotových ukazatelů, jako jsou například HDP, osobní spotřeba, mzdy....., apod., které jsou vyjádřeny v nominálních cenách, je nestacionární, neboť tyto makroúdaje vykazují zřetelný trend, zpravidla rostoucí.“* [4, str. 121] Trend může způsobit zdánlivou regresi, neboli zdánlivou závislost dvou proměnných, které mají společný pouze trend, ale z ekonomického hlediska spolu nijak nesouvisí. Jev závislosti mezi exogenními proměnnými se nazývá multikolinearita, která se zjišťuje pomocí korelační matice, kde jsou vyčísleny párové koeficienty jednotlivých proměnných. Vysoká multikolinearita nastává v případě, kdy je hodnota korelačního koeficientu vyšší než 0,8. Z výše uvedeného důvodu je tedy nutné časové řady upravit tak, aby z nich byl odstraněn trend. Trend je možné eliminovat následujícími způsoby:

1. Zahrnutí „času“ do modelu mezi ostatní exogenní proměnné
2. Vytvořit diference původních dat
3. Extrahovat trend a využít odchylky mezi původními daty a trendem [4][5]
  - Pokud je trend extrahován z logaritmované časové řady, jsou získány odchylky v procentním vyjádření. Časové řady takovýchto odchylek se nazývají „mezery“.
  - Pro extrakci trendu je k dispozici řada metod, mezi nejznámější patří Hodrick- Prescottův filtr, který je také součástí softwaru Gretl. Pomocí tohoto filtru je časová řada rozložena na dvě složky (trend a cyklus) následovně:

---

<sup>2</sup> Stacionární řada je taková, jejíž rozdělení pravděpodobnosti je v čase stálé

$$y_t = y_{tt} + y_{tc}$$

$$y_{tc} = \omega_t$$

$$\Delta y_t = \Delta y_{tt-1} + \varepsilon_t$$

Kde  $\varepsilon$  představuje šok, který ovlivňuje růst trendu  $\Delta y_t$  a  $\omega$  je šok ovlivňující cyklické kolísání okolo trendu. [5]

Při výběru metody, jakým způsobem upravit vhodně časové řady, je jediným kritériem ekonomická teorie. „V zásadě však většinou platí, že po ekonomické stránce je smysluplné řadu zlogaritmovat a poté z časových řad veličin, které jsou fundamentálně determinovány, extrahovat trend a pracovat s mezerou nebo časové řady monetárních (nominálních) veličin diferencovat a pracovat s jejich procentními změnami“ [5, str. 17].

#### 2.2.4 Odhad parametrů rovnice

Pro odhad parametrů rovnice či rovnic již sestaveného ekonometrického modelu je využívána vícenásobná regresní analýza. Nejznámější metodou v této oblasti je metoda nejmenších čtverců. Cílem této metody je odhadnout vektor regresních koeficientů predeterminovaných proměnných. Výsledný vektor gama koeficientů, lze získat pomocí níže uvedeného vzorce.

$$Y = (X^t X)^{-1} X^t y$$

V uvedené rovnici představuje „X“ matici hodnot exogenních proměnných. Počet řádků v této matici je roven počtu pozorování, počet sloupců koresponduje s počtem predeterminovaných proměnných v dané rovnici. Tato metoda odhadu parametrů je vhodná především pro jednorovnicové modely. Pro simultánní modely rovnic, které jsou také využity v této práci, je aplikována dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Jak již název této metody napovídá, provádí se ve dvou stupních. [4][5]

## 1. Nahrazení napozorovaných hodnot veličin hodnotami teoretickými

- V této fázi je cílem kvantifikovat teoretické hodnoty endogenních proměnných modelu pomocí běžné metody nejmenších čtverců. Tyto hodnoty získáme pomocí vztahu:

$$\hat{Y}_1 = X(X^t X)^{-1} X^t Y_1$$

## 2. Kvantifikace parametrů rovnice

- V této fázi je zapotřebí nejprve vytvořit matici „K“. Tato matice je komplexní a obsahuje čtyři submatice:

$$\begin{array}{cc} \hat{Y}_1^t \hat{Y}_1 & Y_1^t X_z \\ X_z^t Y_1 & X_z^t X_z \end{array}$$

- Následuje sestavení vektoru  $\begin{array}{c} \hat{Y}_1^t \\ X_z^t \end{array}$

- Index „z“, který se objevuje ve výše uvedených maticích, značí, že se jedná o hodnoty proměnných zahrnutých v odhadované rovnici

- Výpočet parametrů je proveden následovně

$$\begin{array}{c} \beta \\ \gamma \end{array} = K^{-1} \begin{array}{c} \hat{Y}_1^t \\ X_z^t \end{array} y_1$$

### 2.2.5 Verifikace odhadnutého modelu

Poté co jsou odhadnuty veškeré potřebné regresní koeficienty ekonometrického modelu, je zapotřebí tento model ověřit. V první řadě je provedena ekonomická verifikace modelu. Jedná se o verbální interpretaci směru a síly působení predeterminovaných proměnných. Toto působení by mělo být v souladu s předpoklady, které byly stanoveny na počátku ekonometrické analýzy na základě ekonomické teorie. [4]

Druhým typem ověření modelu je statistická verifikace. V rámci tohoto ověření je testována především shoda modelu s napozorovanými daty a významnost jednotlivých odhadnutých parametrů. Shodu modelu s daty lze ověřit pomocí koeficientu vícenásobné determinace  $R^2$ , který se udává v %. Například 85%  $R^2$  vyjadřuje, že endogenní proměnná je vysvětlována exogenními proměnnými právě z 85 %. Vzorec

pro výpočet koeficientu determinace je uveden níže. Ve vzorci je v čitateli uveden reziduální rozptyl endogenní proměnné a ve jmenovateli je zahrnut celkový rozptyl hodnot endogenní proměnné. [4][7]

$$R^2 = 1 - \frac{S_u^2}{S_y^2}$$

Pro otestování statistické významnosti jednotlivých parametrů je využíván t-test. Pro potřeby t-testu je nejprve nutné vyčíslit kovariační matici, jejíž hodnoty na diagonále představují rozptyly jednotlivých parametrů. Takto získané rozptyly jsou následně odmocněny a jsou tak vyčísleny standardní chyby parametrů. V této fázi lze již vypočítat t-hodnotu (hodnota parametru/standardní chyba), která je porovnávána s tabulkovou hodnotou (nejčastěji při 95 % hladině významnosti). Pokud je t-hodnota vyšší než tabulková, dochází k potvrzení nulové hypotézy, což poukazuje na to, že daný parametr je statisticky významný. Pokud je tomu naopak, nelze nulová hypotéza je zamítnuta a tím je potvrzena nevýznamnost parametru. [4][7]

Třetí forma ověření je ekonometrická verifikace, která probíhá pomocí jednotlivých testů v softwaru Gretl. Jedná se o „ověření podmínek nezbytných k úspěšné aplikaci použitých ekonometrických metod, testů a dalších technik“ [3, str. 17] Testuje se například autokorelace reziduí, normální rozdělení náhodné složky, multikolinearita či heteroskedasticita. Poslední jmenovaná vlastnost vyjadřuje takový rozptyl náhodné složky, který není stejný. Tento jev by se neměl v modelu vyskytovat. Rozptyl náhodné složky by měl být stejný, tedy měl by splňovat předpoklad homoskedasticity. [3]

## 2.2.6 Aplikace ekonometrického modelu

Odhadnutý ekonometrický model lze aplikovat jak na kvantifikaci makroekonomických hypotéz, tak na zkoumání vztahů a závislostí mezi ekonomickými veličinami jako jsou příjmy, ceny, spotřeba či poptávka na úrovni mikroekonomie. Ekonometrické modely jsou využívány v například v oblasti poptávkových funkcí, spotřebních či investičních funkcí. Dále je ekonometrický model jeden z nástrojů, který se využívá pro předpověď budoucího vývoje ekonomiky. [4][8]

*„Pojem predikce (předpověď, prognóza) znamená odhad hodnot zpravidla budoucích na základě znalosti minulých nebo přítomných hodnot.“ [3, str. 46]* Existuje řada typů prognóz. Mezi nejzákladnější rozdělení patří předpovědi ex ante a ex post. Prognóza ex ante představuje odhad budoucích hodnot endogenních proměnných pomocí určitého odhadnutého ekonometrického modelu za předpokladu, že známe očekávané hodnoty proměnné za predikované období. Pro výpočet očekávaných hodnot je často využíváno trendových funkcí. Pomocí prognózy ex post jsou také předpovídány hodnoty endogenních proměnných, ovšem s tím rozdílem, že je nutné s jistotou znát hodnoty predikovaného období. Pro prognózy u simultánních modelů, je nutné celý model převést do redukovaného tvaru. Tento tvar vyjadřuje závislosti každé endogenní proměnné na všech exogenních proměnných, které jsou v modelu zahrnuty.[3][4]

### **3 Teoretická východiska**

V této kapitole je postupováno od obecné teorie ke konkrétní, která je přímo spojena s tématem práce. Nejprve jsou obecně vymezeny makroekonomické ukazatele se zaměřením na hrubý domácí produkt a jeho metody měření. Následně jsou definovány metody regionalizace dat a popsány vybrané ukazatelé na regionální úrovni.

#### **3.1 Obecné vymezení makroekonomických ukazatelů**

S tím jak se rozvíjejí státy a jejich ekonomiky, roste také potřeba zjišťování úrovně, kvality a celkového fungování každého jednotlivého hospodářství. Vědecká disciplína zabývající se tímto tématem se nazývá makroekonomie. Na rozdíl od mikroekonomie zkoumající jednotlivé firmy, spotřebitele či vládní úřady, se makroekonomie zaměřuje na celý spotřebitelský, podnikatelský a vládní sektor. [9] V rámci tohoto oboru se využívají makroekonomické ukazatele. Díky makroekonomickým ukazatelům lze určit potřeby národního hospodářství a tím stanovit jednotlivé kroky a cíle hospodářských politik. Slouží také pro mezinárodní porovnávání konkurenceschopnosti státu. Existuje řada ukazatelů, z nichž každý je zaměřen na jiný aspekt hospodářství. Ovšem pro ucelený obraz ekonomiky státu je nutné brát v potaz všechny a to z důvodu jejich provázanosti a závislosti.

Makroekonomie se zabývá několika hlavními tématy. Prvním je ekonomický růst, kde je řešeno, co ovlivňuje tento růst a z jakého důvodu dochází k odlišnosti jeho tempa v různých zemích. Dále je předmětem jejího zájmu hledání příčin nezaměstnanosti. Jako další je oblast cenového vývoje, v níž je zjišťováno, proč dochází k poklesu či růstu cenové hladiny. V neposlední řadě se zabývá mezinárodním obchodem a jeho přínosy pro hospodářství. Ve všech zmíněných oblastech jsou hledány příčiny, souvislosti mezi jevy a jejich dopady na celkové fungování ekonomiky státu. [10] Mezi základní makroekonomické veličiny patří hrubý domácí produkt, míra inflace, míra nezaměstnanosti, dovoz a vývoz zboží, produktivita práce, disponibilní důchod, vývoj spotřebitelských cen a tržby v jednotlivých oblastech národního hospodářství.

### 3.1.1 Hrubý domácí produkt

Jeden z nejdůležitější a nejpoužívanějších makroekonomických ukazatelů je hrubý domácí produkt. HDP lze definovat jako tržní hodnotu veškerého vyprodukovaného zboží a služeb v dané ekonomice za stanovené období. Do hodnoty HDP se započítávají i nově vytvořené produkty i zahraničních podniků, které mají sídlo v zemi výpočtu HDP. Hrubý domácí produkt se tedy využívá především pro měření ekonomické úrovně země. V ekonomice se lze setkat se dvěma základními pojmy reálný produkt a potencionální produkt. Reálným produktem se rozumí hodnota, která je očištěna od vlivů cenových změn neboli inflace. Potencionální produkt je takový, který by bylo možné vytvořit, při využití plné produkční kapacity ekonomiky. [1][10]

Pro měření HDP existují tři postupy, které se liší tím, jaká vstupní data jsou do výpočtu zahrnuta. Jedná se o výdajovou, produkční a důchodovou metodu. V případě výdajové a produkční metody neexistuje téměř žádná závislost, jelikož vstupní data jsou u obou metod zcela odlišná. Na jedné straně jsou využívány údaje o mezispotřebě a produkci, naopak u výdajové metody jsou potřeba informace o rodinných účtech, výdajích vlády, investicích a zahraničním obchodu. [1][16]

1. Výdajová metoda – tento postup vychází ze zcela jednoduchého předpokladu, že hodnota statku je rovna hodnotě výdajů na daný statek. Proto je HDP vypočítáno jako součet všech výdajů na finální zboží a služby. Existují čtyři druhy výdajů, které je nutné do HDP zahrnout: spotřební výdaje, investiční výdaje, veřejné výdaje a čistý export (vývoz – dovoz).
2. Produkční neboli výrobní metoda – tato metoda je nejvíce využívána. Zde dochází k součtu hodnot finálních statků a služeb, které byly vyrobeny v jednom stanovené období (obvykle rok nebo čtvrtletí) a daní z těchto produktů, ovšem jsou odečteny příslušné dotace. Do hodnoty HDP nejsou zahrnuty meziprodukty, které slouží pro další prodej či zpracování.
3. Důchodová metoda – tato metoda je založena na jednoduché premisi, že každý výdaj je něčí příjem neboli důchod. Z toho vyplývá, že HDP je součtem všech důchodů v ekonomice. Důchodem se rozumí veškeré úroky, nájemné, mzdy a zisky. [17]

## ***Problémy měření HDP***

Přesto, že existují tři postupy jak zjistit hodnotu hrubého domácího produktu, není ani jedna z nich zcela přesná. Řada odborníků se shoduje, že oblast měření HDP je značně nedokonalá. V první řadě je nutné si uvědomit, že HDP není počítáno, ale je pouze odhadováno pomocí složitých statistických metod. Je nutno podotknout, že odhad je prováděn u většiny makroekonomických veličin. Již tento poznatek poukazuje na to, že jedno z nejvíce sledovaných a využívaných čísel, pro tvorbu hospodářských politik, pro mezinárodní srovnání či pro rozdělování evropských dotací, je pouze odhad. Při odhadování HDP lze pozorovat řadu úskalí, které je nutné vzít v úvahu při výkladu hodnoty HDP. Z důvodu vysoké pozornosti je od hodnoty HDP očekávána úplnost, přesnost a rychlost. Tyto požadavky ovšem není možné zcela splnit. První problém nastává u požadavku periodicity. Zatímco u ročních dat je brán zřetel na přesnost a úplnost, u čtvrtletních odhadů jsou tyto požadavky potlačeny, jelikož je doba pro sestavování dat velmi krátká a dochází tak ke zjednodušeným odhadům.

Dalším úskalím, které přináší odhadování HDP, je požadavek úplnosti. Tím je myšleno zachycení v hodnotě HDP šedou ekonomiku. Odhad hodnoty produktu vytvořeného stínovou ekonomikou je velmi složitý. Jedním z nejvíce diskutovaných problémů je přepočítání HDP do stálých cen. Jelikož data, která vstupují do odhadu HDP, jsou vedena v národních účtech v běžných cenách, je nutné odhadnutou hodnotu HDP převést do stálých cen, tím dojde k očištění HDP od cenových vlivů. K tomuto očištění dochází prostřednictvím tzv. deflátoru HDP (viz. Kapitola 3.1.1), který „vzniká zprůměrováním dílčích cenových indexů, jejichž hodnoty se nemění, ale mění se jejich váhy“ [18, str. 183]. S očišťováním cenových vlivů od hodnoty produktu je spojena další problematika. Jedná se o skutečnost, že nárůst cen, který je měřen mírou inflace v sobě může zahrnovat tzv. fiktivní inflaci. Ta nevyjadřuje nárůst cen způsoben znehodnocením měny, ale odráží v sobě odpovídající nárůst kvality vyprodukovaných výrobků či služeb. Zvyšování kvality je kladným jevem, který by měl zvyšovat reálný růst ekonomiky. Je ovšem velice obtížné identifikovat růst kvality, proto je často skryt v cenových indexech, kterým je například právě zmíněný deflátor HDP. Z tohoto



důvodu dochází k podhodnocení hodnoty nebo růstu HDP a naopak k nadhodnocení míry inflace. [16][18]

V návaznosti na výše uvedený problém podhodnocování HDP bylo několika odborníky navrženo řešení ve formě eurového vyjádření HDP. Jádrem tohoto postupu je nejprve převedení nominálního HDP na eura a až poté provést očištění od cenových vlivů celé eurozóny, nikoli pouze v ČR. K reálnému HDP bude tak přičten inflační diferenciál<sup>3</sup> a nominální zhodnocení měny. [16]

Do odhadu HDP je zahrnut čistý export, a jak již bylo zmíněno v kapitole 3.1.3, mají směnné relace protichůdný dopad na celkovou výši HDP. V případě kladných směnných relací dochází ke snížení čistého exportu a tím tedy k poklesu HDP. Existuje ukazatel, který slouží pro zachycení konkrétního vlivu směnných relací. Tento indikátor se nazývá hrubý domácí důchod (HDD) a je získán tím, že k hodnotě HDP jsou přičteny právě výnosy ze směnných relací. Při zkoumání odhadnutých hodnot HDP je tedy vhodné brát ohled i na další doplňující ukazatele, které poskytnou přesnější pohled na vývoj ekonomiky daného státu. [16]

Dále existuje problém tzv. revize HDP. Toto vychází z určitých odlišných názorů na to, zda již jednou zveřejněná data aktualizovat či nechat v původních hodnotách. Na jedné straně jsou argumenty toho, že metody odhadů makroekonomických ukazatelů se stále zdokonalují a je tedy nutné zpětně zkvalitňovat historická data. Naopak oponenti tohoto názoru tvrdí, že revizemi HDP dochází k tzv. přepisování historie a jednou publikovaná data, vzniklá v podmínkách své doby, by měla být zachována. V současné praxi k revizím dochází a je třeba tyto postupy respektovat. [16]

Z hodnoty HDP vychází odhady řady dalších makroekonomických ukazatelů, jako je například produktivita práce, jednotkové pracovní náklady či HDP na 1 obyvatele

---

<sup>3</sup> Jedná se o rozdíl mezi inflací v ČR a inflací v eurozóně. V případě vyšší inflace v ČR dojde ke zvýšení HDP a naopak.

### 3.1.2 Cenový vývoj

Každý ekonomický subjekt je ovlivňován vývojem cen v ekonomice. V případě, že dojde ke změně cen, dochází téměř k okamžité reakci ekonomických subjektů.<sup>4</sup> Pohyb cenové hladiny je závislý na řadě faktorů, například na fázi hospodářského cyklu a může se odehrávat několika směry. V případě, že cenová hladina klesá, jedná se o tzv. deflaci. K deflaci dochází zpravidla v období hospodářské recese<sup>5</sup>. Dále může dojít ke zpomalení růstu cenové hladiny, což je odborně nazýváno jako dezinflace. Ovšem nejčastěji vyskytovaný jev cenové hladiny je její nepřetržitý růst. Tuto skutečnost lze vyjádřit pomocí ukazatele nazývaného inflace. Jde tedy o „*dlouhodobý růst agregátní cenové hladiny sledované prostřednictvím vývoje určitého cenového indexu*“<sup>6</sup> [1, str. 326]. Míru inflace ( $r$ ) lze měřit prostřednictvím několika různých cenových indexů. Nejčastěji se využívá tzv. index spotřebitelských cen (CPI), ve kterém je poměřována cena koše spotřebního zboží ze dvou období. Tento koš v sobě zahrnuje cca 700 výrobků a služeb, které jsou obvyklé pro spotřebu daného obyvatelstva. [11] Míra inflace se tedy vypočítá dle následujícího vzorce [12]:

$$r = \frac{CPI_t - CPI_{t-1}}{CPI_{t-1}} \times 100$$

Další cenový index, který je také založen na spotřebním koši, se nazývá index cenových výrobců. Tento ukazatel měří ceny výroby prvního stupně. Koš je tedy složen z výrobků, které jsou prodávány velkoobchodu. Nejkomplexnějším ukazatelem, vyjadřující vývoj cenové hladiny, je implicitní cenový deflátor (IPD<sub>GDP</sub>) neboli deflátor HDP. Tento index vyjadřuje cenovou změnu všeho zboží a služeb v ekonomice daného státu a lze ho vypočítat následovně[1][12]:

$$IPD_{GDP} = \frac{\sum Y_1 \times P_1}{\sum Y_1 \times P_0} \times 100$$

---

<sup>4</sup> Okamžitá reakce na změnu zboží je především u často nakupovaných statků. U statků dlouhodobé spotřeby bývá reakce na změnu ceny s časovým zpožděním. [1]

<sup>5</sup> Jedná se o fázi hospodářského cyklu, ve kterém dochází k poklesu HDP

<sup>6</sup> Obecně lze cenový index definovat jako poměr cen vybraných výrobků a služeb ve dvou různých obdobích [11]

Dle uvedeného vzorce bude deflátor HDP vypočítán jako podíl součtů hodnot veškeré produkce v běžném roce a součtů hodnot produkce ve výchozím roce. [12]

Existuje řada typů inflace, které jsou děleny dle různých kritérií. Růst cenové hladiny lze rozlišit z hlediska jeho příčin na poptávkovou a nabídkovou inflaci. K inflaci tažené poptávkou dochází v případech, kdy roste agregátní poptávka, aniž by dostatečným tempem rostl produkt. Příčinou tohoto druhu inflace může tedy být nárůst investičních výdajů, nominálních mezd, státních výdajů či snížení daní. Zdrojem vzniku nabídkové inflace je nárůst nákladů, který může být způsoben zvýšením mezd, nedokonalou konkurencí, zdražením dovážených statků a zdrojů energie. Inflaci je možné také rozdělit dle tempa zvyšování cenového indexu na mírnou inflaci do 10 %, pádivou inflaci nad 10 % a hyperinflaci nad 100 %. [1][12]

Důsledky nerovnováhy cenové hladiny se promítají do všech částí ekonomiky. Růst cenové hladiny má jak negativní tak i příznivé dopady. Obecně lze konstatovat, že mírná inflace má vcelku pozitivní působení na růst a rovnováhu, proto cílem monetární politiky České národní banky není snížit inflaci na nulovou hodnotu, ale udržet stabilní míru inflace ve výši cca 2 %. [13] Pozitivně může být inflace vnímána státem, ve které jsou daně určovány progresivně. Jelikož s růstem cen dochází také k nárůstu mezd a tím i k vyššímu zdanění příjmů. Ze strany dlužníků je také na inflaci pohlíženo kladně a to z toho důvodu, že dochází ke snižování reálné hodnoty dlužné částky. Nepříznivé dopady má inflace především na příjemce fixních důchodů a sociálně slabé skupiny populace.

### **3.1.3 Indikátory trhu práce**

Trh práce je jednou z hlavních oblastí, kterou se makroekonomie zabývá. Situaci na trhu práce lze popsat pomocí tří základních ukazatelů. Prvním z těchto indikátorů je tzv. míra ekonomické aktivity obyvatelstva, která vyjadřuje podíl ekonomicky aktivních občanů z celkového počtu obyvatel. Výpočet se provádí pomocí jednoduchého zlomku, kdy v čitateli je počet ekonomicky aktivní populace a ve jmenovateli je celkový počet obyvatel. Do ekonomicky aktivního obyvatelstva jsou zahrnuti všichni, kteří jsou

zaměstnaní nebo aktivně hledají práci. Úroveň ekonomické aktivity je ovlivněna řadou faktorů, z nichž nejdůležitější je počet osob ve věku 15 – 64 let (produktivní věk) a také věková struktura produktivní skupiny. Druhým ukazatelem je míra zaměstnanosti, která znázorňuje „podíl počtu zaměstnaných osob a celkového počtu obyvatel v příslušné věkové skupině pro čas  $t$ “. [1, str. 492] Třetí veličinou, která je na trhu práce sledována je nezaměstnanost. Tu je možné určit pomocí tzv. registrované míry nezaměstnanosti ( $u_r$ ), která je v České republice publikována již od roku 1990. Pro výpočet tohoto ukazatele je nutné mít k dispozici údaje o počtu registrovaných uchazečů o práci ( $U_r$ ) a o celkovém počtu disponibilní pracovní síly ( $E$ ), poté již stačí tyto údaje doplnit do níže uvedeného vzorce:[1][14]

$$u_r = \frac{U_r}{E + U_r}$$

Mimo uvedeného hlavní míry nezaměstnanosti je také sledována dlouhodobá míra nezaměstnanosti, ve které je počítáno pouze s dlouhodobě nezaměstnanými, tzn. 12 a více měsíců. Nezaměstnanost lze rozdělit na tři typy:

- Frikční nezaměstnanost – jedná se přirozený jev, který je spojen běžnými přesuny mezi poptávkou a nabídkou na trhu práce. Tento typ nezaměstnanosti má krátkodobý charakter.
- Cyklická nezaměstnanost – vzniká v případě, kdy je hospodářský cyklus ve fázi poklesu. Jedná se o střednědobou nezaměstnanost.
- Strukturální nezaměstnanost – tento druh má dlouhodobý charakter. Vzniká z důvodu změn v technologiích výroby, v požadavcích na kvalifikaci pracovníků či v konkurenceschopnosti daného odvětví. [15]

Existuje závislost mezi mírou nezaměstnanosti a tempem růstu produktu, což dokazuje tzv. Okunův zákon. Tento zákon říká, že každé 2 p. b. poklesu reálného produktu pod úroveň produktu potencionálního, má za příčinu růst míry nezaměstnanosti o 1 procentní bod. Na další závislost poukazuje tzv. Phillipsova křivka, která vyjadřuje vztah mezi mírou inflace a mírou nezaměstnanosti. [12]

### 3.1.4 Zahraniční obchodování

V současném světě, kde je trendem globalizace a internacionalizace urychlená liberalizací obchodu, je většina světových ekonomik propojena. Existují také vztahy, kdy jsou na sobě ekonomiky různých států závislé. S touto propojeností je spojen zahraniční obchod (ZO), což představuje prodej části domácích statků do zahraničí a naopak nákup části zahraniční produkce do domácí ekonomiky. Země díky ZO mohou využívat své komparativní či absolutní výhody<sup>7</sup>. Jak vývoz, tak dovoz je ovlivněn řadou faktorů. Mezi determinanty dovozu lze zahrnout ochrana domácího trhu, velikost národní poptávky, vývoj cen dovážených statků či měnový kurz. Vývoz je ovlivněn především vnější poptávkou, konkurenceschopností domácích vývozců a opět měnovým kurzem. [1]

Jak významný je ZO dané národní ekonomiky, lze změřit pomocí několika základních ukazatelů. Míra otevřenosti ekonomiky je zjišťována prostřednictvím podílu vývozu (dovozu) na HDP nebo výše vývozu (dovozu) v USD na 1 obyvatele. Vyšší míra otevřenosti je obvykle u menších, nesoběstačných zemí. V oblasti ZO je důležité mezinárodní srovnání, které ukáže, jaké má daný stát postavení v celosvětovém měřítku. Pro tento účel slouží ukazatel podílu státu na světovém obchodu, který měří schopnost státu prosadit se na zahraničních trzích. Dalším využívaným indikátorem je index směnných relací, který se vypočítá jako podíl cenového indexu vývozu a cenového indexu dovozu. V případě, že ceny exportu rostou rychleji, než ceny importu, nabývají směnné relace kladných hodnot a naopak. [1] V případě zlepšování směnných relací dochází k určitému paradoxu. Tím, že ceny exportu rostou rychleji, než ceny importu dochází ke snižování tzv. čistého vývozu, což má za následek snižování reálného HDP. Ovšem v dlouhém období vylepšování směnných relací poukazuje na zvyšující se konkurenceschopnost ekonomiky daného státu. [16]

---

<sup>7</sup> Komparativní výhoda je výhoda té země, která dokáže vyrobit určité statky s nižšími náklady než jiná země. Absolutní výhodu má ta země, která dokáže vyrobit statek, na který druhá země nemá potřebné vstupní zdroje

### 3.2 Makroekonomie na regionální úrovni

Základem pro sledování makroekonomických jevů na regionální úrovni je geografické členění území na tzv. regiony. Region lze definovat jako dílčí územní celek, přičemž existují dva základní typy regionů. Jedná se o administrativně vymezené regiony a neadministrativní regiony. V případě administrativních regionů se jedná o okresy, obce či kraje, jejichž vymezení souvisí s historickým a mocenským vývojem dané země. V druhém případě je jedná o uměle vytvořené územní jednotky, především pro účely statistiky. Příkladem mohou být regiony soudržnosti vytvořené v rámci EU. Evropská unie navrhla klasifikaci územních jednotek (NUTS) pro statistické účely, kde je hlavním kritériem rozčlenění počet obyvatel a rozloha. Původně bylo území EU rozděleno do tří skupin NUTS, v dnešní době již existuje 5 úrovní NUTS. [19]

S tím jak postupně docházelo k rozšiřování EU, docházelo také ke vzniku stále větších rozdílů mezi zeměmi a regiony. V důsledku prvního rozšíření EU roku 1973 se dostala do popředí zájmu regionální politika. Tím došlo v roce 1975 k založení Evropského regionálního rozvojového fondu, pomocí něhož měly být disparity snižovány. Roku 1988 došlo k integraci regionální politiky do tzv. strukturální politiky EU a bylo vymezeno 5 cílů, které byly později zredukovány na tři. Jedním z hlavních cílů regionální politiky je odstraňování rozdílů mezi regiony v oblasti zaměstnanosti, životní úrovně či ekonomického růstu. [19][20]

V návaznosti na zvýšení zájmu o regionální politiku v roce 1972 byly zformulovány první zmínky o vytvoření makroekonomických ukazatelů na regionální úrovni. Potřeba těchto ukazatelů vycházela z faktu, že je nutné pomocí indikátorů vyjádřit míru disparit mezi regiony, aby bylo možné následně tyto rozdíly odstraňovat a sledovat jejich vývoj. V důsledku toho vznikl systém regionální účtů, kde jsou uváděna data za jednotlivé regiony. Problematika a metodologie vytváření regionálních účtů byla zakotvena v roce 1995 do tzv. Evropského systému účetnictví (ESA) jako 13. kapitola. V současné době vydává Eurostat příručku s názvem „Manuál regionálních účetních metod“, kde je uceleně popsána problematika regionální statistiky. Obsahuje popis regionálních účtů a jednotlivých makroekonomických ukazatelů. Dále jsou území dle manuálu rozdělena

na regiony, nadregionální území, NUTS a území trvalého bydliště a dojížděky za prací. V neposlední řadě popisuje také metody regionalizace dat. [20][24]

Vzhledem k tomu, že existují značné potíže při získávání údajů na regionální úrovni, není systém regionálních účtu ucelený jako na úrovni národní statistiky, ale obsahuje pouze vybrané makroekonomické ukazatele. Regionální účty jsou zaměřeny na sledování níže uvedených indikátorů:

1. Regionální ukazatele výroby – do této skupiny patří hrubá přidaná hodnota a hrubý domácí produkt
2. Regionální ukazatele pracovního trhu – tyto jsou reprezentovány náhradami zaměstnancům, zaměstnaností a nezaměstnaností
3. Regionální tvorba investic
4. Regionální domácí účty tedy disponibilní důchod domácností [1][20]

Úkolem ukazatelů na regionální úrovni je zjištění konkurenceschopnosti jednotlivých krajských celků. Pojem regionální konkurenceschopnost lze vymezit jako „*Schopnost regionální ekonomiky co nejvíce rozvinout svá domácí aktiva za účelem soutěžení a úspěchu na národním a světovém trhu a přizpůsobení se změnám na těchto trzích*“ [20, str. 3]. Z pohledu makroekonomie lze říci, že konkurenceschopnost regionu je zcela ovlivněna konkurenceschopností celého státu, jelikož makroekonomické nástroje, jako jsou například úroková míra či měnový kurz, jsou pevně dány a region nemá možnost tyto nástroje ovlivnit. Oproti tomu z mikroekonomického hlediska je produktivita regionu velmi podmíněna schopnostmi firem na daném území a také podmínkami regionu samotného. V rámci České republiky jsou makroekonomické ukazatele na regionální úrovni publikovány za NUTS 2 a NUTS 3<sup>8</sup>. [25]

Indikátory regionální konkurenceschopnosti lze rozdělit do tří základních skupin, a to na ukazatele makroekonomické výkonnosti, inovační výkonnosti a životní úrovně.

---

<sup>8</sup> NUTS 2 = jedná se o regiony soudržnosti vytvořené pro statistické účely EU, ČR je v rámci této úrovně rozčleněna na 8 jednotek (Praha, Střední Čechy, Severozápad, Severovýchod, Jihozápad, Jihovýchod, Střední Morava a Moravskoslezsko)

NUTS 3 = tyto oblasti jsou shodné s kraji ČR, kterých je celkem 14

Jedním z předpokladů pro zvyšování regionální konkurenceschopnosti je produktivita. Tu lze nejlépe ohodnotit prostřednictvím přepočtu HDP na 1 obyvatele či lépe na zaměstnance. Mezi další hlavní ukazatele makroekonomické výkonnosti patří míra investic a také míra nezaměstnanosti. Ekonomickou úroveň regionu je také pro určité účely vhodné hodnotit dle disponibilního důchodu domácností či průměrné mzdy. Pro růst produktivity a modernizaci regionu jsou základní podmínkou inovace. Inovační výkonost daného území lze vyjádřit pomocí zjištění výdajů na vědu a výzkum, zaměstnanosti ve vědě, zahraničních investic či dosaženého stupně vzdělání u obyvatelů příslušného regionu. Růst regionální konkurenceschopnosti je jednoznačně také ovlivněn kvalitou života v daném regionu. Do této oblasti lze zahrnout ukazatele jako je kvalita ŽP, střední délka života, zdravotní stav obyvatel atd. Všechny tyto ukazatele charakterizují určitou atraktivitu regionu, což může přinášet jisté konkurenční výhody. [25]

### **3.2.1 Metody regionalizace dat**

Existuje čtyři základní metody pro odhad ukazatelů na regionální úrovni, které jsou definovány ve standardu ESA 1995.

- Metoda shora – dolů (top – down) – tento postup vychází z celkových údajů národních účtů. Jedná se o rozvržení celkového údaje do regionů podle úzce souvisejícího ukazatele. Výhodu lze spatřit v naprosté sladěnosti regionálních a národních účtů.
- Metoda zdola – nahoru (bottom – up) – u této metody se vychází již z dat o územních jednotkách, které sídlí v konkrétním regionu. Tyto data jsou postupně kumulována a tím je dosaženo hodnoty souhrnného regionálního ukazatele.
- Metoda pseudo – zdola – nahoru – tato metoda je založena na principu metody top - down, ovšem s tím rozdílem, že potřebná data jsou získána jako odhad za místní jednotky z institucionální úrovně nebo činnostní jednotky, tedy z nejnižších možných úrovní. Je využívána v případě, kdy nejsou dostupné informace o místních jednotkách.



- Metoda smíšená – jedná se o kombinaci výše uvedených metod. Tento postup je v zemích EU velmi běžný. [26]

Tvorba regionálních účtů v ČR je nejmladší oblastí statistiky. První odhady regionálních ukazatelů proběhly v roce 1996 v návaznosti na implementaci systému ESA. V prvé řadě byla pozornost zaměřena na regionalizaci HDP, jakožto nejdůležitějšího ukazatele. První odhady regionálního HDP byly založeny pouze na rozklíčování celorepublikového údaje do regionů pomocí nevhodnějšího ukazatele, tedy byla použita metoda top-down (shora-dolů). Až do roku 2002 byly používány jako klíč mzdové prostředky. Tento postup je zcela akceptován, ovšem nevýhodou takového postupu je, že k odhadům dochází pouze pomocí klíče, nikoli propočty z konkrétních údajů. Již po roce 2000 započal proces zlepšování kvality regionálních dat. Pro využití metody bottom – up ovšem nebyla dostupná potřebná data, proto byl zvolen přechod na smíšenou metodu s výrazným vlivem bottom – up metody. K tomuto přechodu došlo v roce 2002, s tím byla také spojena revize dat z období 1995 – 2001, která byla odhadována původní metodou. Problém nastal především u odhadu hrubé přidané hodnoty, který nebylo možné provést z důvodu nedostupnosti dat, proto „vývoj odvětvové struktury tvorby regionální HPH je tak v letech před rokem 2002 určen vývojem objemu mzdových prostředků v odvětvích“ [26, str. 523]. [19]

### 3.2.2 Regionální růst

Obeční zájem makroekonomů byl vždy zaměřen na konvergenci národních ekonomik, až počátkem 90. let se jejich pozornost obrátila na konvergenci ekonomiky na regionální úrovni. První z návrhů na regionální konvergenci uvedl R. J. Barro a Sala – i – Martin (Spiezia, 2007) ve své studii. Zaměření na regiony a pochopení zdrojů jejich ekonomického růstu umožňuje lépe pochopit celkovou národní ekonomiku. Rozvoj zkoumání ekonomiky na regionální úrovni byl způsoben především existencí regionálních rozdílů. Analýza regionální ekonomiky by nebyla příliš užitečná, kdyby se všechny chovaly stejně nebo podobně. Současné studie stále více upozorňují na klíčovou roli regionů v posilování národního hospodářství. [22]

Studie regionální ekonomiky jsou často zaměřeny na zkoumání zdrojů regionálního růstu. Známostou teorií je například Schumpeterova teorie, která tvrdí, že základním pohonem růstu jsou inovace a zdůrazňuje tedy důležitost technologií (Jadhav, 2013). Nejzákladnějším ukazatelem regionálního ekonomického růstu je roční růst regionálního hrubého domácího produktu (RHDP) neboli tempo růstu RHDP, které je uváděno v procentech. Dle studie V. Spiezia (2007) lze definovat tři základní skupiny faktorů, které jsou zdrojem regionálního růstu. [22][23]

První skupinu lze označit jako regionální specifické znaky, jedná se například o to, v jaké fázi hospodářského cyklu se daná regionální ekonomika nachází. Druhý okruh determinantů je přírodní bohatství. Je zřejmé, že regiony například s diamantovými doly budou mít určitou výhodu před ostatními regiony, které nevlastní žádné či minimální přírodní zdroje. Třetí skupina faktorů se nazývá regionální aktiva. Regionální aktiva představují vše, co lze efektivně využít a alokovat tak, aby to přispělo k vyššímu RHDP. Jako příklad lze uvést infrastrukturu, turismus nebo lidský kapitál. [22][23]

V rámci všech tří uvedených skupin je nespočet faktorů, ale V. Spiezia (2007) popisuje ve své studii šest konkrétních faktorů, které jsou klíčovými motory regionálního růstu. Prvním determinantem je průměrná produktivita, která ukazuje úroveň produktivity všech hospodářských sektorů zastoupených v daném regionu. Produktivita závisí především na technologii, výrobním kapitálu a infrastruktuře (což spadá do skupin regionálních aktiv). [22][23]

Výrobní specializace je druhým faktorem působícím na ekonomickou úroveň regionu. Specializace je určitou komparativní výhodou, která závisí především na disponibilních vstupech, jako jsou půda, kapitál nebo znalosti. Dalším ukazatelem je míra zaměstnanosti, jejíž růst závisí především na úrovni lokálního trhu práce a na dovednostech pracovníků. Důležitou roli zde hraje vzdělávání zaměstnanců a efektivní regulace trhu práce. Řada ekonomů zabývajících se problematikou regionální ekonomiky zdůrazňuje důležitost lidských zdrojů pro rozvoj ekonomiky, patří mezi ně Martin – i – Sala či J. P. Neelankavil (Jadhav, 2013). Ve svých studiích dokazují, že vyšší vzdělání může přinést vyšší ekonomický růst. [22][23]

Čtvrtým faktorem je míra participace, která charakterizuje regionální pracovní síly. Poslední faktory jsou míra aktivity dle věku a populace obecně. Nárůst populace produktivního věku může být zapříčiněno přirozeným demografickým trendem nebo skrze nárůst migrace z ostatních regionů. Migrace do regionu může být podpořena různými politickými opatřeními nebo přírodním bohatstvím regionu. [22][23]

V několika dalších studiích lze objevit i další faktory, které mohou mít vliv na regionální růst. Jedním z takových faktorů je příjmová nerovnost, kterou zdůrazňují autoři jako L. Stevans, J. R. Barro či A. C. Poveda. Studie A. C. Povedy (Jadhav, 2013) ukazuje, že ekonomického růstu může být efektivně docíleno skrze snížení chudoby a tím tedy zvýšení rovnosti v příjmech a také zvýšením bezpečnosti. [23]

### **3.3 Regionální makroukazatele**

Pro účely této diplomové práce byly vybrány základní makroekonomický ukazatele na regionální úrovni. Blíže definován bude hrubý domácí produkt, čistý disponibilní důchod domácností, tvorba hrubého fixního kapitálu, přímé zahraniční investice a ukazatele kvality života v regionu.

#### **3.3.1 Regionální hrubý domácí produkt**

Stejně jako tomu je na národní úrovni, tak i na regionální úrovni je klíčovým ukazatelem HDP. Jeho význam v regionální statistice je navíc umocněn tím, že je omezený celkový počet regionálních makroukazatelů a také na základě hodnoty regionálního HDP (RHDP), přepočteného na 1 obyvatele, dochází k přerozdělování finančních prostředků v rámci strukturální politiky EU. Pro odhad RHDP je možné teoreticky využít všechny tři metody výpočtu národního HDP, ovšem s tím rozdílem, že v případě RHDP existují určitá omezení. [27]

V případě výrobní metody je nutné vyčíslit hrubou přidanou hodnotu (HPH), tyto údaje jsou ovšem dostupné jen za institucionální jednotky jako celky, proto je nutno využít metody pseudo - bottom – up. Významným problémem nastává při zjišťování HPH u tzv. multiregionálních podniků, tzn. podniků, které mají výrobu či administrativu rozdělenou do několika regionů. V takových to případech je velmi složité přiřadit HPH

ke konkrétním jednotkám. V případě důchodového přístupu je RHDP určen náhradami zaměstnanců, daněmi z výroby (bez dotací) a hrubým provozním přebytkem (zisky). Údaje o náhradách zaměstnanců jsou často na regionální úrovni dostupné, slouží také pro odhad HPH dle odvětví<sup>9</sup>. Problém ovšem nastává u hrubého provozního přebytku, tyto údaje nejsou dostupné. Proto je tato metoda téměř nevyužívána. V rámci EU je to pouze Velká Británie, která sestavuje RHDP podle této metody. Poslední výdajová metoda není využívána vůbec, jelikož potřebná data jsou nedostupná. Příkladem může být nedostatek údajů o regionální konečné spotřebě či regionálním vývozu a dovozu. [27][28]

V ČR je především využívána výrobní metoda za nefinanční sektor, kde je tedy od souhrnné hodnoty produkce odečtena hodnota mezipotřeby. Za netržní služby a finanční sektor se používá důchodový přístup, kdy jsou využity údaje o mzdách pro regionalizaci HPH. Stejně jako na národní úrovni se RHDP přepočítává do stálých cen pomocí národních odvětvových deflátorů, aby došlo k očištění hodnoty od vlivů cenového vývoje. Pro potřeby reálného mezinárodního srovnání RHDP bylo nutné zavést měrnou jednotku, tzv. Standard kupní síly<sup>10</sup> (PPS), dle které je RHDP přepočítán a tím je tak očištěn od vlivů rozdílných cenových hladin mezi jednotlivými státy. Tento přepočet je prováděn pouze na mezinárodní úrovni. Data jsou Eurostatu předávána v běžných cenách národní měny, následně jsou upraveny do jednotky PPS podle určitých národních koeficientů. Určitým úskalím tohoto postupu je nezohlednění rozdílných cenových hladin mezi regiony v daném státě, to poté způsobuje určité nadhodnocení ekonomické výkonnosti určitých regionů. Příkladem za Českou republiku může být Praha, která je vyčleněna jako samostatný region jak v rámci NUTS 2, tak NUTS 3. [30]

Čas od času se lze setkat s interpretací, že RHDP je ukazatelem bohatství určitého regionu. Ovšem tento výklad je značně zavádějící jelikož RHDP je jednoznačně

---

<sup>9</sup> Tím dochází ke kombinaci výrobní a důchodové metody, což je zcela přijatelné a často praktikované.

<sup>10</sup> Jedná se o uměle vytvořenou měnovou jednotku, která se používá při mezinárodních srovnáních k vyjádření souhrnných ekonomických ukazatelů. Tedy kupní síla 1 PPS odpovídá průměrné kupní síle jednoho Eura v EU. Například, v roce 2007 hodnota 17,169 PPS za ČR znamenala, že v průměru si kupující v ČR koupil za 17,169 Kč stejné množství statků jako za 1 Euro v EU. [29]

ukazatelem pouze ekonomické výkonnosti daného území. Toto tvrzení vychází z hlavního omezení vypovídací schopnosti RHDP na obyvatele. Jedná se o skutečnost, že hodnota RHDP je zjištěna na základě údajů o produkci dle „místa pracoviště“, ovšem přepočítání na obyvatele se řídí tzv. rezidenčním přístupem. Tento nesoulad je způsoben především dojížděnkou za prací a zaměstnaností cizinců, kteří nejsou rezidenty daného území, ve kterém je díky jejich práci vytvořena HPH. Z tohoto poznatku vyplývá, že hodnota RHDP na obyvatele je v regionech s vysokou vyjížděnkou za prací podhodnocena a naopak. [25][30]

Určité řešení výše uvedeného omezení RHDP lze spatřovat v ukazateli produktivity práce. Jedná se o přepočítání RHDP ve stálých cenách na jednoho zaměstnance, tím by byl odstraněn nesoulad mezi „pracovním“ a „rezidentským“ přístupem. Dle výpočtů Ing. J. Kahouna [25, str. 9] byly zjištěny značné rozdíly mezi hodnotami RHDP na obyvatele a produktivity práce z důvodu promítnutí míry dojížděnkou za zaměstnáním. Dalším vhodným ukazatelem pro posuzování konkurenceschopnosti regionu je podíl RHDP na souhrnném národním HDP. Jde o jakýsi indikátor ekonomické síly stanoveného regionu. [25]

### **3.3.2 Regionální disponibilní důchod domácností**

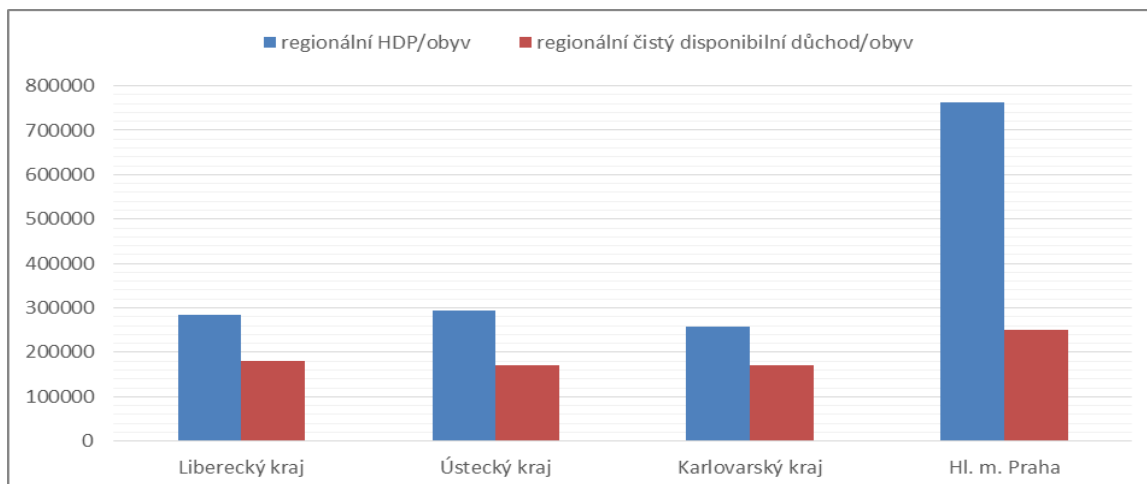
Jak již bylo řečeno RHDP je ukazatelem pouze ekonomické výkonnosti daného území, nijak tedy nesouvisí s úrovní blahobytu obyvatel vymezeného regionu. Pro vyjádření úrovně bohatství obyvatelstva regionu je vhodnějším indikátorem regionální disponibilní důchod domácností (RDDD). Tento ukazatel umožňuje lepší pohled na regionální rozdíly z hlediska životní úrovně rezidentů daného regionu. RDDD je vypočítán z bilance výdajů a příjmů, které jsou zachyceny na účtu druhotného rozdělení důchodů. Ukazuje tedy, jak je prvotní disponibilní důchod (provozní přebytky, náhrady zaměstnancům, důchody z vlastnictví a smíšený důchod) druhotně přerozdělen daněmi, sociálními dávkami a ostatními transfery. Z uvedených skutečností je patrné, že s materiálním bohatstvím obyvatel má mnohem užší souvislost než RHDP, přesto jsou jeho hodnoty publikovány pouze okrajově. [30][31]

U RDDD lze vycházet z předpokladu, že daně z příjmů a sociální dávky relativně zvýhodňují sociálně slabší regiony s nižšími příjmy a vyšší mírou nezaměstnaností. A to z toho důvodu, že u nízkopříjmových skupin je daň z příjmu relativně nižším výdajem, než u skupin s příjmy vyššími. Co se týče regionů s vysokou mírou nezaměstnanosti, lze předpokládat, že výše přerozdělených sociálních dávek a jiných transferů bude do těchto oblastí vyšší než do oblastí s vysokou zaměstnaností. Z uvedených důvodů jsou při pohledu na hodnoty RDDD příjmové rozdíly mezi regiony výrazně nižší nejen ve srovnání s ukazatelem RHDP, ale také s ukazatelem regionálních náhrad zaměstnancům či průměrných regionálních mezd. RDDD totiž zahrnují čisté disponibilní příjmy všech rezidentů regionů, jak ekonomicky neaktivních, tak i ekonomicky aktivních. [31]

I přesto, že se RDDD jeví jako lepší ukazatel životní úrovně obyvatel regionu než RHDP, jsou v jeho vypovídací schopnosti určitá omezení. První omezení nastává při přepočtu hodnot ukazatele dle PPS pro mezinárodní srovnání. Dochází tedy k vyloučení cenových vlivů mezi zeměmi, ale nejsou již zohledněny rozdíly v cenových hladinách mezi jednotlivými regiony, které bývají značné. Jako příklad lze uvést ceny nájemného, které se v regionech výrazně liší. *„Druhé omezení se týká přímo mezinárodního srovnání, při kterém ukazatel důchodu domácností naráží na značně neporovnatelnou míru transferů důchodů mezi institucionálními sektory“*. [31, str. 16] Pro lepší přiblížení daného problému, lze uvést případ regionů Švédska či Finska, kde v roce 2003, dle šetření A. Behrense, dosahoval podíl RDDD na HPD 45 %, zatímco v jiných zemích se průměr pohyboval kolem 65 %. Takto významný rozdíl byl z toho důvodu, že ve Finsku a Švédsku dochází ke značnému financování veřejných služeb z daní, proto disponují domácnosti relativně nižšími příjmy.

Z výše uvedených skutečností je patrné, že hodnoty čistého disponibilního důchodu regionu budou od regionálního HDP značně rozdílné, ovšem dle dostupných dat českého statistického úřadu za období 1995 – 2012 lze říci, že RHDP je vždy vyšší než RDDD. Tato skutečnost je znázorněna v grafu níže.

**Graf č. 1: Vývoj regionálního HDP a regionálního čistého disponibilního důchodu ve vybraných krajích ČR za rok 2012 v Kč**



*Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování*

V grafu č. 1 je znázorněno porovnání RHDP a RDDD na obyvatele u čtyř vybraných krajů za rok 2012. Je patrné, že HDP vždy převyšuje disponibilní důchod, ovšem u hlavního města Prahy je rozdíl podstatně větší, než u ostatních krajů. Je zde vidět dopad vysoké dojížděky za prací do Prahy spojený s vlivem zaměstnávání cizinců, kteří nejsou považováni za rezidenty. U ostatních zobrazených krajů je rozdíl mezi ukazateli značně menší. Lze předpokládat, že tento stav je způsoben menší životní úrovní a vyšší nezaměstnaností ve vybraných krajích. Z důvodu nezaměstnanosti dochází k vyjížděnkám za prací do jiných krajů, což snižuje hodnotu RHDP daného kraje. Na druhou stranu díky vyšší nezaměstnanosti plynou do krajů vyšší sociální dávky a transfery, čímž je zvyšován RDDD.

### 3.3.3 Regionální investice

Mezi další významné ukazatele ekonomické a zároveň inovační výkonnosti regionů patří tvorba hrubého fixního kapitálu, neboli investic a přímé zahraniční investice. Tvorba hrubého fixního kapitálu je především ukazatelem konkurenční schopnosti regionu, jelikož její růst je předpokladem pro růst RHDP a tedy i produktivity práce. Tento indikátor v sobě skrývá hodnotu pořízeného nehmotného a hmotného investičního majetku, který nebude použit pro konečnou spotřebu, ale bude sloužit pro další výrobní činnost. Zvyšování investic do fixního kapitálu má za následek zvýšení

produkce, jelikož dochází k postupné modernizaci technologií a zařízení. Z hodnoty vytvořeného hrubého fixního kapitálu, lze také vyjádřit míru investic, jako podíl investic na RHDP v % nebo je také velmi často využíván přepočet vytvořeného hrubého fixního kapitálu na obyvatele. Při pohledu na regionalizaci ukazatele investic lze říci, že se jedná o hodnoty s dobrou vypovídací schopností, jelikož pro jeho výpočet jsou využívána data za jednotlivé místní jednotky. Je tedy využita metoda bottom – up. [25]

Významným ukazatelem regionální schopnosti inovovat jsou přímé zahraniční investice. Údaje o zahraničních investicích na úrovni regionů zajišťuje Česká národní banka. Přímé zahraniční investice (PZI) lze definovat jako „*investice rezidenta jiné země za účelem získání podílu na kmenových akcích a rozhodovacích pravomocích, vyznačující se trvalým zájmem investora na společnosti a jeho vlivem na řízení*“ [32, str. 1]. Jelikož mají PZI významný vliv na rozvoj regionu, snaží se zástupci jednotlivých území získat zahraniční investory prostřednictvím investičních pobídek<sup>11</sup>. V rámci České republiky došlo k prosazování PZI až koncem 20. století, kdy se česká ekonomika potýkala se značně omezenou výší kapitálu. K jeho navýšení mělo dojít právě prostřednictvím „nalákání“ zahraničních investorů. K podstatnému zvýšení PZI došlo roku 1998, kdy byl zaznamenán příliv PZI do ČR v hodnotě 81 947,5 mil. Kč, což je nárůst oproti roku 1997 téměř o 99 %<sup>12</sup>. Dle údajů České národní banky je trend PZI rostoucí, ovšem rozdělení mezi jednotlivé kraje je značně nerovnoměrné. Největší podíl na celkové hodnotě PZI má hl. m Praha. [25][32]

### 3.3.4 Regionální ukazatele kvality života

Kvalita života v jednotlivých regionech je významným doplňujícím kritériem, které může mít vliv na ekonomický růst daného regionu. Společně s ostatními ukazateli poskytuje komplexní pohled na atraktivitu a konkurenční schopnost regionu. Mezi ukazatele, kterými lze číselně vyjádřit kvalitu života obyvatel regionu je možné zařadit

---

<sup>11</sup> Dle zákona o investičních o investičních pobídkách č. 72/2000 sb. se rozumí investiční pobídkou veřejná podpora ve formě hmotné podpory pořízení DHM pro strategickou investiční akci, hmotné podpory rekvalifikace či slevy na dani z příjmů

<sup>12</sup> Příliv PZI v roce 1997 byl v hodnotě 41 251,4 mil. Kč. Zdroj dat: Přímé zahraniční investice 1998, ČNB



kvalitu ovzduší, míru kriminality, střední délku života obyvatelstva či míru migrace občanů. [25]

Kvalitu ovzduší lze nejlépe vyjádřit jako množství emisí na obyvatele či na km<sup>2</sup>. Lze předpokládat, že v regionech s vyšší hustotou zalidnění nebo s vyšším počtem průmyslových zón, bude ovzduší více znečištěno. Následkem takového znečištění může být zvýšená migrace či zhoršený zdravotní stav. Všechny tyto faktory následně ovlivňují ekonomickou výkonnost regionu. Z logického hlediska lze usuzovat, že čím více se vyrábí, tím více roste RHDP, ale s tím také rostou emise v ovzduší. Z tohoto tvrzení by se dalo usoudit, že tedy vyšší znečištění ovzduší bude mít kladný dopad na RHDP. Ovšem na druhou stranu zhoršená kvalita ovzduší má negativní dopady na zdraví obyvatel, což by mohlo způsobovat pokles RHDP stejně jako zvýšená migrace obyvatel za lepším životním prostředím. Je zřejmé, že kvalita ovzduší ovlivňuje výši RHDP. [19][25]

Migraci obyvatelstva je možno nejlépe vyjádřit pomocí úbytku či přírůstku občanů stěhováním v daném regionu za určité období. Výše úbytku či přírůstku obyvatel může indikovat různé faktory regionu. Pokud se lidé do určitého regionu ve velké míře stěhují, naznačuje to, že region je pro občany atraktivní. Atraktivitou je myšlena například menší míra nezaměstnanosti, vyšší příjmy či lepší kvalita životního prostředí. To vše má následně vliv na celkovou výkonnost podniku. Výši RHDP ovlivňuje nejen meziregionální migrace, ale také ve značné míře zahraniční migraci. [25]

## 4 Charakteristika vybraných krajů ČR pro analýzu

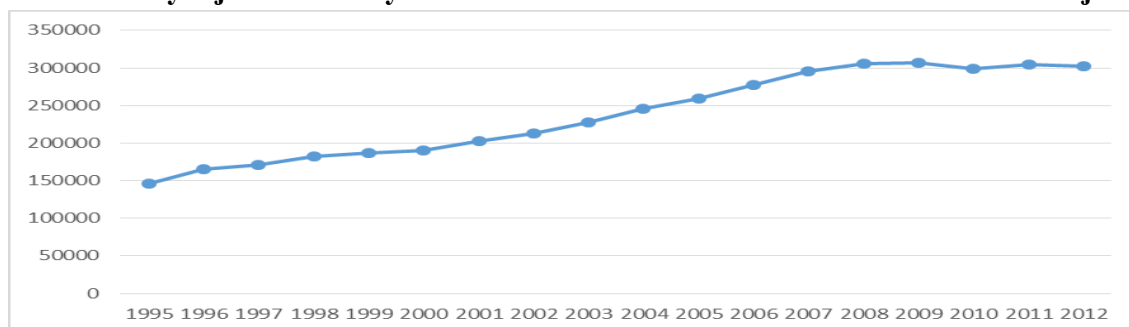
Pro ekonometrickou analýzu byly vybrány tři kraje České republiky: Ústecký kraj, Liberecký kraj a Karlovarský kraj. V této kapitole budou vybrané kraje blíže popsány z hlediska geografického, demografického a ekonomického vymezení.

### 4.1 Ústecký kraj

Ústecký kraj se nachází v severozápadní části České republiky. Severozápadní hranice kraje je zároveň hranicí České republiky s Německem. Ústecký kraj sousedí s Libereckým, Karlovarským, se Středočeským a z malé části s Plzeňským krajem. Ústecký kraj se rozkládá na 5 335 Km<sup>2</sup> a je složen ze 7 - mi okresů: Ústí nad Labem, Teplice, Chomutov, Děčín, Louny, Most, Litoměřice. V těchto okresech je v souhrnu 354 obcí, z nichž největší je Ústí nad Labem, což je také hlavní sídlo kraje. Podle nejaktuálnějšího údaje Krajské správy ČSÚ v Ústí nad Labem bylo k 30. 6. 2014 v kraji celkem 824 494 obyvatel. Tato hodnota poukazuje na 0,1% pokles oproti stavu k 1. 1. 2014. V kraji je zaznamenávána poměrně vysoká hustota obyvatel 155 obyvatel/km<sup>2</sup>. Tato hodnota je vyšší než celorepublikový průměr 133 obyvatel na Km<sup>2</sup>. [33][34]

Z hlediska úrovně ekonomiky vyjádřené HDP na obyvatele z roku 2012 patří Ústeckému kraji desátá příčka. V roce 2012 činilo HDP/obyvatel 295 148 Kč, což je 80,7 % průměru České republiky. Celkově se Ústecký kraj podílel v roce 2012 na tvorbě celorepublikového HDP 6,3 %. V grafu č. 2 je znázorněn vývoj HDP na obyvatele.

**Graf č. 2: Vývoj HDP na obyvatele v Kč za období 1995 – 2012 v Ústeckém kraji**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

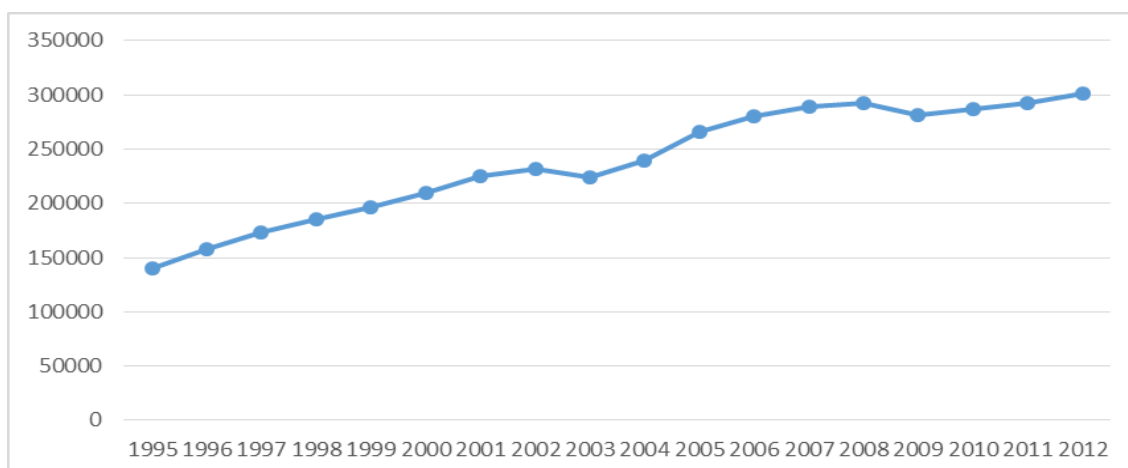
Počet zaměstnaných osob činil v roce 2012 354,1 tisíc, což je celkem 42,95 % z celkového počtu obyvatelstva. Celkem 55 % je zaměstnáno v sektoru služeb. Mezi nejvýznamnější zaměstnavatele patří Severočeské doly, Krajská zdravotní a.s. či Chemopetrol. Dle nejaktuálnějších údajů činila průměrná hrubá měsíční mzda v kraji 22 581 Kč za 1. – 2. čtvrtletí roku 2014. Tato výše hrubé mzdy je 2 919 Kč nižší než hodnota hrubé mzdy za Českou republiku. Z hlediska nezaměstnanosti patří Ústecký kraj na poslední místo v mezikrajském srovnání. Registrovaná míra nezaměstnanosti je v tomto kraji již od roku 1995 nejvyšší, v roce 2012 byla tato hodnota na úrovni 14,02 %. Tato hodnota je nejvyšší od roku 2006. Vysoká nezaměstnanost v kraji je způsobena především velkým ústupem těžby uhlí, restrukturalizací firem a také útlumem zemědělského a výrobního sektoru[33][34][35]

## 4.2 Liberecký kraj

Liberecký kraj se nalézá v severní části České republiky. Sousedními kraji jsou Ústecký, Královéhradecký a střeďočeký kraj. Severní část kraje sousedí z velké části s Polskem a také s Německem. Liberecký kraj zaujímá pouze 4 % celkové rozlohy České republiky, konkrétně má rozlohu 3 163 Km<sup>2</sup> a jedná se tedy o nejmenší kraj ČR, co se rozlohy týče. Je tvořen čtyřmi okresy: Liberec, Česká Lípa, Semily a Jablonec nad Nisou, které v sobě zahrnují celkem 215 obcí. Největším městem v rámci kraje je Liberec, který je také městem krajským. V roce 2012 byl celkový počet obyvatel v kraji 438 594. Dle nejnovější hodnoty k 30. 6. 2014 byl počet 438 606, došlo tedy oproti hodnotě z roku 2012 pouze k minimálnímu nárůstu 0,003 %. Hustota obyvatelstva je ve výši 138,6 obyvatel na Km<sup>2</sup> převyšuje tak celorepublikový průměr (133 obyv./Km<sup>2</sup>). [36][37]

Základním ukazatelem ekonomické výkonnosti je regionální HDP přepočtené na 1 - ho obyvatele. Tento ukazatel měl v roce 2012 v Libereckém kraji hodnotu 283 671 Kč, čímž mu patří 12. místo ve srovnání s ostatními kraji. Na tvorbě celkového HDP České republiky se Liberecký kraj v roce 2012 podílel pouze 3,2 % (13. místo). Vývoj HDP na obyvatele je zobrazen v grafu č. 3 níže.

**Graf č. 3: Vývoj HDP na obyvatele v Kč za období 1995 – 2012 v Libereckém kraji**



*Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování*

Celkový počet zaměstnaných osob v roce 2012 byl 193,8 tisíc, z čehož více než 50 % je zaměstnáno v oblasti tržních a netržních služeb. Z celkového počtu obyvatel se jedná o 44,19 % zaměstnaných osob. Průměrný měsíční hrubá mzda z roku 2012 byla ve výši 21 581 Kč. Dle nejnovějších údajů za 1. a 2. čtvrtletí roku 2014 je hrubá mzda na úrovni 23 046 Kč. Oproti roku 2012 došlo tedy k nárůstu o 6,8 %, i přes toto zvýšení je stále hrubá mzda o 2 454 Kč nižší než je aktuální celorepublikový průměr (1. – 2. čtvrtletí 2014 – 25 500 Kč). Registrovaná míra nezaměstnanosti byla v roce 2012 ve výši 10,26 %, což byla šestá nejvyšší hodnota. [36][37]

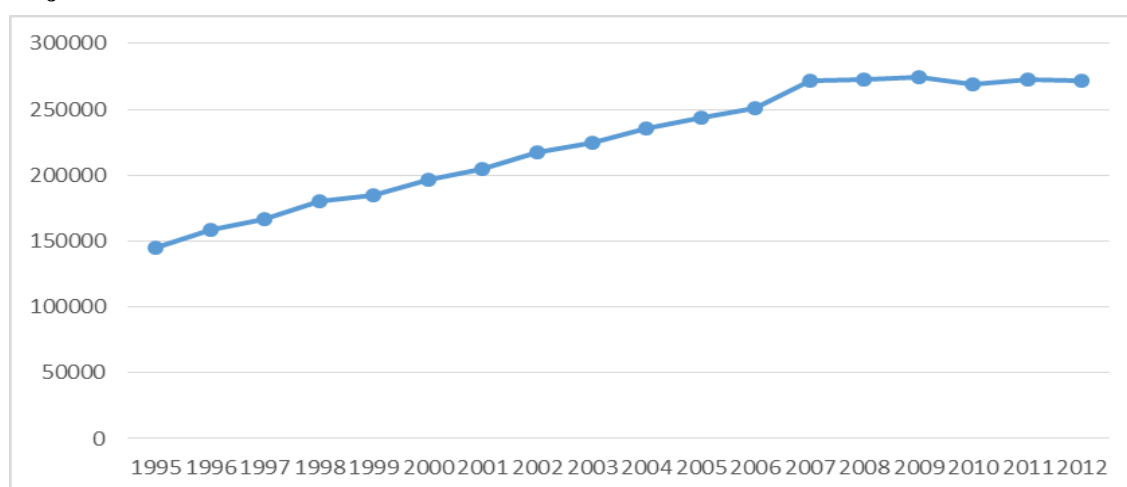
### **4.3 Karlovarský kraj**

Karlovarský kraj lze nalézt v západní části České republiky na hranicích s Německem. Východní hranice kraje je sdílena s Ústeckým krajem, se kterým také tvoří region soudržnosti NUTS 2, dle evropského rozdělení. Naopak jižní hranice je společná s Plzeňským krajem. Karlovarský kraj je druhým nejmenším krajem v České republice. Rozprostírá se na 3 314 Km<sup>2</sup>, což je pouhých 4,2 % plochy ČR. Kraj je tvořen třemi okresy – karlovarský, chebský a sokolovský. V rámci těchto tří okresů je celkem 132 obcí. Téměř 50 % rozlohy kraje zaujímá karlovarský okres, ve kterém se také nachází krajské město Karlovy Vary. Dle údaje českého statistického úřadu bylo k datu 30. 6. 2014 v Karlovarském kraji celkem 229 712 obyvatel, z čehož 39 % žije

právě v karlovarském okrese. Hustota zalidnění v kraji byla v roce 2012 celkem 91 obyvatel na Km<sup>2</sup>, což řadí kraj mezi nejméně zalidněné v ČR. [38][39]

Dle posledního dostupného údaje bylo v roce 2012 regionální HDP ve výši 78 151 mil. Kč. V přepočtu na obyvatele se jednalo o částku 258 361 Kč. Ve srovnání s celorepublikovou hodnotou HDP, se kraj podílí na jeho tvorbě pouze 2 %. S tímto podílem se kraj řadí až na poslední místo v mezikrajském porovnání.

**Graf č. 4: Vývoj HDP na obyvatele v Kč za období 1995 – 2012 v Karlovarském kraji**



*Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování*

Dle údaje z roku 2012 bylo v Karlovarském kraji zaměstnáno celkem 138,6 tis. osob, z čehož celých 56 % pracovalo ve třetím sektoru ekonomiky (služby). Takto vysoké procento je způsobeno především tím, že Karlovarský kraj je proslulý lázeňstvím a nachází se v něm pět známých lázeňských center (Karlovy Vary, Mariánské lázně, Jáchymov, lázně Kynžvart a Františkovy lázně). Průměrná měsíční mzda byla v roce 2012 ve výši 20 095 Kč. Dle aktuálního údaje mzda vzrostla za 1. a 2. čtvrtletí 2014 na částku 21 515 Kč. I přes to, že došlo oproti roku 2012 k nárůstu o 7,06 %, jedná se stále o nejnižší hodnotu ze všech krajů. Míra registrované nezaměstnanosti činila v roce 2012 10,84 %, jednalo se o pátou nejvyšší hodnotu v ČR. [38][39]

## 5 Analýza determinant HDP

V rámci této kapitoly jsou analyzovány časové řady jednotlivých makroekonomických ukazatelů, které z hlediska ekonomické teorie ovlivňují vývoj regionálního hrubého domácího produktu. Následně jsou jednotlivé časové řady upraveny tak, aby vyhovovaly potřebám ekonometrické analýzy. V poslední řadě je stanoven ekonomický a ekonometrický model, pro který budou odhadovány strukturální parametry.

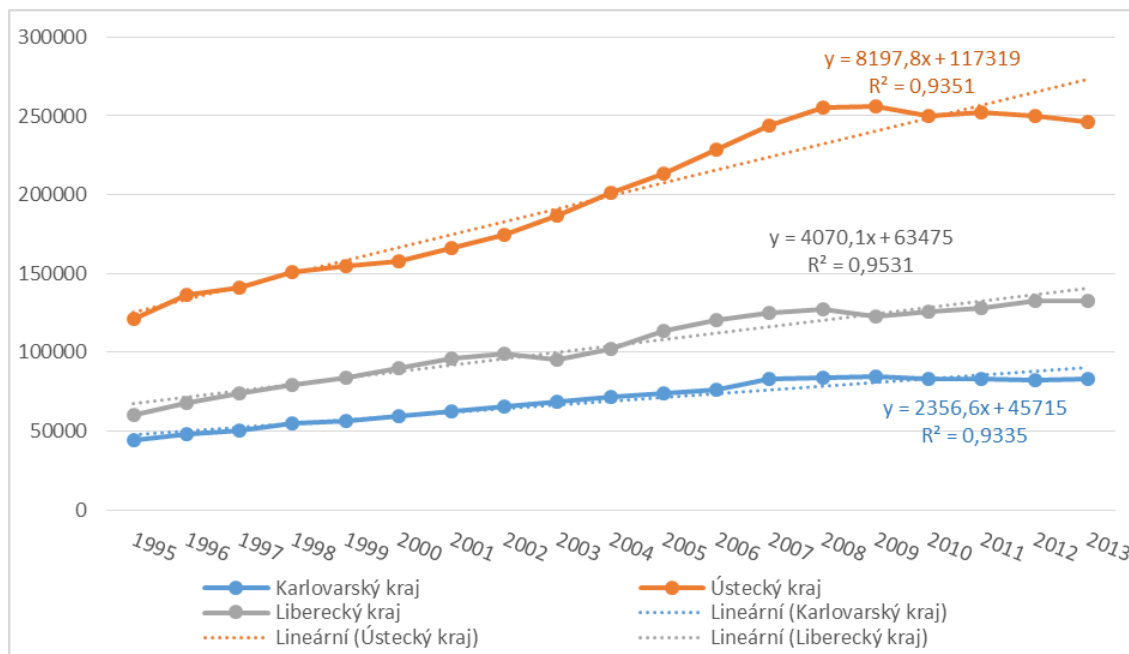
### 5.1 Analýza časových řad

Pro ekonometrickou analýzu byly vybrány napozorované hodnoty veškerých využitých regionální makroukazatelů za období 1995 – 2013. Jedná se tedy o časovou řadu o 19 - ti hodnotách. Časová řada je dostatečně dlouhá pro potřeby ekonometrické analýzy. Rozmezí 1995 – 2013 bylo zvoleno především z důvodu dostupnosti dat. Většina potřebných dat byla v regionálním členění dostupná až od roku 1995. V rámci této ekonometrické analýzy je pracováno celkem s 13 - ti regionálními ukazateli: RHDP (regionální hrubý domácí produkt), počet podnikatelských subjektů, HPH (hrubá přidaná hodnota), zaměstnanost, průměrná hrubá měsíční mzda, míra registrované nezaměstnanosti, náhrady zaměstnanců, počet volných pracovních míst, tvorba hrubého fixního kapitálu, přímé zahraniční investice, míra ekonomické aktivity a počet obyvatel. Výchozí hodnoty uvedených ukazatelů jsou zaneseny v tabulce, která je v příloze č. 1. Každá časová řada uvedených proměnných je níže zobrazena pomocí grafů. Pro zjištění trendu časových řad jsou v každém grafu této kapitoly vloženy lineární trendové funkce s koeficientem determinace.

V první řadě bude analyzována časová řada regionálního hrubého domácího produktu. Z hodnot hrubého domácího produktu v jednotlivých krajích byl vytvořen graf č. 5. Hodnoty, které byly použity pro sestavení grafu, jsou v běžných cenách, jedná se tedy o nominální regionální hrubý domácí produkt. Nominální hodnoty tohoto ukazatele byly vybrány z prostého důvodu. Hodnoty RHDP ve stálých cenách, neboli reálných, jsou dostupné pouze od roku 1996, jelikož hodnoty za určitý rok jsou uváděny v cenách předchozího roku, čímž se tedy zkracuje časová řada. Vzhledem ke snaze

získat co nejdříve časovou řadu pro ekonometrickou analýzu, byly zvoleny hodnoty v nominálních cenách.

**Graf č. 5: Vývoj RHDP v období 1995 – 2013 v mil. Kč**



Zdroj: Český statistický úřad, regionální účty, vlastní zpracování

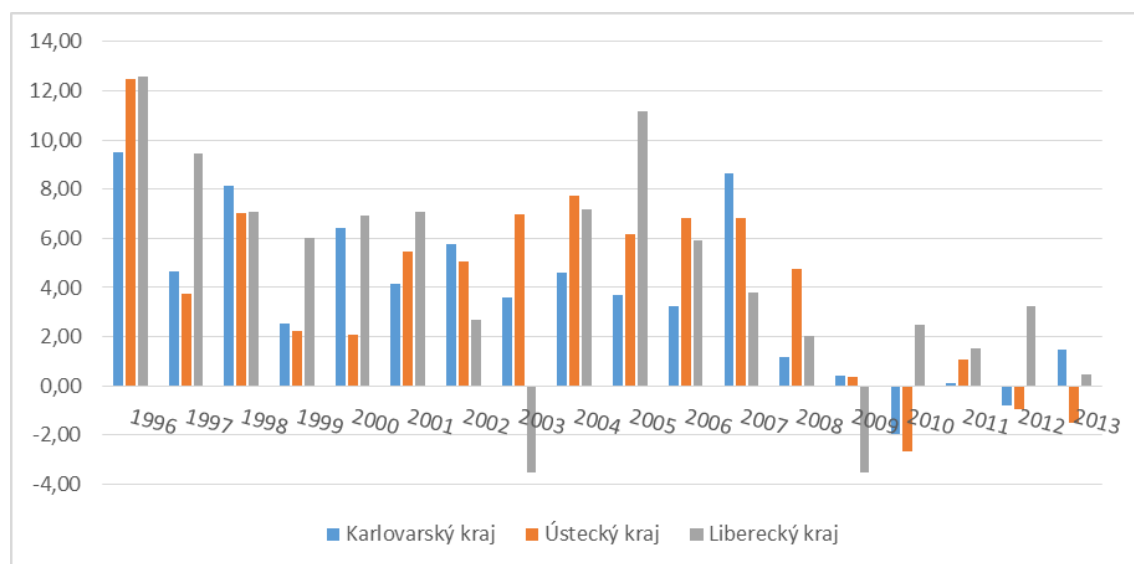
Z grafu je zřejmé pořadí vybraných krajů. Ústecký kraj má nejvyšší nominální HDP po celé zobrazované období, na pomyslném druhém místě je Liberecký kraj, který je následován Karlovarským krajem. V celkovém vývoji RHDP nejsou zaznamenány žádné prudké výkyvy. U Libereckého kraje lze pozorovat pokles HDP v roce 2009 o 2,8 % v důsledku hospodářské krize. Zde je vhodné zmínit, že v roce 2009 došlo k poklesu HDP ve všech krajích ČR mimo Ústecký, Karlovarský, Plzeňský a Jihočeský, u kterých se hospodářská krize projevila až v následujících letech. U Ústeckého kraje byl zaznamenán pokles HDP v roce 2010 o 2,64 % a v roce 2012 o 0,94 %, v roce 2011 došlo sice k menšímu nárůstu růstu o 1,08 %, ale stále to nevyrovnalo pokles v roce 2010. U Karlovarského kraje se krize projevila obdobně, v letech 2010 – 2012 kdy HDP v průměru za tyto tři roky kleslo o 0,88 %, ovšem podle aktuálních údajů Českého statistického úřadu nominální HDP v roce 2013 začalo opět růst (vzrostlo o 1,5 %).

I přes několik poklesů hodnoty HDP, je u všech zobrazených krajů zřejmý rostoucí trend. Jak ukazují vložené lineární trendové funkce, HDP v průměru ročně vzroste

v Ústeckém kraji o 8 197,8 mil. Kč, v Libereckém kraji o 4070,1 mil. Kč a v Karlovarském kraji o 2356,6 mil. Kč.

Průměrné tempo růstu za uvedené období Ústeckého kraje je 4,44 %, Libereckého kraje 4,65 % a karlovarského kraje 3,5 %. Nejvyšší tempo růstu se ukázalo u Libereckého kraje, který byl z hlediska nominálních hodnot až na „druhém“ místě. Jednotlivá tempa růstu/poklesu jsou zobrazena v grafu č. 6. Hodnoty byly získány vlastními výpočty z nominálních hodnot HDP. Časová řada je z logických důvodů o jeden rok zkrácena, tedy 1996 – 2012, a hodnoty jsou uváděny v procentech.

**Graf č. 6: Růst/pokles RHDP ve vybraných krajích v období 1996 – 2013 v %**



*Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování*

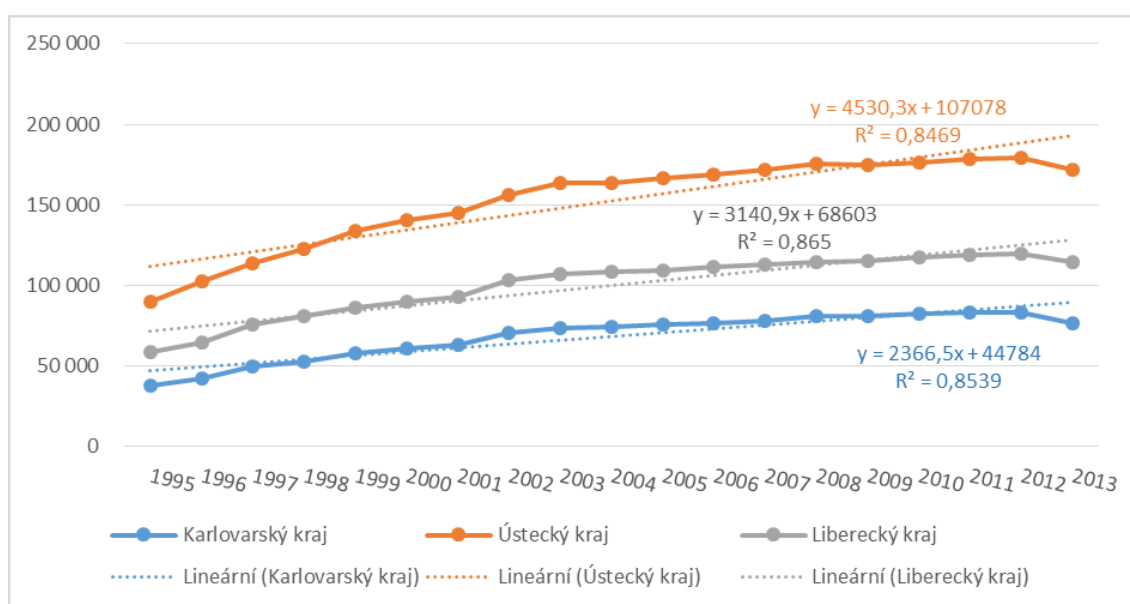
V grafu č. 6 se jedná o ukázkou konkrétního nárůstu či poklesu nominální hodnoty HDP v určitém roce. U Libereckého kraje je na tomto grafu zřetelněji vidět pokles HDP v roce 2003 (pokles v roce 2009 popsán již výše). Tento pokles byl zapříčiněn především poklesem hrubé přidané hodnoty jak v primárním tak sekundárním sektoru. V primárním sektoru došlo k poklesu HPH téměř o 10 %. Jedním z důvodů tohoto poklesu byla poměrně velká neúroda (poklesla sklizeň obilovin i píce, zejména řepka). V sekundárním sektoru došlo k poklesu o 7 %. [40]

Další proměnnou je počet podnikatelských subjektů v analyzovaných regionech. Dle členění Českého statistického úřadu spadá tento ukazatel do tzv. organizační statistiky.



Napozorované hodnoty uvedené v příloze č. 1 ukazují celkový počet registrovaných obchodních společností, družstev, státních podniků, živnostníků a zemědělských podnikatelů, které mají sídlo v příslušném kraji. Z celkového součtu uvedených subjektů tvoří největší podíl živnostníci ve všech vybraných regionech. Podíl živnostníků v Ústeckém kraji je 74 %, v Libereckém kraji je podíl ve výši 76 % a v Karlovarském kraji je na úrovni 75 %. V grafu č. 7 je znázorněn vývoj hodnot tohoto ukazatele.

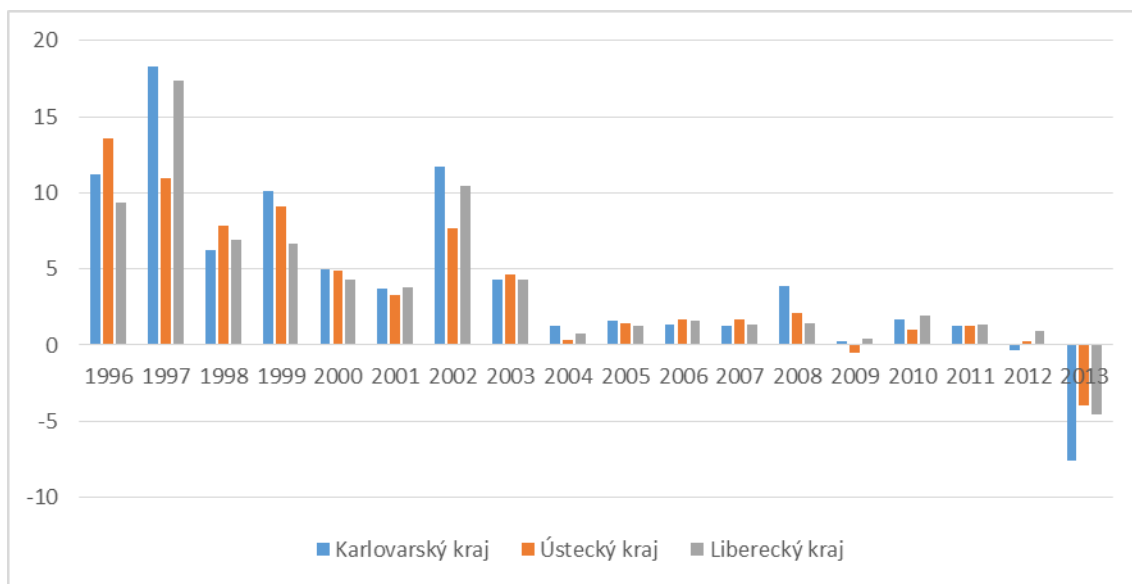
**Graf č. 7: Vývoj počtu podnikatelských subjektů ve vybraných krajích ČR v období 1995 – 2013**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Pořadí jednotlivých regionů je jednoznačné a odpovídá také pořadí krajů dle rozlohy. Vývoj hodnot je poměrně lineární a je patrný rostoucí trend u všech křivek. V průměru roste ročně počet podnikatelských subjektů v Ústeckém kraji o 4 530, v Libereckém kraji o 3 141 a v Karlovarském kraji o 2 366,5. V letech 1995 – 2002 lze pozorovat rychlejší růst počtu podnikatelských subjektů. Po roce 2002 jsou křivky plošší, což poukazuje na zpomalení růstu. Průměrné tempo růstu za sledované období je u Libereckého kraje 4,37 %, u Ústeckého kraje je ve výši 4,19 % a u Karlovarského kraje je hodnota nejvyšší 4,87 %. Jednotlivá tempa růstu v příslušných rocích jsou zobrazena v grafu č. 8.

**Graf č. 8: Růst/pokles počtu podnikatelských subjektů ve vybraných krajích v období 1995 - 2013**



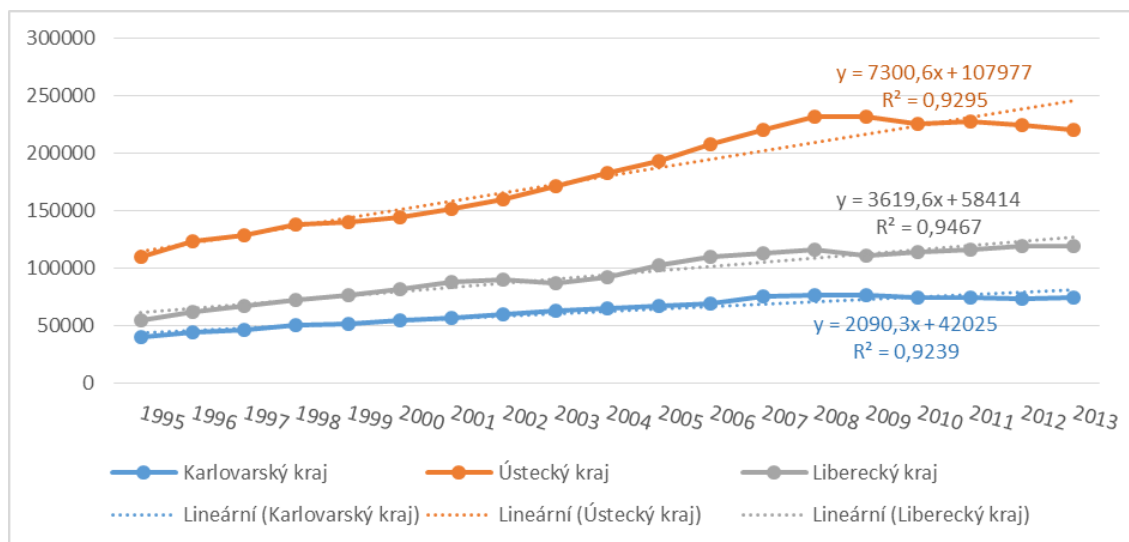
*Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování*

V grafu č. 8 je zřetelněji vidět zpomalení růstu po roce 2002. Nejmenší hodnoty růstu jsou zaznamenány v roce 2009. V tomto roce vzrostl počet podnikatelských subjektů v Libereckém kraji pouze o 0,44 %, v Karlovarském kraji o 0,22 % a v Ústeckém kraji došlo dokonce k poklesu celkového počtu subjektů o 0,51 %. Takto nízké ukazatelé byli v důsledku hospodářské krize v roce 2008. I přesto, že čistý přírůstek podnikatelských subjektů v celé ČR byl v roce 2009 kladný, byl zaznamenán zánik celkem 98 000 podnikatelských subjektů (jak právnických, tak fyzických osob), což byl oproti roku 2008 téměř dvojnásobný nárůst. [41] Velmi nízká tempa růstu/poklesu jsou také zaznamenána v roce 2012, kdy v Ústeckém kraji byl meziroční nárůst pouze o 0,22 %, v Karlovarském kraji došlo k poklesu o 0,35 % a u Libereckého kraje byl nárůst o 0,96 %. V roce 2013 je vidět značný pokles, ovšem v tomto roce došlo ke zpřesnění dat registru ekonomických subjektů (RES) podle Registru osob, tím bylo značné množství ekonomických subjektů z RES vyřazeno. Hodnoty roku 2013 tedy nejsou zcela srovnatelné s přecházejícími lety.

V následujícím textu je provedena analýza ukazatele hrubé přidané hodnoty. Hodnoty v příloze č. 1 jsou uvedeny v mil. Kč a opět v běžných cenách. Čísla představují celkovou výši vytvořené přidané hodnoty ze všech sektorů ekonomiky,

tedy z primárního, sekundárního a terciálního. V grafu č. 9 jsou znázorněny křivky časových řad tohoto determinantu.

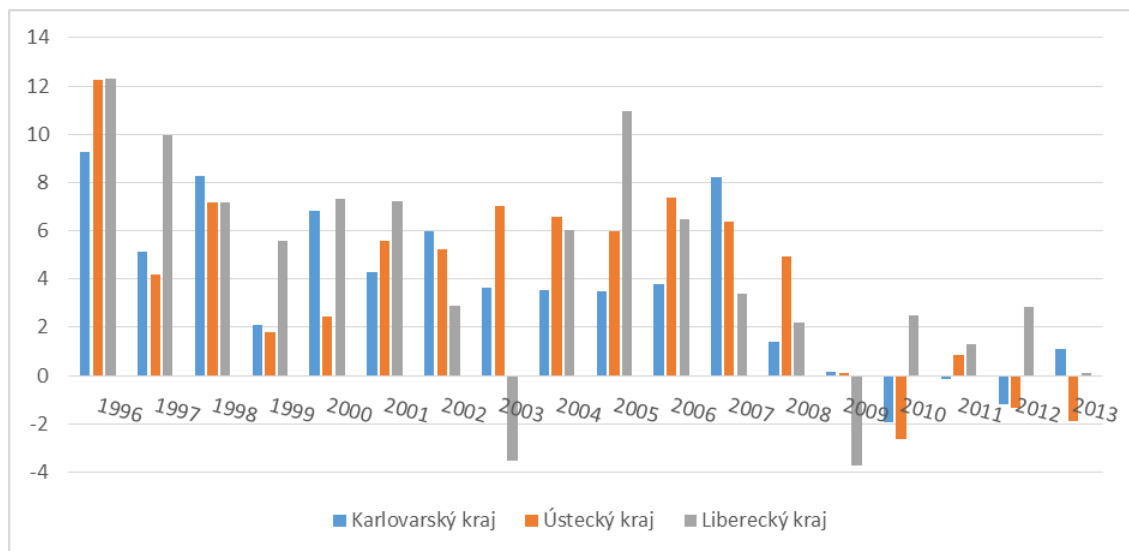
**Graf č. 9: Vývoj hrubé přidané hodnoty v mil Kč ve vybraných krajích v období 1995 – 2013**



Zdroj: Český statistický úřad, regionální účty, vlastní zpracování

Při porovnání grafu č. 9 s grafem č. 5 lze zpozorovat jistou podobnost tvarů křivek. Tato podobnost je samozřejmě způsobena tím, že HDP je z velké části tvořeno hrubou přidanou hodnotou, kterou hospodářství dané země vytvoří, proto jsou vývoje těchto ukazatelů velmi podobné. U Libereckého kraje jsou ve vývoji HPH zaznamenány dva poklesy v roce 2003 a 2009 stejně jako u HDP tohoto kraje. U Ústeckého kraje hrubá přidaná hodnota klesla v letech 2010, 2012 a 2013, RHDP tento vývoj kopíruje. U Karlovarského kraje se vývoj HPH od RHDP nepatrně liší. Hrubá přidaná hodnota klesá po celé tři poslední roky 2010 – 2012, ovšem HDP tohoto kraje klesalo pouze v letech 2010 a 2012, ale v roce 2011 bylo tempo růstu, sice nízké, ale kladné. I přes určité poklesy je trend časových řad rostoucí, což dokazuje kladný koeficient v trendových funkcích. Průměrně roste HPH v Ústeckém kraji ročně o 7300,6 mil. Kč, v Libereckém kraji o 3629,6 mil. Kč a v Karlovarském kraji o 2090,3 mil. Kč.

**Graf č. 10: Růst/pokles hrubé přidané hodnoty ve vybraných krajích v období 1995 – 2013**



Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat z Českého statistického úřadu

Na výše uvedeném grafu č. 10 jsou znázorněny tempa růstů hrubé přidané hodnoty v jednotlivých letech. Na tomto grafu je provázanost s regionálním hrubým domácím produktem vidět ještě zřetelněji. Lze konstatovat, že Liberecký kraj byl ze tří uvedených regionů zasažen krizí z roku 2008 nejméně, lépe řečeno nejkratší dobu. HPH pokleslo pouze v roce 2009, zato byl pokles mnohem vyšší než u ostatních krajů (o 3,78 %), ovšem tento pokles byl vyrovnán rostoucí HPH v následujících třech letech 2010 – 2012. Hodnota HPH v roce 2012 je tak v jediném kraji (z analyzovaných krajů) Libereckém vyšší než v roce 2008, kdy započala krize.

Při bližším zkoumání hrubé přidané hodnoty lze celkovou hodnotu rozčlenit do jednotlivých odvětví národního hospodářství dle tzv. členění CZ - NACE<sup>13</sup>. V příloze č. 2 jsou ukázány hodnoty HPH v jednotlivých odvětvích. Celková hodnota je tedy rozpadnuta do primárního sektoru, který představuje zemědělství, hornictví, lesnictví a rybářství. Dále do sekundárního sektoru, který zahrnuje průmysl, těžbu a stavebnictví

<sup>13</sup> Jedná se o tzv. Klasifikaci ekonomických činností, kterou zavedl v roce 2007 Český statistický úřad v souladu s nařízením, které bylo vydáno v roce 2006 Evropským parlamentem a Radou. Touto klasifikací byla nahrazena tzv. Odvětvová klasifikace ekonomických činností (OKEČ), která byla také vytvářena ČSÚ. [42]

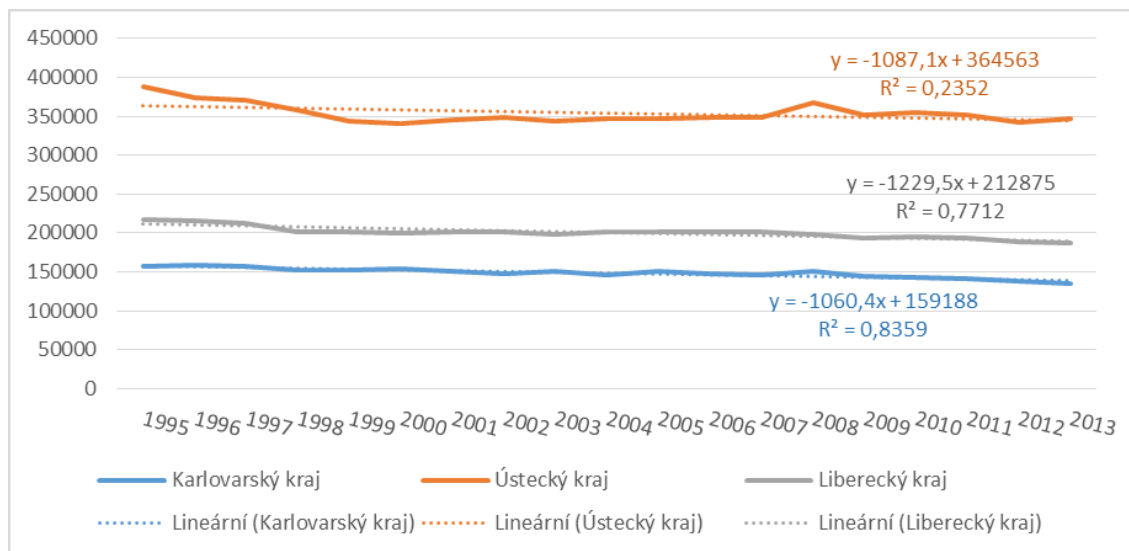
a posledním sektorem, je sektor služeb, do nějž spadá obchod, doprava, ubytování, informační služby, profesní, vědecké a administrativní služby, veřejná správa, vzdělávání, zdravotnictví a jiné služby.

V příloze č. 3 jsou z hodnot rozčleněné hrubé přidané hodnoty vytvořeny grafy. U všech vybraných krajů je naprosto převažující část HPH vytvořena v 2. a 3. sektoru. První sektor zemědělství, hornictví a lesnictví má pouze minimální podíl. V průměru za sledované období se u Karlovarského kraje jedná o 2,92% podíl, u Libereckého kraje 2,01% podíl a u Ústeckého kraje je podíl 1. sektoru pouhých 1,88 %. Naopak 3. sektor zaujímá v průměru u všech krajů více než 50% podíl (LK 50,97 %, ÚK 50,18 % a KK 57,79 %). I přesto, že podíl třetího sektoru je v průměru nejvyšší u všech tří krajů, pouze u Karlovarského kraje byl hodnoty HPH nejvyšší po celé sledované období v období 1995 – 2013. U dalších dvou krajů lze v některých letech pozorovat vyšší hodnotu 2. sektoru.

Dalším analyzovaným ukazatelem je zaměstnanost v jednotlivých regionech. K tomuto ukazateli byla vybrána data, která ukazují celkový počet zaměstnaných osob v letech 1995 – 2013 ve třech analyzovaných regionech. Jednotlivé hodnoty byly opět zaneseny do grafu, který je vložen níže. U tohoto grafu č. 11 je situace naprosto odlišná od předchozích grafů. Již sklon jednotlivých křivek napovídá, že zde nebude rostoucí, ale naopak klesající trend. Vložené trendové funkce tuto skutečnost potvrzují svým záporným koeficientem. V průměru dojde ročně k poklesu zaměstnaných osob v Ústeckém kraji o 1 087, v Libereckém kraji o 1 230 a v Karlovarském kraji o 1 060.

V Libereckém kraji je situace nejhorší, celkový počet zaměstnaných osob, dle temp růstu klesl v průměru za každý rok daného období o 0,85 %. V Karlovarském kraji je průměrné tempo růstu -0,75 % a v Ústeckém kraji zaměstnanost klesá „nejméně“, v průměru o 0,71 % ročně. Z celorepublikového hlediska je průměrné tempo růstu za období 1995 – 2013 sice kladné (0,07 %), ale hodnota je velmi nízká.

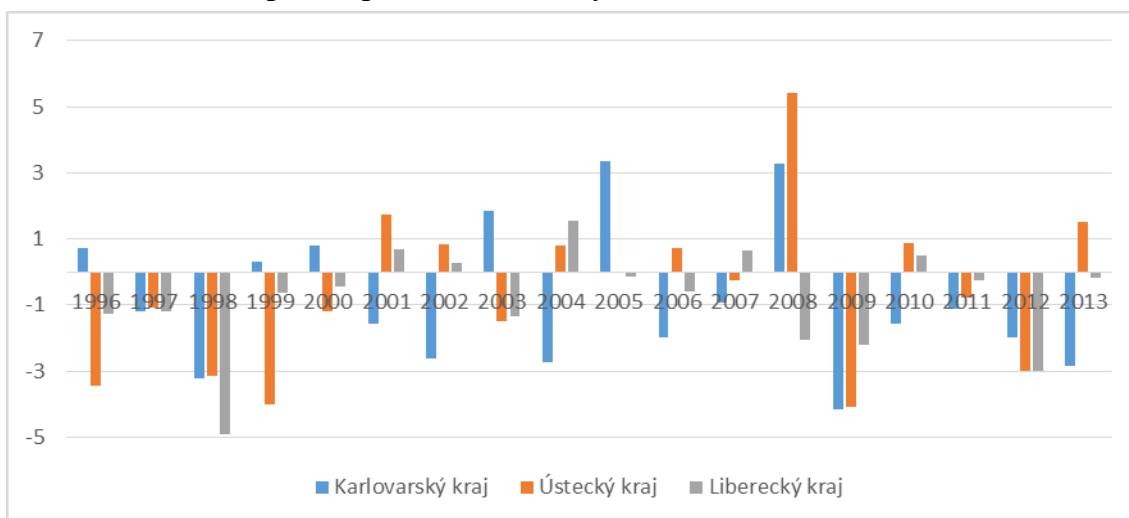
**Graf č. 11: Vývoj počtu zaměstnaných osob ve vybraných krajích v období 1995 – 2013**



Zdroj: Český statistický úřad, regionální účty, vlastní zpracování

Křivky Karlovarského a Libereckého kraje mají téměř identický tvar a jsou poměrně lineární, pouze v letech 1995 -1998 je patrný prudší pokles. Po roce 1998 se klesání zpomalilo. U Ústeckého kraje lze pozorovat jeden větší výkyv v roce 2008. Tento výkyv je lépe pozorovatelný na grafu č. 12, kde jsou znázorněny procentuální hodnoty nárůstu či poklesu celkového počtu zaměstnaných osob. Na tomto grafu je klesající trend zcela zřetelný, jelikož většina hodnot se pohybuje v záporné oblasti grafu. U Libereckého kraje bylo tempo růstu kladné pouze v 5 – ti letech. Největší nárůst byl zaznamenán v roce 2004, kdy počet zaměstnaných osob vzrostl o 1,6 %. U Karlovarského kraje bylo dosaženo nárůstu v 6 – ti letech, z čehož nejvyšší byl v roce 2005 (3,36 %). V Ústeckém kraji došlo k růstu dokonce v 7 – mi letech sledovaného období. Nejvyšší tempo růstu bylo v roce 2008, kdy počet zaměstnaných osob vzrostl o 5,44 %. Naopak největší pokles tohoto ukazatele byl zaznamenán u Karlovarského (4,2 %) a Ústeckého kraje (4,1 %) v roce 2009, u Libereckého kraje v roce 1998, kdy klesl počet zaměstnaných osob o 4,92 %.

**Graf č. 12: Nárůst/pokles počtu zaměstnaných osob v % v období 1995 – 2013**



Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z hodnot z Českého statistického úřadu

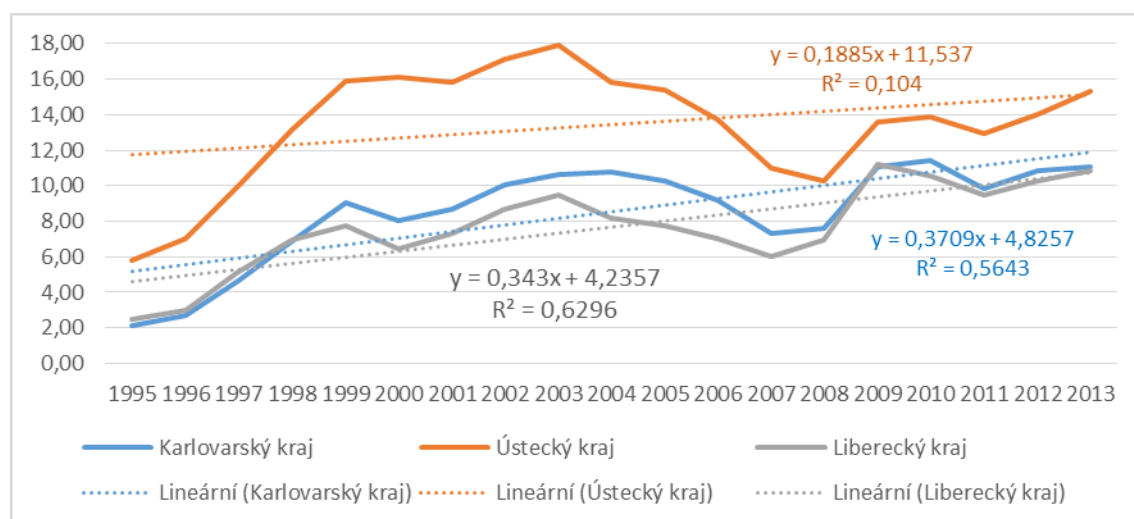
Jak bylo řečeno výše, v roce 2008 došlo v Ústeckém kraji k nejvyššímu nárůstu zaměstnaných osob o 5,44 %, přičemž největší přírůstek zaměstnanců byl v oblasti oprav motorových vozidel a obchodu. V tomto roce byl celkově zaznamenán poměrně velký nárůst zaměstnanosti celé ČR. K menšímu poklesu došlou pouze v Karlovarském (o 2,07 %) a na Vysočině. Ovšem v následujícím roce 2009 došlo v Ústeckém kraji k poklesu na „standardní“ úroveň, počet zaměstnaných klesl z hodnoty 367 083 na 352 021 zaměstnaných osob, celkový počet se tedy navrátil do blízké úrovně průměrné hodnoty 354 068 osob. Tento pokles v roce 2009 byl zaznamenán i na celorepublikové úrovni (o 1,3 %). Důvodem tohoto snížení byla příprava zaměstnavatelů na očekávaný pokles především zahraniční poptávky. [43][44]

S ukazatelem zaměstnanosti je velmi úzce spojen ukazatel míry nezaměstnanosti. V příloze č. 1 jsou hodnoty tzv. míry registrované nezaměstnanosti<sup>14</sup> v %. Již z vývoje předchozího ukazatele se dalo předpokládat, že pokud má zaměstnanost klesající průměrné tempo růstu, musí mít nezaměstnanost zákonitě rostoucí vývoj. Tento předpoklad byl potvrzen jak průměrnými tempy růstu míry nezaměstnanosti,

<sup>14</sup> Míra registrované nezaměstnanosti se vypočítá jako podíl počtu nezaměstnaných osob, které jsou registrovány na pracovním úřadě a mohou ihned nastoupit do zaměstnání a disponibilní pracovní síly, což představuje součet všech zaměstnaných i nezaměstnaných osob. (čerpáno z ČSÚ – metainformace k ukazateli)

kteřá jsou u všech sledovaných krajů kladná, tak trendovými funkcemi, které jsou v grafu vedeny. Dle těchto funkcí lze říci, že míra nezaměstnanosti v průměru ročně vzrostla ve sledovaném období v Ústeckém kraji o cca 0,19 p. b., v Libereckém kraji o 0,34 p. b. a v Karlovarském kraji o 0,37 p. b.

**Graf č. 13: Vývoj registrované míry nezaměstnanosti ve vybraných krajích v období 1995 – 2013**



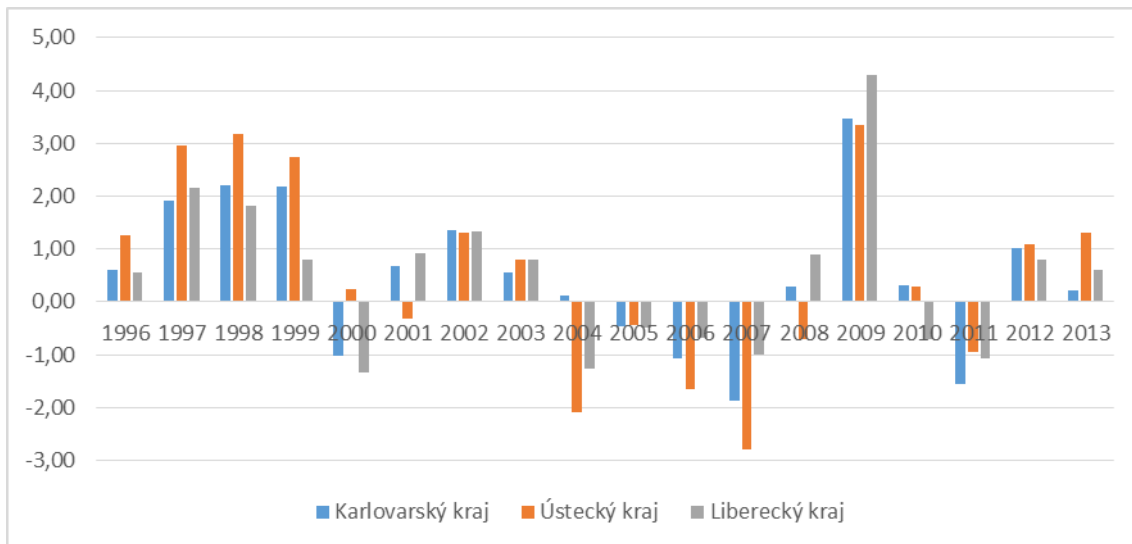
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Vývoj jednotlivých hodnot míry nezaměstnanosti je znázorněn v grafu č. 13. Z grafu je patrné, že nejvyšší míru nezaměstnanosti má Ústecký kraj, který má průměrnou míru nezaměstnanosti za sledované období na úrovni 13,29 %. Tato hodnota je nejvyšší i v celorepublikovém porovnání, nejnižší průměrnou míru nezaměstnanosti má naopak hlavní město Praha (2,89 %). U Ústeckého kraje lze konstatovat, že nejen průměrná hodnota míry nezaměstnanosti je nejvyšší, ale v průběhu celého sledovaného období 1995 – 2013 se tento kraj řadí na poslední místo. Vysoká míra nezaměstnanosti v Ústeckém kraji je z velké části zapříčiněna nízkou kvalitou vzdělání ekonomicky aktivního obyvatelstva. U Karlovarského a Libereckého kraje dochází v několika místech k prolínání křivek, ovšem z dlouhodobého průměru má vyšší míru nezaměstnanosti Karlovarský kraj 8,4 %, čímž se řadí v rámci ČR na 11. místo. Liberecký kraj má průměrnou míru nezaměstnanosti ve výši 7,49 % a dostává se tak na celkové 7. místo. Jak je patrné z tvarů křivek bylo období 2004 – 2007/2008 ve znamení pozvolného klesání nezaměstnanosti, avšak krize v roce 2009 se na tomto ukazateli



velmi projevila, jelikož v roce 2009 došlo poměrně k prudkému nárůstu u všech krajů. Jednotlivý nárůst či pokles míry nezaměstnanosti je zachycen v grafu č. 14.

**Graf č. 14: Nárůst/pokles míry nezaměstnanosti ve vybraných krajích v období 1995 – 2013**

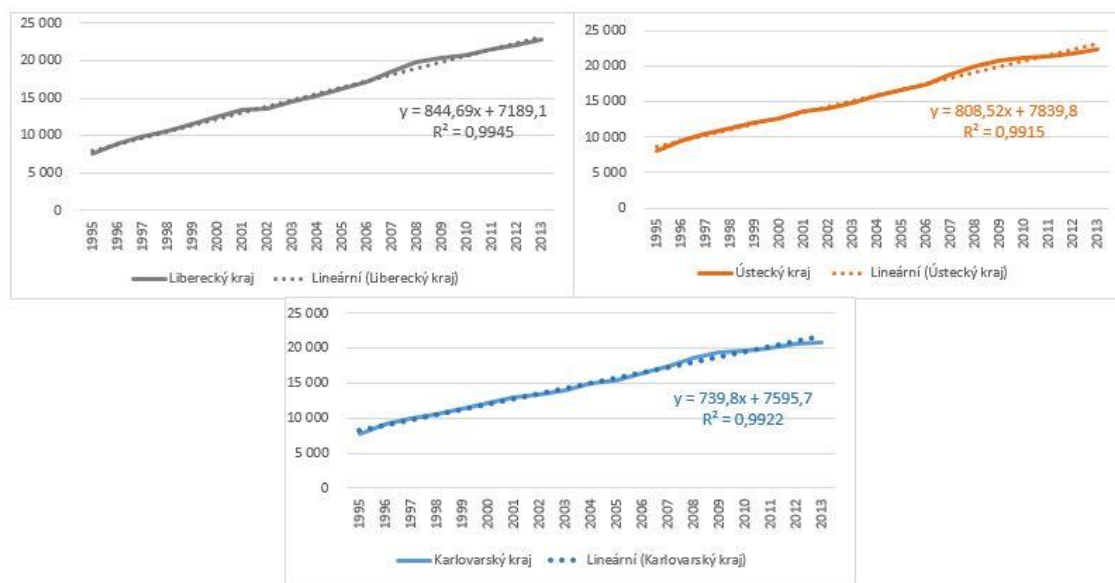


Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat přílohy č. 1

Ve výše uvedeném grafu je přehledně patrné již zmíněné období 2004 – 2007, u Ústeckého kraje do roku 2008, kdy míra nezaměstnanosti klesala. U Ústeckého kraje docházelo k poklesu v nejdélším období 2004 – 2008 a v průměru za toto období se jednalo o tempo růstu -1,54 %. U Libereckého kraje došlo k průměrnému poklesu za období 2004 – 2007 o 0,86 % a u Karlovarského kraje se jedná o období 2005 – 2007 s průměrným tempem růstu -1,14 %. I přes toto pozitivně směřující období je celkový trend za celé sledované období rostoucí. Průměrné tempo růstu u Ústeckého kraje je 0,48 %, u Libereckého kraje 0,46 % a u Karlovarského kraje 0,51 %.

Dalším indikátorem patřícím do kategorie ukazatelů trhu práce je průměrná hrubá měsíční mzda, jejíž hodnoty jsou uvedeny opět v příloze č. 1 v Kč. Vývoj těchto absolutních hodnot je ukázán v grafu č. 15. Jak je z hodnot tohoto ukazatele patrné, jsou ve všech sledovaných krajích velice podobné. Pokud by byly hodnoty za jednotlivé kraje znázorněny v jednom grafu, došlo by téměř k překrytí křivek, proto byl zvolen způsob vytvoření grafu pro každý sledovaný kraj zvlášť.

**Graf č. 15: Vývoj průměrné hrubé měsíční mzdy v Kč v období 1995 – 2013**

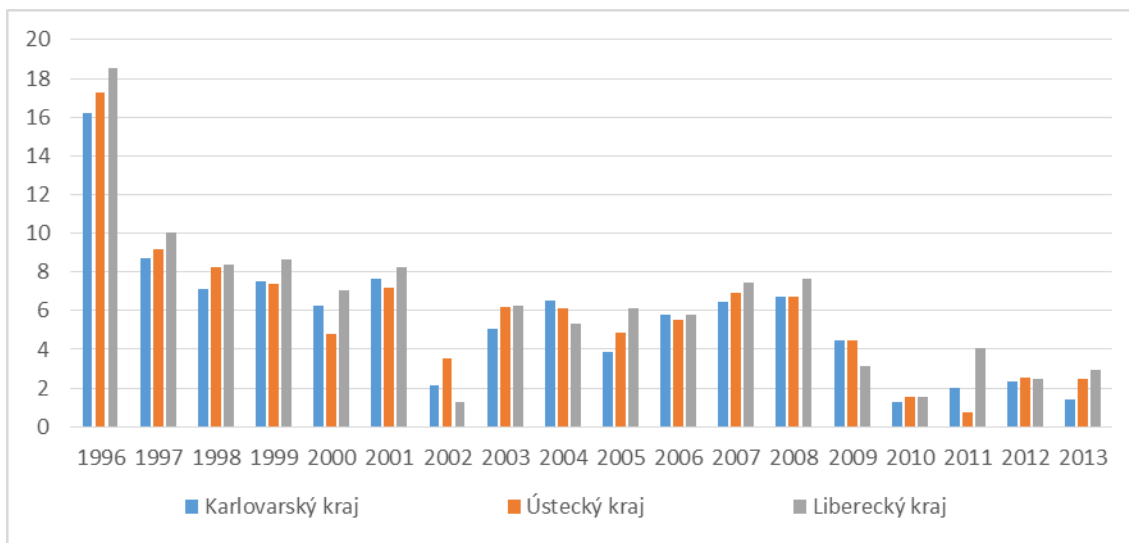


*Zdroj: Český statistický úřad, vlastní výpočty, vlastní zpracování*

Jednotlivé křivky mají téměř identický vývoj. Je tedy patrné, že výše mezd se v jednotlivých krajích příliš neliší. V průměru za sledované období byla mzda v Ústeckém kraji ve výši 15 565 Kč, v Libereckém kraji 15 240 Kč a v Karlovarském kraji 14 668 Kč. Jednotlivé křivky jsou téměř lineární, což potvrzuje také vysoký koeficient determinace, u všech zobrazených křivek je vyšší než 0,99. Tento koeficient lze interpretovat tak, že vývoj hodnot je trendovou funkcí vysvětlován z 99 %. V průběhu období nedocházelo k žádným velkým výkyvům. U Ústeckého kraje rostla průměrná mzda za sledované období v průměru o 808,52 Kč ročně, u Libereckého kraje šlo o nárůst o 844,69 Kč ročně a u Karlovarského kraje o 739,8 Kč.

V grafu č. 16 je znázorněno, o kolik procent v příslušném roce průměrná hrubá mzda v kraji vzrostla. Jak je vidět v průběhu let nedošlo k jedinému snížení hrubé měsíční mzdy, což je pozitivní jev. Ovšem lze pozorovat poměrně velké zpomalení růstu po roce 2008. Do roku 2008 rostla hrubá mzda v průměru v Karlovarském kraji o 6,95 % ročně, v Ústeckém kraji o 7,22 % a v Libereckém kraji dokonce o 7,75 % ročně. V následujícím období 2009 – 2012 je průměrné tempo značně nižší – u Ústeckého kraje 2,32 %, u Libereckého kraje 2,32 % a u Karlovarského kraje 1,89 %.

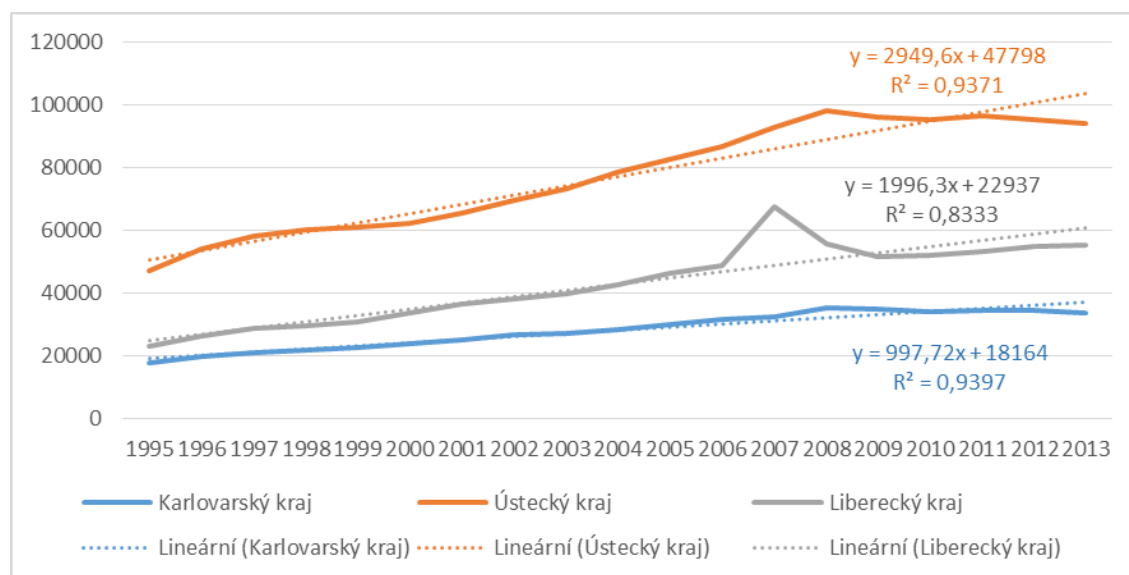
**Graf č. 16: Nárůst/pokles průměrné hrubé měsíční mzdy ve vybraných krajích v období 1995 – 2013**



Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat přílohy č. 1

Následující ukazatel patří také do kategorie ukazatelů trhu práce, jedná se o náhrady zaměstnancům. V grafu č. 17 je zobrazen vývoj hodnot tohoto ukazatele. Křivky Ústeckého a Karlovarského regionu jsou velice podobné bez téměř žádných výkyvů.

**Graf č. 17: Vývoj náhrad zaměstnancům ve vybraných krajích v mil. Kč v období 1995 – 2013**



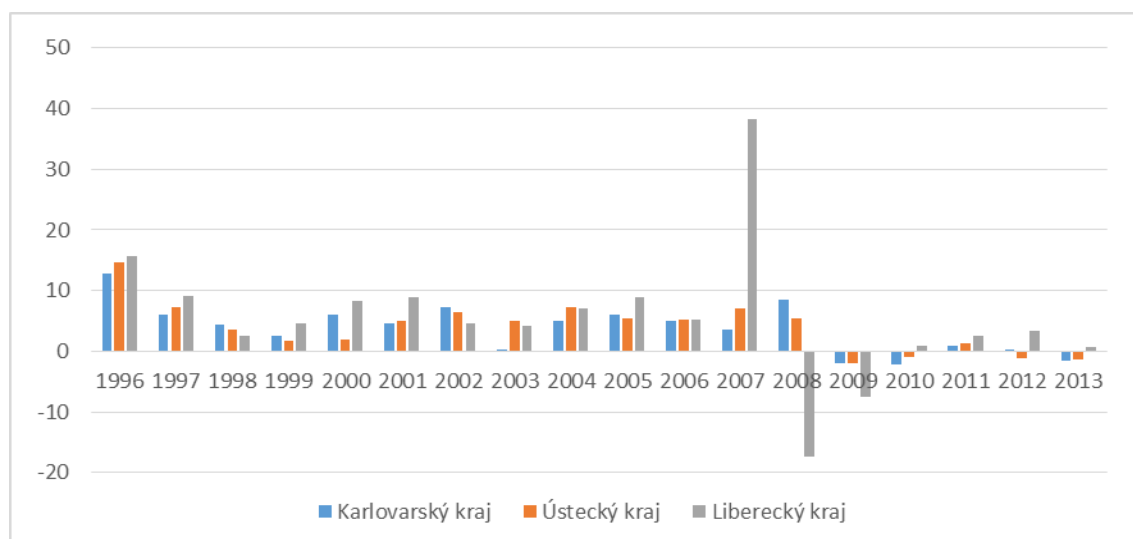
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

U Libereckého kraje je vývoj pozvolně rostoucí až do roku 2006. V roce 2007 došlo k výraznému nárůstu v absolutním vyjádření o 18 674 mil. Kč a následně v roce 2008

byl zaznamenán velký pokles o 11 749 mil. Kč. U všech tří krajů je patrný rostoucí trend. V Ústeckém kraji rostly náhrady zaměstnanců v průměru o 2949,6 mil Kč ročně, u Libereckého kraje o 1996,3 mil. Kč ročně a u Karlovarského kraje o 997,72 mil. Kč ročně.

Procentuální vyjádření poklesu či nárůstu ukazatele náhrad zaměstnancům je zobrazeno v grafu č. 18. Výkyv u Libereckého kraje v roce 2007 je patrný, hodnota náhrad zaměstnancům se navýšila o 38,28 % a následující rok poklesla o 17,42 %. V roce 2009 byl zaznamenán ještě jeden pokles, ale tentokrát již menší, o 7,61 %. Tím se celková hodnota vrátila téměř do původní výše před výkyvem.

**Graf č. 18: Růst/pokles náhrad zaměstnancům v % ve vybraných krajích v období 1995 – 2013**

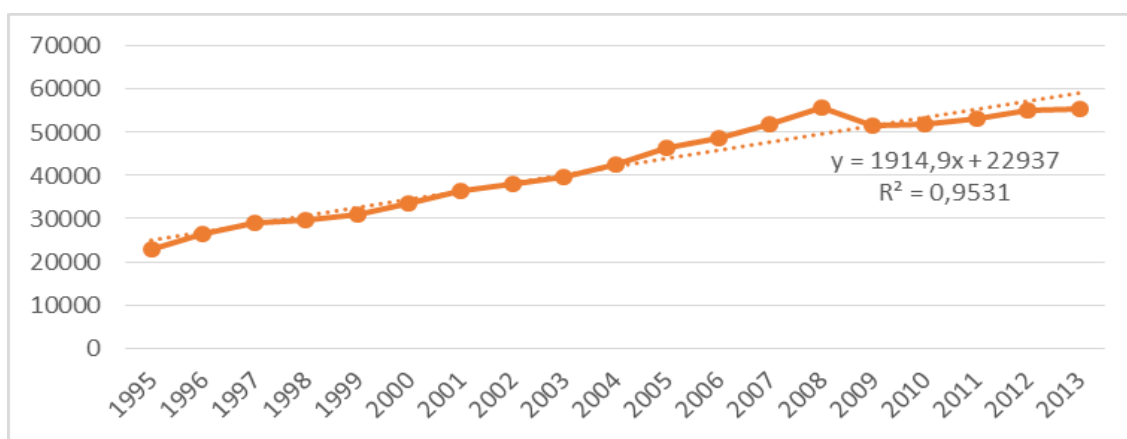


*Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat z Českého statistického úřadu*

Většina hodnot je kladných, což potvrzuje rostoucí trend. Průměrné tempo růstu u Ústeckého kraje je ve výši 4,3 %, u Karlovarského kraje 4,07 % a u Libereckého kraj je tato hodnota nejvyšší 5,83 %. Změnu vývoje hodnot lze pozorovat v období 2009 – 2013. U Libereckého kraje došlo v tomto období k poklesu o 7,6 % pouze v roce 2009, ale v následujících letech byl růst velmi pomalý. V průměru za období 2010 – 2013 náhrady zaměstnancům vzrostly v tomto kraji pouze o 1,88 %. U Ústeckého a Karlovarského kraje docházelo k poklesu hodnoty téměř v celém období 2009 – 2013 (mimo rok 2011). V průměru došlo za toto období k poklesu u Ústeckého kraje o 0,81 % a u Karlovarského kraje o 0,9 %.

Vzhledem k ojedinělému výkyvu u Libereckého kraje v grafech č. 17 a 18, byla tato skutečnost konzultována s Českým statistickým úřadem. Dle vyjádření Českého statistického úřadu se jednalo pouze o početní chybu, která byla způsobena při převodu dat z OKEČ do současného členění NACE. Data jsou již v databázi ČSÚ opravena, níže v grafu č. 19 je znázorněna opravená časová řada. V grafu je již patrné, že trend je poměrně plynule rostoucí. Pouze v roce 2009 došlo k většímu poklesu o 7,61 %. Průměrné tempo růstu opravené časové řady je 5,41 %. Oproti původní hodnotě je tedy o 0,42 p. b. nižší. Díky odstranění výkyvu došlo k pochopitelně k navýšení koeficientu determinace lineární trendové funkce z původní hodnoty 0,83 na hodnotu 0,95.

**Graf č. 19: Vývoj náhrad zaměstnanců v Libereckém kraji v mil. Kč za období 1995 – 2013, opravená data**

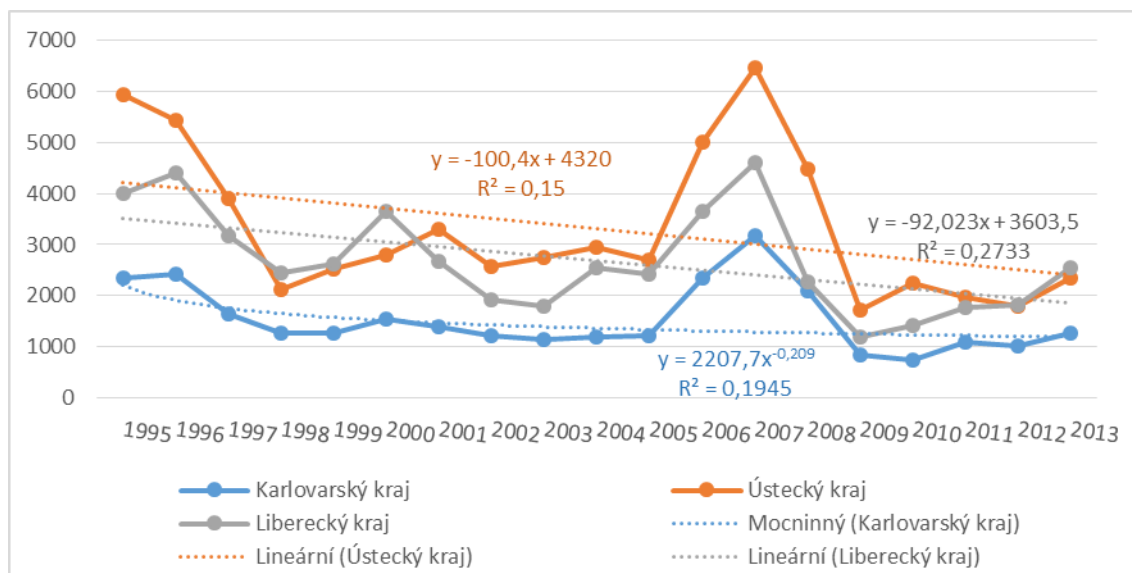


Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Posledním důležitým ukazatelem trhu práce je počet volných pracovních míst. Graf č. 20 znázorňuje vývoj počtu volných míst ve vybraných krajích. K jednotlivým křivkám je opět vložena trendová funkce. U Ústeckého a Libereckého kraje byl ponechán lineární tvar této funkce. U Karlovarského kraje byla ovšem zvolena funkce mocninná. U lineární funkce této časové řady byla hodnota koeficientu determinace pouze 0,05, proto byl zvolen jiný typ trendové funkce, u kterého je koeficient determinace značně vyšší. U lineárních trendových funkcí je ze záporného koeficientu proměnné  $x$  zřejmý klesající trend. V Ústeckém kraji docházelo každoročně v průměru k poklesu o 100 volných pracovních míst (VPM), v Libereckém kraji se jednalo o průměrný pokles o 92 VPM. U Karlovarského kraje je také klesající trend a

dle dosazení hodnot  $x$  do mocninné funkce bylo zjištěno, že za sledované období klesal průměrně počet VPM o 56 míst ročně.

**Graf č. 20: Vývoj počtu volných pracovních míst ve vybraných krajích za období 1995 – 2013**

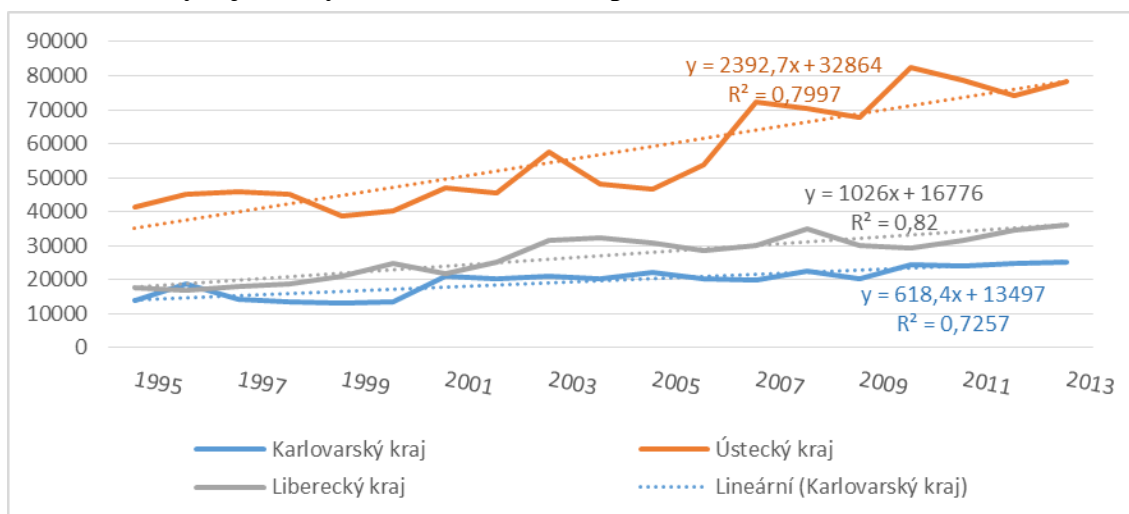


Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Na grafu č. 20 lze pozorovat u všech zobrazených křivek jistou podobnost ve vývoji. Nejvýraznější je vývoj v letech 2006 – 2009, kdy u všech vybraných krajů byl zaznamenán prudký nárůst a následně obdobně prudký pokles. Konkrétně u Karlovarského kraje došlo v roce 2006 k nárůstu o 95,2 %, u Libereckého kraje vzrostl počet volných pracovních míst o 50,43 % a u Ústeckého kraje o 84,62 %. V následujícím roce 2007 nárůst stále pokračoval. V Karlovarském kraji šlo o 34,5% nárůst, v Libereckém kraji o 26,4% nárůst a v Ústeckém kraji o 29,2% nárůst. V roce 2008 ovšem přišla krize, která se na poptávce po práci velmi podepsala. V roce 2008 došlo k poklesu o 50,59 % u Libereckého kraje, o 30,59 % u Ústeckého kraje a o 34,54 % u Karlovarského kraje. Další rok 2009 byl zaznamenán u Ústeckého a Karlovarského kraje ještě větší propad. V Ústeckém kraji se počet volných míst snížil o 61,63 % a v Karlovarském kraji o 60,23 %. Pouze v Libereckém kraji byl pokles menší než v předchozím roce o 3,29 p. b. (snížení o 47,3 %). V následujících letech 2010 – 2012 je u všech krajů patrný již mírný růst. Celkové průměrné tempo růstu za sledované období je kladné u Karlovarského kraje (0,75 %) a Libereckého kraje (0,42 %). Pouze u Ústeckého kraje je průměrné tempo růstu záporné (-1,19 %).

Dalším významným ukazatelem v souvislosti s hrubým domácím produktem je tvorba hrubého fixního kapitálu. Hodnoty uvedené v příloze č. 1 jsou v mil. Kč. Data zobrazují hodnotu vytvořeného hmotného či nehmotného kapitálu, který bude využit k další produktivní činnosti. Jedná se tedy o výši investic v určitém kraji. V grafu č. 21 je zobrazen vývoj hrubého fixního kapitálu. V příloze č. 4 je vložena tabulka, kde jsou celkové hodnoty tvorby hrubého fixního kapitálu rozpadnuté do jednotlivých sektorů a oblastí národního hospodářství dle klasifikace CZ – NACE.

**Graf č. 21: Vývoj tvorby hrubého fixního kapitálu v mil. Kč v období 1995 – 2013**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

U tohoto ukazatele jsou, oproti předchozím, vidět mezi křivkami jednotlivých krajů určité rozdíly. Při pohledu na křivku Ústeckého kraje lze spatřit poměrně velkou dynamiku v tvorbě investic a lze jednoznačně říci, že má rostoucí trend. Dle trendové funkce rostla hodnota hrubého fixního kapitálu v Ústeckém kraji v průměru o 2 392,7 mil. Kč ročně. Ve vývoji je vhodné upozornit na tři roky 2003, 2007 a 2010, ve kterých došlo k nadprůměrnému nárůstu investic. V roce 2003 byl nárůst zapříčiněn především navýšením investic v druhém sektoru národního hospodářství. Konkrétně nastalo zvýšení v oblasti stavebnictví z hodnoty 965 mil. Kč na 1 990 mil. Kč. Dále v roce 2007 došlo k nárůstu investic ve druhém i třetím sektoru. Významný nárůst byl zaznamenán v oblasti peněžních a pojišťovacích služeb, kde hodnota stoupla oproti roku 2006 o téměř 220 %. Poslední výkyv v roce 2010 byl způsoben nárůstem investic v oblasti průmyslu, kde hodnota vzrostla z 30 502 mil. Kč na 46 499 mil. Kč.

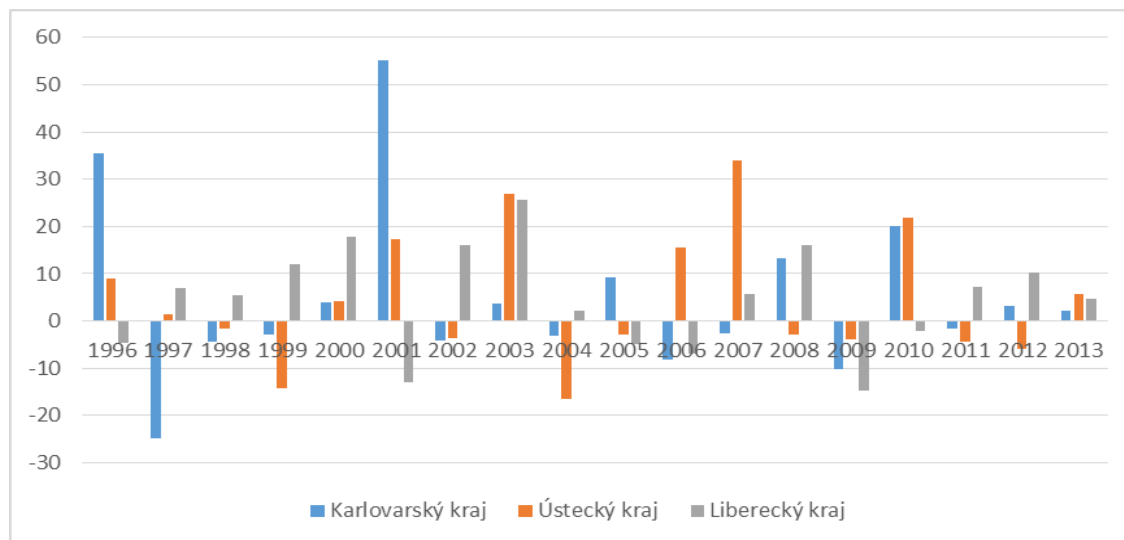
U vývoje investic Libereckého kraje lze pozorovat také tři významnější výkyvy. První v roce 2000, kdy byl nárůst způsoben především velkým nárůstem investic ve stavebnictví, kde hodnota vzrostla ze 404 mil. Kč na 844 mil. Kč, tedy o 108,9 %. Další strmé zvýšení bylo v roce 2003, kdy došlo k významnému nárůstu opět v 2. sektoru, ale tentokrát v oblasti průmyslu, kde došlo k nárůstu o 65,66 %. Poslední významné zvýšení proběhlo v roce 2008, což bylo důsledkem navýšení investic především ve třetím sektoru o 17 %. V rámci třetího sektoru došlo k nevýraznějšímu nárůstu v oblasti Profesních, vědeckých a administrativních činností, kde hodnota vzrostla téměř o 208 %. K nemalému zvýšení došlo také ve druhém sektoru v oblasti zpracovatelského průmyslu (nárůst o 16 %). Za celé sledované období je i u tohoto kraje rostoucí trend kdy hodnota ukazatel rostla ročně v průměru o 1 026 mil. Kč.

U posledního Karlovarského kraje je vhodné zmínit dva roky 1996 a 2001, ve kterých došlo k větším výkyvům. V roce 1996 se celková hodnoty vytvořeného hrubého fixního kapitálu zvýšila z 13 901 mil. Kč na 18 829 mil. Kč, což je nárůst o 35,45 %. a tímto zvýšením stojí především 2. sektor, konkrétně oblast průmyslu, kde došlo k nárůstu investic o 65,66 %. V roce 2001 došlo ještě k většímu nárůstu celkové hodnoty o 55,23 % (z hodnoty 13 639 mil. Kč na 21 172 mil. Kč). Důvodem je zvýšení hodnoty investic ve třetím sektoru ze 7 210 mil. Kč na 12 237 mil. Kč (nárůst o 69,72 %). V rámci sektoru služeb byl významný nárůst v oblasti peněžnictví a pojišťovnictví o 301 % a v oblasti informačních a komunikačních služeb o 190 %. U tohoto kraje je také patrný rostoucí trend. Hodnota hrubého fixního kapitálu v období 1995 – 2013 rostla průměrně o 618,4 mil. Kč ročně.

Níže je vložen graf č. 22, který zobrazuje jednotlivá tempa růstu tvorby hrubého fixního kapitálu za sledované období. Hodnoty jsou v %. Na tomto grafu jsou více patrné výkyvy v jednotlivých letech, včetně těch, které byl výše blíže analyzovány.



**Graf č. 22: Nárůst/pokles tvorby hrubého fixního kapitálu v % v období 1996 – 2013**



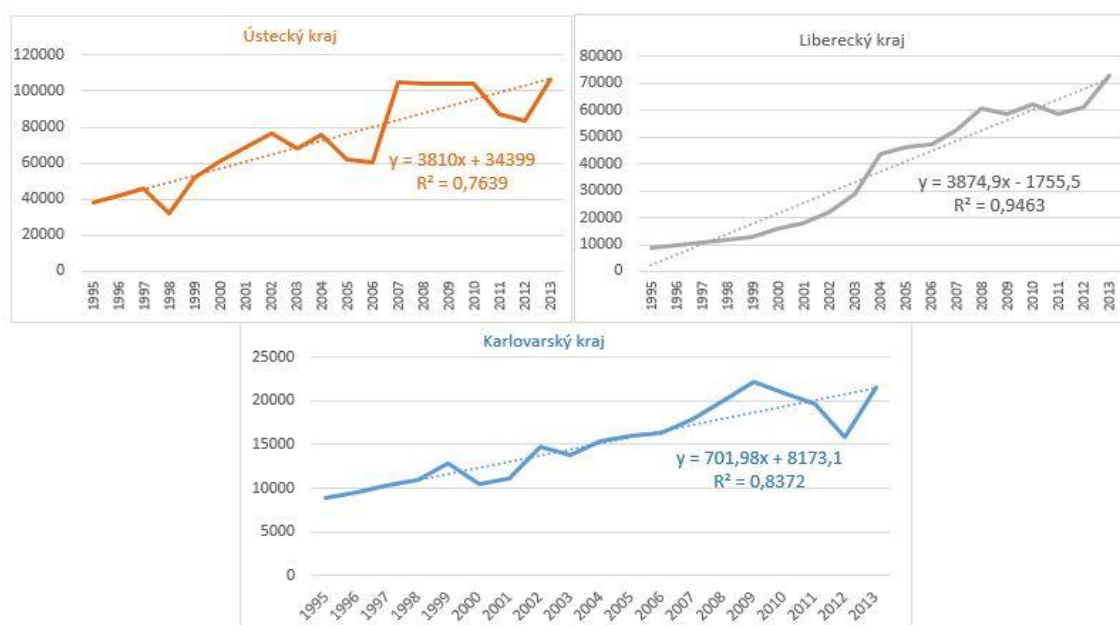
*Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat z Českého statistického úřadu*

Jak již bylo výše řečeno, celkový trend tvorby hrubého fixního kapitálu je u všech analyzovaných krajů rostoucí. Toto potvrzují také průměrná tempa růstu, která jsou v převážně kladných hodnotách. U Karlovarského kraje je průměrné tempo růstu 4,83 %, u Libereckého kraje 4,66 % a v Ústeckém kraji rostly investice v průměru o 4,36 % ročně.

Dalším typem investic, které ovlivňují vývoj regionálního hrubého domácího produktu, jsou přímé zahraniční investice (PZI). Hodnoty časové řady v příloze č. 1 jsou uvedeny v mil. Kč. V grafu č. 23 je zobrazen vývoj těchto hodnot. V první řadě bude analyzován vývoj v Libereckém kraji. V tomto regionu je velice významný automobilový průmysl, na jehož produkci je velice závislá celá ekonomická úroveň kraje. Významnost této oblasti průmyslu napovídá i výše přímých zahraničních investic právě do této oblasti. V Libereckém kraji se nachází řada zahraničních společností, které spadají do sektoru zpracovatelského průmyslu, ovšem tři nejvýznamnější zahraniční firmy jsou právě automobilové společnosti. Jedná se o společnost Johnson Controls, Magna Exteriors & Interiors a TRW Automotive, tyto tři společnosti dle údajů z roku 2014 zaměstnávaly dohromady cca 9000 zaměstnanců. [45] Celkový vývoj přímých zahraničních investic do Libereckého kraje, jak napovídá trendová funkce, je příznivý. Investice ze zahraničí mají lineární rostoucí trend, v průměru rostou

o 3874,9 mil. Kč ročně. V letech 1995 – 2001 byl sklon křivky mírnější a růst tedy pomalejší, po roce 2001 dochází ke strmějšímu růstu.

**Graf 23: Vývoj přímých zahraničních investic v mil. Kč ve vybraných krajích ČR v období 1995 – 2013**



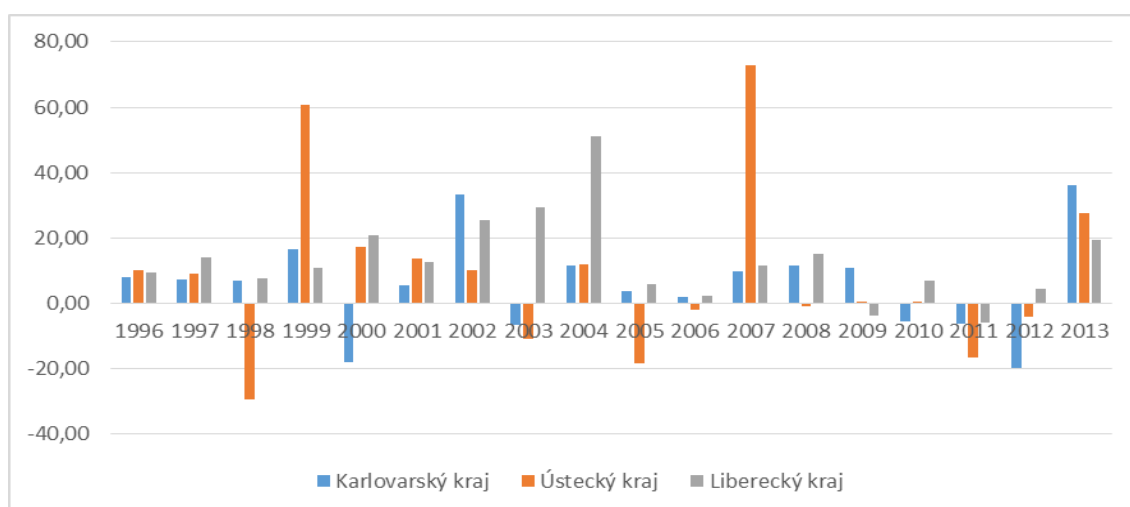
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

U Libereckého kraje lze zpozorovat největší nárůst za sledované období ve srovnání s ostatními analyzovanými regiony. Za období 19 – ti let vzrostla hodnota přímých zahraničních investic z 8 755 mil. Kč na 73 202 mil Kč, což je více než osmi násobný nárůst. Při pohledu na křivku Karlovarského kraje lze spatřit určitý rozdíl oproti Libereckému regionu. Sklon křivky je poměrně rovnoměrný (lineární), nelze tedy pozorovat přílišné zpomalení či zrychlení růstu, ovšem v letech 2010 – 2012 je patrný značný klesající vývoj. Při přepočtu PZI na jednoho obyvatele je průměrná hodnota za období 1995 – 2012 v Karlovarském kraji ve výši 48,11 tis. Kč. Tato hodnota je i v porovnání všech krajů ČR velmi nízká. U Ústeckého kraje hodnota tohoto ukazatele činí 86,04 ti. Kč a u Libereckého kraje 80,74 tis. Kč.

Při pohledu na křivku Ústeckého kraje je patrná značná dynamika ve vývoji. Od roku 1995 – 2006 byl nárůst PZI do kraje poměrně pozvolný, za toto období bylo průměrné tempo růstu 5,05 %. Avšak v roce 2007 lze spatřit obrovský nárůst, konkrétně 72,91 %. V absolutním vyjádření se jednalo o nárůst o 44 mld. Kč (53 tis./ob.).

Tento skokový nárůst je názorněji zobrazen v grafu č. 24. K takovému navýšení přispěla celá řada zahraničních investičních aktivit. Mezi nejvýznamnější patří například investice společnosti Hitachi (průmyslová zóna Žatec) nebo Mondi Packing Paper ve Štětí. Jedná se o firmu zabývající se výrobou papíru a papírových materiálů. Dle informací české agentury pro podporu podnikání a investic CzechInvest dosáhla investice této společnosti právě v roce 2007 výše 8,4 mld. Kč a tím se zařadila na druhé místo nejvyšších zahraničních investic od roku 2004. [45][46]

**Graf č. 24: Růst/pokles PZI v % v období 1995 – 2013**

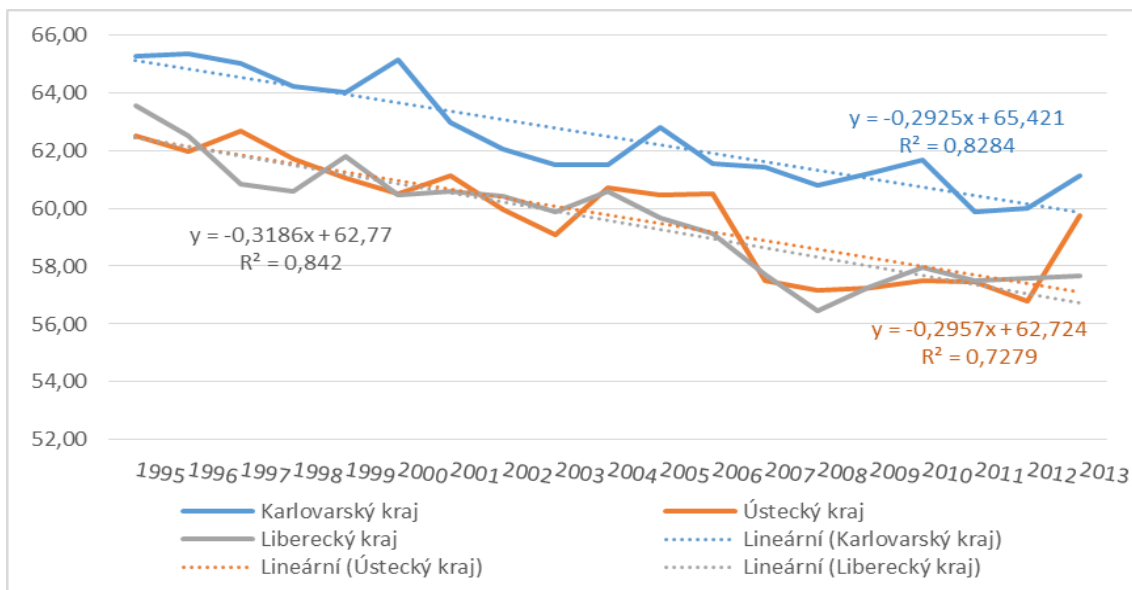


*Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat z Českého statistického úřadu*

Po roce 2007 si Ústecký kraj držel po dobu tří let téměř stejnou úroveň PZI. Jak ukazuje graf č. 24, v těchto letech došlo pouze k nepatrným procentuálním změnám. V roce 2011 začaly PZI v Ústeckém kraji klesat. Průměrné tempo růstu za sledované období v Ústeckém kraji bylo 6,32 %, v Libereckém kraji 12,83 % a v Karlovarském kraji pouze 6,32 %. U Libereckého kraje je patrný největší nárůst PZI v roce 2004, kdy hodnota vzrostla o 51,04 %. V Karlovarském regionu došlo k největšímu navýšení v roce 2002 o 33,14 %.

Na grafu č. 25 je znázorněn vývoj dalšího ukazatel míry ekonomické aktivity obyvatelstva. Míra ekonomické aktivity vyjadřuje podíl celkového počtu pracovní síly (zaměstnané + nezaměstnané osoby) a počtu obyvatel ve věku nad 15 let.

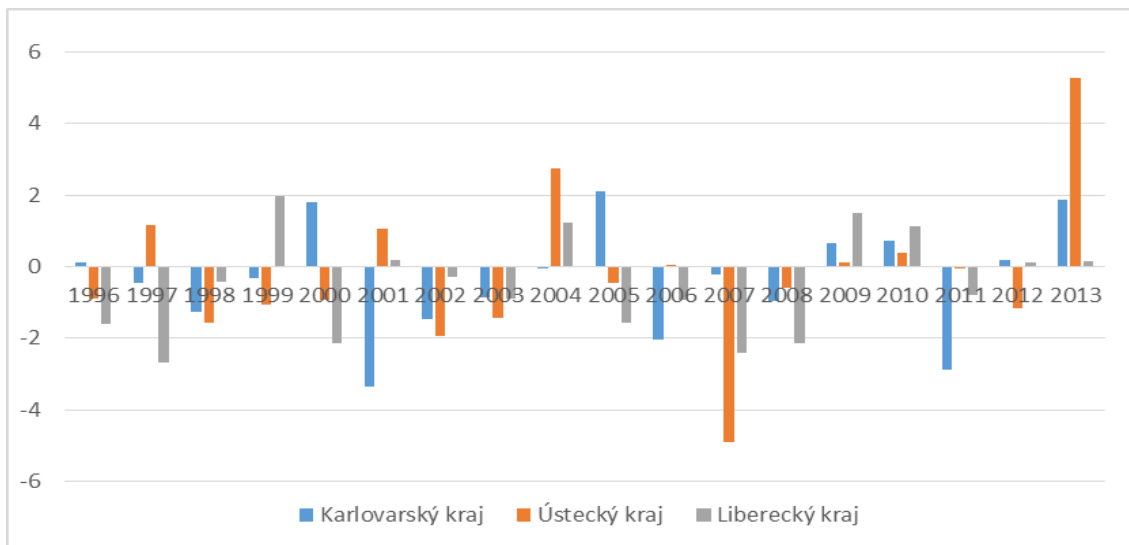
**Graf č. 25: Vývoj ekonomické aktivity obyvatelstva ve vybraných krajích v % za období 1995 – 2013**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

Jak ukazuje graf výše, křivky jsou velice nerovnoměrné a vývoj poměrně dynamický, přesto je jednoznačně viditelný klesající trend. V průměru klesá míra ekonomické aktivity v Ústeckém kraji o 0,3 p. b. ročně, u Libereckého kraje o 0,31 p. b. ročně a u Karlovarského kraje o 0,29 p. b. ročně. Nejvyšší míra ekonomické aktivity je v Karlovarském kraji. Tento kraj má dlouhodobě jednu z nejvyšších měr ekonomické aktivity v rámci krajů ČR. Od roku 2000 zaujímá převážně druhou pozici, v letech 2000, 2001, 2004 a 2005 byla výše ekonomické aktivity v kraji dokonce nejvyšší ze všech krajů ČR. Hodnota ukazatele se za celé sledované období v Karlovarském kraji drží nad hranicí 60 %, pouze v roce 2011 se dostala na úroveň 59,89 % [48]. U Ústeckého a Libereckého kraje dochází prolínání křivek a hodnoty jsou velice podobné. V průměru za sledované období byla míra ekonomické aktivity v Ústeckém kraji 59,77 %. V Libereckém kraji byla tato hodnota pouze o 0,19 p. b. nižší (tedy 59,58 %). U Libereckého kraje lze pozorovat v období 2005 – 2008 strmější křivku, což naznačuje zrychlení klesajícího tempa růstu. Graf č. 26 znázorňuje jednotlivé tempa růstu ukazatele v %.

**Graf č. 26: Nárůst/pokles míry ekonomické aktivity obyvatel ve vybraných krajích v % v období 1995 – 2013**

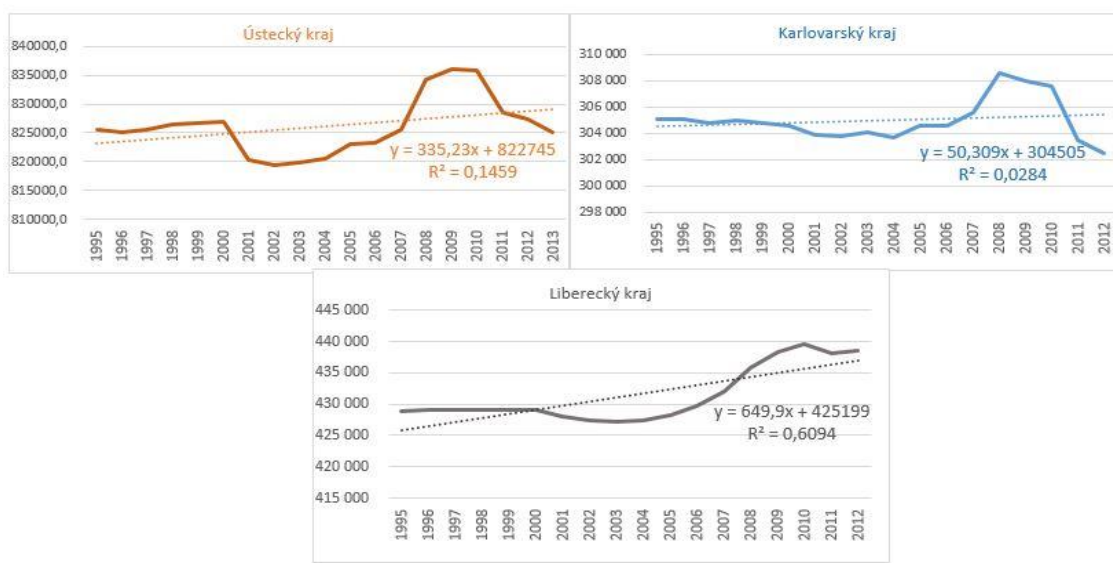


Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat z Českého statistického úřadu

Průměrné tempo růstu je u Ústeckého kraje nejvyšší, ale přesto záporné 0,23 %, u Karlovarského kraje je ve výši – 0,35 % a u Libereckého kraje v průměru míra ekonomické aktivity klesá ročně o 0,53 %. V Ústeckém kraji byl zaznamenán největší pokles v roce 2007, kdy se míra snížila o 4,91 %, naopak nejvyšší nárůst byl v roce 2004 o 2,76 %. U Karlovarského kraje míra ekonomické aktivity nejvíce vzrostla v roce 2005 o 2,09 % a největší pokles v roce 2001 o 3,34 %. V poslední řadě v Libereckém regionu došlo k největšímu navýšení o 1,24 % v roce 2004 a naopak největší pokles byl v roce 1997 o 2,67 %.

Graf č. 27 ukazuje vývoj počtu obyvatel v analyzovaných krajích za období 1995 – 2013. Při pohledu na Ústeckou křivku lze říci, že v období 1995 – 2000 byl počet obyvatel poměrně stálý, byl zaznamenán pouze minimální nárůst. V uvedeném období vzrostl počet obyvatel z 825 628 na 826 992. Po roce 2000 následoval strmý pokles na 820 241 obyvatel. Po roce 2003 následovalo období růstu počtu obyvatel až do roku 2010. V období těchto 6 - ti let narost počet obyvatel o 15 177. Celkový trend je u Ústeckého kraje rostoucí. Dle trendové funkce v průměru rostl počet obyvatel o 335,25 ročně.

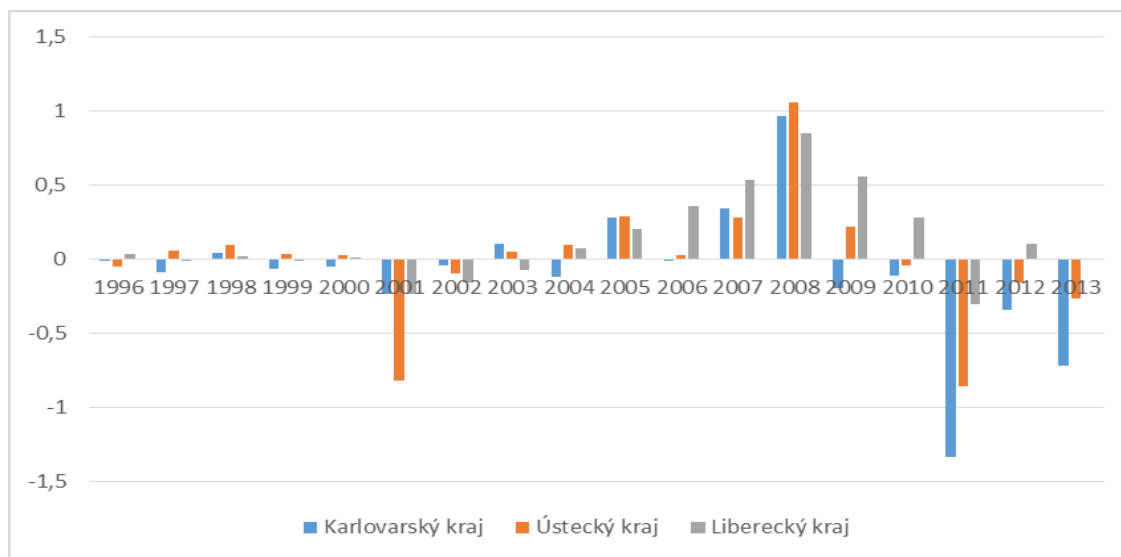
**Graf č. 27: Vývoj počtu obyvatel ve vybraných krajích ČR v období 1995 – 2012**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

U Karlovarského kraje je vývoj o trochu rovnoměrnější. Do roku 2004 křivka pozvolně klesá, počet obyvatel v tomto období klesl z hodnoty 305 094 na hodnotu 303 722. V letech 2005 – 2008 křivka strměji stoupá, ovšem po roce 2008 dochází opět k poklesu. I přes klesání počtu obyvatel v letech 2009 – 2013 je patrný mírně rostoucí trend. Počet obyvatel v průměru vzrostl ročně za sledované období 1995 – 2013 o 50 občanů. U Libereckého kraje je křivka po většinu zaznamenaného období rostoucí, v rozmezí 2004 – 2009 křivka stoupá strměji, což představuje rychlejší růst počtu obyvatel. Z trendové funkce je také patrné, že ze všech sledovaných krajů, rostl počet obyvatel v průměru každoročně nejvíce (o cca 650 obyvatel/rok).

**Graf č. 28: Nárůst/pokles počtu obyvatel ve vybraných krajích za období 1995 – 2013**



*Zdroj: Vlastní výpočty a zpracování z dat z Českého statistického úřadu*

Z jednotlivých temp růstu, která jsou zobrazena v grafu č. 28, není zcela patrný průměrný trend za sledované období. U Ústeckého a Karlovarského kraje je průměrné tempo růstu počtu obyvatel záporné. V Ústeckém kraji se jedná o průměrný pokles o 0,003 % ročně, u Karlovarského kraje je hodnota o pokles o trochu vyšší 0,09 %. Největší pokles u Ústeckého kraje byl v roce 2011, kdy bylo tempo růstu -0,86 %, také v roce 2001 byl významný pokles počtu obyvatel o 0,82 %. Naopak největší absolutní přírůstek obyvatelstva byl v roce 2008 o 1,06 %. V Karlovarském kraji byl nevyšší úbytek obyvatelstva zaznamenán v roce 2011, kdy počet klesl o 1,33 %, naopak v roce 2008 došlo k největšímu nárůstu obyvatelstva o 0,97 %. V Karlovarském kraji byl nevyšší úbytek obyvatelstva zaznamenán v roce 2011, kdy počet klesl o 1,33 %, naopak v roce 2008 došlo k největšímu nárůstu obyvatelstva o 0,97 %. Jediný Liberecký kraj má průměrné tempo růstu za období 1995 – 2013 kladné (0,13 %). Nejvyšší přírůstek počtu obyvatel byl v roce 2008, kdy počet obyvatel vzrostl o 0,85 %. Naopak v roce 2011 byl největší úbytek obyvatelstva o 0,31 %.

## 5.2 Analýza determinant HDP v Ústeckém kraji

Pro ekonometrickou analýzu determinant HDP v Ústeckém kraji byl zvolen dvourovnicový simultánní model se dvěma endogenními proměnnými a s devíti exogenními proměnnými. V tabulce č. 1 je uvedena deklarace veškerých proměnných využitých v modelu. Jsou uvedeny jejich názvy, typy, označení v rovnicích a také jednotky, ve kterých jsou jednotlivé hodnoty proměnných.

**Tabulka č. 1: Deklarace proměnných modelu pro Ústecký kraj**

Název ukazatele	Typ proměnné	Označení v modelu	Jednotky
Tempo růstu HDP	Endogenní	$y_{1t}$	%
Počet volných pracovních míst		$y_{2t}$	Ks
Jednotkový vektor (JV)	Exogenní	$x_1$	
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 1. Sektoru		$x_{2t}$	%
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 2. Sektoru		$x_{3t}$	%
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 3. Sektoru		$x_{4t}$	%
Tempo růstu přímých zahraničních investic		$x_{5t}$	%
Míra registrované nezaměstnanosti		$x_{6t}$	%
Čistý disponibilní důchod domácností		$x_{7t}$	mil. Kč
Počet podnikatelských subjektů		$x_{8t}$	Ks
Průměrná hrubá měsíční mzda		$x_{9t}$	Kč

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Na základě proměnných z tabulky č. 1 je níže sestaven ekonomický model o dvou rovnicích, který představuje vyjádření předpokládaných závislostí mezi proměnnými.

$$y_{1t} = f(x_1, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t}, x_{5t}, x_{6t}, x_{7t}, y_{2t})$$

$$y_{2t} = f(x_1, x_{5t}, x_{6t}, x_{8t}, x_{9t}, y_{1t})$$

Z ekonomického modelu je nutné vytvořit ekonometrický, který již obsahuje parametry proměnných, které jsou odhadnuty v další části práce. Parametry před exogenními proměnnými jsou označovány řeckým písmenem „ $\gamma$ “. Naopak



parametry před endogenními proměnnými jsou označovány jako „ $\beta$ “. Dolní indexy parametrů označují umístění v příslušných maticích.

$$y_{1t} = \gamma_{11} x_{1t} + \gamma_{12} x_{2t} + \gamma_{13} x_{3t} + \gamma_{14} x_{4t} + \gamma_{15} x_{5t} + \gamma_{16} x_{6t} + \gamma_{17} x_{7t} + \beta_{12} y_{2t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_{21} x_{1t} + \gamma_{25} x_{5t} + \gamma_{26} x_{6t} + \gamma_{28} x_{8t} + \gamma_{29} x_{9t} + \beta_{21} y_{1t} + u_{2t}$$

V ekonometrickém modelu je také zahrnuta náhodná proměnná  $u$  jelikož se jedná o stochastické rovnice. Velikost náhodné složky lze určit jako odchylku teoretických hodnot vysvětlované proměnné od skutečně naměřených hodnot. Vzhledem k tomu, že je pracováno se simultánním modelem rovnic, je potřeba rovnice identifikovat dle postupu uvedeného v teoretické části práce (viz. Kapitola 2.2.2). Pro identifikaci jsou stanoveny následující hodnoty:

### 1. Identifikace 1. rovnice modelu

V dané rovnici jsou zahrnuty dvě endogenní proměnné a sedm predeterminovaných proměnných z celkových devíti (pouze dvě proměnné tedy nejsou zahrnuty). Z toho vyplývá následující rovnice identifikace:

$$2 > 1$$

První rovnice modelu je tedy předidentifikovaná, což nebrání v odhadu parametrů.

### 2. Identifikace 2. rovnice modelu

V této rovnici jsou také zahrnuty dvě endogenní proměnné a pět predeterminovaných proměnných. Nezahrnuty tedy nejsou čtyři exogenní proměnné. Níže je uvedena rovnice identifikace:

$$4 > 1$$

Z nerovnosti vyplývá, že tato rovnice je také předidentifikovaná.

Před samotným odhadem parametrů rovnice je nutné stanovit předpoklady chování endogenních proměnných v závislosti na změně exogenních proměnných dle známé ekonomické teorie a dle znalosti vývoje jednotlivých determinantů v čase (viz kapitola 5.1).

## 1. Předpoklady pro 1. rovnici

- HDP x HPH – u tohoto vztahu je předpokladem přímo-úměrná závislost. Tedy pokud dojde ke zvýšení hrubé přidané hodnoty v jakémkoliv sektoru, dojde k navýšení celkového HDP. Vzhledem k tomu, že HDP je z velké části tvořeno HPH měl by být tento předpoklad modelem potvrzen.
- HDP x PZI – předpokladem je opět přímá úměra. Pokud dojde ke zvýšení přímých zahraničních investic, u HDP by měl být také zaznamenán nárůst
- HDP x Míra nezaměstnanosti – v případě, že se nic jiného nebude měnit, lze předpokládat, že při zvýšení nezaměstnanosti poklesne výše HDP. Je zde předpokládána nepřímá úměra.
- HDP x ČDDD – pokud se zvýší čistý disponibilní důchod domácností, mělo by také dojít ke zvýšení spotřeby domácností a tím tedy i ke zvýšení HDP. Závislost je zde tedy přímo úměrná.
- HDP x počet volných pracovních míst (VPM) – předpokladem je přímá úměra. Pokud se zvýší počet volných míst v dané ekonomice, mělo by dojít k růstu HDP.

## 2. Předpoklady pro 2. rovnici

- VPM x HDP – u tohoto vztahu je předpokladem, stejně jako u první rovnice přímá úměra. Pokud se zvýší HDP, mělo by dojít i k tvorbě nových pracovních míst.
- VPM x Míra nezaměstnanosti – zde je předpokládána nepřímá úměra. Pokud se zvýší míra nezaměstnanosti, počet volných pracovních míst se sníží.
- VPM x PZI – lze předpokládat, že při zvýšení přímých zahraničních investic se projeví kladně na počtu pracovních míst v kraji.
- VPM x počet podnikatelských subjektů – pokud vzroste počet podnikatelských subjektů v kraji, mělo by dojít také ke zvýšení počtu volných pracovních míst. Je zde tedy přímá úměra.

- VPM x hrubá mzda – Pokud se zvýší průměrná hrubá mzda v kraji, může to mít za následek odlákání podnikatelů a tím tedy snížení HDP v daném kraji.

### 5.2.1 Odhad parametrů ekonometrického modelu

Pro odhad parametrů byl využit software Gretl, ve kterém byla použita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Pomocí této metody byly odhadnuty jednotlivé regresní koeficienty vysvětlujících proměnných. Před samotným odhadem bylo nutné zjistit, zda mezi predeterminovanými proměnnými není přítomna vysoká multikolinearita (koeficient vyšší než 0,8). Pro zjištění multikolinearity byla za pomoci SW Gretl vytvořena korelační matice pro obě rovnice.

Z korelační matice v příloze č. 6 je patrné, že u první rovnice modelu se vysoká multikolinearita vyskytuje pouze mezi  $y_{1t}$  a  $x_{2t}$  a mezi  $y_{1t}$  a  $x_{3t}$ . Mezi těmito proměnnými není potřeba odstraňovat multikolinearitu, jelikož se nevyskytují společně na jedné straně rovnice. Mezi vysvětlujícími proměnnými nebyla zjištěna žádná multikolinearita.

V této korelační matici 2. rovnice modelu (viz. Příloha č. 6) nebyly zjištěny žádné koeficienty převyšující hodnotu 0,8. Vysoká multikolinearita se tedy mezi proměnnými nevyskytuje.

Původní model, který byl vytvořen, zahrnoval proměnné v jejich základních jednotkách. Podkladová data byla tedy v mil. Kč (příp. % u míry nezaměstnanosti). U takto definovaných časových řad nastal problém vysoké multikolinearity. Došlo k potvrzení teorie z kapitoly 2. 2. 3. U jednotlivých časových řad je přítomný trend, který je především u HDP, HPH a ČDDD velmi podobný (jak lze vidět na grafech těchto veličin). Proto, aby došlo k odstranění těchto trendů a tím i k odstranění multikolinearity, musela být data diferenciována. Ukazatelé, u kterých byla zjištěna vysoká míra korelace, byly převedeny na procentuální změnu v čase, neboli na tempa růstu. Podkladová data, která vstupovala do konečného modelu popsáno v předchozí kapitole, jsou v příloze č. 5. Po odstranění multikolinearity byl proveden již samotný odhad parametrů rovnic.

### Odhad parametrů 1. rovnice

**Tabulka č. 2: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Ústecký kraj**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Významnost parametru</i>
JV	0,741826	0,450074	1,6482	0,09931	*
x <sub>2t</sub>	0,0163497	0,00329698	4,959	<0,00001	***
x <sub>3t</sub>	0,585841	0,0141218	41,485	<0,00001	***
x <sub>4t</sub>	0,528812	0,0155421	34,0245	<0,00001	***
x <sub>5t</sub>	0,0184011	0,00247007	7,4496	<0,00001	***
x <sub>6t</sub>	-0,0913681	0,0209072	-4,3702	0,00001	***
x <sub>7t</sub>	1,31E-05	2,62E-06	5,0124	<0,00001	***
y <sub>2t</sub>	-0,000507954	7,48E-05	-6,7895	<0,00001	***

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Dosazením výše odhadnutých regresních koeficientů do ekonometrického modelu vznikla následující rovnice:

$$y_{1t} = 0,7418 + 0,0164x_{2t} + 0,5858x_{3t} + 0,5288x_{4t} + 0,0184x_{5t} - 0,0914x_{6t} + 0,0000131x_{7t} - 0,000508y_{2t} + u_{1t}$$

Spolu s odhadem parametrů, byl v Gretu vypočítány také doplňující statistické ukazatele rovnice. Jedním z nich je ukazatel směrodatné odchylky závisle proměnné (y<sub>1t</sub>). Tato odchylka je ve výši 3, 8825 a určuje, jak hodně jsou teoretické hodnoty závisle proměnné odchýleny od průměru skutečných hodnot proměnné.

### Odhad parametrů 2. rovnice

**Tabulka č. 3: Odhadnuté parametry 2. rovnice pro Ústecký kraj**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Významnost parametru</i>
JV	2536,23	1355,61	1,8709	0,06136	*
y <sub>1t</sub>	158,526	71,3882	2,2206	0,02638	**
x <sub>5t</sub>	23,3601	5,89238	3,9645	0,00007	***
x <sub>6t</sub>	-334,177	96,6062	-3,4592	0,00054	***
x <sub>8t</sub>	0,05097	0,02864	1,7797	0,07513	*
x <sub>9t</sub>	-0,215514	0,17671	-1,2196	0,22262	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Regresní koeficienty z tabulky č. 3 jsou opět dosazeny do ekonometrického modelu 2. rovnice.

$$y_{2t} = 2536,23 + 23,3601x_{5t} - 334,177x_{6t} + 0,05097x_{8t} - 0,2155x_{9t} + 158,526y_{1t} + u_{2t}$$

### 5.2.2 Verifikace modelu

Poté co byly odhadnuty parametry jednotlivých rovnic je nutné model verifikovat, neboli ověřit. Je provedena ekonomická, statistická a ekonometrická verifikace.

#### Ekonomická verifikace 1. rovnice

- Při zvýšení tempa růstu HPH v 1. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,0164 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu HPH v 2. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,5858 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu HPH ve 3. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,5288 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu PZI o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,0184 p. b.
- Při zvýšení míry nezaměstnanosti o 1 p. b., dojde ke snížení tempa růstu HDP o 0,0914 p. b.
- Při zvýšení ČDDD o 1 mil. Kč, dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,000013 p. b.
- Při zvýšení počtu volných pracovních míst o 1, dojde ke snížení tempa růstu HDP o 0,000508 p. b.

Z výše uvedené ekonomické verifikace je patrné, že téměř u všech veličin byly potvrzeny předpoklady dle ekonomické teorie. Pouze u ukazatele počtu volných pracovních míst byl předpoklad vyvrácen. Dle modelu je mezi tempem růstu HDP a počtem VPM nepřímá úměra. Ovšem regresní koeficient je tak nízký, že lze říci, že zvýšení počtu volných míst o 1 nevyvolá téměř žádnou změnu. Je samozřejmé,

že vytvoření jednoho volného pracovního místa vyvolá nepatrnou změnu. Vliv tohoto ukazatele lze lépe interpretovat následovně – Při zvýšení počtu volných pracovních míst o 1000 dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,508 %.

Při pohledu na jednotlivé regresní koeficienty proměnných je patrný značný vliv hrubé přidané hodnoty 2. a 3. sektoru. Největší vliv v Ústeckém kraji na tempo růstu HDP má nárůst hrubé přidané hodnoty 2. sektoru, tedy průmyslu, těžby a stavebnictví. Toto je především dáno odvětvovou strukturou ekonomiky Ústeckého kraje. Tento kraj se tímto velmi liší od celorepublikového průměru. V tomto kraji lze nalézt více než ¼ těžebního průmyslu a také téměř 1/5 výroby energie z celé ČR.[49]

### Ekonomická verifikace 2. rovnice

- Při zvýšení tempa růstu PZI o 1 p. b., dojde ke zvýšení počtu volných pracovních míst o 23,36
- Při zvýšení míry nezaměstnanosti o 1 p. b., dojde ke snížení počtu pracovních míst o 334,18
- Při zvýšení počtu podnikatelských subjektů v kraji o 1, dojde ke zvýšení počtu volných pracovních míst o 0,051
- Při zvýšení průměrné hrubé mzdy o 1 Kč, dojde ke snížení počtu volných pracovních míst o 0,2155
- Při zvýšení tempa růstu HDP o 1 p. b., dojde ke zvýšení počtu volných pracovních míst o 158,526

U této rovnice došlo k potvrzení všech stanovených předpokladů. U těchto výsledků je vhodné zaměřit se na vliv míry nezaměstnanosti. Míra nezaměstnanosti jednoznačně ovlivňuje počet volných pracovních míst v kraji nejvíce. Pokud se míra nezaměstnanosti zvýší jen o jeden procentní bod, způsobí pokles cca o 10 % (bráno vzhledem k průměrnému počtu VPM za sledované období 3 316). U počtu proměnné počet podnikatelských subjektů a průměrné hrubé měsíční mzdy je regresní koeficient oproti ostatním velmi nízký. Toto je ovšem způsobeno především zvolenými „jednotkami“. Je zřejmé, že nárůst o 1 podnikatelský subjekt nebo nárůst mzdy o 1 Kč, nemůže vyvolat velkou změnu. Vhodnější interpretace vlivu by tedy byla následující:

Pokud vzroste počet podnikatelských subjektů v kraji o 1000 subjektů, dojde k nárůstu počtu volných pracovních míst o 510 a pokud se zvýší průměrná měsíční mzda o 1000 Kč, sníží se počet VPM o 215,5 míst.

### Statistická verifikace 1. rovnice

Jedním z vhodných ukazatelů pro statistickou verifikaci je koeficient determinace. Tento koeficient byl spočítán v SW Gretl a vyšel velmi vysoký. Koeficient determinace 1. rovnice modelu je roven 0,999105. Tento koeficient říká, že chování vysvětlované proměnné je z 99,91 % vysvětleno predeterminovanými proměnnými zahrnutými v rovnici. Hodnota korigovaného neboli adjustovaného koeficientu determinace je rovna 0,998478.<sup>15</sup>

Mimo koeficient determinace byl proveden také t-test, který určil významnost či nevýznamnost jednotlivých odhadnutých paramterů. Pomocí Gretlu byla vytvořena kovariační matice, která je vložena v příloze č. 7. Koeficienty na diagonále kovariační matice byly odmocněny a tím byly zjištěny standardní chyby parametrů. Následně byly zjištěny jednotlivé t-hodnoty každého parametru, které jsou uvedeny v příloze č. 8. Kritická hodnota při 10 –ti stupních volnosti ( $n - p = 18 - 8$ ) na hladině významnosti 0,01 je 3,17.

Všechny t-hodnoty, které jsou vyšší než kritická hodnota, poukazují na významnost daného parametru. V této rovnici jsou statisticky významné všechny odhadnuté parametry mimo parametru jednotkového vektoru.

### Statistická verifikace 2. rovnice

Koeficient determinace u této rovnice vyšel 0,8564. To vyjadřuje, že změny ve vysvětlované proměnné jsou z 85,64 % vysvětleny exogenními proměnnými v rovnici. Tento koeficient je o 14,27 p. b. nižší než koeficient u 1. rovnice, ovšem stále se jedná

---

<sup>15</sup> Korigovaný koeficient determinace bere v úvahu počet vysvětlujících proměnných a je vždy nižší než klasický koeficient determinace.

o poměrně vysokou hodnotu tohoto koeficientu. Adjustovaný koeficient 2. rovnice je ve výši 0,797.

Statistická významnost parametrů opět ověřena t-testem (výsledky v příloze č. 8). Kovariační matice je vložena v příloze č. 7. U této rovnice je proveden t-test na dvou hladinách významnosti, jelikož se některé parametry při vyšší hladině významnosti neukázali jako významné. Pro t-test 95 % je kritická hodnota při 12 - ti stupních volnosti ( $18 - 6$ ) 2,17. Pro t-test 90 % je kritická hodnota taktéž při 12 - ti stupních volnosti stanovena na 1,78.

Je patrné, že na hladině významnosti 0,1 se ukázalo více parametrů jako významných. Pouze parametr  $x_{9t}$  je nevýznamný na obou hladinách významnosti provedeného t-testu. Již ve výstupu z Gretlu bylo možné pozorovat, že tento ukazatel není statisticky významný (neměl žádnou hvězdičku), přesto byla tato proměnná v rovnici zachována z důvodu zachování koeficientu determinace. Při odstranění této proměnné z rovnice došlo k výraznému snížení koeficientů determinace.

### Ekonometrická verifikace 1. rovnice

Pro ekonometrické ověření modelu byly použity tři testy za pomoci SW Gret. Byly otestovány tři charakteristiky: heteroskedasticita, normalita reziduí a autokorelace.

Pro otestování přítomnosti heteroskedasticity byl použit v Gretlu Pesaran – Taylerův test. Výstup tohoto testu níže.

Nulová hypotéza: homoskedasticita

Asymptotická testovací statistika:  $z = 0,0290622$

s p-hodnotou = 0,976815

Jelikož je p – hodnota vyšší než 0,05 nelze nulovou hypotézu zamítnout. Tím je tedy potvrzeno, že nežádoucí heteroskedasticita v modelu není přítomna. Rozptyl jednotlivých reziduí je tedy konstantní, což je žádoucí.

Dále je otestována normalita reziduí, tedy zda jsou rezidua normálně rozdělena. Normální rozdělení znamená, že rezidua mají střední hodnotu nulovou a zároveň je



jejich rozptyl konstantní. Jak je již patrné z grafu reziduí v příloze č. 7, jsou rezidua normálně rozdělena. Toto tvrzení také potvrdil výstup testu z Gretlu. [50]

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 3,07954$

s p-hodnotou =  $0,21443 > 0,05 (\alpha)$

Posledním testem ekonometrické verifikace je test autokorelace reziduí neboli závislosti reziduí na čase. Pokud by byla autokorelace přítomna, nebyly by odhady parametru nejlepší, což je jeden s předpokladů pro ekonometrické modelování. Již z Durbin – Watsonovy statistiky (2,82), která byla vyčíslena Gretlem při odhadu parametrů, lze říci, že autokorelace přítomna není, jelikož hodnota se pohybuje kolem 2. Tuto hypotézu potvrdil také test autokorelace (níže výstup z Gretlu). [50]

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 4,58617

s p-hodnotou =  $P(F(1,10) > 4,58617) = 0,061 > 0,05$

### Ekonometrická verifikace 2. rovnice

Stejné testy byly provedeny i u druhé rovnice modelu. Test heteroskedasticity vyšel pozitivně. P-hodnota je vyšší než 0,05 a nelze tedy nulovou hypotézu zamítnout.

Nulová hypotéza: homoskedasticita

Asymptotická testovací statistika:  $z = 0,221506$

s p-hodnotou = 0,824699

Test normality reziduí prokázal, že rezidua jsou rozdělena normálně a mají tedy nulovou střední hodnotu. Toto normální rozdělení je ukázáno i na grafu reziduí v příloze č. 7. P-hodnota je opět vyšší než 0,05, nulová hypotéza je tímto potvrzena.

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 3,07954$

s p-hodnotou = 0,21443

Nepřítomnost autokorelace reziduí je prokázána opět Durbin – Watsonovou statistikou, která je dle Gretlu 2,27, čímž je autokorelace vyloučena. Toto je také

potvrzeno testem autokorelace 1. řádu, kde p-hodnota je 0,44 a tedy vyšší než 0,05. Nulová hypotéza tedy není zamítnuta.

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,642774

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,642774) = 0,439684$

### 5.3 Analýza determinant HDP v Libereckém kraji

Pro ekonometrickou analýzu determinant HDP v Libereckém kraji byl zvolen dvourovnicový simultánní model se dvěma endogenními proměnnými a s deseti exogenními proměnnými (nepočítána konstanta). V tabulce č. 4 je uvedena deklarace veškerých proměnných využitých v modelu. Jsou uvedeny jejich názvy, typy, označení v rovnicích a také jednotky, ve kterých jsou jednotlivé hodnoty proměnných.

**Tabulka č. 4: Deklarace proměnných modelu pro Liberecký kraj**

Název ukazatele	Typ proměnné	Označení v modelu	Jednotky
Tempo růstu HDP	Endogenní	$y_{1t}$	%
Počet volných pracovních míst		$y_{2t}$	Ks
Jednotkový vektor (JV)	Exogenní	$x_1$	
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 1. Sektoru		$x_{2t}$	%
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 2. Sektoru		$x_{3t}$	%
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 3. Sektoru		$x_{4t}$	%
Tempo růstu přímých zahraničních investic		$x_{5t}$	%
Počet podnikatelských subjektů		$x_{6t}$	Ks
Tempo růstu ekonomické aktivity		$x_{7t}$	%
Míra registrované nezaměstnanosti		$x_{8t}$	%
Tempo růstu počtu podnikatelský subjektů		$x_{9t}$	%
Tempo růstu zaměstnaných osob		$x_{10t}$	%
Tempo růstu průměrné hrubé měsíční mzdy		$x_{11t}$	%

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Z proměnných tabulky č. 4 je níže sestaven ekonomický model o dvou rovnicích, který představuje vyjádření předpokládaných závislostí mezi proměnnými.

$$y_{1t} = f(x_1, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t}, x_{5t}, x_{6t}, x_{7t}, y_{2t})$$

$$y_{2t} = f(x_1, x_{8t}, x_{9t}, x_{10t}, x_{11t}, y_{1t})$$

Z ekonomického modelu je vytvořen ekonometrický model zahrnující náhodnou proměnnou  $u_t$ .

$$y_{1t} = \gamma_{11}x_1 + \gamma_{12}x_{2t} + \gamma_{13}x_{3t} + \gamma_{14}x_{4t} + \gamma_{15}x_{5t} + \gamma_{16}x_{6t} + \gamma_{17}x_{7t} + \beta_{12}y_{2t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_{21}x_1 + \gamma_{28}x_{8t} + \gamma_{29}x_{9t} + \gamma_{210}x_{10t} + \gamma_{211}x_{11t} + \beta_{21}y_{1t} + u_{2t}$$

Vzhledem k tomu, že je opět pracováno se simultánním modelem rovnic, je potřeba rovnice identifikovat. Pro identifikaci jsou stanoveny následující hodnoty:

### 1. Identifikace 1. rovnice modelu

V dané rovnici jsou zahrnuty dvě vysvětlované proměnné a sedm vysvětlujících proměnných z celkových jedenácti, čtyři proměnné tedy nejsou zahrnuty. Z toho vyplývá následující rovnice identifikace:

$$4 > 1$$

První rovnice modelu je přeidentifikovaná.

### 2. Identifikace 2. rovnice modelu

V této rovnici jsou také zahrnuty dvě vysvětlované proměnné a pět vysvětlujících proměnných. Není zahrnuto šest exogenních proměnných. Z čehož vyplývá:

$$6 > 1$$

Z nerovnosti vyplývá, že tato rovnice je také přeidentifikovaná.

Níže jsou vedeny ekonomické předpoklady chování jednotlivých závislostí, které se vyskytují v modelu:

#### 1. Předpoklady pro 1. rovnici:

- HDP x HPH – při zvýšení HPH dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra
- HDP x VPM – při nárůstu PVM dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra
- HDP x PZI – při zvýšení PZI dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra
- HDP x počet podnikatelských subjektů – při nárůstu počtu podnikatelských subjektů dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra

- HDP x ekonomická aktivita – při zvýšení ekonomické aktivity dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra

## 2. Předpoklady pro závislosti v 2. rovnici

- VPM x HDP – při vzrůstu HDP dojde ke zvýšení VPM
- VPM x Míra nezaměstnanosti – při vzrůstu míry nezaměstnanosti, klesne počet VPM, nepřímá úměra
- VPM x počet podnikatelských subjektů – při vzrůstu počtu podnikatelských subjektů dojde ke zvýšení počtu VPM, přímá úměra
- VPM x zaměstnané osoby – při vzrůstu počtu zaměstnaných osob klesne počet VPM, nepřímá úměra.
- VPM x hrubá mzda – při zvýšení hrubé mzdy dojde ke snížení počtu VPM, nepřímá úměra

### 5.3.1 Odhad parametrů ekonometrického modelu

Pro odhad parametrů byl opět využit software Gretl, ve kterém byla použita dvoustupňová metoda nejmenších čtverců. Podkladová data, která byla vložena do SW Gretl jsou v příloze č. 10. Před samotným odhadem bylo pomocí korelační matice zjištěno, zda se v modelu nevyskytuje nežádoucí multikolinearita.

Dle korelačních koeficientů zobrazených v příloze č. 11 je patrné, že u 1. rovnice modelu žádný nepřevyšuje hodnotu 0,8, tedy multikolinearita není přítomna. Pouze mezi proměnnými  $x_{3t}$  a  $y_{1t}$  je hodnota koeficienty vyšší než 0,8, ale toto není podstatné, jelikož tyto dvě proměnné se nevyskytují na jedné straně rovnice. U této rovnice byla původně zahrnuta ještě proměnná  $x_{4t}$ , ale tato proměnná byla silně korelována s  $x_{6t}$ . Při pokusu odstranění multikolinearity diferencování časové řady proměnné  $x_{4t}$  se tato proměnná stala statisticky nevýznamnou, proto byla z rovnice zcela odstraněna. U druhé rovnice se multikolinearita nepotvrdila. Mezi žádnou z proměnných není koeficient korelace vyšší než 0,8.

### Odhad parametrů 1. rovnice

**Tabulka č. 5: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Liberecký kraj**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Významnost parametrů</i>
JV	-1,93854	0,929353	-2,0859	0,03699	**
X <sub>2t</sub>	0,0411364	0,0125728	3,2719	0,00107	***
X <sub>3t</sub>	0,462944	0,0205118	22,5696	<0,00001	***
X <sub>4t</sub>	0,523322	0,0353362	14,8098	<0,00001	***
X <sub>5t</sub>	0,0191936	0,00890335	2,1558	0,03110	**
X <sub>6t</sub>	1,01878e-05	6,86068e-06	1,4850	0,13755	
X <sub>7t</sub>	0,246106	0,074298	3,3124	0,00092	***
y <sub>2t</sub>	0,000268686	0,000142109	1,8907	0,05866	*

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Výše odhadnuté regresní koeficienty byly dosazeny do ekonometrické podoby rovnice.

$$y_{1t} = -1,93 + 0,04114x_{2t} + 0,4629x_{3t} + 0,5233 x_{4t} + 0,0192x_{5t} + 0,00001x_{6t} + 0,246x_{7t} + 0,00027y_{2t} + u_{1t}$$

Další doplňující statistiky k této rovnici vyšly následovně. Střední hodnota závisle proměnné je 4,585083, směrodatná odchylka závisle proměnné je 4,430051 a směrodatná chyba regrese je 0,322909. P-hodnota F-testu je ve výši 1,04e-11 (je tedy menší než 0,05), čímž dochází k zamítnutí nulové hypotézy a tím tedy potvrzení H1, která říká, že model je dobře vysvětlován zvolenými proměnnými.

### Odhad parametrů 2. rovnice

**Tabulka č. 6: Odhadnuté parametry 2. rovnice modelu pro Liberecký kraj**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Významnost parametrů</i>
JV	8012,43	1667,09	4,8062	<0,00001	***
y <sub>1t</sub>	-28,17	42,2682	-0,6665	0,50512	
X <sub>8t</sub>	-586,168	151,326	-3,8735	0,00011	***
X <sub>9t</sub>	-74,1041	30,6985	-2,4139	0,01578	**
X <sub>10t</sub>	83,809	83,3469	1,0055	0,31463	
X <sub>11t</sub>	-39,8876	65,3109	-0,6107	0,54138	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Níže je uvedena výsledná rovnice s dosazenými odhadnutými parametry.

$$y_{2t} = 8012,43 - 586,168x_{8t} - 74,1041x_{9t} + 83,809x_{10t} - 39,8876x_{11t} - 28,17y_{1t} + u_{2t}$$

Střední hodnota závisle proměnné u výše uvedené rovnice je 2609,833, směrodatná odchylka závisle proměnné je 964,5214 a směrodatná chyba regrese se rovná 483,9560. P-hodnota F-testu je opět velmi nízká ( $0,000361 < 0,05$ ), čímž je potvrzeno, že model jako celek dobře vysvětluje chování vysvětlované proměnné.

### 5.3.2 Verifikace modelu

V prvé řadě je provedeno ekonomické ověření modelu.

#### Ekonomická verifikace 1. rovnice

- Při zvýšení tempa růstu HPH 1. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,041 p. b
- Při zvýšení tempa růstu HPH 2. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,4629 p. b
- Při zvýšení tempa růstu HPH 3. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,5233 p. b
- Při zvýšení tempa růstu PZI o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,0192 p. b.
- Při zvýšení počtu podnikatelských subjektů o 1 dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,00001 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu míry ekonomické aktivity o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,24 p. b.
- Při zvýšení počtu VPM o 1 místo, dojde ke zvýšení tempa růstu HPD o 0,00027 p. b.

Z ekonomické verifikace je patrné, že byly potvrzeny všechny předpoklady dle ekonomické teorie. U všech závislostí je přímá úměra. U závislosti mezi počtem podnikatelských subjektů a růstem HDP lze pozorovat velmi nízký koeficient. Je samozřejmé, že zvýšení pouze o 1 subjekt nevyvolá téměř žádnou změnu v HDP, lepší interpretace v tomto případě by mohla znít takto: Při zvýšení počtu podnikatelských

subjektů o 1000 dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,0102 p. b. Ovšem i při této interpretaci je regresní koeficient poměrně nízký.

Při pohledu na pořadí vlivu determinantů na vývoj HDP je zřejmé, že na prvním místě je hrubá přidaná hodnota 3. sektoru, tedy služeb. Vliv hrubé přidané hodnoty 2. sektoru je jen nepatrně nižší. Vyšší vliv 3. sektoru je pravděpodobně způsoben strukturou vytvořené hrubé přidané hodnoty. V průměru za sledované období byl podíl HPH 3. sektoru na celkové hrubé přidané hodnotě kraje ve výši 50,97 %. Podíl HPH 2. sektoru byl 47,02 % (vypočítáno z hodnot v příloze č. 2). Významný vliv lze také pozorovat u ukazatele tempa růstu ekonomické aktivity.

### Ekonomická verifikace 2. rovnice

- Při zvýšení míry nezaměstnanosti o 1 p. b., dojde ke snížení počtu VPM o 586,168 míst
- Při zvýšení tempa růstu počtu podnikatelských subjektů o 1 p. b., dojde ke snížení počtu VPM o 74,104 míst
- Při zvýšení tempa růstu zaměstnaných osob o 1 p. b., dojde ke zvýšení počtu VPM o 83,809 míst
- Při zvýšení tempa růstu průměrné hrubé mzdy o 1 p. b., dojde ke snížení počtu VPM o 39,887 míst
- Při zvýšení tempa růstu HDP o 1 p. b., dojde ke snížení počtu VPM o 28,17 míst

Dle ekonomické verifikace byly potvrzeny pouze dva předpoklady. U vztahů mezi mírou nezaměstnanosti a počtem VPM a mezi tempem růstu mzdy a počtem VPM je skutečně nepřímo úměrná závislost. U ostatních závislostí byla předpokládána přímá úměra, která se nepotvrdila. Na základě této verifikace byl vyzkoušen model, ve kterém byla nahrazena proměnná  $x_{9t}$  její zpožděnou proměnnou o jeden rok. Bylo předpokládáno, že zvýšení počtu podnikatelských subjektů by se mohlo projevit na počtu VPM až následující rok, ale ani tento předpoklad nebyl modelem potvrzen, jelikož koeficient vyšel opět záporný. Model byl tedy ponechán v původní verzi. Přímou závislost mezi proměnnou  $y_{2t}$  a  $x_{10t}$  (i přesto že nebyla předpokládána) lze vysvětlit tím, že při více zaměstnaných osobách je využito více kapacity ekonomiky,

tím by mohlo dojít ke zvyšování HDP kraje a tedy k vytváření nových volných pracovních míst.

U ukazatele míry nezaměstnanosti je patrný značný vliv na počet VPM v kraji. Pokud se míra nezaměstnanosti zvýší jen 1 procentní bod, bude to mít za následek pokles počtu VPM o 586 míst. Což je téměř 22% pokles oproti průměrné hodnotě endogenní proměnné za sledované období (2 683 VPM).

### Statistická verifikace 1. rovnice

Koeficient determinace dosáhl u této rovnice vysoké hodnoty, která je 0,9969. Tempo růstu HDP Libereckého kraje je tedy zvolenými exogenními proměnnými vysvětleno z 99,69 %. Adjustovaný koeficient je také velice vysoký 0,9947.

Pro statistické ověření rovnice je nutné ověřit významnost jednotlivých odhadnutých parametrů, což bylo provedeno t-testem. Z kovariační matice, která je v příloze č. 17 byly vypočítány standardní chyby odhadu. Výsledky t-testu jsou uvedeny v příloze č. 13. Kritické hodnoty byly zjišťovány pro různé hladiny významnosti pro 10 stupňů volnosti (18 -8).

Z výsledků je patrné, že významnost či nevýznamnost jednotlivých parametrů se mezi jednotlivými hladinami významnosti liší. Nejvíce statisticky významných parametrů je na hladině významnosti 0,1. Pouze parametr proměnné  $x_{6t}$  není významný ani na jedné ze tří hladin. Toto bylo již patrné z tabulky č. 5, kdy tento parametr neměl žádnou hvězdičku. Nicméně tato proměnná byla v modelu ponechána, jelikož při jejím odstranění se stala statisticky nevýznamnou proměnná  $y_{2t}$ .

### Statistická verifikace 2. rovnice

Koeficient determinace je ve výši 0,8223, což lze interpretovat tak, že endogenní proměnná je vysvětlena exogenními proměnnými z 82,23 %. Adjustovaný koeficient determinace má hodnotu 0,75. Kovariační matice pro výpočet standardních chyb je vložena v příloze č. 17. T-test byl proveden na dvou hladinách významnosti 0,01 a 0,05 při 12 – ti stupních volnosti (18 – 6). Jeho výsledky jsou uvedeny v tabulce v příloze č. 18.



Z výsledků t-testů je zřejmé, že při nižší hladině významnosti jsou významné, mimo jednotkový vektor, jen dva parametry proměnných  $x_{8t}$  a  $x_{9t}$ . U této rovnice nastal poměrně značný problém se získáním takového modelu, který by měl parametry významné a zároveň vysoký koeficient determinace. Byla vyzkoušena celá řada alternativ závislostí, ale téměř v každé byly statisticky významné pouze výše uvedené dvě proměnné. Ovšem při odstranění statisticky nevýznamných proměnných došlo k výraznému poklesu koeficientu determinace na velmi nízkou hodnotu, zhruba kolem 0,25. Proto byly v rovnici statisticky nevýznamné proměnné ponechány.

Z výsledků statistické verifikace je patrné, že zde nebyla potvrzena simultánnost vztahů mezi endogenními proměnnými. Determinant tempa růstu HDP se projevil v druhé rovnici modelu jako statisticky nevýznamný. By potvrzen pouze rekurzivní vztah v modelu. Parametr počtu volných pracovních míst v 1. rovnici modelu se prokázal jako statisticky významný.

### Ekonometrická verifikace 1. rovnice

Pro ekonometrické ověření modelu byl použit stejný postup jako v kapitole 5.2.2.

Pro otestování přítomnosti heteroskedasticity byl použit v Gretlu Pesaran – Taylerův test. Výstup tohoto testu níže.

Nulová hypotéza: homoskedasticita

Asymptotická testovací statistika:  $z = 0,815144$

s p-hodnotou = 0,41499

Jelikož je p – hodnota vyšší než 0,05 nelze nulovou hypotézu zamítnout. Rozptyl jednotlivých reziduí je tedy konstantní a je tedy potvrzena homoskedasticita.

Dále je otestováno normální rozdělení reziduí. Již z grafu reziduí v příloze č. 10 je patrné, že jsou rezidua normálně rozdělena. Toto je také potvrzeno výstupem testu z Gretlu. P – hodnota je opět vyšší než 0,05, tedy nulovou hypotézu nelze zamítnout.

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 2,22447$

s p-hodnotou = 0,328823

Posledním testem je test autokorelace reziduí. Durbin – Watsonova statistika je ve výši 2,39, z čehož lze soudit, že autokorelace přítomna není. Tuto hypotézu potvrdil také test autokorelace provedený v Gretlu.

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,659946

s p-hodnotou =  $P(F(1,10) > 0,659946) = 0,437538$

### Ekonometrická verifikace 2. rovnice

Stejně testy byly provedeny i u druhé rovnice modelu. Test heteroskedasticity vyšel opět pozitivně. P-hodnota je vyšší než 0,05 a nelze tedy nulovou hypotézu zamítnout.

Nulová hypotéza: homoskedasticita

Asymptotická testovací statistika:  $z = 0,591461$

s p-hodnotou = 0,554212

Test normality reziduí prokázal, že rezidua jsou normálně rozdělena. Toto normální rozdělení je patrné i na grafu reziduí v příloze č. 10. P-hodnota je vyšší než 0,05, čímž je potvrzena nulová hypotéza.

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\text{Chí-kvadrát}(2) = 3,05563$

s p-hodnotou = 0,217009

Nepřítomnost autokorelace reziduí je opět již prokázána Durbin – Watsonovou statistikou, která je dle Gretlu 1,95, čímž je autokorelace vyloučena. Toto prokázal také test autokorelace 1. řádu, kde p-hodnota je 0,78 což je vyšší než 0,05. Nulovou hypotézu nelze zamítnout.

Nulová hypotéza: žádná autokorelace

Testovací statistika: LMF = 0,0758

s p-hodnotou =  $P(F(1,12) > 0,0758) = 0,788175$

## **5.4 Analýza determinant HDP v Karlovarském kraji**

Pro ekonometrickou analýzu determinant HDP v Karlovarském kraji byl opět zvolen dvourovnicový simultánní model se dvěma endogenními proměnnými a s osmi

vysvětlujícími proměnnými, resp. s devíti když bude zahrnuta i konstanta. V tabulce č. 7 je uvedena deklarace veškerých proměnných, které jsou v modelu využity. Jsou uvedeny jejich názvy, typy, označení v rovnicích a také jednotky, ve kterých vstupují podkladová data do modelu.

**Tabulka č. 7: Deklarace proměnných modelu pro Karlovarský kraj**

Název ukazatele	Typ proměnné	Označení v modelu	Jednotky
Tempo růstu HDP	Endogenní	$y_{1t}$	%
Počet volných pracovních míst		$y_{2t}$	Ks
Jednotkový vektor (JV)	Exogenní	$x_1$	
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 1. Sektoru		$x_{2t}$	%
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 2. Sektoru		$x_{3t}$	%
Tempo růstu hrubé přidané hodnoty v 3. Sektoru		$x_{4t}$	%
Tempo růstu přímých zahraničních investic		$x_{5t}$	%
Počet podnikatelských subjektů		$x_{6t}$	Ks
Tempo růstu průměrné hrubé měsíční mzdy		$x_{7t}$	%
Míra registrované nezaměstnanosti		$x_{8t}$	%

*Zdroj: vlastní zpracování*

Z proměnných v tabulce č. 7 je níže sestaven ekonomický model vyjadřující předpokládané závislosti mezi proměnnými.

$$y_{1t} = f(x_1, x_{2t}, x_{3t}, x_{4t}, x_{5t}, x_{6t}, x_{7t}, y_{2t})$$

$$y_{2t} = f(x_1, x_{5t}, x_{6t}, x_{8t}, y_{1t})$$

Z ekonomického modelu je vytvořen ekonometrický model zahrnující náhodnou proměnnou  $u_t$ .

$$y_{1t} = \gamma_{11} x_1 + \gamma_{12} x_{2t} + \gamma_{13} x_{3t} + \gamma_{14} x_{4t} + \gamma_{15} x_{5t} + \gamma_{16} x_{6t} + \gamma_{17} x_{7t} + \beta_{12} y_{2t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_{21} x_1 + \gamma_{25} x_{5t} + \gamma_{26} x_{6t} + \gamma_{28} x_{8t} + \beta_{21} y_{1t} + u_{2t}$$

V následujícím kroku je provedena identifikace obou rovnic.

### 1. Identifikace 1. rovnice modelu

V dané rovnici jsou zahrnuty dvě vysvětlované proměnné a sedm exogenních proměnných z celkových osmi, pouze tedy jedna proměnná není zahrnuta. Z toho vyplývá následující rovnice identifikace:

$$1 = 1$$

Z rovnosti vyplývá, že rovnice je přesně identifikovaná.

### 2. Identifikace 2. rovnice modelu

V této rovnici jsou také zahrnuty dvě vysvětlované proměnné a pět vysvětlujících proměnných. Nejsou zahrnuty tři exogenní proměnné. Níže je uvedena rovnice identifikace:

$$3 > 1$$

Z nerovnosti vyplývá, že tato rovnice je také přeidentifikovaná.

Dále jsou uvedeny předpoklady chování jednotlivých závislostí na základě znalosti ekonomické teorie. Většina předpokladů byla již definována v předchozích kapitolách, ale vzhledem k menším odlišnostem v rovnicích mezi jednotlivými kraji je uvedeno opětovně:

#### 1. Předpoklady pro 1. rovnici:

- HDP x HPH – při zvýšení HPH dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra
- HDP x VPM – při nárůstu PVM dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra
- HDP x PZI – při zvýšení PZI dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra
- HDP x počet podnikatelských subjektů – při nárůstu počtu podnikatelských subjektů dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra
- HDP x hrubá mzda – při zvýšení hrubé měsíční mzdy dojde ke zvýšení HDP, přímá úměra

#### 2. Předpoklady pro závislosti v 2. rovnici

- VPM x HDP – při vzrůstu HDP dojde ke zvýšení VPM

- VPM x Míra nezaměstnanosti – při vzrůstu míry nezaměstnanosti, klesne počet VPM, nepřímá úměra
- VPM x počet podnikatelských subjektů – při vzrůstu počtu podnikatelských subjektů dojde ke zvýšení počtu VPM, přímá úměra
- VPM x PZI – při zvýšení PZI dojde ke zvýšení počtu VPM, je tedy očekávána přímo úměrná závislost

#### 5.4.1 Odhad parametrů ekonometrického modelu

Pro odhad parametrů v SW Gretl bylo nutné vytvořit vstupní podkladová data. Tato data jsou vložena v příloze č. 15. Po vložení dat do Gretlu, před samotným odhadem jednotlivých parametrů, byla opět otestována multikolinearita mezi proměnnými rovnic. V Gretlu byly sestaveny korelační matice, které jsou vloženy v příloze č. 16 a na základě nich byla ověřena přítomnost či nepřítomnost korelace. Dle korelačních koeficientů v jednotlivých korelačních maticích nebyla zjištěna multikolinearita ani v jedné z rovnic modelu.

#### Odhad parametrů 1. rovnice

**Tabulka č. 8: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Karlovarský kraj**

	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Významnost parametru</i>
JV	- 2,00016	1,30906	-1,5279	0,12653	
X <sub>2t</sub>	0,0275907	0,00574221	4,8049	<0,00001	***
X <sub>3t</sub>	0,434554	0,0235641	18,4414	<0,00001	***
X <sub>4t</sub>	0,541092	0,032059	16,8780	<0,00001	***
X <sub>5t</sub>	0,00621915	0,00648924	0,9584	0,33787	
X <sub>6t</sub>	3,12845e-05	1,64889e-05	1,8973	0,05779	*
X <sub>7t</sub>	0,10372	0,0564247	1,8382	0,06603	*
y <sub>2t</sub>	-0,000530108	0,000246674	-2,1490	0,03163	**

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Odhadnuté koeficienty jsou níže dosazeny do rovnice:

$$y_{1t} = -2,00016 + 0,0276x_{2t} + 0,435x_{3t} + 0,541x_{4t} + 0,0062x_{5t} + 0,000031x_{6t} + 0,104x_{7t} - 0,0005y_{2t} + u_{1t}$$

Střední hodnota závisle proměnné vyšla 3,64, směrodatná odchylka závisle proměnné je 3,26 a směrodatná chyba regrese je ve výši 0,351560. P – hodnota F-testu vyšla velice nízká  $5,25 \cdot 10^{-10}$ , čímž je potvrzeno, že chování endogenní proměnné je dobře vysvětleno stanoveným modelem.

### Odhad parametrů 2. rovnice

**Tabulka č. 9: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Karlovarský kraj**

<i>Proměnná</i>	<i>Koeficient</i>	<i>Směrodatná chyba</i>	<i>z</i>	<i>p-hodnota</i>	<i>Významnost parametrů</i>
JV	34,6796	706,326	0,0491	0,96084	
$y_{1t}$	107,427	36,2163	2,9663	0,00301	***
$x_{5t}$	4,26461	5,64312	0,7557	0,44982	
$x_{6t}$	0,0510262	0,0110355	4,6238	<0,00001	***
$x_{8t}$	-285,244	59,5243	-4,7921	<0,00001	***

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

Po dosazení odhadnutých koeficientů je vytvořena následující rovnice:

$$y_{2t} = 34,68 + 4,265x_{5t} + 0,051x_{6t} - 285,244x_{8t} + 107,427y_{1t} + u_{2t}$$

Střední hodnota závisle proměnné je ve výši 1494,5, směrodatná odchylka endogenní proměnné je 627,43 a směrodatná odchylka regrese je 324,82. F-test prokázal, že modelem je dobře vysvětlováno chování závisle proměnné. P-hodnota je ve výši 0,000207 a tedy nižší než hladina významnosti  $\alpha = 0,05$ .

### **5.4.2 Verifikace modelu**

#### Ekonomická verifikace 1. rovnice

- Při zvýšení tempa růstu HPH v 1. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,0275 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu HPH v 2. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,4345 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu HPH v 3. sektoru o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,5411 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu PZI o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HPD o 0,00622 p. b.

- Při zvýšení počtu podnikatelských subjektů o 1 subjekt dojde ke zvýšení tempa růstu HPD o 0,000031 p. b.
- Při zvýšení tempa růstu průměrné hrubé mzdy o 1 p. b., dojde ke zvýšení tempa růstu HDP 0,104 p. b.
- Při zvýšení počtu VPM o 1 místo, dojde ke snížení tempa růstu HDP o 0,00053 p. b.

U téměř všech závislosti jsou potvrzeny teoretické předpoklady, které jsou uvedeny na počátku kapitoly 5.4. Pouze u vztahu mezi tempem růstu HPD a počtem VPM se přímo úměrná závislost nepotvrdila. U proměnné počet podnikatelských subjektů je regresní koeficient nízký, lepší interpretace vztahu v tomto případě je: Při zvýšení počtu podnikatelských subjekt o 1000, dojde ke zvýšení tempa růstu HDP o 0,031 p. b.

U vlivu hrubé přidané hodnoty v jednotlivých sektorech národního hospodářství je patrné následující pořadí. Vůbec nejvyšší vliv na tempo růstu HDP má HPH 3. sektoru, tedy služeb. Na druhém místě je 2. sektor a na třetím je samozřejmě 1. sektor. Výši vlivu 3. sektoru bylo možné předpokládat, vzhledem ke struktuře tvorby přidané hodnoty. V průměru za sledované období byl podíl 3. sektoru na celkové hodnotě HPH v kraji ve výši 57,79 %, což je jedna z nejvyšších hodnot v meziregionálním srovnání. Navíc má podíl tvorby HPH ve třetím sektoru rostoucí tendenci (průměrné tempo růstu 0,37 %) na úkor druhého sektoru, u kterého podíl na celkové HPH Karlovarského kraje v průměru za sledované období meziročně klesá o 0,46 %. [51]

### Ekonomická verifikace 2. rovnice

- Při zvýšení tempa růstu HDP o 1 p. b., dojde ke zvýšení počtu VMP o 107,427 míst
- Při zvýšení tempa růstu PZI o 1 p. b., dojde ke zvýšení počtu VMP o 4,27 míst
- Při zvýšení počtu podnikatelských subjektů o 1 subjekt dojde ke zvýšení počtu VPM o 0,051 míst
- Při zvýšení míry nezaměstnanosti o 1 p. b., dojde ke snížení počtu VPM o 285,244 míst

Zde byla u tempa růstu HPD, tempa růst PZI a počtu podnikatelských subjektů potvrzena přímo úměrná závislost, čímž se potvrdily stanovené předpoklady. U míry nezaměstnanosti byl také potvrzen předpoklad nepřímo úměrné závislosti. Nejvyšší regresní koeficient je zřejmí u ukazatele míry nezaměstnanosti, jehož nárůst o 1 procentní bod zapříčiní pokles VPM o cca 285 míst, což je téměř 19% pokles oproti průměrné hodnotě endogenní proměnné (průměr počtu volných pracovních míst za sledované období je 1539). Poměrně velký vliv je také u ukazatele tempa růstu HPD, kdy jeho zvýšení o 1 p. b., bude mít za následek nárůst počtu VPM o 107.

### Statistická verifikace 1. rovnice

Koeficient determinace vyšel u této rovnice opět velmi vysoký. Konkrétně je ve výši 0,993145. Znamená to tedy, že závisle proměnná je vysvětlována nezávisle proměnnými z 99,32 %. Adjustovaný koeficient determinace je taktéž vysoký (0,988346).

Stejně jako u předchozích modelů byly t-testem zjištěny významnosti případně nevýznamnosti jednotlivých parametrů. V příloze č. 18 jsou uvedeny výsledky t-testu. Kovariační matice, díky které bylo možné t-hodnoty vypočítat, je vložena v příloze č. 17. Počet stupňů volnosti, při kterých jsou stanoveny kritické hodnoty, je roven 10 - ti (18 - 8).

Dle výsledků je zřejmé, že nejvíce významných parametrů je u 90% t-testu, tedy na 0,1 hladině významnosti. Pouze parametr proměnné  $x_{5t}$  není statisticky významný na žádné z uvedených hladin významnosti. V rovnici byl však ponechán, jelikož při jeho odstranění došlo ke ztrátě významnosti parametru  $x_{7t}$ . Na vyšší hladině významnosti 0,01 a 0,05 jsou statisticky významné pouze parametry proměnných  $x_{2t}$ ,  $x_{3t}$  a  $x_{4t}$ .

### Statistická verifikace 2. rovnice

Koeficient determinace u 2. rovnice je o něco nižší než u první, přesto je ale jeho hodnota stále vysoká. Dle tohoto koeficientu lze říci, že chování endogenní proměnné je



vysvětleno exogenními proměnnými z 79,51%. Adjustovaný koeficient determinace je ve výši 0,731991.

Pro otestování významnosti parametr byl opět využit T-test. Kovariační matice je vložena v příloze č. 17 a vypočtené t-hodnoty jsou uvedeny v tabulce v příloze č. 18. Kritická hodnota byla nalezena v tabulce pro 13 stupňů volnosti (18 – 5).

T-test byl u této rovnice proveden pouze pro jednu hladinu významnosti (0,01) jelikož na jiných hladinách se výsledky u jednotlivých parametrů nijak nezměnily. Statisticky významné jsou parametry proměnných  $x_{6t}$ ,  $x_{8t}$  a  $y_{2t}$ . Parametr  $x_{5t}$  je statisticky nevýznamný. Ovšem při jeho odstranění došlo ke dvěma negativním efektům: 1. byla ztracena významnost parametru  $x_{6t}$  a 2. došlo ke snížení koeficientu determinace na 0,73. Z těchto důvodů byla i statisticky nevýznamná v rovnici ponechána.

### Ekonometrická verifikace 1. rovnice

Pro otestování přítomnosti heteroskedasticity byl opět použit v Gretlu Pesaran – Taylerův test. Výstup tohoto testu níže.

Nulová hypotéza: homoskedasticita

Asymptotická testovací statistika:  $z = 1,63999$

s p-hodnotou = 0,101007

Jelikož je p – hodnota 0,101 vyšší než 0,05 nelze nulovou hypotézu zamítnout a je tedy potvrzena homoskedasticita.

Dále je otestováno normální rozdělení reziduí. V příloze č. 13 je vložena graf reziduí, ze kterého již lze předpokládat normální rozdělení. Tento předpoklad je také potvrzen výstupem testu z Gretlu. P – hodnota je opět vyšší než 0,05, čímž je potvrzena nulová hypotéza.

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené

Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 0,567861$

s p-hodnotou = 0,752819

Posledním testem je test autokorelace reziduí. Durbin – Watsonova statistika je ve výši 1,61, na základě čehož lze říci, že autokorelace přítomna není. Tuto hypotézu potvrdil také test autokorelace provedený v Gretlu.

Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
Testovací statistika: LMF = 0,399759  
s p-hodnotou =  $P(F(1,10) > 0,399759) = 0,54294$

### Ekonometrická verifikace 2. rovnice

Stejné testy byly provedeny i u druhé rovnice modelu. Test heteroskedasticity vyšel opět pozitivně. P-hodnota je vyšší než 0,05 a nelze tedy nulovou hypotézu zamítnout.

Nulová hypotéza: není zde heteroskedasticita  
Asymptotická testovací statistika:  $z = 0,00631407$   
s p-hodnotou = 0,994962

Test normality reziduí prokázal, že rezidua jsou normálně rozdělena. Toto normální rozdělení je zřejmé i z grafu reziduí, který je v příloze č. 13. P-hodnota je vyšší než 0,05, čímž je potvrzena nulová hypotéza.

Nulová hypotéza: chyby jsou normálně rozdělené  
Testovací statistika:  $\chi^2(2) = 2,34862$   
s p-hodnotou = 0,309032

Nepřítomnost autokorelace reziduí je opět již prokázána Durbin – Watsonovou statistikou, která je dle Gretlu 2,07, čímž je autokorelace vyloučena. Toto je prokázáno také testem autokorelace 1. řádu, kde p-hodnota je 0,81 což je vyšší než 0,05. Nulovou hypotézu tedy nelze zamítnout.

Nulová hypotéza: žádná autokorelace  
Testovací statistika: LMF = 0,0613864  
s p-hodnotou =  $P(F(1,13) > 0,0613864) = 0,808507$

## 6 Prognóza vývoje HDP a počtu volných pracovních míst

Poslední fází ekonometrické analýzy je aplikování odhadnutých modelů. V této práci jsou modely aplikovány pro prognózu vývoje endogenních proměnných pro roky 2014 a 2015. Před samotnou prognózou endogenních proměnných pro uvedené roky jsou u jednotlivých modelů otestovány prognostické vlastnosti pomocí prognózy ex-post. Následně jsou vytvořeny trendové funkce všech proměnných, které se v daných rovnicích vyskytují. Pomocí těchto trendových funkcí jsou vypočítány hodnoty determinantů pro roky 2014 a 2015. Následně jsou tyto odhadnuté hodnoty dosazeny do jednotlivých modelů pro každý vybraný kraj v redukovaném tvaru a tím jsou zjištěny hodnoty endogenních proměnných pro prognózované roky.

### 6.1 Prognóza ex-post

Nejprve byla provedena prognóza ex-post pro roky 2012 a 2013 u Ústeckého kraje. Odhadnutý model Ústeckého kraje pro časovou řadu 1995 – 2011 je vložen v příloze č. 20. Do tohoto modelu byly dosazeny známé hodnoty predeterminovaných proměnných v letech 2012 a 2013 a byly tak vypočítány teoretické hodnoty endogenních proměnných. Výsledky prognózy jsou uvedeny níže v tabulce č. 10.

**Tabulka č. 10: Prognóza ex-post pro roky 2012 a 2013 pro model Ústeckého kraje**

	Rok	Teoretická hodnota	Skutečná hodnota	Absolutní odchylka	Procentuální odchylka
$Y_{1t}$	2012	-1,04	-0,94	0,10	10,64%
	2013	-1,64	-1,53	0,11	7,19%
$Y_{2t}$	2012	1642	1786	144	8,06%
	2013	1175	2345	1170	49,89%

*Zdroj: Vlastní výpočty*

Z výsledků výše je patrné, že procentuální hodnoty překračují hranici 5%. Z toho vyplývá, že prognózované hodnoty nejsou dle tohoto modelu zcela přesné. Lze si všimnout, že převážně se odchylky pohybují kolem 10 %, pouze u endogenní proměnné počet volných pracovních míst v roce 2013 je odchylka od skutečné hodnoty 49,89 %.

Dále je proveden stejný postup u modelu Libereckého kraje. Odhadnutý model, ze kterého byly prognózované hodnoty vypočítány, je vložen v příloze č. 21. V tabulce č. 11 jsou zaneseny výsledky prognózy ex-post.

**Tabulka č. 11: Prognóza ex-post pro roky 2012 a 2013 pro model Libereckého kraje**

	Rok	Teoretická hodnota	Skutečná hodnota	Absolutní odchylka	Procentuální odchylka
$Y_{1t}$	2012	3,14	3,26	0,12	3,68%
	2013	0,33	0,48	0,15	31,25%
$Y_{2t}$	2012	1431	1831	400	21,85%
	2013	1799	2549	750	29,42%

*Zdroj: Vlastní výpočty*

U modelu Libereckého kraje jsou procentuální odchylky teoretických hodnot od skutečných poměrně vysoké. Pouze u teoretické hodnoty proměnné  $y_{1t}$  v roce 2012 je absolutní odchylka od skutečné hodnoty pouze 0,12 p. b. a pouze v tomto případě nedošlo k překročení 5% hranice.

Odhad modelu pro Karlovarský kraj, který posloužil pro prognózu ex – post, je vložen v příloze č. 22. Po dosazení známých hodnot vysvětlujících proměnných byly zjištěny výsledky, které jsou zobrazeny v tabulce č. 12.

**Tabulka č. 12: Prognóza ex-post pro roky 2012 a 2013 pro model Karlovarského kraje**

	Rok	Teoretická hodnota	Skutečná hodnota	Absolutní odchylka	Procentuální odchylka
$Y_{1t}$	2012	-0,8	-0,78	0,02	2,56%
	2013	1,46	1,49	0,03	2,01%
$Y_{2t}$	2012	1037	1027	10	0,97%
	2013	998	1275	277	21,73%

*Zdroj: Vlastní výpočty*

U tohoto modelu lze říci, že odhadnuté hodnoty jsou poměrně přesné. Pro rok 2012 jsou odchylky teoretických hodnot obou endogenních proměnných menší než 5 %. Pouze u teoretické hodnoty proměnné  $y_{2t}$  v roce 2013 je odchylka poněkud vyšší. Odhadnutá hodnota 998 míst je o 277 míst nižší než skutečná hodnota.

Při pohledu na výsledky prognózy u všech tří modelů, lze konstatovat, že nejméně přesné hodnoty vychází u modelu pro Ústecký kraj. U tohoto kraje nebyla zjištěna ani jedna teoretická hodnota, která by byla odchýlena od skutečné hodnoty o méně než 5 %. Model Libereckého kraje také neposkytl zcela přesvědčující výsledky. Pouze teoretická hodnota  $y_{1t}$  v roce 2012 je od skutečné hodnoty odchýlena jen o 3,68 %, ostatní teoretické hodnoty jsou odchýleny více. Model Karlovarského kraje poskytl nejpřesnější odhadnuté hodnoty. Tři ze čtyř prognózovaných hodnot mají odchylku od skutečné hodnoty do 5 %. Pouze hodnoty roku 2013 druhé endogenní proměnné je odchýlena od skutečné hodnoty o 21,73 %.

Pomocí prognózy ex post nebyly zcela potvrzeny dobré prognostické vlastnosti, ovšem všechny vytvořené modely neobsahují multikolinearitu, zahrnují většinu statisticky významných parametrů a nevyskytuje se u nich autokorelace reziduí. Z těchto důvodů jsou níže využity odhadnuté modely pro prognózu ex – ante pro roky 2014 a 2015.

## 6.2 Prognóza pro Ústecký kraj

Pomocí trendových funkcí, které jsou vloženy v příloze č. 23, jsou níže v tabulce č. 13 uvedeny odhadnuté hodnoty proměnných zahrnutých v modelu pro roky 2014 a 2015.

**Tabulka č. 13: Odhadnuté hodnoty roku 2014 a 2015 exogenních proměnných modelu pro Ústecký kraj**

	$X_{2t}$	$X_{3t}$	$X_{4t}$	$X_{5t}$	$X_{6t}$	$X_{7t}$	$X_{8t}$	$X_{9t}$
<b>2014 (x=19)</b>	-1,69	3,59	4,66	-4,042	15,33	141 186	170 980	22 668,1
<b>2015 (x=20)</b>	6,41	1,34	1,063	1,214	15,43	136 404	167 543	22 763,4

*Zdroj: Vlastní výpočty*

V tabulce výše jsou hodnoty uvedeny již v jednotkách, které vstupují do modelu (viz. Tabulka č. 1). Hodnoty proměnných  $x_{2t}$  až  $x_{5t}$  tedy již vyjadřují tempo růstu. Pomocí trendových funkcí byly ovšem nejprve odhadnuty hodnoty v mil. Kč a následně bylo tempo růstu dopočítáno. Odhadnuté hodnoty v mil. Kč u uvedených proměnných jsou znázorněny níže v tabulce č. 14.

**Tabulka č. 14: Odhadnuté hodnoty exogenních proměnných v původních jednotkách pro Ústecký kraj**

	HPH 1. sektoru	HPH 2. sektoru	HPH 3. sektoru	Přímé zahraniční investice
<b>2014</b>	4 751,31	109 710,79	115 090,26	102 472,10
<b>2015</b>	5 056,00	11 181,44	116 313,25	103 716,00

Zdroj: Vlastní výpočty

Proto, aby bylo možné odhadnuté hodnoty z tabulky č. 13 dosadit do modelu, bylo nutné model převést do redukovaného tvaru. Toto bylo provedeno pomocí Gretlu, jehož výstup je v příloze č. 24. Odhadnuté parametry modelu v redukovaném tvaru byly dosazeny a vznikla následující rovnice:

$$y_{1t} = 0,05045 + 0,0184x_{2t} + 0,523x_{3t} + 0,484x_{4t} + 0,00564x_{5t} + 0,036x_{6t} - 0,0000128x_{7t} - 0,0000129x_{8t} + 0,00017x_{9t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = 2878,84 - 5,472x_{2t} + 94,176x_{3t} + 80,12x_{4t} + 22,83x_{5t} - 329,198x_{6t} - 0,0129x_{7t} + 0,0446x_{8t} - 0,0907x_{9t} + u_{2t}$$

Po dosažení odhadnutých hodnot vysvětlujících proměnných byly vypočteny teoretické hodnoty endogenních proměnných (výpočty v příloze č. 25). U tempa růstu HDP vyšla hodnota v roce 2014 na 2,48 %, což znamená, že HDP by bylo oproti roku 2013 vzrůst o 2,48 %. V roce 2015 je odhadnutá hodnota tempa růstu HDP ve výši 1,91 %, opět se jedná o nárůst. Na základě odhadnutých hodnot vysvětlujících proměnných lze sestavit následující scénář:

Jakou hodnotu bude mít tempo růstu HDP v roce 2015, kdyby hodnota tempa růstu přímých zahraničních investic byla 5 % (došlo by tedy k nárůstu PZI o 5 % oproti roku 2014). Za předpokladu, že ostatní hodnoty proměnných se nezmění. Po dosazení do rovnice vyšla hodnota 1,93 %. Tato hodnota nárůstu HDP v roce 2015 je vyšší nežli hodnota prognózy 1,91 %. Lze konstatovat, že nárůst přímých zahraničních investic zapříčinil nárůst HDP.

Prognóza endogenní proměnné počet volných pracovních míst pro roky 2014 a 2015 vyšla následovně. V roce 2014 by mělo dojít k poklesu počtu volných pracovních míst z hodnoty 2 345 (2013) na hodnotu 2 209 míst, což je pokles o 5,8 %. V roce 2015

dochází opět k poklesu na 1 952 pracovních míst. Pokud by byl simulován scénář, že v roce 2015 dojde ke zvýšení počtu podnikatelských subjektů na 175 000, byl by počet volných pracovních míst 1 984. Tedy oproti prognózované hodnotě vyšší o 32 míst.

### 6.3 Prognóza pro Liberecký kraj

Trendové funkce, pomocí nichž byly odhadnuty hodnoty roku 2014 a 2015 pro proměnné, které vstupují do modelu jako vysvětlující, jsou vloženy v příloze č. 26. V následující tabulce č. 15 jsou zobrazeny již odhadnuté hodnoty.

**Tabulka č. 15: Odhadnuté hodnoty roku 2014 a 2015 exogenních proměnných modelu pro Liberecký kraj**

	X <sub>2t</sub>	X <sub>3t</sub>	X <sub>4t</sub>	X <sub>5t</sub>	X <sub>6t</sub>	X <sub>7t</sub>	X <sub>8t</sub>	X <sub>9t</sub>	X <sub>10t</sub>	X <sub>11t</sub>
<b>2014 (x=19)</b>	0,56	2,55	0,73	2,48	116548	-0,24	10,30	1,81	0,55	2,89
<b>2015 (x=20)</b>	6,69	1,32	-1,55	4,67	115953	-0,16	10,47	-0,51	-0,64	2,02

*Zdroj: Vlastní výpočty*

V tabulce výše jsou hodnoty uvedeny již v jednotkách, které vstupují do modelu (viz. Tabulka č. 4). Hodnoty, ze kterých byly následně dopočítány tempa růstu, jsou zobrazeny níže v tabulce č. 16.

**Tabulka č. 16: Odhadnuté hodnoty exogenních proměnných v původních jednotkách pro Liberecký kraj**

	HPH 1. sektoru	HPH 2. sektoru	HPH 3. sektoru	PZI	Míra ek. akt.	Zaměstnanost	Mzda
Jednotka	Mil. Kč	Mil. Kč	Mil. Kč	Mil. Kč	%	Osoby	Kč
<b>2014</b>	2 542,06	56 582,15	61 969,02	75 014,52	57,56	188 769,32	23 426
<b>2015</b>	2 712,06	57 328,56	61 009,80	78 515,50	57,47	187 562,52	23 900

*Zdroj: Vlastní výpočty*

Odhadnuté hodnoty z tabulky č. 15 jsou dosazeny do redukovaného modelu rovnic. Parametry redukovaného modelu byly odhadnuty pomocí Gretlu. Odhad těchto parametrů je znázorněn v příloze č. 27. Po dosazení odhadnutých parametrů vznikly následující rovnice:

$$y_{1t} = -3,24 + 0,0386x_{2t} + 0,468x_{3t} + 0,543x_{4t} + 0,0212x_{5t} + 0,0000186x_{6t} + 0,1897x_{7t} + 0,0517x_{8t} - 0,01699x_{9t} + 0,2577x_{10t} + 0,0258x_{11t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = 13631,9 - 19,797x_{2t} - 4,33x_{3t} - 86,873x_{4t} - 18,11x_{5t} - 0,033x_{6t} - 46,344x_{7t} - 689,11x_{8t} - 117,554x_{9t} + 91,408x_{10t} - 156,720x_{11t} + u_{2t}$$

Po dosažení do první výše uvedené rovnice byly odhadnuty hodnoty tempa růstu HDP v Libereckém kraji v roce 2014 a 2015 (výpočet viz Příloha č. 28). Pro rok 2014 byla odhadnuta hodnota 1,33 %. Prognóza je tedy taková, že HDP v roce 2014 vzroste o 1,33 %. Pro rok 2015 je vypočítána hodnota -0,51 %. Dle modelu je tedy předpokládán pokles HDP v roce 2015 o 0,51 %. Za pomoci níže stanoveného scénáře je zkoumán vliv chování tempa růstu PZI na tempo růstu HDP

Co se stane s hodnotou tempa růstu HDP v roce 2014, jestliže dojde ke zvýšení PZI oproti roku 2013 o 5% a ostatní hodnoty se nijak nezmění? V tomto případě je hodnota tempa růstu HDP 1,34 %. Oproti prognózované hodnotě je tedy o 0,01 p. b. vyšší. Zvýšení hodnoty PZI tedy způsobilo vyšší tempo růstu HDP.

Prognóza pro druhou endogenní proměnnou v roce 2014 vyšla 1953 míst. Jedná se tedy o pokles vůči roku 2013 o 596 míst, v procentuálním vyjádření o 23 %. Pro rok 2015 byla odhadnuta hodnota 2 452, jedná se tedy o nárůst o 25,6 %, čímž se hodnota počtu volných pracovních míst vrací na velmi podobnou hodnotu roku 2013. Pro demonstraci vlivu míry nezaměstnanosti na počet volných míst v Libereckém kraji byl stanoven následující scénář.

Jak ovlivní počet volných pracovních míst v roce 2014 nárůst míry nezaměstnanosti na hodnotu 11 %? Pro takto definovaný scénář vyšla hodnota počtu volných pracovních míst v roce 2014 cca 1471 míst. Je tedy patrný vliv nárůstu míry nezaměstnanosti. Hodnota míry nezaměstnanosti roku 2014 byla změněna oproti odhadnuté pouze o 0,7 p. b., ale zapříčinilo to pokles počtu VPM o 482 míst (25 %) oproti počtu VPM při míře nezaměstnanosti 10,3 %. Je zde patrná silná závislost.

## 6.4 Prognóza pro Karlovarský kraj

Hodnoty jednotlivých vysvětlujících proměnných byly opět odhadnuty pomocí trendových funkcí. Trendové funkce byly odhadnuty za pomoci Excelu a jsou vloženy v příloze č. 29. V následující tabulce č. 17 jsou zobrazeny již odhadnuté hodnoty.



**Tabulka č. 17: Odhadnuté hodnoty roku 2014 a 2015 exogenních proměnných modelu pro Karlovarský kraj**

	X2t	X3t	X4t	X5t	X6t	X7t	X8t
<b>2014 (x=19)</b>	4,51	7,86	3,43	-1,76	78 525	2,16	11,17
<b>2015 (x=20)</b>	9,17	0,75	0,45	1,68	76 805	0,79	11,30

*Zdroj: Vlastní výpočty*

V tabulce výše jsou hodnoty uvedeny již v jednotkách, které vstupují do modelu (viz tabulka č. 7). Hodnoty, ze kterých byly dopočítány tempa růstu, jsou zobrazeny níže v tabulce č. 18.

**Tabulka č. 18: Odhadnuté hodnoty exogenních proměnných v původních jednotkách pro Karlovarský kraj**

	HPH 1. sektoru	HPH 2. sektoru	HPH 3. sektoru	PZI	Mzda
<b>2014</b>	3 225,18	28 846,15	46 564,75	22 132,92	21 299,83
<b>2015</b>	3521,00	29 062,13	46 754,40	21 493,70	21 467,50

*Zdroj: Vlastní výpočty*

Odhadnuté hodnoty z tabulky č. 17 jsou dosazeny do redukovaného modelu rovnic. Parametry redukovaného modelu byly odhadnuty opět pomocí Gretlu. Odhad těchto parametrů je znázorněn v příloze č. 19. Po dosazení odhadnutých parametrů vznikly následující rovnice:

$$y_{1t} = -2,0065 + 0,0283x_{2t} + 0,4095x_{3t} + 0,5237x_{4t} + 0,00404x_{5t} + 0,000000791x_{6t} + 0,1008x_{7t} + 0,1717x_{8t} + u_{1t}$$

$$y_{2t} = -833,765 - 0,3377x_{2t} + 50,93x_{3t} + 42,68x_{4t} + 3,69x_{5t} + 0,0538x_{6t} + 43,43x_{7t} - 229,41x_{8t} + u_{2t}$$

Po dosazení do výše uvedených rovnic byly vypočítány následující hodnoty (výpočty viz Příloha č. 31). Hodnota první endogenní proměnné v roce 2014 vyšla 5,31 %. Předpokládá se tedy, že HDP v Karlovarském kraji v roce 2014 vzroste o 5,31 %. Pro rok 2015 je hodnota poněkud nižší 0,89 %. Hodnota je stále kladná, což znamená, že HDP by i v roce 2015 mělo růst o 0,89%. Scénářem níže je zjištěno, jak ovlivní změna hodnoty míry nezaměstnanosti tempo růstu HDP.

O kolik vzroste/poklesne HDP v roce 2014, jestliže by se počet podnikatelských subjektů v kraji zvýšil na 85 000? V takovémto případě by došlo k nárůstu HDP v roce 2014 o 5,33 %. Hodnota endogenní proměnné dle scénáře je tedy o 0,02 p. b. vyšší než hodnota prognózy. Hodnota počtu podnikatelských subjektů byla navýšena oproti odhadnuté hodnotě (78525) o 6 475 subjektů, to zapříčilo sice nárůst tempa růstu HDP, ale poměrně malý. To poukazuje na menší závislost mezi těmito proměnnými.

U počtu volných pracovních míst byla pro rok 2014 odhadnuta hodnota 1 461 míst. Oproti roku 2013 by tedy mělo dojít k nárůstu o cca 15 %. V roce 2015 ovšem hodnota počtu volných pracovních míst poklesla na výši 870 míst. Jaký vliv má míra nezaměstnanosti na počet volných pracovních míst je nastíněno v níže uvedeném scénáři.

Jak se změní počet volných pracovních míst v roce 2014, pokud míra nezaměstnanosti klesne na 10 %? Hodnota počtu volných pracovních míst by byla 1 736. Oproti odhadnuté hodnotě 1 461 VPM je tedy hodnota scénáře vyšší o 275 míst, což je o 18,82 % více. Je zde patrná nepřímá úměra vztahu mezi mírou nezaměstnanosti a počtem volných pracovních míst.

## 7 Závěr

Hlavním cílem práce bylo zjistit, jaké determinanty ovlivňují HDP ve vybraných krajích a jakým směrem na něj působí. Toto bylo zjištěno za pomoci regresní analýzy. Základem této analýzy byl ekonometrický model. Pro všechny tři kraje byl zvolen simultánní model se dvěma rovnicemi a tedy se dvěma endogenními proměnnými. Jako vysvětlované proměnné byly zkoumány růst HDP (1. rovnice) a počet volných míst v kraji (2. rovnice). Tento základ byl ponechán u všech vybraných krajů. Jednotlivé modely se liší pouze zvolením vysvětlujících proměnných.

Nejprve byly zkoumány vzájemné vztahy ukazatelů u Ústeckého kraje. U první rovnice bylo zjištěno, že na růst HDP má vliv hrubá přidaná hodnota v jednotlivých sektorech národního hospodářství, přímé zahraniční investice, míra nezaměstnanosti, čistý disponibilní důchod domácností a počet volných pracovních míst v kraji. Všechny tyto determinanty jsou statisticky významné. U míry nezaměstnanosti a počtu volných pracovních míst byla zjištěna nepřímá úměrná závislost ve vztahu k růstu HDP. U ostatních je přímá závislost. U počtu volných pracovních míst byl zjištěn vliv vývoje tempa růstu HDP, tempa růstu PZI, míry nezaměstnanosti, počtu podnikatelských subjektů a průměrné hrubé měsíční mzdy. Téměř všechny determinanty jsou statisticky významné mimo mzdu. Ta byla ovšem v rovnici ponechána z důvodu zachování vysokého koeficientu determinace. U růstu HDP, růstu PZI a počtu podnikatelských subjektů byly odhadnuty kladné regresní koeficienty, což značí přímo úměrnou závislost.

U Libereckého kraje bylo prokázáno, že na tempo růstu HDP má vliv tempo růstu hrubé přidané hodnoty, změna přímých zahraničních investic, počet podnikatelských subjektů, tempo růstu ekonomické aktivity a počet volných pracovních míst. U všech byla zjištěna přímo úměrná závislost. Druhá vysvětlovaná proměnná „počet volných pracovních míst“ byla vysvětlena následujícími proměnnými: míra nezaměstnanosti, změna počtu podnikatelských subjektů, tempo růstu zaměstnanosti, tempo růstu mezd a tempo růstu HDP. Chování této proměnné nebylo zcela jednoduché vysvětlit. Statisticky významné se ukázaly pouze míra nezaměstnanosti a tempo růstu počtu

podnikatelských subjektů, s tím že vykazují nepřímo úměrnou závislost. U ostatních proměnných nebyla statistický významnost dokázána, ovšem jejich přítomnost v modelu zdvojnásobila koeficient determinace, proto byly ponechány.

Tempo růstu HDP v Karlovarském kraji bylo vysvětleno opět tempem růstu hrubé přidané hodnoty, dále tempem růstu PZI, počtem podnikatelských subjektů, růstem mzdy a počtem volných pracovních míst. Odhadnuté koeficienty jsou u všech proměnných, mimo počet volných pracovních míst, kladný, což prokazuje přímou závislost. Statisticky významný se neprokázal pouze parametr proměnné tempo růstu PZI. U druhé rovnice, která vysvětluje chování ukazatele počtu volných pracovních míst, byly zvoleny jako exogenní proměnné tempo růstu PZI, počet podnikatelských subjektů, míra nezaměstnanosti a tempo růstu HDP. Stejně jako u 1. rovnice i v této, není ukazatel růstu PZI statisticky významný ovšem napomáhá zvýšení koeficientu determinace. U proměnných byly odhadnuty kladné regresní koeficienty, pouze u míry nezaměstnanosti vyšel koeficient záporný.

U obou rovnic všech sledovaných krajů pozorovat určitou podobnost. U první rovnice všech krajů byla prokázána závislost tempa růstu HDP na tempu růstu hrubých přidaných hodnot za jednotlivé sektory národního hospodářství. Tyto vysvětlující proměnné byly u všech tří modelů statisticky významné. Tento výsledek bylo možné předpokládat, jelikož HDP je z velké části tvoření hrubou přidanou hodnotou. Rozdílem u těchto vysvětlujících proměnných mezi jednotlivými kraji je pouze výše jejich vlivu. U Libereckého kraje a Karlovarského kraje byl nejvýznamnější vliv na tempo růstu HDP zjištěn u hrubé přidané hodnoty 3. sektoru, přičemž u Karlovarského kraje byla hodnota koeficientu determinace u této proměnné vůbec nejvyšší 0,541. U Ústeckého kraje má největší vliv hrubá přidaná hodnota 2. sektoru, tedy průmyslu, těžby a stavebnictví. Toto zjištění je dáno především odvětvovou strukturou jednotlivých krajů.

Dalším společnou exogenní proměnnou je tempo růstu PZI. Tato proměnná není ve všech modelech statisticky významná, nicméně má svou důležitou roli, zvyšuje koeficient determinace. Při pokusu tuto proměnnou vynechat se koeficient determinace

výrazně snížil a v některých případech došlo k přeměně několika statisticky významných proměnných na nevýznamné.

V druhé rovnici je u všech tří krajů velmi důležitou proměnou míra nezaměstnanosti. Tento ukazatel byl použit v každé rovnici a vždy je statisticky významný se záporným regresním koeficientem. Nejvýraznější vliv na počet volných pracovních míst v kraji má tato vysvětlující proměnná v Libereckém kraji. V tomto kraji způsobí nárůst míry nezaměstnanosti o 1 p. b. pokles počtu volných pracovních míst o 586. Na druhém místě je Ústecký kraj, kde koeficient determinace u proměnné míry nezaměstnanosti je ve výši 334 a nejnižší vliv této proměnné je v Karlovarském kraji, kde nárůst míry nezaměstnanosti, způsobí pokles počtu volných pracovních míst o 285.

Vzhledem ke stanovení simultánních modelů obsahuje u všech sledovaných krajů druhá rovnice také proměnnou tempo růstu HDP. Simultánnost vztahů mezi tempem růstu HDP a počtem volných pracovních míst byla potvrzena u Ústeckého a Karlovarského kraje, kde byly obě endogenní proměnné v rovnicích vyhodnoceny jako statisticky významné. Pouze u Libereckého kraje nebyla simultánnost vztahu zcela prokázána. Vliv proměnné počtu volných pracovních míst v kraji na tempo růstu HDP se prokázal jako statisticky významný, ovšem vliv tempa růstu HDP na chování počtu volných pracovních míst statisticky významný není. Byla tedy potvrzena pouze zpětná vazba.

## 8 Seznam literatury

- [1] SPĚVÁČEK, Vojtěch. *Makroekonomická analýza: teorie a praxe*. Vyd. 1. Praha: Linde Praha, 2012, xxxii, 608 s. ISBN 978-80-86131-92-4.
- [2] WOOLDRIDGE, Jeffrey M. *Introductory econometrics: a modern approach*. 4th ed. Mason, OH: South Western, Cengage Learning, c2009, xx, 865 p. ISBN 03-246-6054-5.
- [3] HANČLOVÁ, Jana. *Ekonometrické modelování: klasické přístupy s aplikacemi*. 1. vyd. Praha: Professional Publishing, 2012, 214 s. ISBN 978-80-7431-088-1.
- [4] HUŠEK, Roman. *Ekonometrická analýza*. Vyd. 1. Praha: Oeconomica, 2007, 367 s. ISBN 978-80-245-1300-3.
- [5] SLANÝ, Antonín. *Makroekonomická analýza a hospodářská politika*. Vyd. 1. Praha: C. H. Beck, 2003, xiii, 375 s. ISBN 80-717-9738-3.
- [6] ANDREN, Thomas. *Econometrics* [online]. 2007 [cit. 2014-04-07]. ISBN 978-87-7681-235-5. Dostupné z: <http://bookboon.com/cs/econometrics-ebook>
- [7] ČECHURA, Lukáš. *Cvičení z ekonometrie*. Vyd. 3. V Praze: Česká zemědělská univerzita, Provozně ekonomická fakulta, 2013, 90 s. ISBN 978-80-213-2405-3.
- [8] HYMANS, Saul. *Forecasting and Econometric Models. Library of economics and liberty*. 2008. Dostupné z: <http://www.econlib.org/library/Enc/ForecastingandEconometricModels.html>
- [9] BOYES, William a Michael MELVIN. *Macroeconomics*. USA: Cengage Learning, 2012. 9. ISBN 9781133711988.
- [10] HLADÍK, René. *Ekonomie: základní kurz*. 2. vyd. Nové Město nad Metují: Reneco, 2005. ISBN 80-865-6311-1.

- [11] Inlace, míra inflace - Metodika. In: *Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-09-11]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/kdyz\\_se\\_rekne\\_inflace\\_resp\\_mira\\_inflace](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/kdyz_se_rekne_inflace_resp_mira_inflace)
- [12] RUSMICHOVÁ, Lada a Jindřich SOUKUP. *Makroekonomie: základní kurs*. 5. vyd. Praha: Melandrium, 2002, 166 s. ISBN 80-861-7524-3.
- [13] PETRUŠ, Marek. Zpráva o inflaci I/2014. In: *Česká národní banka* [online]. 2014 [cit. 2014-09-11]. Dostupné z: [http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro\\_media/tiskove\\_zpravy\\_cnb/2014/20140213\\_zoi.html](http://www.cnb.cz/cs/verejnost/pro_media/tiskove_zpravy_cnb/2014/20140213_zoi.html)
- [14] Ekonomická aktivita. In: *Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-09-11]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/2014edicniplan.nsf/t/E00036B5A0/\\$File/170218-14.pdf](http://www.czso.cz/csu/2014edicniplan.nsf/t/E00036B5A0/$File/170218-14.pdf)
- [15] JOCHUMZEN, Peter. *Essentials of Macroeconomics* [online]. 2010 [cit. 2014-04-07]. ISBN 978-87-7681-558-5. Dostupné z: <http://bookboon.com/cs/macroecnomics-uk-ebook>
- [16] FISCHER, Jan. *Měříme správně HDP?: sborník textů*. Vyd. 1. Editor Marek Loužek. Praha: Centrum pro ekonomiku a politiku, 2005, 122 s. Ekonomika, právo, politika, č. 39/2005. ISBN 80-865-4742-6.
- [17] HOLMAN, Robert. *Makroekonomie: středně pokročilý kurz*. 2. vyd. Praha: C.H. Beck, 2010, xiv, 424 s. Beckovy ekonomické učebnice. ISBN 978-80-7179-861-3.
- [18] FIŠER, Jan. Měříme správně hrubý domácí produkt?. *Statistika*. 2005, č. 3.
- [19] CHLAD, Miloslav. Regionální aspekty makroekonomických ukazatelů – faktory je ovlivňující (1. část). *Statistika*. 2008.
- [20] CHLAD, Miloslav. Regionální aspekty makroekonomických ukazatelů – agregáty regionálních účtů (2. část). *Statistika*. 2008, č. 6.

- [21] KOPOIN, Alexandre. Forecasting regional GDP with factor models: How useful are national and international data?. *Economics letters*. 2013, č. 121.
- [22] SPIEZIA, Vincenzo. Understanding Regional Growth. *The review of regional studies*. 2007, č. 3. DOI: 15530-892.
- [23] JADHAV, Arvind. Determinant of GDP Growth and the Impact of Austerity. *Journal of Applied Business and Economics*. 2013, č. 15.
- [24] EUROSTAT. *Manual on regional accounts methods* [online]. 2013 [cit. 2014-04-07]. ISSN 2315-0815. Dostupné z: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product\\_details/publication?p\\_product\\_code=KS-GQ-13-001](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/product_details/publication?p_product_code=KS-GQ-13-001)
- [25] KAHOUN, Jaroslav. Working Paper CES VŠEM. *Ukazatele regionální konkurenceschopnosti v České republice*. 2007, č. 5.
- [26] KAHOUN, Jaroslav. Statistika. *Metoda výpočtu regionálního HDP v České republice*. 2009, č. 6. DOI: 0322-788x.
- [27] KAHOUN, Jaroslav. Regionální hrubý domácí produkt: důchodový a produkční přístup. *Centrum výzkumu konkurenční schopnosti České republiky: Working paper* [online]. 2011, č. 6 [cit. 2014-04-07]. DOI: 1801-4496. Dostupné z: [https://is.muni.cz/do/econ/soubory/oddeleni/centrum/papers/WP\\_06.pdf](https://is.muni.cz/do/econ/soubory/oddeleni/centrum/papers/WP_06.pdf)
- [28] SIXTA, Jaroslav a Jaroslav KAHOUN. Regional GDP Compilation: Production, Income and Expenditure Approach. *Statistika*. 2013, č. 93.
- [29] Evropský srovnávací program. In: *Český statistický úřad* [online]. 2013 [cit. 2014-09-13]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/evropsky\\_srovnavaci\\_program](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/evropsky_srovnavaci_program)
- [30] KAHOUN, Jaroslav. Regionální disparity v ČR - HDP versus disponibilní důchod. *Odborný vědecký časopis Centra ekonomických studií: Ekonomické listy* [online]. 2010, č. 3 [cit. 2014-04-07]. DOI: 1804-4166. Dostupné z: [http://www.vsem.cz/data/data/ces-soubory/ekonomicke\\_listy/gf\\_Ekonomicke%20listy\\_03\\_2010.pdf](http://www.vsem.cz/data/data/ces-soubory/ekonomicke_listy/gf_Ekonomicke%20listy_03_2010.pdf)



- [31] KAHOUN, Jaroslav. Regionální ekonomická výkonnost a disponibilní důchod domácností. *Centrum výzkumu konkurenční schopnosti české ekonomiky: Working paper*. 2010, č. 15.
- [32] HÝBLOVÁ, Aneta. Vliv přímých zahraničních investic na ekonomickou výkonnost regionu. *Regionální rozvoj: Mezi teorií a praxí*. 2013, mimořádné vydání. Dostupné z: <http://www.regionálnírozvoj.eu/2013mimoradne-cislo/vliv-primych-zahranicnich-investic-na-ekonomickou-vykonnost-regionu>
- [33] *Statistická ročenka Ústeckého kraje 2013*. Ústí nad Labem: Krajská správa ČSÚ v Ústí nad Labem, 2013. ISSN 421011-13.
- [34] Krajská správa ČSÚ v Ústí nad Labem. *Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-11-26]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/x/krajedata.nsf/krajenejnovjsi/xu>
- [35] *Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-11-26]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/home>
- [36] *Statistická ročenka Libereckého kraje 2013*. Liberec: Krajská správa ČSU v Liberci, 2013. ISSN 511011-13.
- [37] Krajská správa ČSÚ v Liberci. *Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-11-26]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/xl/redakce.nsf/i/home>
- [38] Český statistický úřad Krajská správa ČSÚ v Karlových Varech. *Český statistický úřad* [online]. 2014 [cit. 2014-11-30]. Dostupné z: <http://www.czso.cz/xk/redakce.nsf/i/home>
- [39] *Statistická ročenka Karlovarského kraje 2013*. Karlovy Vary: Krajská správa ČSU v Karlových Varech, 2014. ISSN 4110111-13.
- [40] *Základní tendence demografického, sociálního a ekonomického vývoje Libereckého kraje v roce 2011* [online]. 2011 [cit. 2014-12-28]. ISSN 5/2012 - 7701. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/4B004CDB59/\\$File/51136412.pdf](http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/4B004CDB59/$File/51136412.pdf)
- [41] Vývoj počtu podnikatelských subjektů – vzniky a zániky firem v roce 2009. *DENÍK veřejné správy* [online]. 2010, č. 3 [cit. 2014-12-28]. Dostupné z: <http://www.dvs.cz/clanek.asp?id=6446171>

- [42] Sdělení Českého statistického úřadu. In: *Český statistický úřad* [online]. 2007 [cit. 2014-12-29]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/sdeleni\\_csu\\_ze\\_dne\\_18\\_zari\\_2007\\_o\\_zavedeni\\_klasifikace\\_ekonomickych\\_cinnosti\\_%28cz\\_nace%29/\\$File/sdeleni\\_cz-nace.pdf](http://www.czso.cz/csu/klasifik.nsf/i/sdeleni_csu_ze_dne_18_zari_2007_o_zavedeni_klasifikace_ekonomickych_cinnosti_%28cz_nace%29/$File/sdeleni_cz-nace.pdf)
- [43] Základní tendence demografického, sociálního a ekonomického vývoje Ústeckého kraje v roce 2008. In: *Český statistický úřad: Krajská správa ČSÚ v Ústí nad Labem* [online]. 2008 [cit. 2014-12-30]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/xu/redakce.nsf/i/zakladni\\_tendence\\_demografickeho\\_socialniho\\_a\\_ekonomickeho\\_vyvoje\\_usteckeho\\_kraje](http://www.czso.cz/xu/redakce.nsf/i/zakladni_tendence_demografickeho_socialniho_a_ekonomickeho_vyvoje_usteckeho_kraje)
- [44] Analýza vývoje zaměstnanosti a nezaměstnanosti v roce 2008. In: *Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR* [online]. 2009 [cit. 2014-12-30]. Dostupné z: [http://portal.mpsv.cz/sz/politikazamest/trh\\_prace/rok2008/Anal2008.pdf](http://portal.mpsv.cz/sz/politikazamest/trh_prace/rok2008/Anal2008.pdf)
- [45] Liberecký kraj. In: *CzechInvest* [online]. 2014 [cit. 2015-01-01]. Dostupné z: <http://www.czechinvest.org/data/files/liberecky-kraj-2014-4346.pdf>
- [46] CzechInvest: Přímé investice od vstupu do unie dosáhly 415 miliard. In: *E15: Zprávy* [online]. 2014 [cit. 2015-01-02]. Dostupné z: <http://zpravy.e15.cz/byznys/prumysl-a-energetika/czechinvest-prime-investice-od-vstupu-do-unie-dosahly-415-miliard-1077303#>
- [47] HÝBLOVÁ, Bc. Aneta. *Univerzita Pardubice Fakulta ekonomicko - správní Přímé zahraniční investice a rozvoj regionu*. 2013. Dostupné z: [http://dspace.upce.cz/bitstream/10195/52529/3/HyblovaA\\_PrimeZahranicni\\_IK\\_2013.pdf](http://dspace.upce.cz/bitstream/10195/52529/3/HyblovaA_PrimeZahranicni_IK_2013.pdf)
- [48] Míra ekonomické aktivity. In: *Informační portál Libereckého kraje pro inovace* [online]. 2013 [cit. 2015-01-02]. Dostupné z: <http://www.portal-inovace.cz/cz/technologicky-profil-lk/trh-prace/ekonomicka-aktivita/>
- [49] Projekt Průzkum trhu výzkumných a vývojových potřeb podnikatelských subjektů v Ústeckém kraji: Závěrečná zpráva. In: *BermanGroup* [online]. 2012 [cit. 2015-03-08]. Dostupné z: <http://icuk.cz/files/docs/Pruzkum-trhu-vyzkumnych-a-vyvojovych-potreb-podnikatelskych-subjektu-v-Usteckem-kraji.pdf>

[50] MASARYKOVA UNIVERSITA. *Gretl - uživatelská příručka*. Ekonomicko -  
správní fakulta, 2008. Dostupné z: [http://www.thunova.cz/wp-  
content/uploads/CZU/Manual\\_gretl.pdf](http://www.thunova.cz/wp-content/uploads/CZU/Manual_gretl.pdf)

[51] Analýza rozvojových charakteristik a potenciálu Karlovarského kraje. In:  
*BermanGroup* [online]. 2012 [cit. 2015-03-08]. Dostupné z: [http://www.kr-  
karlovarsky.cz/region/Documents/P1\\_Analyza\\_PRKK\\_2x.pdf](http://www.kr-karlovarsky.cz/region/Documents/P1_Analyza_PRKK_2x.pdf)

## 9 Seznam grafů

<b>Graf č. 1: Vývoj regionálního HDP a regionálního čistého disponibilního důchodu ve vybraných krajích ČR za rok 2012 v Kč.....</b>	<b>28</b>
<b>Graf č. 2: Vývoj HDP na obyvatele v Kč za období 1995 – 2012 v Ústeckém kraji</b>	<b>31</b>
<b>Graf č. 3: Vývoj HDP na obyvatele v Kč za období 1995 – 2012 v Libereckém kraji .....</b>	<b>33</b>
<b>Graf č. 4: Vývoj HDP na obyvatele v Kč za období 1995 – 2012 v Karlovarském kraji.....</b>	<b>34</b>
<b>Graf č. 5: Vývoj RHDP v období 1995 – 2013 v mil. Kč .....</b>	<b>36</b>
<b>Graf č. 6: Růst/pokles RHDP ve vybraných krajích v období 1996 – 2013 v %.....</b>	<b>37</b>
<b>Graf č. 7: Vývoj počtu podnikatelských subjektů ve vybraných krajích ČR v období 1995 – 2013.....</b>	<b>38</b>
<b>Graf č. 8: Růst/pokles počtu podnikatelských subjektů ve vybraných krajích v období 1995 - 2013 .....</b>	<b>39</b>
<b>Graf č. 9: Vývoj hrubé přidané hodnoty v mil Kč ve vybraných krajích v období 1995 – 2013 .....</b>	<b>40</b>
<b>Graf č. 10: Růst/pokles hrubé přidané hodnoty ve vybraných krajích v období 1995 – 2013 .....</b>	<b>41</b>
<b>Graf č. 11: Vývoj počtu zaměstnaných osob ve vybraných krajích v období 1995 – 2013 .....</b>	<b>43</b>
<b>Graf č. 12: Nárůst/pokles počtu zaměstnaných osob v % v období 1995 – 2013 ....</b>	<b>44</b>
<b>Graf č. 13: Vývoj registrované míry nezaměstnanosti ve vybraných krajích v období 1995 – 2013.....</b>	<b>45</b>

<b>Graf č. 14: Nárůst/pokles míry nezaměstnanosti ve vybraných krajích v období 1995 – 2013 .....</b>	<b>46</b>
<b>Graf č. 15: Vývoj průměrné hrubé měsíční mzdy v Kč v období 1995 – 2013.....</b>	<b>47</b>
<b>Graf č. 16: Nárůst/pokles průměrné hrubé měsíční mzdy ve vybraných krajích v období 1995 – 2013.....</b>	<b>48</b>
<b>Graf č. 17: Vývoj náhrad zaměstnancům ve vybraných krajích v mil. Kč v období 1995 – 2013 .....</b>	<b>48</b>
<b>Graf č. 18: Růst/pokles náhrad zaměstnancům v % ve vybraných krajích v období 1995 – 2013 .....</b>	<b>49</b>
<b>Graf č. 19: Vývoj náhrad zaměstnanců v Libereckém kraji v mil. Kč za období 1995 – 2013, opravená data.....</b>	<b>50</b>
<b>Graf č. 20: Vývoj počtu volných pracovních míst ve vybraných krajích za období 1995 – 2013 .....</b>	<b>51</b>
<b>Graf č. 21: Vývoj tvorby hrubého fixního kapitálu v mil. Kč v období 1995 – 2013 .....</b>	<b>52</b>
<b>Graf č. 22: Nárůst/pokles tvorby hrubého fixního kapitálu v % v období 1996 – 2013 .....</b>	<b>54</b>
<b>Graf 23: Vývoj přímých zahraničních investic v mil. Kč ve vybraných krajích ČR v období 1995 – 2013.....</b>	<b>55</b>
<b>Graf č. 24: Růst/pokles PZI v % v období 1995 – 2013.....</b>	<b>56</b>
<b>Graf č. 25: Vývoj ekonomické aktivity obyvatelstva ve vybraných krajích v % za období 1995 – 2013.....</b>	<b>57</b>
<b>Graf č. 26: Nárůst/pokles míry ekonomické aktivity obyvatel ve vybraných krajích v % v období 1995 – 2013.....</b>	<b>58</b>

**Graf č. 27: Vývoj počtu obyvatel ve vybraných krajích ČR v období 1995 – 2012 59**

**Graf č. 28: Nárůst/pokles počtu obyvatel ve vybraných krajích za období 1995 – 2013 ..... 60**

## **10 Seznam tabulek**

**Tabulka č. 1: Deklarace proměnných modelu pro Ústecký kraj ..... 61**

**Tabulka č. 2: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Ústecký kraj ..... 65**

**Tabulka č. 3: Odhadnuté parametry 2. rovnice pro Ústecký kraj ..... 65**

**Tabulka č. 4: Deklarace proměnných modelu pro Liberecký kraj ..... 71**

**Tabulka č. 5: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Liberecký kraj ..... 74**

**Tabulka č. 6: Odhadnuté parametry 2. rovnice modelu pro Liberecký kraj ..... 74**

**Tabulka č. 7: Deklarace proměnných modelu pro Karlovarský kraj ..... 80**

**Tabulka č. 8: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Karlovarský kraj ..... 82**

**Tabulka č. 9: Odhadnuté parametry 1. rovnice modelu pro Karlovarský kraj ..... 83**

**Tabulka č. 10: Prognóza ex-post pro roky 2012 a 2013 pro model Ústeckého kraje ..... 88**

**Tabulka č. 11: Prognóza ex-post pro roky 2012 a 2013 pro model Libereckého kraje ..... 89**

**Tabulka č. 12: Prognóza ex-post pro roky 2012 a 2013 pro model Karlovarského kraje ..... 89**

**Tabulka č. 13: Odhadnuté hodnoty roku 2014 a 2015 exogenních proměnných modelu pro Ústecký kraj ..... 90**

<b>Tabulka č. 14: Odhadnuté hodnoty exogenních proměnných v původních jednotkách pro Ústecký kraj .....</b>	<b>91</b>
<b>Tabulka č. 15: Odhadnuté hodnoty roku 2014 a 2015 exogenních proměnných modelu pro Liberecký kraj .....</b>	<b>92</b>
<b>Tabulka č. 16: Odhadnuté hodnoty exogenních proměnných v původních jednotkách pro Liberecký kraj.....</b>	<b>92</b>
<b>Tabulka č. 17: Odhadnuté hodnoty roku 2014 a 2015 exogenních proměnných modelu pro Karlovarský kraj.....</b>	<b>94</b>
<b>Tabulka č. 18: Odhadnuté hodnoty exogenních proměnných v původních jednotkách pro Karlovarský kraj .....</b>	<b>94</b>

## **11 Přílohy**

<b>Příloha č. 1 – Podkladová data pro analýzu časových řad – základní jednotky</b>
<b>Příloha č. 2 – Rozčlenění HPH do jednotlivých sektorů národního hospodářství dle NACE</b>
<b>Příloha č. 3 – Grafy HPH v sektorech NH pro vybrané kraje</b>
<b>Příloha č. 4 - THFK rozčleněná do NACE</b>
<b>Příloha č. 5 - Podkladová data pro odhad parametrů modelu pro Ústecký kraj</b>
<b>Příloha č. 6 - Korelační matice pro model Ústeckého kraje</b>
<b>Příloha č. 7 – Kovariační matice pro model Ústeckého kraje</b>
<b>Příloha č. 8 – Výsledky T-testu pro model Ústeckého kraje</b>
<b>Příloha č. 9 – Grafy reziduí pro model Ústeckého kraje</b>
<b>Příloha č. 10 - Podkladová data pro odhad parametrů modelu pro Liberecký kraj</b>

- Příloha č. 11 – Korelační matice pro model Libereckého kraje**
- Příloha č. 12 - Kovariační matice pro model Libereckého kraje**
- Příloha č. 13 – Výsledky T-testu pro model Libereckého kraje**
- Příloha č. 14 – Grafy reziduí pro model Libereckého kraje**
- Příloha č. 15 – Podkladová data pro odhad parametrů modelu pro Karlovarský kraj**
- Příloha č. 16 – Korelační matice pro model Karlovarského kraje**
- Příloha č. 17 – Kovariační matice pro model Karlovarského kraje**
- Příloha č. 18 – Výsledky T-testu pro model Karlovarského kraje**
- Příloha č. 19 – Grafy reziduí pro model Karlovarského kraje**
- Příloha č. 20 – Odhadnutý model pro prognózu ex – post pro Ústecký kraj**
- Příloha č. 21 - Odhadnutý model pro prognózu ex – post pro Liberecký kraj**
- Příloha č. 22 - Odhadnutý model pro prognózu ex – post pro Liberecký kraj**
- Příloha č. 23 - Trendové funkce proměnných modelu Ústeckého kraje**
- Příloha č. 24 - Odhad parametrů redukovaného modelu Ústeckého kraje**
- Příloha č. 25 – Výpočty prognózy ex – ante pro endogenní proměnné modelu Ústeckého kraje**
- Příloha č. 26 – Trendové funkce proměnných modelu Libereckého kraje**
- Příloha č. 27 - Odhad parametrů redukovaného modelu Libereckého kraje**
- Příloha č. 28 - Výpočty prognózy ex – ante pro endogenní proměnné modelu Libereckého kraje**



**Příloha č. 29 – Trendové funkce proměnných pro model Karlovarského kraje**

**Příloha č. 30 - Odhad parametrů redukovaného model Karlovarského kraje**

**Příloha č. 31 - Výpočty prognózy ex – ante pro endogenní proměnné modelu Karlovarského kraje**

Příloha č. 1 – Podkladová data pro analýzu časových řad – základní jednotky

ROK	HDP v BC v mil. Kč			HPH v BC v mil. Kč			Počet podnikat. subjektů			Prům. hr. měsíční mzda v			Tvorba investic v mil. Kč			PZI v mil. Kč			Počet volných prac. míst		
	KRAJ	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK
1995	44252	120995	60237	40321	110247	54886	37699	90220	58769	7838	8112	7561	13901	41480	17550	8039	38209	8755	2338	5931	4005
1996	48467	136105	67802	44064	123741	61643	41916	102443	64282	9111	9510	8962	18829	45211	16732	8886	42019	9590	2426	5443	4415
1997	50732	141195	74215	46327	128934	67771	49592	113647	75455	9907	10383	9863	14128	45817	17887	9733	45829	10935	1652	3897	3186
1998	54867	151124	79461	50162	138165	72647	52666	122600	80670	10610	11238	10687	13507	45078	18864	10183	42322	11772	1270	2119	2447
1999	56251	154459	84252	51209	140614	76700	58000	133811	86074	11407	12066	11613	13133	38621	21138	12811	51983	13046	1259	2523	2621
2000	59855	157675	90082	54692	144073	82311	60903	140366	89752	12119	12646	12435	13639	40216	24904	10508	60947	15775	1542	2798	3649
2001	62351	166321	96478	57028	152121	88241	63164	145010	93186	13042	13553	13463	21172	47134	21646	11100	69279	17766	1401	3295	2677
2002	65950	174695	99051	60441	160103	90777	70591	156185	102924	13322	14030	13632	20309	45393	25119	14779	76274	22306	1226	2581	1908
2003	68333	186915	95556	62631	171319	87583	73656	163393	107354	13998	14895	14481	21073	57641	31563	13823	67828	28875	1147	2745	1785
2004	71495	201331	102396	64836	182579	92859	74580	163874	108207	14912	15804	15253	20422	48079	32266	15443	75838	43613	1196	2948	2547
2005	74130	213774	113823	67110	193531	103045	75762	166219	109557	15493	16577	16182	22288	46680	30688	16040	61918	46116	1206	2710	2425
2006	76540	228374	120553	69650	207815	109701	76814	169083	111299	16391	17489	17118	20463	53970	28594	16323	80629	47173	2354	5003	3648
2007	83137	243914	125101	75362	221103	113401	77780	171940	112830	17448	18703	18398	19931	72286	30214	17940	104831	52675	3167	6462	4612
2008	84114	255494	127616	76400	232064	115913	80802	175521	114491	18621	19957	19807	22581	70269	35051	20021	103853	60646	2087	4485	2279
2009	84468	256371	123138	76528	232272	111563	80979	174621	114990	19450	20850	20426	20280	67585	29882	22181	103870	58389	830	1721	1201
2010	82811	249591	126195	75045	226184	114360	82322	176422	117230	19700	21166	20739	24345	82405	29276	20981	104276	62353	748	2238	1417
2011	82883	252289	128136	74934	228092	115847	83396	178718	118766	20095	21327	21581	23969	78741	31402	19686	87118	58615	1088	1974	1780
2012	82239	249915	132309	74040	224999	119118	83103	179126	119908	20567	21867	22117	24724	74102	34628	15806	83669	61282	1027	1786	1831

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

ROK	Míra ekonomické aktivity			Zaměstnanost (osoby)			Míra reg. nezaměstnanosti			Náhrady zaměstnancům			Produktivita práce v Kč			počet obyvatel		
	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK	KK	ÚK	LK
1995	65,25	62,51	63,52	157792	387742	217747	2,12	5,79	2,45	17613	47222	22875	152,74	164,27	147,61	305094	825628	428920
1996	65,32	61,95	62,52	158908	374357	214991	2,72	7,05	3,00	19863	54111	26472	166,75	191,38	169,31	305088	825188	429076
1997	65,02	62,67	60,85	156995	370336	212385	4,64	10,00	5,16	21043	58063	28898	175,68	200,72	187,56	304825	825674	429020
1998	64,20	61,69	60,60	151918	358666	201942	6,85	13,18	6,98	21952	60078	29655	194,98	219,30	209,30	304950	826504	429090
1999	64,00	61,04	61,79	152394	344293	200633	9,04	15,92	7,77	22525	61124	31013	197,53	231,66	221,38	304743	826771	429071
2000	65,15	60,49	60,48	153631	340179	199732	8,02	16,15	6,44	23907	62356	33574	208,44	239,89	237,53	304599	826992	429113
2001	62,97	61,13	60,58	151213	346135	201128	8,71	15,83	7,35	25023	65459	36539	230,00	259,17	264,18	303888	820241	428097
2002	62,05	59,94	60,40	147233	349076	201705	10,07	17,13	8,68	26848	69673	38206	248,95	269,85	270,51	303761	819442	427418
2003	61,52	59,09	59,86	149964	343794	198968	10,62	17,94	9,48	26940	73229	39768	271,96	313,76	278,22	303722	820619	427395
2004	61,52	60,72	60,60	145852	346562	202081	10,75	15,85	8,22	28292	78492	42569	273,67	332,91	310,78	304587	822977	428268
2005	62,80	60,44	59,65	150756	346488	201823	10,28	15,41	7,73	30007	82667	46341	273,67	332,91	310,78	304573	823193	429803
2006	61,53	60,48	59,11	147782	348990	200636	9,20	13,77	7,04	31494	86956	48784	290,58	356,94	335,34	304573	823193	429803
2007	61,40	57,51	57,69	146402	348155	201951	7,32	10,96	6,05	32622	93081	67458	321,99	385,08	348,36	305620	825523	432109
2008	60,81	57,18	56,46	151202	367083	197769	7,62	10,26	6,95	35393	98149	55709	314,31	383,84	359,66	308577	834283	435790
2009	61,22	57,26	57,30	144907	352021	193430	11,07	13,61	11,24	34727	96234	51471	332,23	412,31	361,43	307962	836128	438238
2010	61,66	57,48	57,96	142634	355145	194386	11,39	13,90	10,54	33984	95384	51988	326,58	393,61	364,19	307619	835796	439483
2011	59,89	57,45	57,50	141032	352404	193887	9,83	12,94	9,46	34301	96606	53264	329,31	399,69	370,19	303519	828595	438132
2012	60,00	56,77	57,57	138212	341798	188091	10,84	14,02	10,26	34336	95512	55083	336,27	410,76	407,04	302484	827317	438593

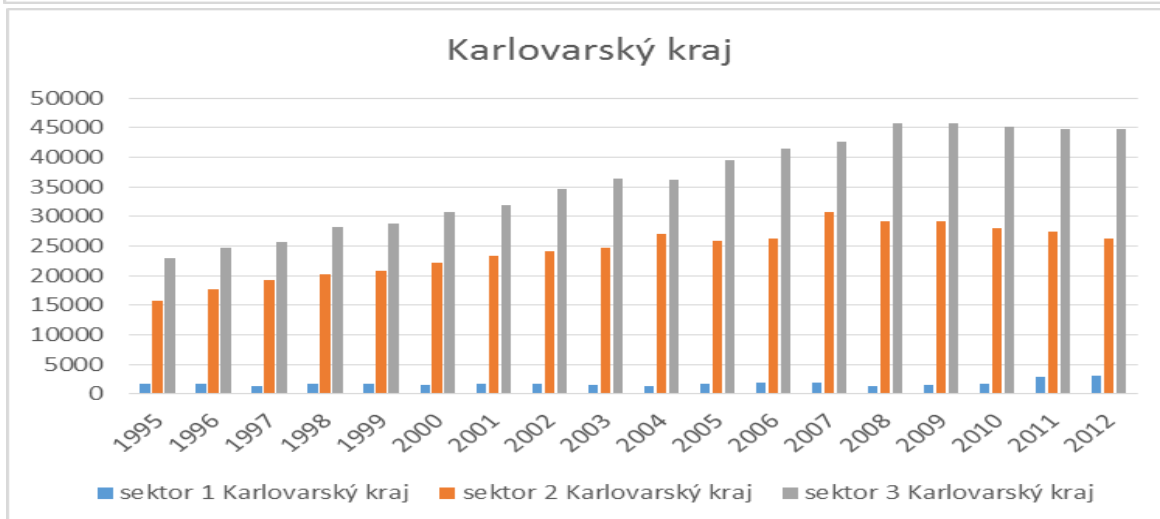
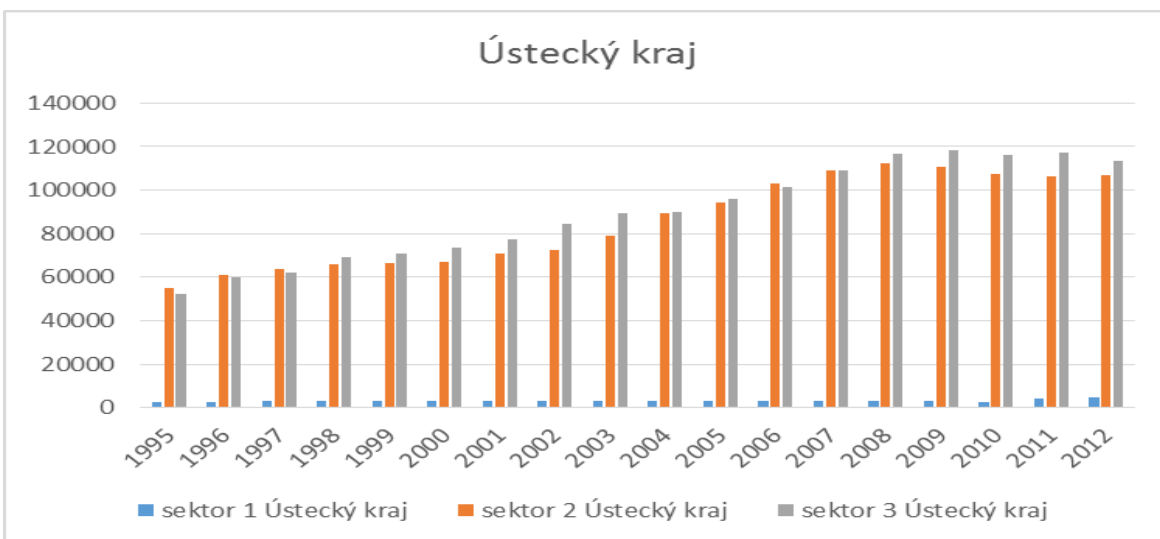
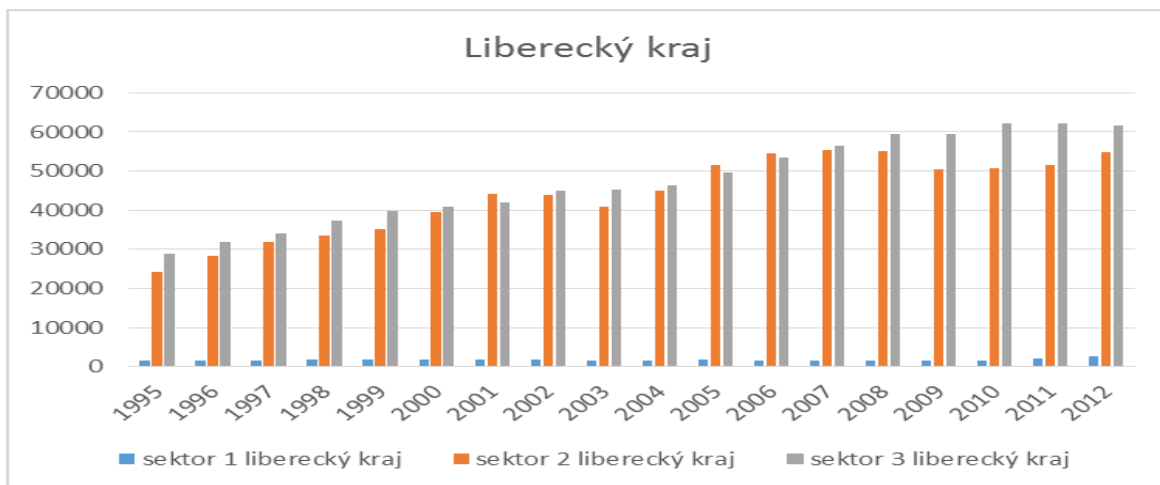
Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha č. 2 – Rozčlenění HPH do jednotlivých sektorů národního hospodářství dle NACE**

Rok	Území	HPH celkem v běžných cenách	Primární sektor -	Sekundární sektor - průmysl			Terciální sektor - služby								
			Zemědělství, lesnictví a rybnářství	Průmysl, těžba a dobývání celkem	z toho: zpracovatelský průmysl	Stavební ctví	celkem 2. sektor	Obchod, doprava, ubytování a pobyt	Informační a komunikační činnosti	Peněžní ctví a pojišťovnictví	Činnosti v oblasti nemovitostí	Profesní, vědecké, techn. a admin. činnosti	Verejná správa, vzdělávání, zdravotní a sociální činnosti	Ostatní činnosti	celkový terciální sektor
1995	KK	40321	1631	12370	7382	3309	15679	9525	406	843	1826	1654	6770	1987	23011
	ÚK	110247	2737	46248	24692	8835	55083	18122	2000	2300	7037	4936	15296	2736	52427
	LK	54886	1613	18920	17675	5375	24295	12239	800	1180	3570	3062	6888	1239	28978
1996	KK	44064	1639	14150	8678	3618	17768	9185	584	849	1960	2395	7634	2050	24657
	ÚK	123741	2805	50758	28347	10300	61058	19062	2979	2297	8028	7017	17549	2946	59878
	LK	61643	1605	22270	20820	5964	28234	13065	1036	1222	3863	3503	7844	1271	31804
1997	KK	46327	1423	15776	10489	3437	19213	9381	656	859	2323	1942	8226	2304	25691
	ÚK	128934	2989	51780	32138	11823	63603	21536	3024	2315	8203	4924	18888	3452	62342
	LK	67771	1738	24966	23469	6949	31915	13863	1279	1220	4405	3560	8321	1470	34118
1998	KK	50162	1671	16975	11930	3239	20214	10531	629	1043	2694	1870	8993	2517	28277
	ÚK	138165	3166	53901	34494	12076	65977	24084	3179	2806	9588	5468	20129	3768	69022
	LK	72647	2002	26060	24537	7353	33413	15147	1307	1574	5059	3682	8953	1510	37232
1999	KK	51209	1631	17779	12774	3021	20800	10542	630	947	3062	1914	9130	2553	28778
	ÚK	140614	3124	55329	36073	11169	66498	25192	3015	2544	10510	4825	21154	3752	70992
	LK	76700	1792	27770	26098	7272	35042	16584	1374	1466	5772	3872	9211	1587	39866
2000	KK	54692	1613	19130	14065	3140	22270	11737	671	898	3568	1814	9500	2621	30809
	ÚK	144073	3288	56555	38081	10420	66975	25611	3254	2102	12160	4731	21823	4129	73810
	LK	82311	1882	32667	31053	6871	39538	16361	1451	1262	6631	3593	9767	1826	40891
2001	KK	57028	1660	20315	14853	3064	23379	11480	686	837	3779	1752	10513	2942	31989
	ÚK	152121	3404	60502	40375	10604	71106	26981	3429	2112	12472	4886	23509	4222	77611
	LK	88241	1992	37168	35479	6971	44139	15996	1486	1484	6847	3695	10713	1889	42110
2002	KK	60441	1651	20455	14657	3628	24083	12104	819	686	3923	2527	11370	3278	34707
	ÚK	160103	3015	60885	39501	11858	72743	29406	3819	1831	13270	5993	25524	4502	84345
	LK	90777	1746	35456	33271	8568	44024	16633	1639	1348	7272	3966	11943	2206	45007
2003	KK	62631	1511	20809	15006	3916	24725	13693	809	1050	4745	1944	10770	3384	36395
	ÚK	171319	2948	65940	42617	12974	78914	32190	3720	2716	11646	6176	28327	4682	89457
	LK	87583	1575	34443	31759	6418	40861	16405	1479	1759	7075	3265	12883	2281	45147
2004	KK	64836	1414	22381	15392	4749	27130	12362	964	983	4858	2205	11248	3672	36292
	ÚK	182579	2958	75007	49639	14588	89595	31127	3264	2757	12415	7111	28928	4424	90026
	LK	92859	1529	38871	35896	6128	44999	16360	1820	1931	7157	3523	13128	2412	46331
2005	KK	67110	1673	21265	16426	4558	25823	13886	1086	953	5954	2899	11710	3126	39614
	ÚK	193531	3134	78917	52269	15570	94487	30571	5542	2416	14061	7622	31157	4541	95910
	LK	103045	1782	44919	41737	6617	51536	17435	2457	1897	7835	3639	13891	2573	49727
2006	KK	69650	1934	21829	16511	4391	26220	14137	947	1067	6361	2670	12678	3636	41496
	ÚK	207815	3173	87805	57892	15315	103120	34018	5496	2395	14213	7869	32894	4637	101522
	LK	109701	1723	47124	43754	7358	54482	18393	2121	2282	8583	4608	14863	2646	53496
2007	KK	75362	1934	26199	17300	4651	30850	14183	1060	1329	6759	3308	12375	3564	42578
	ÚK	221103	3076	91319	60369	17867	109186	36590	5368	2926	15953	8602	34453	4949	108841
	LK	113401	1671	47367	44255	7951	55318	18609	2295	2753	9327	4470	15796	3162	56412
2008	KK	76400	1428	24594	16131	4579	29173	14253	914	1495	7230	3710	15281	2916	45799
	ÚK	232064	3295	94002	57380	18199	112201	37428	7921	3409	18039	9091	36497	4183	116568
	LK	115913	1534	46679	43329	8263	54942	18477	2194	3155	9714	5159	17730	3008	59437
2009	KK	76528	1511	23761	13883	5418	29179	14791	904	1642	7483	3000	15185	2833	45838
	ÚK	232272	3195	91000	47720	19542	110542	37490	8025	3744	17486	10125	37202	4463	118535
	LK	111563	1625	42763	39094	7701	50464	17340	2311	3132	10707	5428	17435	3121	59474
2010	KK	75045	1802	22642	14540	5472	28114	15249	816	1593	7390	2780	14514	2787	45129
	ÚK	226184	2847	88206	50786	19211	107417	35847	7638	3741	17861	9295	37395	4143	115920
	LK	114360	1669	42707	38870	7885	50592	20595	2128	3322	10822	4647	17629	2956	62099
2011	KK	74934	2818	23248	15136	4116	27364	14489	685	1623	7419	3308	14378	2850	44752
	ÚK	228092	4243	89482	53127	16946	106428	39336	7074	4028	18111	9391	35352	4129	117421
	LK	115847	2214	44540	40637	7034	51574	19853	2275	3354	10768	4746	18764	2299	62059
2012	KK	74040	3034	22368	14498	3898	26266	14807	657	1445	7466	2732	14344	3289	44740
	ÚK	224999	4573	90816	54703	16060	106876	35643	7049	3992	18231	9100	35667	3868	113550
	LK	119118	2578	47958	43706	6911	54869	19433	2068	2936	11103	5282	18308	2541	61671

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha č. 3 – Grafy HPH v sektorech NH pro vybrané kraje**



Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

### Příloha č. 4 - THFK rozčleněná do NACE

v mil Kč	Území	Tvorba hrubého fixního kapitálu	1. sektor				2. sektor				3. sektor							
			Zemědělství, lesnictví a rybníkářství	Průmysl, těžba a dobývání			Stavebnictví	Celkem 2. sektor	Obchod, doprava, ubytování a pohostinství	Informační a komunikační činnosti	Peněžnictví a pojišťovnictví	Činnosti v oblasti nemovitosti	Profesní, vědecké, technické a administrativní činnosti	Verejná správa a obrana, vzdělávání, zdravotnictví a sociální	Ostatní činnosti	Celkem 3. sektor		
				celkem	B+C+D+E	C											F	G+H
Rok	NACE	Celkem	A	B+C+D+E	C	F	G+H	J	K	L	M+N	O+P+Q	R+S+T+U					
1995	Karlovarský kraj	13901	150	5564	3096	317	5881	1596	180	99	1850	1890	2178	77	7870			
	Ústecký kraj	41480	1158	27627	11459	1119	28746	4364	303	422	1409	905	3872	301	11576			
	Liberecký kraj	17550	376	7784	4938	511	8295	3218	293	365	1144	1130	2300	429	8879			
1996	Karlovarský kraj	18829	190	10828	2242	390	11218	1653	365	107	2249	1303	1640	104	7421			
	Ústecký kraj	45211	924	28313	11466	977	29290	7955	866	379	1785	622	3133	257	14997			
	Liberecký kraj	16732	447	6735	5196	360	7095	2872	649	310	1507	858	2775	219	9190			
1997	Karlovarský kraj	14128	180	7458	3469	470	7928	2540	188	159	1465	316	1033	319	6020			
	Ústecký kraj	45817	1382	27447	14042	1504	28951	6888	1508	766	2622	1445	1752	503	15484			
	Liberecký kraj	17887	386	7551	5647	791	8342	3811	745	526	1685	727	1299	366	9159			
1998	Karlovarský kraj	13507	240	5915	3548	314	6229	2417	347	41	2321	719	1101	92	7038			
	Ústecký kraj	45078	1181	23961	12045	1235	25196	8658	1798	212	3631	1676	2413	313	18701			
	Liberecký kraj	18864	361	7591	5580	1040	8631	3660	1056	128	2344	1001	1277	406	9872			
1999	Karlovarský kraj	13133	201	5779	3675	221	6000	3104	188	41	2057	347	991	204	6932			
	Ústecký kraj	38621	479	21968	12983	704	22672	7309	847	138	3167	1240	1852	917	15470			
	Liberecký kraj	21138	232	8773	6132	404	9177	5107	578	153	2350	660	1425	1456	11729			
2000	Karlovarský kraj	13639	219	5762	3619	448	6210	2135	215	84	2263	205	1521	787	7210			
	Ústecký kraj	40216	816	21797	13748	1285	23082	6178	1277	92	3659	1144	3273	695	16318			
	Liberecký kraj	24904	468	9635	7547	844	10479	4388	1172	51	2789	1184	2424	1949	13957			
2001	Karlovarský kraj	21172	418	8124	3283	393	8517	5378	624	337	2726	391	2215	566	12237			
	Ústecký kraj	47134	694	23717	16464	1683	25400	7100	2466	333	5674	2557	2429	481	21040			
	Liberecký kraj	21646	372	8781	7504	706	9487	3896	1191	322	2955	907	2019	497	11787			
2002	Karlovarský kraj	20309	402	8606	5399	266	8872	3032	152	47	3117	292	3858	537	11035			
	Ústecký kraj	45393	1250	23085	17034	965	24050	6728	969	217	5468	1509	4325	877	20093			
	Liberecký kraj	25119	765	8543	7709	1134	9677	4044	916	264	4131	1627	3024	671	14677			
2003	Karlovarský kraj	21073	292	6891	4300	513	7404	5226	248	155	3454	865	2275	1154	13377			
	Ústecký kraj	57641	672	25693	20380	1990	27683	13015	1058	406	5117	1491	7306	893	29286			
	Liberecký kraj	31563	315	14763	13527	1268	16031	4084	487	399	3699	952	4703	893	15217			
2004	Karlovarský kraj	20422	238	5954	3680	570	6524	5973	253	73	3281	815	3011	274	13660			
	Ústecký kraj	48079	710	22573	16569	1883	24456	7908	702	160	5581	1522	6239	801	22913			
	Liberecký kraj	32266	430	14877	14064	853	15730	5465	510	107	4035	931	4328	730	16106			
2005	Karlovarský kraj	22288	293	5093	2278	587	5680	7549	281	77	4132	727	3122	427	16315			
	Ústecký kraj	46680	610	21657	16045	1624	23281	6866	808	158	7057	2284	4458	1158	22789			
	Liberecký kraj	30688	295	13245	11693	771	14016	4805	415	105	4180	699	3385	2788	16377			
2006	Karlovarský kraj	20463	221	7325	2842	552	7877	3862	148	27	3937	480	3232	679	12365			
	Ústecký kraj	53970	575	29597	23598	1722	31319	7072	669	66	6550	1925	5008	786	22076			
	Liberecký kraj	28594	412	11787	10944	852	12639	3733	530	68	4621	1370	4425	796	15543			
2007	Karlovarský kraj	19931	501	6089	3642	761	6850	4735	187	40	4235	861	1970	552	12580			
	Ústecký kraj	72286	813	38930	28286	2209	41139	9295	920	211	7974	2504	7988	1442	30334			
	Liberecký kraj	30214	364	10443	9567	1308	11751	5330	558	227	5414	1381	4277	912	18099			
2008	Karlovarský kraj	22581	466	6646	2645	997	7643	6703	231	87	3652	715	2639	445	14472			
	Ústecký kraj	70269	643	39804	20280	2804	42608	9865	677	283	7170	2117	5940	966	27018			
	Liberecký kraj	35051	353	11720	11089	1742	13462	4971	941	164	6254	4253	4108	545	21236			
2009	Karlovarský kraj	20280	571	5310	2306	589	5899	6314	991	74	2599	382	3031	419	13810			
	Ústecký kraj	67585	651	30502	15951	2193	32695	10391	1419	169	8870	1115	11478	797	34239			
	Liberecký kraj	29882	295	9956	8636	605	10561	5924	1215	116	6255	831	4087	598	19026			
2010	Karlovarský kraj	24345	376	6333	2193	741	7074	6238	1062	95	4146	703	4024	627	16895			
	Ústecký kraj	82405	1112	46499	13517	2713	49212	8659	1571	164	10056	1916	8419	1296	32081			
	Liberecký kraj	29276	425	8815	7557	1025	9840	4419	1537	133	6805	1230	4573	314	19011			
2011	Karlovarský kraj	23969	561	7154	3189	757	7911	3771	954	113	4671	587	3753	1648	15497			
	Ústecký kraj	78741	1614	41501	15184	1963	43464	11234	1307	339	9139	1726	9360	558	33663			
	Liberecký kraj	31402	759	12126	9830	746	12872	4575	1366	158	6431	1091	3821	329	17771			
2012	Karlovarský kraj	24724	742	7551	2803	586	8137	4898	966	73	2759	553	4388	2208	15845			
	Ústecký kraj	74102	2056	42288	17356	1819	44107	6182	1377	223	8960	1833	8825	539	27939			
	Liberecký kraj	34628	928	15714	12995	875	16589	3805	1337	85	4969	2589	4032	294	17111			

Zdroj: Český statistický úřad, vlastní zpracování

**Příloha č. 5 - Podkladová data pro odhad parametrů modelu pro Ústecký kraj**

rok	Tempo růstu HDP	volná místa	vektor	růst HPH 1.	rust HPH 2.	rust HPH 3.	rust PZI	míra nezam.	cddd	poc. podn. Subj.	mzda
	$y_{1t}$	$y_{2t}$	$x_{1t}$	$x_{2t}$	$x_{3t}$	$x_{4t}$	$x_{5t}$	$x_{6t}$	$x_{7t}$	$x_{8t}$	$x_{9t}$
1996	12,49	5 443	1	2,48	10,85	14,21	9,97	7,05	74 501	102 443	9 510
1997	3,74	3 897	1	6,56	4,17	4,12	9,07	10,00	83 671	113 647	10 383
1998	7,03	2 119	1	5,92	3,73	10,72	-29,47	13,18	87 400	122 600	11 238
1999	2,21	2 523	1	-1,33	0,79	2,85	60,83	15,92	90 783	133 811	12 066
2000	2,08	2 798	1	5,25	0,72	3,97	17,24	16,15	94 616	140 366	12 646
2001	5,48	3 295	1	3,53	6,17	5,15	13,67	15,83	99 880	145 010	13 553
2002	5,03	2 581	1	-11,43	2,30	8,68	10,10	17,13	99 511	156 185	14 030
2003	7,00	2 745	1	-2,22	8,48	6,06	-11,07	17,94	104 209	163 393	14 895
2004	7,71	2 948	1	0,34	13,53	0,64	11,81	15,85	109 489	163 874	15 804
2005	6,18	2 710	1	5,95	5,46	6,54	-18,36	15,41	115 140	166 219	16 577
2006	6,83	5 003	1	1,24	9,14	5,85	-2,08	13,77	124 085	169 083	17 489
2007	6,80	6 462	1	-3,06	5,88	7,21	72,91	10,96	128 794	171 940	18 703
2008	4,75	4 485	1	7,12	2,76	7,10	-0,93	10,26	139 833	175 521	19 957
2009	0,34	1 721	1	-3,03	-1,48	1,69	0,02	13,61	146 473	174 621	20 850
2010	-2,64	2 238	1	-10,89	-2,83	-2,21	0,39	13,90	145 442	176 422	21 166
2011	1,08	1 974	1	49,03	-0,92	1,29	-16,45	12,94	145 688	178 718	21 327
2012	-0,94	1 786	1	7,78	0,42	-3,30	-3,96	14,02	143 634	179 126	21 867
2013	-1,53	2 345	1	5,69	-0,90	-3,15	27,63	15,32	141 141	172 030	22 402

*Zdroj: Český statistický úřad + Česká národní banka, vlastní zpracování*

## Příloha č. 6 - Korelační matice pro model Ústeckého kraje

### Korelační matice 1. rovnice

$y_{1t}$	$x_{5t}$	$x_{2t}$	$x_{3t}$	$x_{4t}$	$x_{7t}$	$y_{2t}$	$x_{6t}$	
1,0000	-0,0307	-0,1257	0,8811	0,8541	-0,6404	0,6280	-0,2935	$y_{1t}$
	1,0000	-0,3148	-0,0048	-0,0771	-0,0909	0,4398	-0,0490	$x_{5t}$
		1,0000	-0,1698	-0,1334	0,2236	-0,1707	-0,1956	$x_{2t}$
			1,0000	0,5196	-0,5001	0,5601	-0,1219	$x_{3t}$
				1,0000	-0,6499	0,5523	-0,3728	$x_{4t}$
					1,0000	-0,2245	0,0525	$x_{7t}$
						1,0000	-0,6024	$y_{2t}$
							1,0000	$x_{6t}$

### Korelační matice 2. rovnice

$y_{1t}$	$x_{8t}$	$x_{6t}$	$x_{9t}$	$x_{5t}$	$y_{2t}$	
1,0000	-0,5027	-0,2935	-0,6402	-0,0307	0,6280	$y_{1t}$
	1,0000	0,3465	0,7207	-0,0724	-0,2266	$x_{8t}$
		1,0000	0,0997	-0,0490	-0,6024	$x_{6t}$
			1,0000	-0,0660	-0,2412	$x_{9t}$
				1,0000	0,4398	$x_{5t}$
					1,0000	$y_{2t}$

*Zdroj: Gretl, vlastní zpracování*



## Příloha č. 7 – Kovariační matice pro model Ústeckého kraje

### Kovariační matice pro 1. rovnici

const	X <sub>2t</sub>	X <sub>3t</sub>	X <sub>4t</sub>	Y <sub>2t</sub>	
0,202567	-0,000330996	0,000914661	-0,00209828	-1,24323e-005	const
	1,08701e-005	-8,43241e-007	3,00797e-006	2,45236e-008	X <sub>2t</sub>
		0,000199424	6,49514e-005	-7,66326e-007	X <sub>3t</sub>
			0,000241556	-6,98907e-007	X <sub>4t</sub>
				5,59726e-009	Y <sub>2t</sub>
		X <sub>5t</sub>	X <sub>7t</sub>	X <sub>6t</sub>	
		0,000110250	-4,95131e-007	-0,00714421	const
		1,21478e-006	-6,55451e-010	1,92974e-005	X <sub>2t</sub>
		1,98303e-005	2,00202e-008	-0,000143808	X <sub>3t</sub>
		2,26224e-005	2,94030e-008	-4,05111e-005	X <sub>4t</sub>
		-1,41509e-007	-1,11436e-010	1,04973e-006	Y <sub>2t</sub>
		6,10126e-006	3,46689e-009	-2,09106e-005	X <sub>5t</sub>
			6,85054e-012	-1,22781e-008	X <sub>7t</sub>
				0,000437110	X <sub>6t</sub>

### Kovariační matice 2. rovnice

const	Y <sub>1t</sub>	X <sub>5t</sub>	X <sub>6t</sub>	X <sub>8t</sub>	
1,83768e+006	-30980,9	-1072,26	-22824,2	-10,7321	const
	5096,28	63,7981	4722,17	-1,39043	Y <sub>1t</sub>
		34,7202	71,7160	-0,0171251	X <sub>5t</sub>
			9332,77	-2,25764	X <sub>6t</sub>
				0,000820119	X <sub>8t</sub>
				X <sub>9t</sub>	
				18,7797	const
				9,83452	Y <sub>1t</sub>
				0,134179	X <sub>5t</sub>
				13,7840	X <sub>6t</sub>
				-0,00488886	X <sub>8t</sub>
				0,0312272	X <sub>9t</sub>

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

## Příloha č. 8 – Výsledky T-testu pro model Ústeckého kraje

### T-test pro 1. rovnici modelu pro Ústecký kraj

	JV	X <sub>2t</sub>	X <sub>3t</sub>	X <sub>4t</sub>	X <sub>5t</sub>	X <sub>6t</sub>	X <sub>7t</sub>	y <sub>2t</sub>
<b>t-hodnoty</b>	1,6481	4,9590	41,4843	34,0291	7,4498	4,3569	5,0038	6,7908
<b>t-test 99 %</b>	nevýznamný	významný	významný	významný	významný	významný	významný	významný

Zdroj: Vlastní výpočty

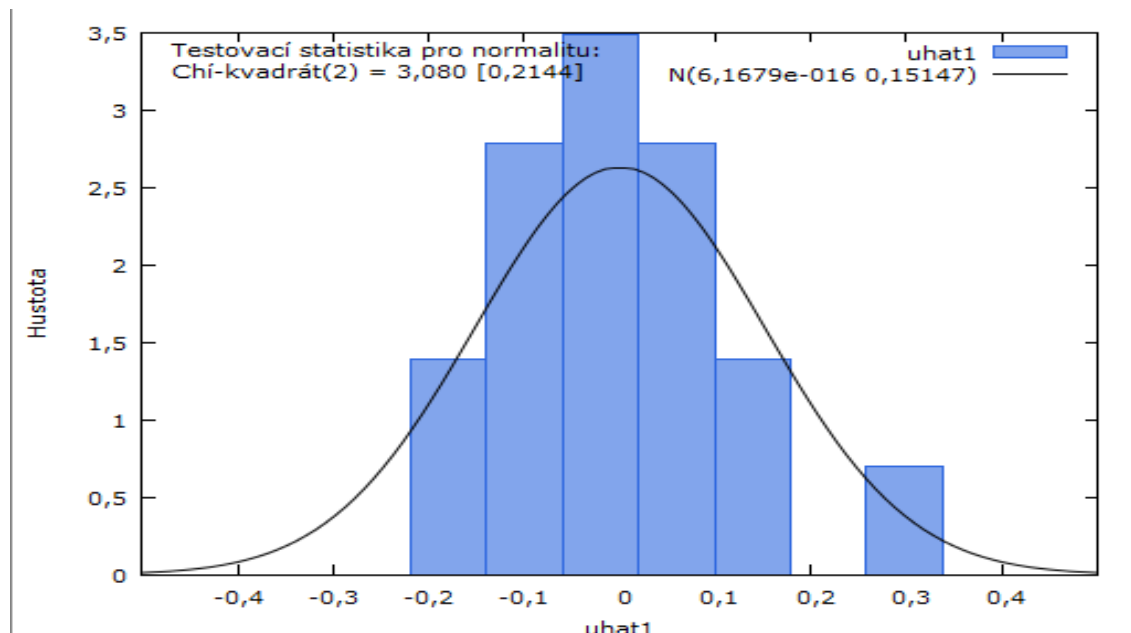
### T-test pro 2. rovnici modelu pro Ústecký kraj

	JV	y <sub>1t</sub>	X <sub>5t</sub>	X <sub>6t</sub>	X <sub>8t</sub>	X <sub>9t</sub>
<b>t-hodnoty</b>	1,8709	2,2206	3,9645	3,4592	1,7807	1,2197
<b>t-test 95 %</b>	nevýznamný	významný	významný	významný	nevýznamný	nevýznamný
<b>t-test 90 %</b>	významný	významný	významný	významný	významný	nevýznamný

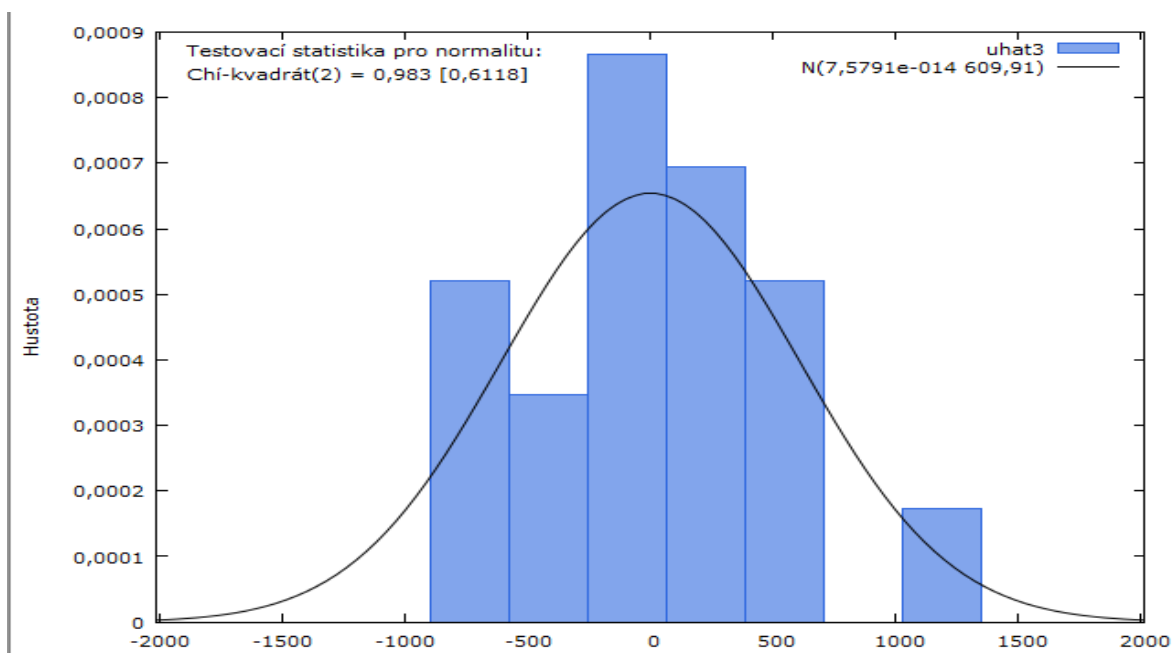
Zdroj: Vlastní výpočty

## Příloha č. 9 – Grafy reziduí pro model Ústeckého kraje

### Graf normality reziduí 1. rovnice



### Graf normality reziduí 2. rovnice pro Ústecký kraj



Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

## Příloha č. 10 - Podkladová data pro odhad parametrů modelu pro Liberecký kraj

	HDP ve BC	Volná místa	vektor	růst HPH 1.	růst HPH 2.	růst HPH 3.	růst PZI	počet podn. Subjektů	růst míry ek. Akt.	míra nezam.	růst poč. podn. Subj.	růst zaměstnaných	růst mezd
rok	y	$y_{1t}$	$x_{1t}$	$x_{2t}$	$x_{3t}$	$x_{4t}$	$x_{5t}$	$x_{6t}$	$x_{7t}$	$x_{8t}$	$x_{9t}$	$x_{10t}$	$x_{11t}$
1996	67 802	4 415	1	-0,50	16,21	9,75	9,54	64 282	-1,59	3,00	9,38	-1,27	18,54
1997	74 215	3 186	1	8,29	13,04	7,28	14,02	75 455	-2,67	5,16	17,38	-1,21	10,05
1998	79 461	2 447	1	15,19	4,69	9,13	7,66	80 670	-0,41	6,98	6,91	-4,92	8,36
1999	84 252	2 621	1	-10,49	4,88	7,07	10,82	86 074	1,96	7,77	6,70	-0,65	8,67
2000	90 082	3 649	1	5,02	12,83	2,57	20,92	89 752	-2,12	6,44	4,27	-0,45	7,08
2001	96 478	2 677	1	5,84	11,64	2,98	12,62	93 186	0,17	7,35	3,83	0,70	8,27
2002	99 051	1 908	1	-12,35	-0,26	6,88	25,55	102 924	-0,30	8,68	10,45	0,29	1,26
2003	95 556	1 785	1	-9,79	-7,18	0,31	29,45	107 354	-0,89	9,48	4,30	-1,36	6,23
2004	102 396	2 547	1	-2,92	10,13	2,62	51,04	108 207	1,24	8,22	0,79	1,56	5,33
2005	113 823	2 425	1	16,55	14,53	7,33	5,74	109 557	-1,57	7,73	1,25	-0,13	6,09
2006	120 553	3 648	1	-3,31	5,72	7,58	2,29	111 299	-0,91	7,04	1,59	-0,59	5,78
2007	125 101	4 612	1	-3,02	1,53	5,45	11,66	112 830	-2,39	6,05	1,38	0,66	7,48
2008	127 616	2 279	1	-8,20	-0,68	5,36	15,13	114 491	-2,13	6,95	1,47	-2,07	7,66
2009	123 138	1 201	1	5,93	-8,15	0,06	-3,72	114 990	1,49	11,24	0,44	-2,19	3,13
2010	126 195	1 417	1	2,71	0,25	4,41	6,79	117 230	1,14	10,54	1,95	0,49	1,53
2011	128 136	1 780	1	32,65	1,94	-0,06	-5,99	118 766	-0,80	9,46	1,31	-0,26	4,06
2012	132 309	1 831	1	16,44	6,39	-0,63	4,55	119 908	0,14	10,26	0,96	-2,99	2,48
2013	132 939	2 549	1	-1,94	0,56	-0,25	19,45	114 472	0,14	10,85	-4,53	-0,19	2,94

Zdroj: Český statistický úřad + Česká národní banka, vlastní zpracování

## Příloha č. 11 – Korelační matice pro model Libereckého kraje

### Korelační matice 1. rovnice

$y_{1t}$	$x_{2t}$	$x_{3t}$	$x_{4t}$	$x_{5t}$	$x_{6t}$	$x_{7t}$	$y_{2t}$	
1,0000	0,1622	0,9482	0,7011	0,0438	-0,6611	-0,3243	0,6112	$y_{1t}$
	1,0000	0,2592	-0,2221	-0,5514	0,0989	-0,1068	-0,1961	$x_{2t}$
		1,0000	0,4548	0,0895	-0,5839	-0,3260	0,5725	$x_{3t}$
			1,0000	-0,0632	-0,6336	-0,3092	0,5082	$x_{4t}$
				1,0000	-0,0941	0,0541	0,0852	$x_{5t}$
					1,0000	0,2342	-0,5064	$x_{6t}$
						1,0000	-0,5788	$x_{7t}$
							1,0000	$y_{2t}$

### Korelační matice 2. rovnice

$y_{2t}$	$y_{1t}$	$x_{8t}$	$x_{9t}$	$x_{10t}$	$x_{11t}$	
1,0000	0,6112	-0,8297	0,2345	0,1856	0,6889	$y_{2t}$
	1,0000	-0,7701	0,4447	0,0992	0,6438	$y_{1t}$
		1,0000	-0,5930	0,0185	-0,7781	$x_{8t}$
			1,0000	-0,1656	0,4853	$x_{9t}$
				1,0000	-0,1607	$x_{10t}$
					1,0000	$x_{11t}$

*Zdroj: Gretl, vlastní zpracování*

## Příloha č. 12 - Kovariační matice pro model Libereckého kraje

### Kovariační matice 1. rovnice pro

const	X <sub>2t</sub>	X <sub>3t</sub>	X <sub>4t</sub>	X <sub>5t</sub>	const
0,863698	-0,00371835	0,00107451	-0,0178898	-0,00279512	X <sub>2t</sub>
	0,000158076	-0,000178722	0,000213067	8,13172e-005	X <sub>3t</sub>
		0,000420735	-0,000255098	-9,52483e-005	X <sub>4t</sub>
			0,00124864	0,000142364	X <sub>5t</sub>
				7,92697e-005	
		X <sub>6t</sub>	X <sub>7t</sub>	Y <sub>2t</sub>	const
		-5,72564e-006	-0,0210228	-6,23219e-005	X <sub>2t</sub>
		-1,06106e-009	0,000333337	9,15665e-007	X <sub>3t</sub>
		3,67077e-008	-0,000344377	-1,59110e-006	X <sub>4t</sub>
		1,00015e-007	0,000562586	4,82490e-007	X <sub>5t</sub>
		4,05727e-009	0,000123610	3,81616e-007	X <sub>6t</sub>
		4,70689e-011	4,47716e-008	1,04053e-010	X <sub>7t</sub>
			0,00552019	6,10616e-006	Y <sub>2t</sub>
				2,01951e-008	

### Kovariační matice 2. rovnice

const	Y <sub>1t</sub>	X <sub>8t</sub>	X <sub>9t</sub>	X <sub>10t</sub>	const
2,77918e+006	-34220,4	-250027,	-19470,1	-26412,9	Y <sub>1t</sub>
	1786,60	3098,46	-3,21144	-529,385	X <sub>8t</sub>
		22899,6	1792,41	2670,89	X <sub>9t</sub>
			942,395	586,575	X <sub>10t</sub>
				6946,71	
				X <sub>11t</sub>	const
				-88641,5	Y <sub>1t</sub>
				150,652	X <sub>8t</sub>
				7649,97	X <sub>9t</sub>
				320,057	X <sub>10t</sub>
				1712,98	X <sub>11t</sub>
				4265,51	

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

## Příloha č. 13 – Výsledky T-testu pro model Libereckého kraje

### T-test pro 1. rovnici modelu pro Liberecký kraj

	Kritická hodnota	JV	X2t	X3t	X4t	X5t	X6t	X7t	y2t
<b>t-hodnoty</b>		2,09	3,27	22,58	14,81	2,15	1,49	3,31	1,89
<b>t-test 99 %</b>	3,17	NE	ANO	ANO	ANO	NE	NE	ANO	NE
<b>t-test 95 %</b>	2,23	NE	ANO	ANO	ANO	NE	NE	ANO	NE
<b>t-test 90 %</b>	1,81	ANO	ANO	ANO	ANO	ANO	NE	ANO	ANO

Zdroj: Vlastní výpočty

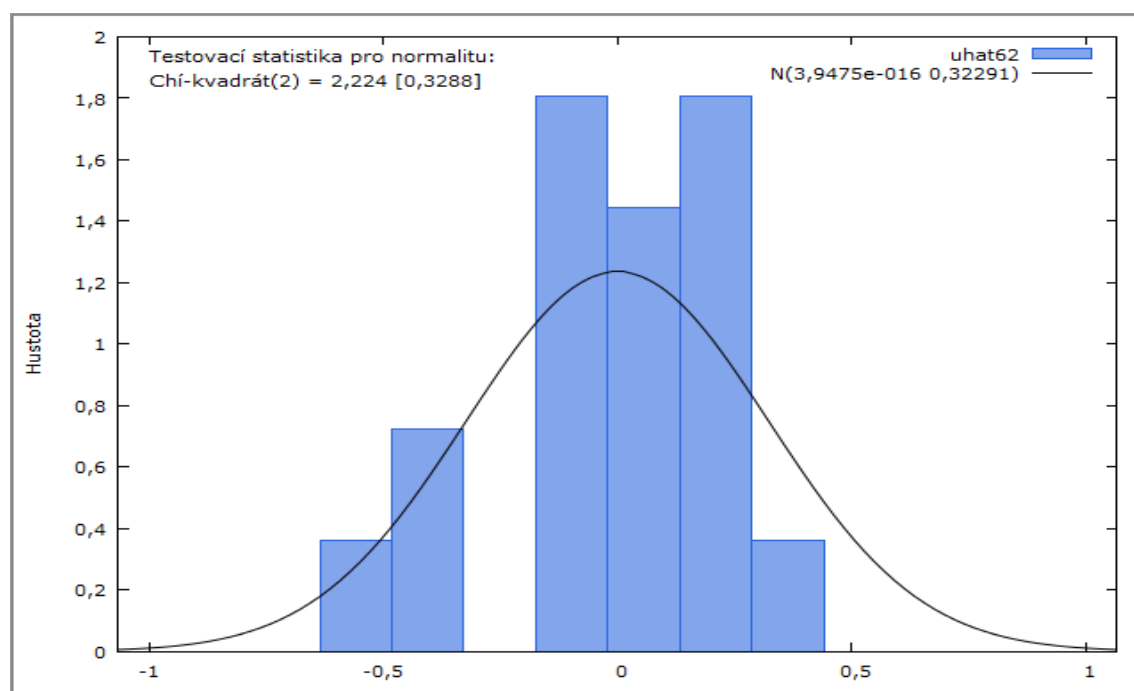
### T-test pro 2. rovnici modelu pro Liberecký kraj

	KH	konstanta	y1t	X8t	X9t	X10t	X11t
<b>t-hodnoty</b>		4,81	0,67	3,87	2,41	1,01	0,61
<b>t-test 99 %</b>	3,06	Významný	Nevýznamný	Významný	Nevýznamný	Nevýznamný	Nevýznamný
<b>t-test 95 %</b>	2,17	Významný	Nevýznamný	Významný	Významný	Nevýznamný	Nevýznamný

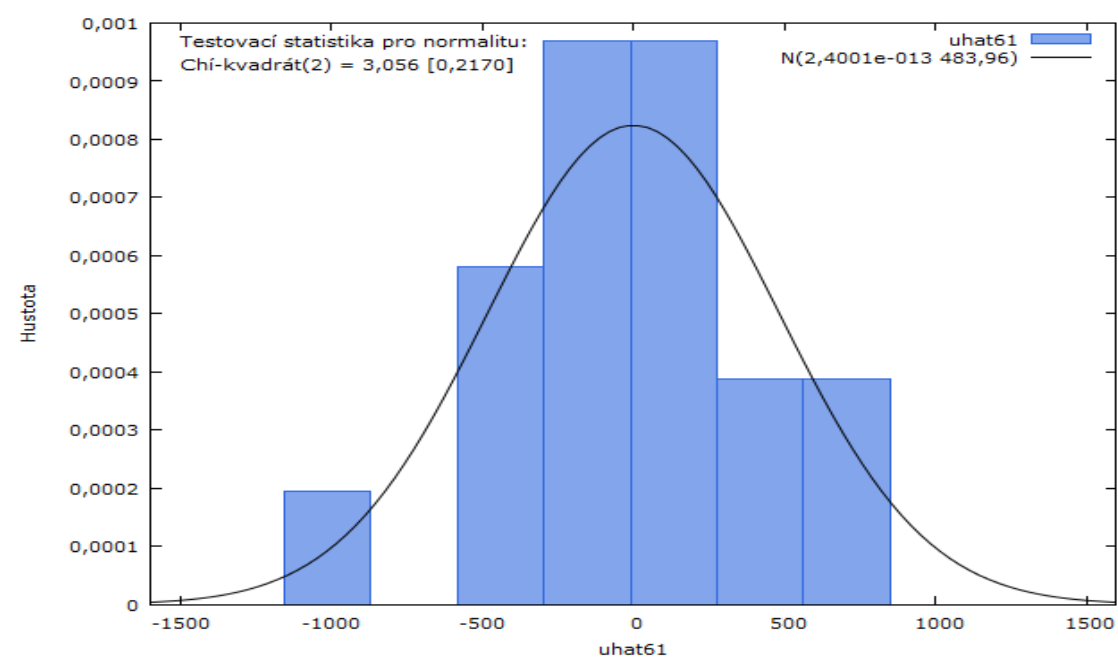
Zdroj: Vlastní výpočty

## Příloha č. 14 – Grafy reziduí pro model Libereckého kraje

### Graf reziduí 1. rovnice



### Graf reziduí 2. rovnice



Zdroj: Gretl, vlastní zpracování



**Příloha č. 15 – Podkladová data pro odhad parametrů modelu pro Karlovarský kraj**

rok	růst HDP	volná místa	vektor	růst HPH 1.	růst HPH 2.	růst HPH 3.	růst PZI	počet podn. Subjektů	růst mezd	míra nezam.
	$y1_t$	$y2_t$	$x1_t$	$x2_t$	$x3_t$	$x4_t$	$x5_t$	$x6_t$	$x7_t$	$x8_t$
1996	9,52	2 426	1	0,49	13,32	7,15	7,91	41 916	16,24	2,72
1997	4,67	1 652	1	-13,18	8,13	4,19	7,33	49 592	8,74	4,64
1998	8,15	1 270	1	17,43	5,21	10,07	6,83	52 666	7,09	6,85
1999	2,52	1 259	1	-2,39	2,90	1,77	16,67	58 000	7,51	9,04
2000	6,41	1 542	1	-1,10	7,07	7,06	-17,98	60 903	6,24	8,02
2001	4,17	1 401	1	2,91	4,98	3,83	5,64	63 164	7,62	8,71
2002	5,77	1 226	1	-0,54	3,01	8,50	33,14	70 591	2,15	10,07
2003	3,61	1 147	1	-8,48	2,67	4,86	-6,47	73 656	5,07	10,62
2004	4,63	1 196	1	-6,42	9,73	-0,28	11,72	74 580	6,53	10,75
2005	3,69	1 206	1	18,32	-4,82	9,15	3,87	75 762	3,90	10,28
2006	3,25	2 354	1	15,60	1,54	4,75	1,76	76 814	5,80	9,20
2007	8,62	3 167	1	0,00	17,66	2,61	9,91	77 780	6,45	7,32
2008	1,18	2 087	1	-26,16	-5,44	7,56	11,60	80 802	6,72	7,62
2009	0,42	830	1	5,81	0,02	0,09	10,79	80 979	4,45	11,07
2010	-1,96	748	1	19,26	-3,65	-1,55	-5,41	82 322	1,29	11,39
2011	0,09	1 088	1	56,38	-2,67	-0,84	-6,17	83 396	2,01	9,83
2012	-0,78	1 027	1	7,67	-4,01	-0,03	-19,71	83 103	2,35	10,84
2013	1,49	1 275	1	1,71	1,82	0,63	36,09	76 802	1,38	11,07

*Zdroj: Český statistický úřad + Česká národní banka, vlastní zpracování*

## Příloha č. 16 – Korelační matice pro model Karlovarského kraje

### Korelační matice 1. rovnice

y <sub>1t</sub>	x <sub>2t</sub>	x <sub>3t</sub>	x <sub>4t</sub>	x <sub>5t</sub>	x <sub>6t</sub>	x <sub>7t</sub>	y <sub>2t</sub>	
1,0000	-0,2537	0,8223	0,6381	0,1866	-0,6957	0,6755	0,6029	y <sub>1t</sub>
	1,0000	-0,2916	-0,2630	-0,2868	0,2664	-0,3794	-0,2859	x <sub>2t</sub>
		1,0000	0,1159	0,1793	-0,5650	0,6226	0,6096	x <sub>3t</sub>
			1,0000	0,1158	-0,4947	0,3906	0,3085	x <sub>4t</sub>
				1,0000	-0,1087	0,0052	0,1040	x <sub>5t</sub>
					1,0000	-0,7941	-0,2304	x <sub>6t</sub>
						1,0000	0,5548	x <sub>7t</sub>
							1,0000	y <sub>2t</sub>

### Korelační matice 2. rovnice

y <sub>1t</sub>	x <sub>5t</sub>	x <sub>6t</sub>	x <sub>8t</sub>	y <sub>2t</sub>	
1,0000	0,1866	-0,6957	-0,6914	0,6029	y <sub>1t</sub>
	1,0000	-0,1087	-0,0128	0,1040	x <sub>5t</sub>
		1,0000	0,7918	-0,2304	x <sub>6t</sub>
			1,0000	-0,6369	x <sub>8t</sub>
				1,0000	y <sub>2t</sub>

*Zdroj: Gretl, vlastní zpracování*

## Příloha č. 17 – Kovariační matice pro model Karlovarského kraje

### Kovariační matice pro 1. rovnice

const	X <sub>2t</sub>	X <sub>3t</sub>	X <sub>4t</sub>	X <sub>5t</sub>	const
1,71363	-0,00202200	-0,0135660	-0,0234304	-0,00185633	const
	3,29730e-005	1,49071e-005	3,44723e-005	1,13362e-005	X <sub>2t</sub>
		0,000555266	0,000377942	-1,39531e-005	X <sub>3t</sub>
			0,00102778	-2,08247e-006	X <sub>4t</sub>
				4,21103e-005	X <sub>5t</sub>
		X <sub>6t</sub>	X <sub>7t</sub>	y <sub>2t</sub>	const
		-2,10837e-005	-0,0594800	0,000175716	const
		1,82330e-008	9,53570e-005	-1,36108e-007	X <sub>2t</sub>
		2,08670e-007	0,000202506	-3,63843e-006	X <sub>3t</sub>
		3,05239e-007	0,000483026	-4,04164e-006	X <sub>4t</sub>
		1,79562e-008	0,000103785	-1,62412e-007	X <sub>5t</sub>
		2,71884e-010	7,16517e-007	-2,72556e-009	X <sub>6t</sub>
			0,00318374	-8,25768e-006	X <sub>7t</sub>
				6,08478e-008	y <sub>2t</sub>

### Kovariační matice 2. rovnice

const	y <sub>1t</sub>	X <sub>5t</sub>	X <sub>6t</sub>	X <sub>8t</sub>	const
498897,	-19400,0	113,589	-5,38286	-5120,97	const
	1311,62	-42,1281	0,119967	727,256	y <sub>1t</sub>
		31,8448	0,00571792	-62,0598	X <sub>5t</sub>
			0,000121783	-0,408437	X <sub>6t</sub>
				3543,15	X <sub>8t</sub>

Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

**Příloha č. 18 – Výsledky T-testu pro model Karlovarského kraje**

**T-test pro 1. rovnici modelu pro Karlovarský kraj**

	<b>KH</b>	<b>JV</b>	<b>X<sub>2t</sub></b>	<b>X<sub>3t</sub></b>	<b>X<sub>4t</sub></b>	<b>X<sub>5t</sub></b>	<b>X<sub>6t</sub></b>	<b>X<sub>7t</sub></b>	<b>y<sub>2t</sub></b>
<b>t-hodnoty</b>		1,53	4,81	18,44	16,88	0,96	1,897	1,84	2,15
<b>t-test 99 %</b>	3,17	NE	ANO	ANO	ANO	NE	NE	NE	NE
<b>t-test 95 %</b>	2,23	NE	ANO	ANO	ANO	NE	NE	NE	NE
<b>t-test 90 %</b>	1,81	NE	ANO	ANO	ANO	NE	ANO	ANO	ANO

*Zdroj: Vlastní výpočty*

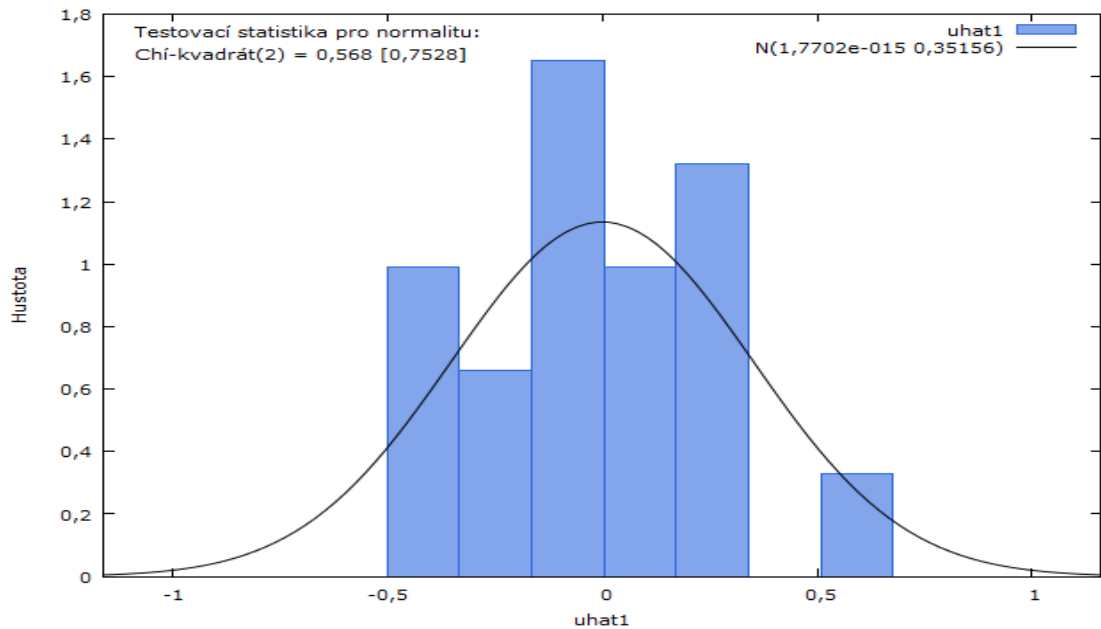
**T-test pro 2. rovnici modelu pro Karlovarský kraj**

	<b>Kritická hodnota</b>	<b>JV</b>	<b>X<sub>5t</sub></b>	<b>X<sub>6t</sub></b>	<b>X<sub>8t</sub></b>	<b>y<sub>2t</sub></b>
<b>t-hodnoty</b>		0,0491	0,7557	4,6486	4,792084	3,021485
<b>t-test 99 %</b>	3,01	Nevýznamný	Nevýznamný	Významný	Významný	Významný

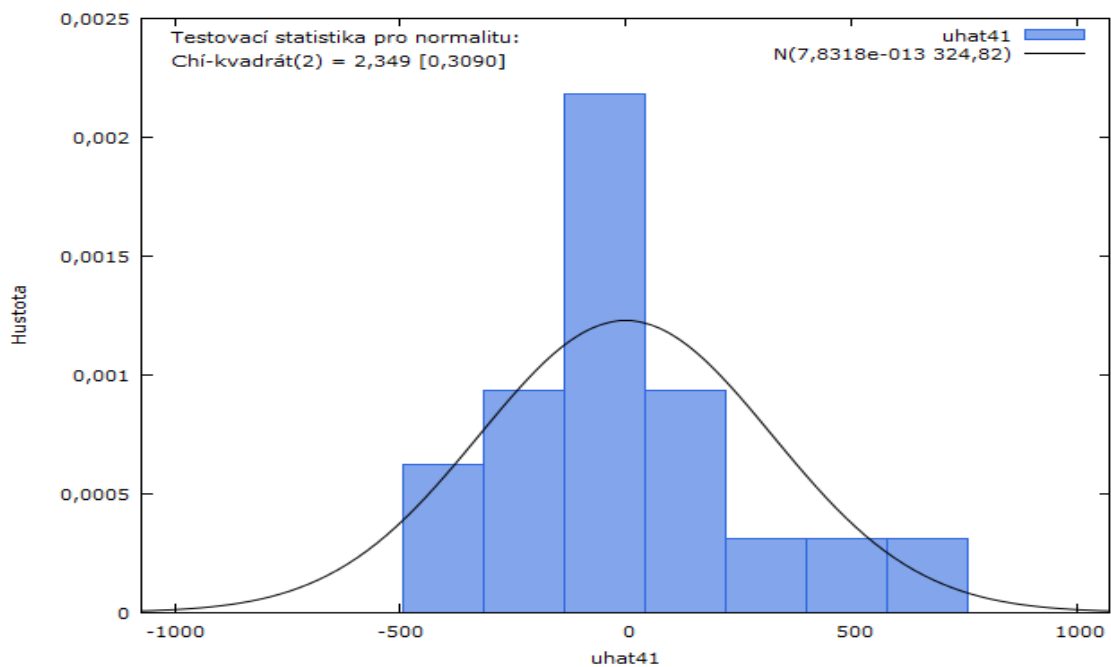
*Zdroj: Vlastní výpočty*

## Příloha č. 19 – Grafy reziduí pro model Karlovarského kraje

### Graf reziduí 1. rovnice



### Graf reziduí 2. rovnice



Zdroj: Gretl, vlastní zpracování

## Příloha č. 20 – Odhadnutý model pro prognózu ex – post pro Ústecký kraj

System rovnic, Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

Rovnice 1: TSLS, za použití pozorování 1996-2011 (T = 16)

Závisle proměnná: y

Instrumentální proměnné: const x2 x3 x4 x5t x6 x7 x8t x9

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	0,843494	0,584970	1,442	0,1493	
x2	0,0161228	0,00380008	4,243	2,21e-05	***
x3	0,595585	0,0220363	27,03	7,03e-161	***
x4	0,542078	0,0227778	23,80	3,46e-125	***
x5t	0,0201716	0,00391473	5,153	2,57e-07	***
x6	-0,102957	0,0321182	-3,206	0,0013	***
x7	1,45194e-05	3,67893e-06	3,947	7,93e-05	***
y2	-0,000578026	0,000138636	-4,169	3,05e-05	***

Střední hodnota závisle proměnné 4,757291

Sm. odchylka závisle proměnné 3,580334

Součet čtverců reziduí 0,236969

Sm. chyba regrese 0,172108

Koeficient determinace 0,998768

Adjustovaný koeficient determinace 0,997691

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Rovnice 2: TSLS, za použití pozorování 1996-2011 (T = 16)

Závisle proměnná: y2

Instrumentální proměnné: const x2 x3 x4 x5t x6 x7 x8t x9

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	-1555,55	3544,88	-0,4388	0,6608	
x5t	20,2609	6,44938	3,142	0,0017	***
x6	-463,409	155,703	-2,976	0,0029	***
x7	0,116638	0,109305	1,067	0,2859	
x8t	0,115686	0,0485276	2,384	0,0171	**
x9	-1,264	0,707096	-1,843	0,0654	*
y1	138,045	98,2870	1,405	0,1602	

Střední hodnota závisle proměnné 3308,875

Sm. odchylka závisle proměnné 1370,575

Součet čtverců reziduí 2964157

Sm. chyba regrese 573,8909

Koeficient determinace 0,894844

Adjustovaný koeficient determinace 0,824739

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 21 - Odhadnutý model pro prognózu ex – post pro Liberecký kraj

Systém rovnic, Dvoustupňové nejmenší čtverce

Rovnice 1: TSLS, za použití pozorování 1996-2011 (T = 16)

Závisle proměnná: y1t

Instrumentální proměnné: const x2 x3 x4 x5 x x7 x8 x9t x10 x11

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	-1,99268	1,05914	-1,881	0,0599	*
x2	0,0427148	0,0146064	2,924	0,0035	***
x3	0,459702	0,0251836	18,25	1,92e-074	***
x4	0,531673	0,0440770	12,06	1,67e-033	***
x5	0,0201718	0,0103176	1,955	0,0506	*
x	9,92921e-06	7,70119e-06	1,289	0,1973	
x7	0,247975	0,0863064	2,873	0,0041	***
y2	0,000279813	0,000181390	1,543	0,1229	

Střední hodnota závisle proměnné 4,924915  
 Sm. odchylka závisle proměnné 4,568992  
 Součet čtverců reziduí 1,022324  
 Sm. chyba regrese 0,357478  
 Koeficient determinace 0,996735  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,993879

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Rovnice 2: TSLS, za použití pozorování 1996-2011 (T = 16)

Závisle proměnná: y2

Instrumentální proměnné: const x2 x3 x4 x5 x x7 x8 x9t x10 x11

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	8758,00	1498,01	5,846	5,02e-09	***
x8	-645,848	138,170	-4,891	1,00e-06	***
x9t	-54,7229	28,2523	-1,937	0,0528	*
x10	119,193	82,2584	1,449	0,1473	
x11	-52,1270	58,9351	-0,8845	0,3764	
y1t	-49,8631	39,2954	-1,269	0,2045	

Střední hodnota závisle proměnné 2662,313  
 Sm. odchylka závisle proměnné 1005,345  
 Součet čtverců reziduí 1813109  
 Sm. chyba regrese 425,8061  
 Koeficient determinace 0,880409  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,820613

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl

## Příloha č. 22 - Odhadnutý model pro prognózu ex – post pro Liberecký kraj

System rovnic, Dvoustupňové nejmenší čtverce

Rovnice 1: TSLS, za použití pozorování 1996-2011 (T = 16)

Závisle proměnná: y1t

Instrumentální proměnné: const x2t x3t x4t x5t x6t x7t x8t

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	-3,71242	1,42656	-2,602	0,0093	***
x2t	0,0322054	0,00514695	6,257	3,92e-010	***
x3t	0,462146	0,0251026	18,41	1,09e-075	***
x4t	0,585451	0,0348222	16,81	1,97e-063	***
x5t	0,0108322	0,00718432	1,508	0,1316	
x6t	5,15429e-05	1,85634e-05	2,777	0,0055	***
x7t	0,579642	0,0634428	2,832	0,0046	***
y2t	-0,000882299	0,000317945	-2,775	0,0055	***

Střední hodnota závisle proměnné 4,046141  
 Sm. odchylka závisle proměnné 3,198969  
 Součet čtverců reziduí 0,713705  
 Sm. chyba regrese 0,298686  
 Koeficient determinace 0,995357  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,991294

zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Rovnice 2: TSLS, za použití pozorování 1996-2011 (T = 16)

Závisle proměnná: y2t

Instrumentální proměnné: const x2t x3t x4t x5t x6t x7t x8t

	koeficient	směr. chyba	z	p-hodnota	
const	-69,1518	759,172	-0,09109	0,9274	
x5t	1,44978	7,96986	0,1819	0,8557	
x6t	0,0520583	0,0118526	4,392	1,12e-05	***
x8t	-285,927	64,1090	-4,460	8,20e-06	***
y1t	118,187	40,0564	2,951	0,0032	***

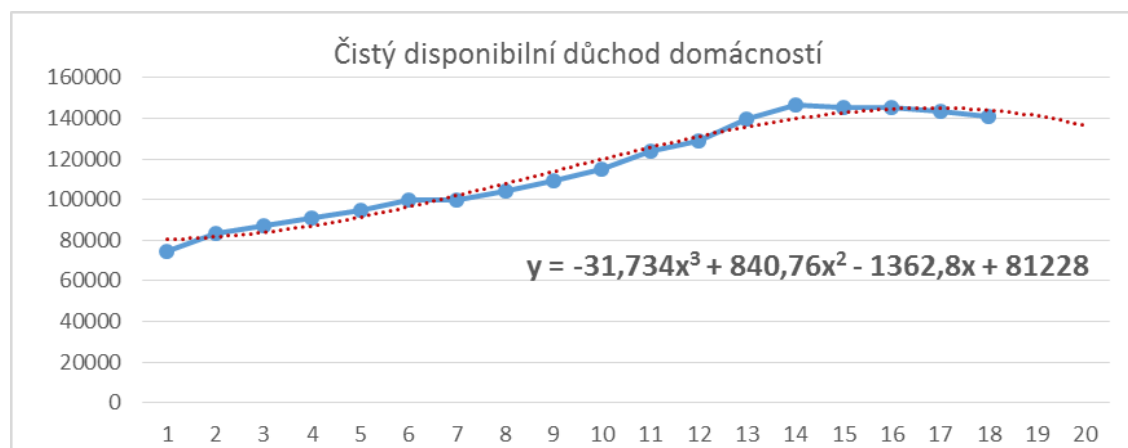
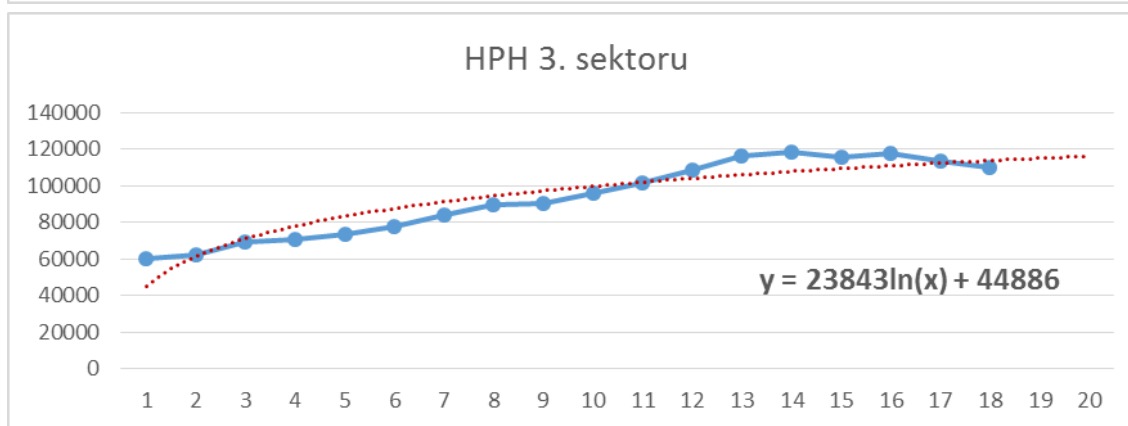
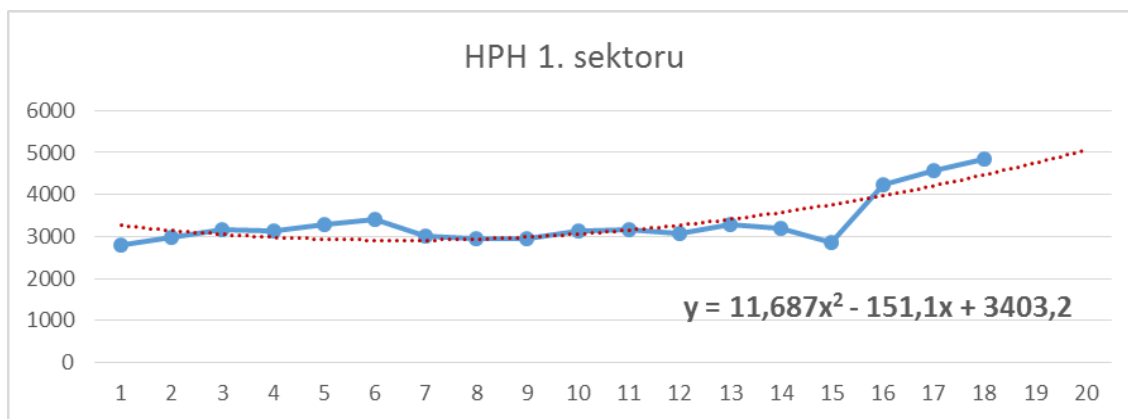
Střední hodnota závisle proměnné 1537,438  
 Sm. odchylka závisle proměnné 653,0013  
 Součet čtverců reziduí 1330573  
 Sm. chyba regrese 347,7947  
 Koeficient determinace 0,792082  
 Adjustovaný koeficient determinace 0,716476

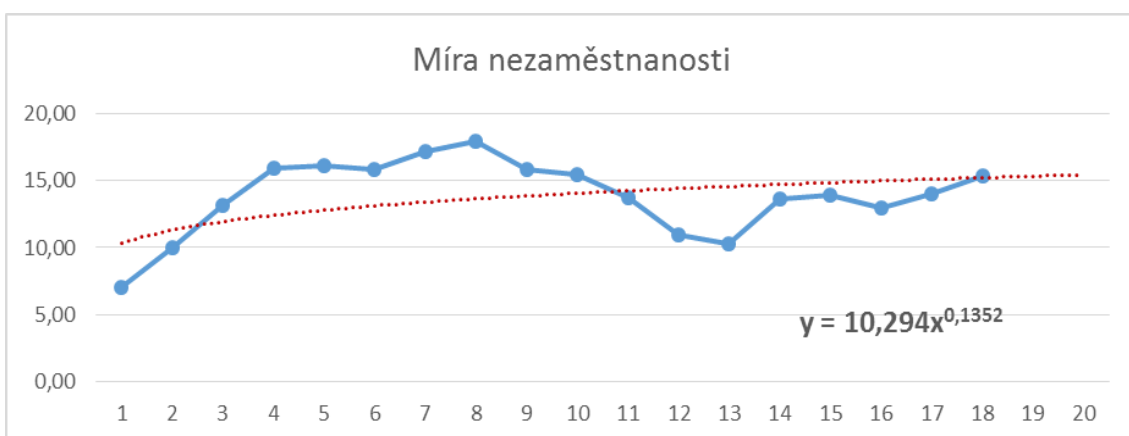
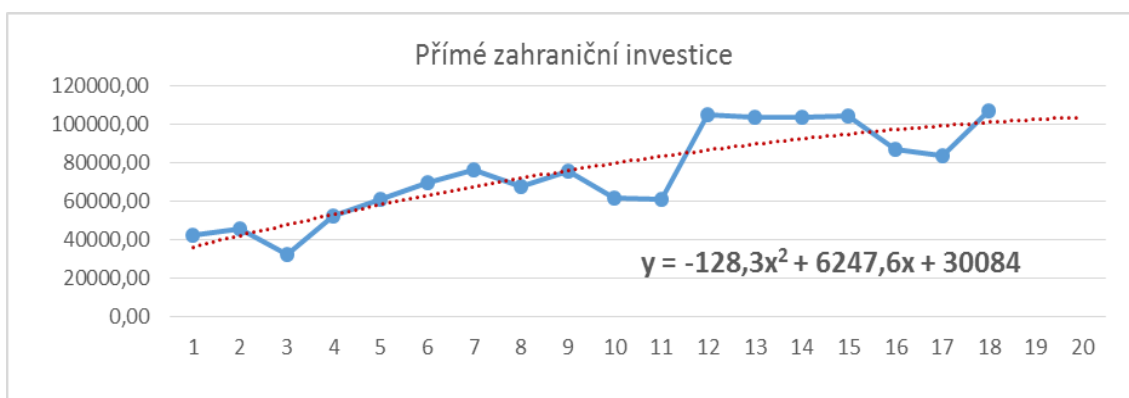
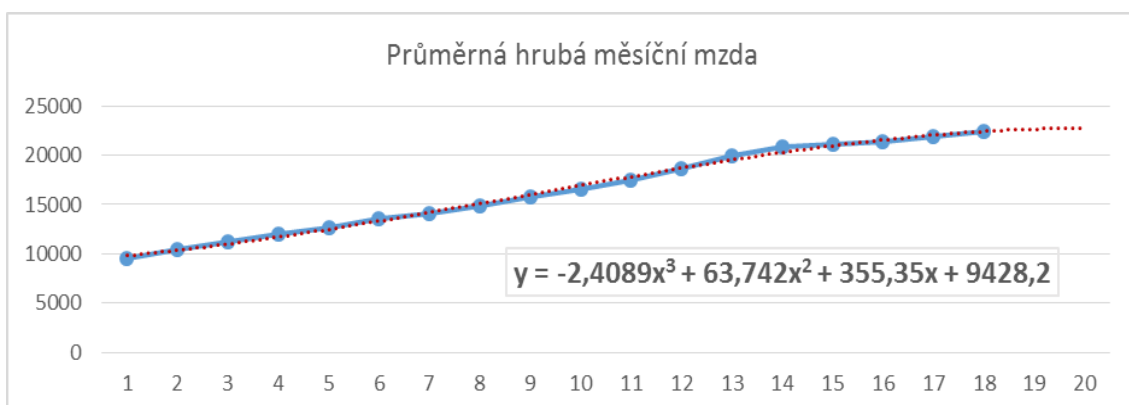
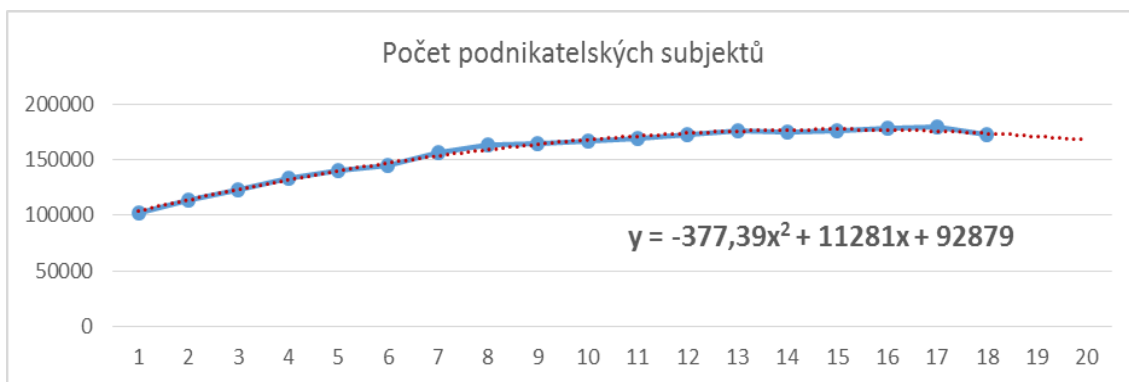
zde je poznámka o zkratkách statistik modelu

Zdroj: Gretl



**Příloha č. 23 - Trendové funkce proměnných modelu Ústeckého kraje**





Zdroj: Excel, vlastní zpracování

## Příloha č. 24 - Odhad parametrů redukovaného modelu Ústeckého kraje

Systém rovnic, Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

Rovnice 1: SUR, za použití pozorování 1996-2013 (T = 18)

Závisle proměnná: y1

	Koeficient	směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	0,0504447	0,975209	0,05173	0,9599	
x2t	0,0183938	0,00543303	3,386	0,0081	***
x3t	0,522993	0,0246770	21,19	5,44e-09	***
x4t	0,484041	0,0259353	18,66	1,67e-08	***
x5t	0,00564271	0,00289509	1,949	0,0831	*
x7t	-1,27646e-05	2,97576e-05	-0,4290	0,6780	
x6t	0,0357089	0,0631388	0,5656	0,5855	
x8t	-1,28933e-05	1,70994e-05	-0,7540	0,4701	
x9t	0,000173826	0,000123400	1,409	0,1925	

Rovnice 2: SUR, za použití pozorování 1996-2013 (T = 18)

Závisle proměnná: x19

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	2878,84	1757,16	1,638	0,1358	
x2t	-5,47171	9,78939	-0,5589	0,5898	
x3t	94,1758	44,4638	2,118	0,0632	*
x4t	80,1156	46,7309	1,714	0,1206	
x5t	22,8286	5,21646	4,376	0,0018	***
x7t	-0,0129112	0,0536181	-0,2408	0,8151	
x6t	-329,198	113,765	-2,894	0,0178	**
x8t	0,0445963	0,0308101	1,447	0,1817	
x9t	-0,0907419	0,222345	-0,4081	0,6927	

Zdroj: Gretl

**Příloha č. 25 – Výpočty prognózy ex – ante pro endogenní proměnné modelu Ústeckého kraje**

**Prognóza pro rok 2014 (t = 19)**

$$y_{119} = 0,05045 + 0,0184*(-1,69) + 0,523*3,59 + 0,484*4,66 + 0,00564*(-4,042) + 0,036*15,33 - 0,0000128*141185,7 - 0,0000129*170980,21 + 0,00017*22668,1$$

**y<sub>119</sub> = 2,48 %**

$$y_{219} = 2878,84 - 5,472*(-1,69) + 94,176*3,59 + 80,12*4,66 + 22,83*(-4,042) - 329,198*15,33 - 0,0129*141185,7 + 0,0446*170980,21 - 0,0907*22668,1$$

**y<sub>219</sub> = 2 209 míst**

**Prognóza pro rok 2015 (t = 20)**

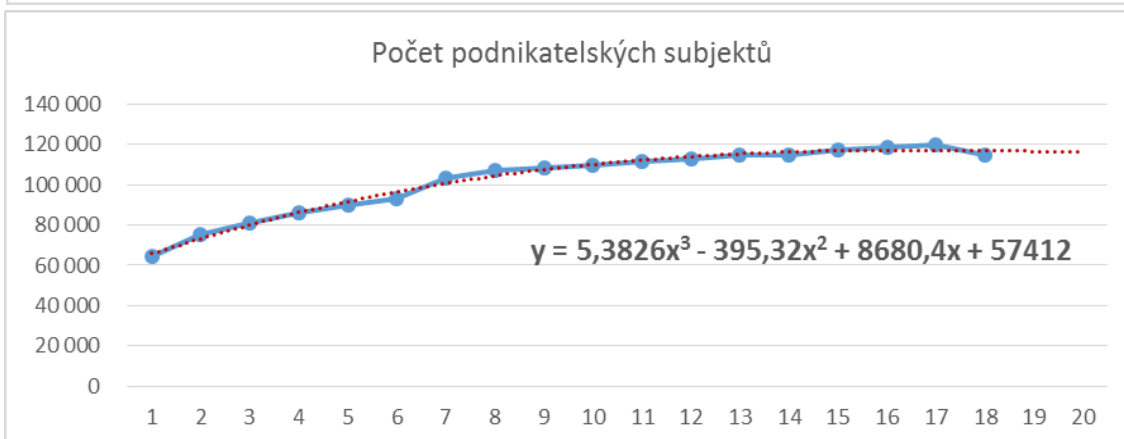
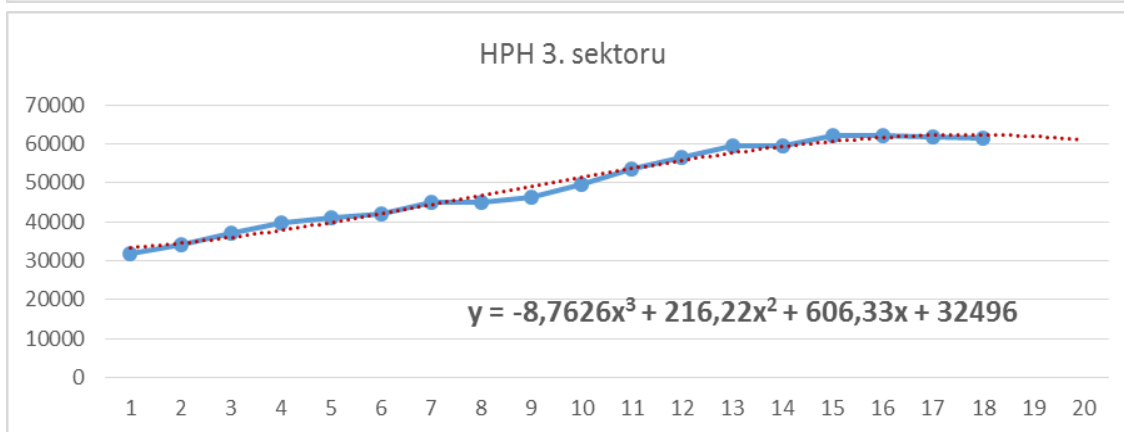
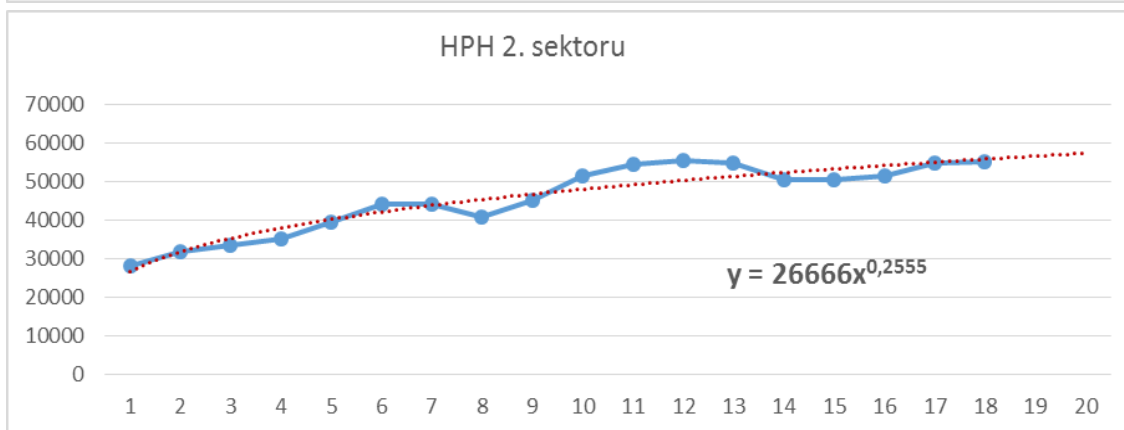
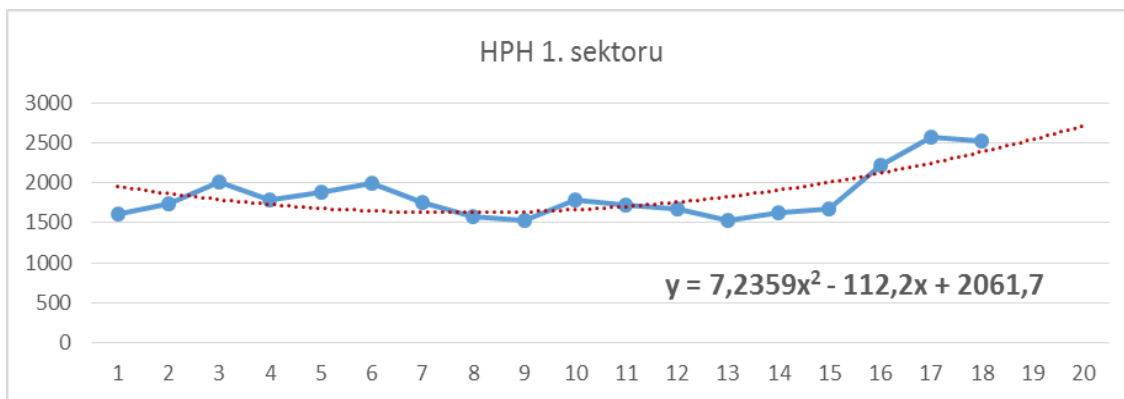
$$y_{120} = 0,05045 + 0,0184*6,41 + 0,523*(1,34) + 0,484*1,063 + 0,00564*1,214 + 0,0367*15,43 - 0,0000128*136404 - 0,0000129*167543 + 0,00017*22763,4$$

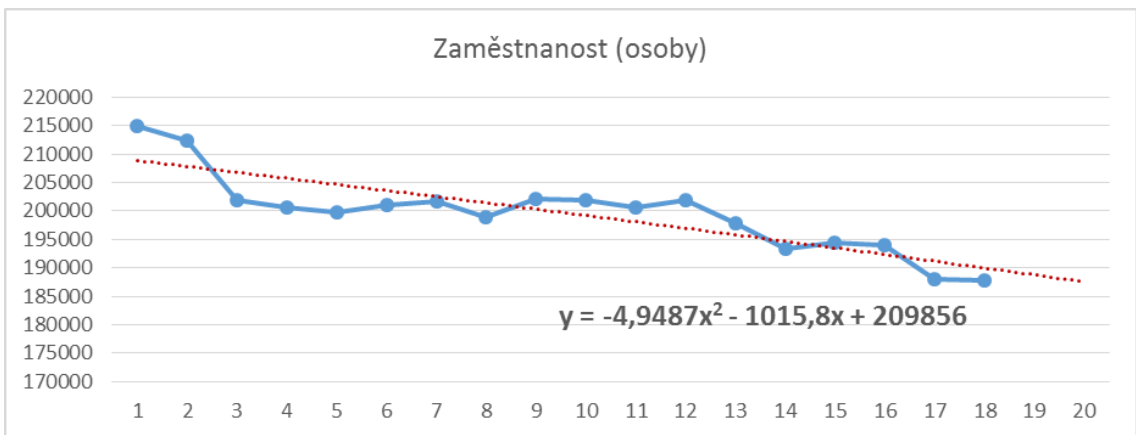
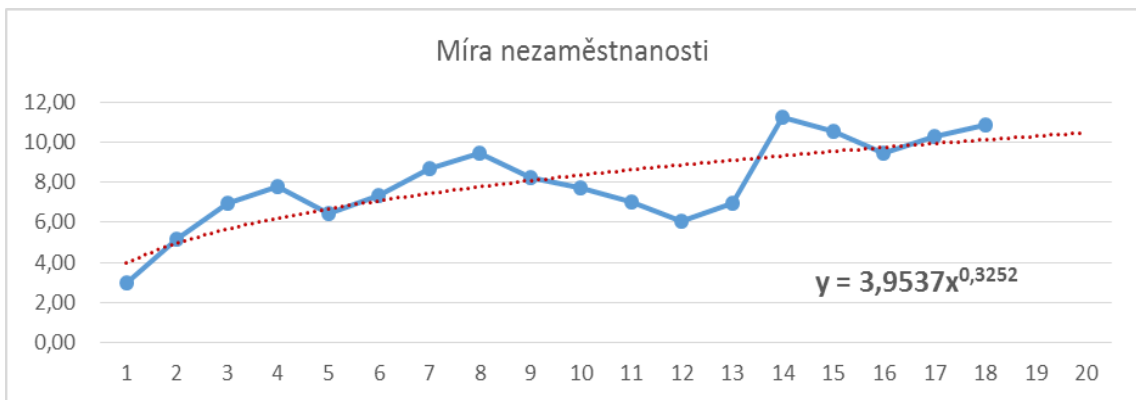
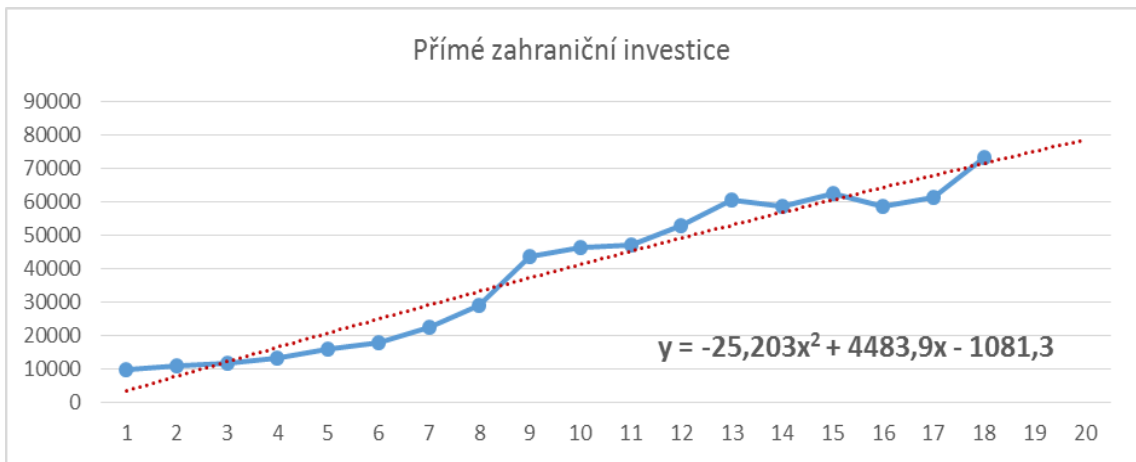
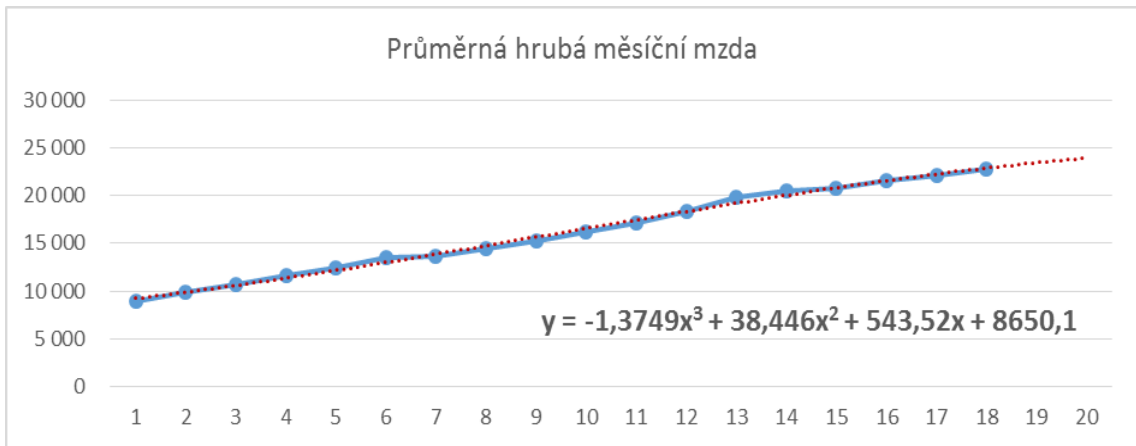
**y<sub>120</sub> = 1,91 %**

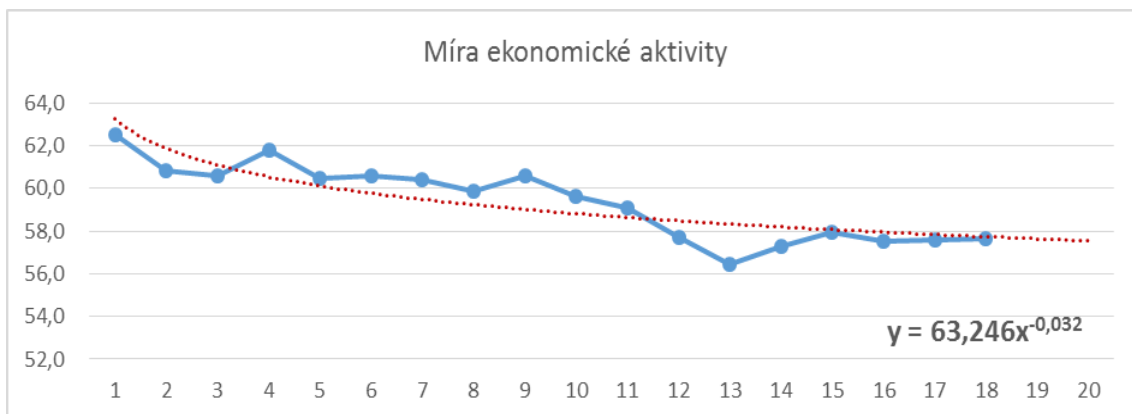
$$y_{220} = 2878,84 - 5,472*6,41 + 94,176*(1,34) + 80,12*1,063 + 22,83*1,214 - 329,198*15,43 - 0,0129*136404 + 0,0446*167543 - 0,0907*22763,4$$

**y<sub>220</sub> = 1951,5 míst ≈ 1952 míst**

**Příloha č. 26 – Trendové funkce proměnných modelu Libereckého kraje**







*Zdroj: Excel, vlastní zpracování*

## Příloha č. 27 - Odhad parametrů redukováného modelu Libereckého kraje

System rovníc, Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

Rovnice 1: SUR, za použití pozorování 1996-2013 (T = 18)

Závisle proměnná: y1t

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-3,24092	1,70077	-1,906	0,0984	*
x2t	0,0386286	0,00721883	5,351	0,0011	***
x3t	0,468490	0,0139624	33,55	5,41e-09	***
x4t	0,542721	0,0277722	19,54	2,29e-07	***
x5t	0,0211641	0,00530761	3,987	0,0053	***
x6t	1,85604e-05	9,14968e-06	2,029	0,0821	*
x7t	0,189742	0,0643969	2,946	0,0215	**
x8t	0,0517154	0,108584	0,4763	0,6484	
x9t	-0,0169926	0,0194420	-0,8740	0,4111	
x11t	0,103915	0,0400340	2,596	0,0356	**
x10t	0,0257698	0,0420055	0,6135	0,5590	

Rovnice 2: SUR, za použití pozorování 1996-2013 (T = 18)

Závisle proměnná: y2t

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	13631,9	2896,50	4,706	0,0022	***
x2t	-19,7970	12,2940	-1,610	0,1514	
x3t	-4,33001	23,7787	-0,1821	0,8607	
x4t	-86,8732	47,2975	-1,837	0,1089	
x5t	-18,1104	9,03914	-2,004	0,0852	*
x6t	-0,0326071	0,0155824	-2,093	0,0747	*
x7t	-46,3437	109,671	-0,4226	0,6853	
x8t	-689,114	184,925	-3,726	0,0074	***
x9t	-117,554	33,1107	-3,550	0,0093	***
x11t	-156,720	68,1801	-2,299	0,0551	*
x10t	91,4080	71,5377	1,278	0,2421	

Zdroj: Gretl



**Příloha č. 28 - Výpočty prognózy ex – ante pro endogenní proměnné modelu Libereckého kraje**

Prognóza pro rok 2014 (t = 19)

$$y_{119} = -3,24 + 0,0386*0,56 + 0,468*2,55 + 0,543*0,73 + 0,0212*2,48 + 0,0000186*116548 + 0,1897*(-0,24) + 0,0517*10,3 - 0,01699*1,814 + 0,2577*0,55 + 0,0258*2,89$$

**y<sub>119</sub> = 1,33 %**

$$y_{219} = 13631,9 - 19,797*0,56 - 4,33*2,55 - 86,873*0,73 - 18,11*2,48 - 0,033*116548,33 - 46,344*(-0,24) - 689,11*10,3 - 117,554*1,814 + 91,408*0,55 - 156,720*2,89$$

**y<sub>219</sub> = 1 953 míst**

Prognóza pro rok 2015 (t = 20)

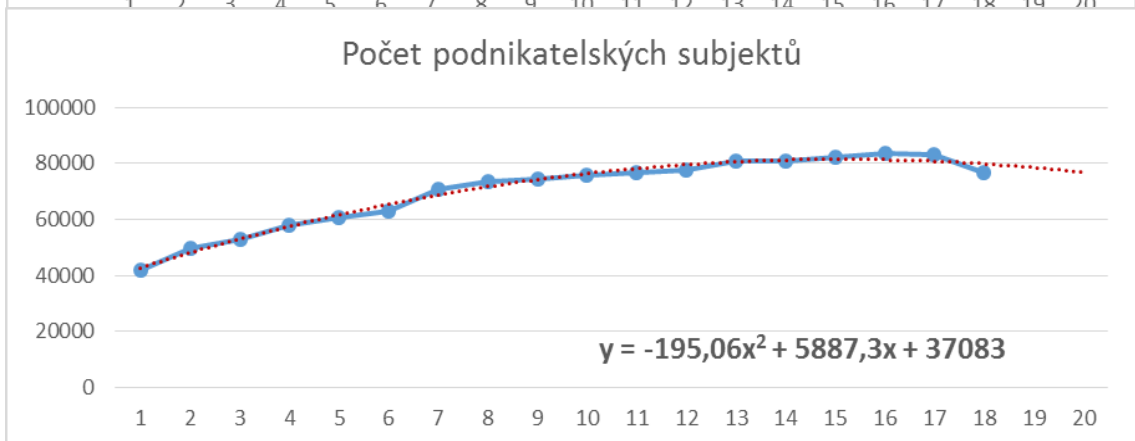
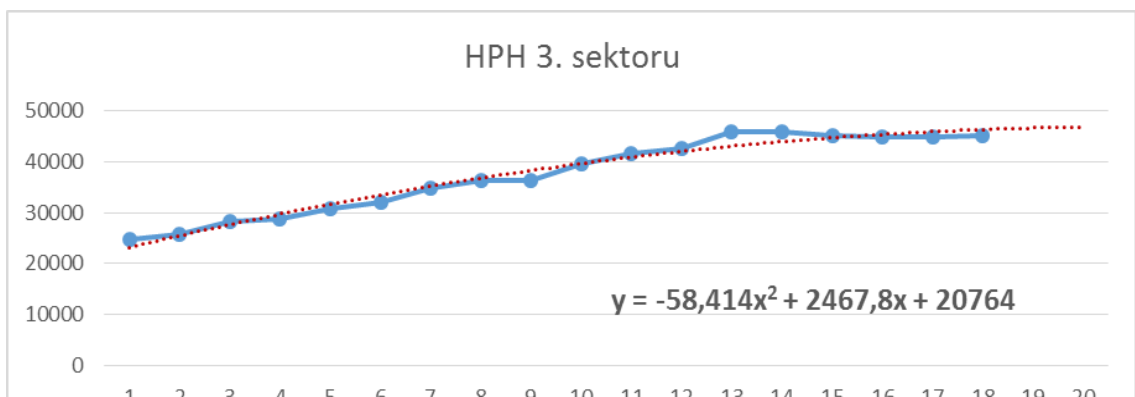
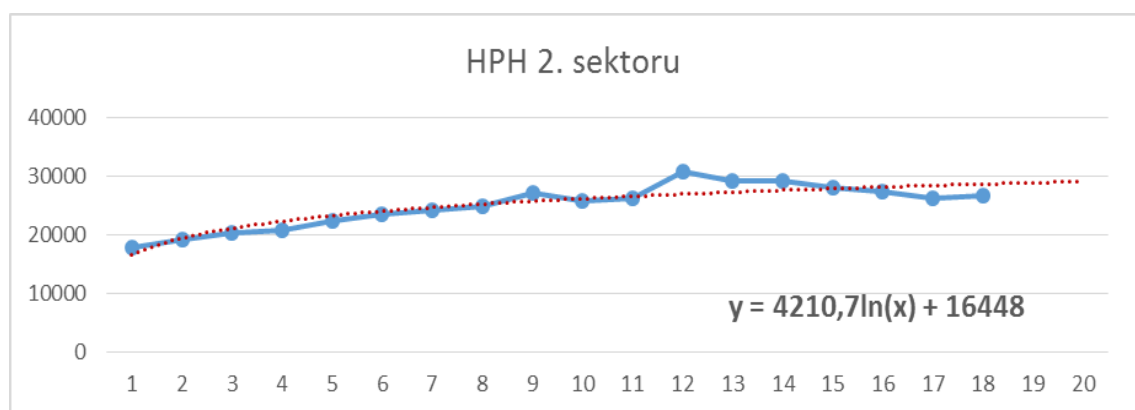
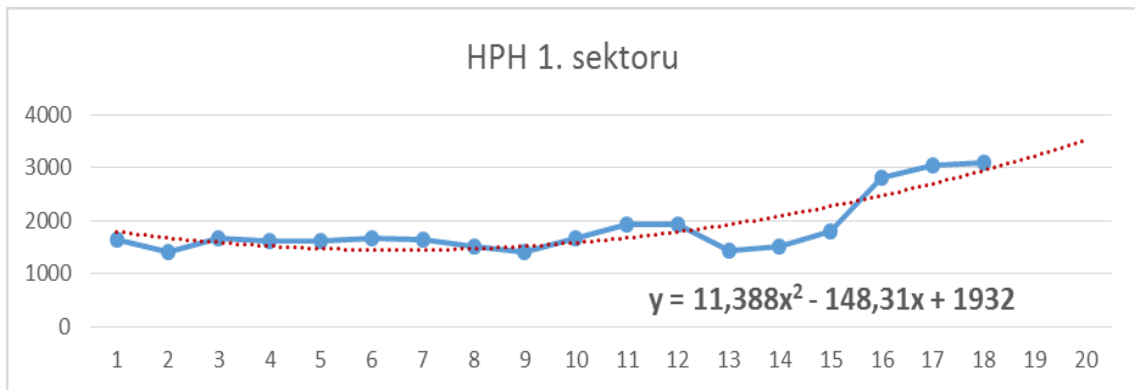
$$y_{120} = -3,24 + 0,0386*6,69 + 0,468*1,32 + 0,543*(-1,55) + 0,0212*4,67 + 0,0000186*115953 + 0,1897*(-0,16) + 0,0517*10,47 - 0,01699*(-0,51) + 0,2577*(-0,64) + 0,0258*2,02$$

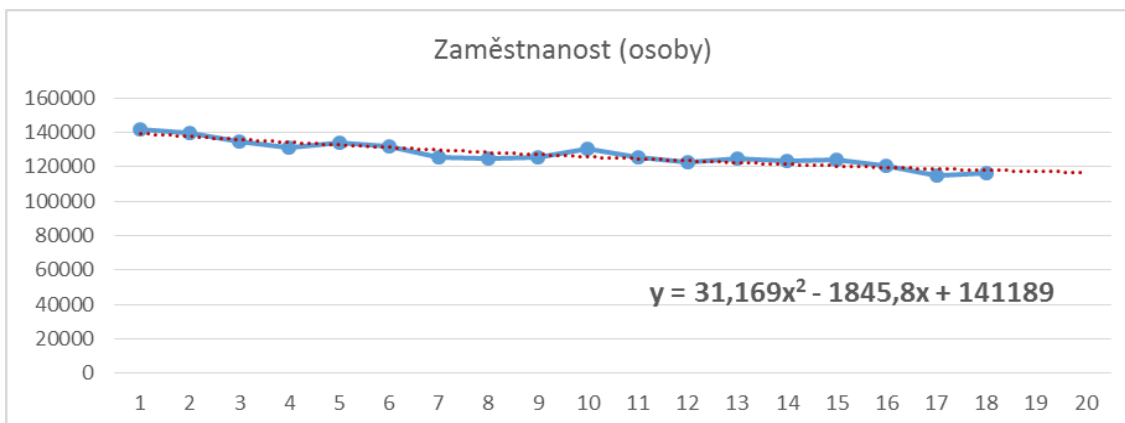
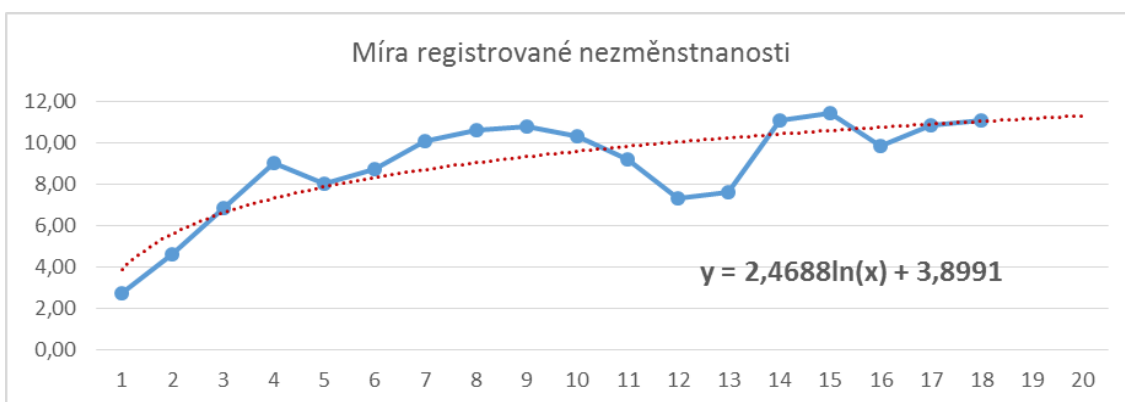
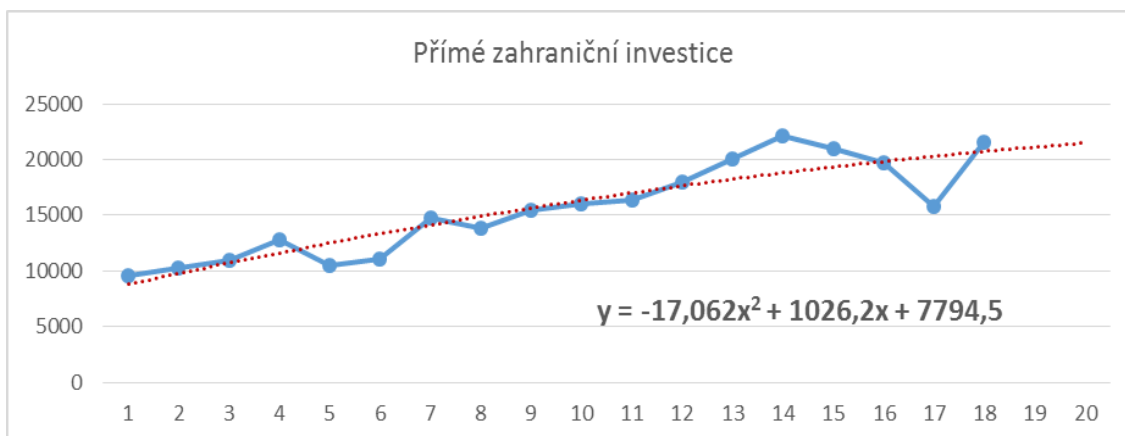
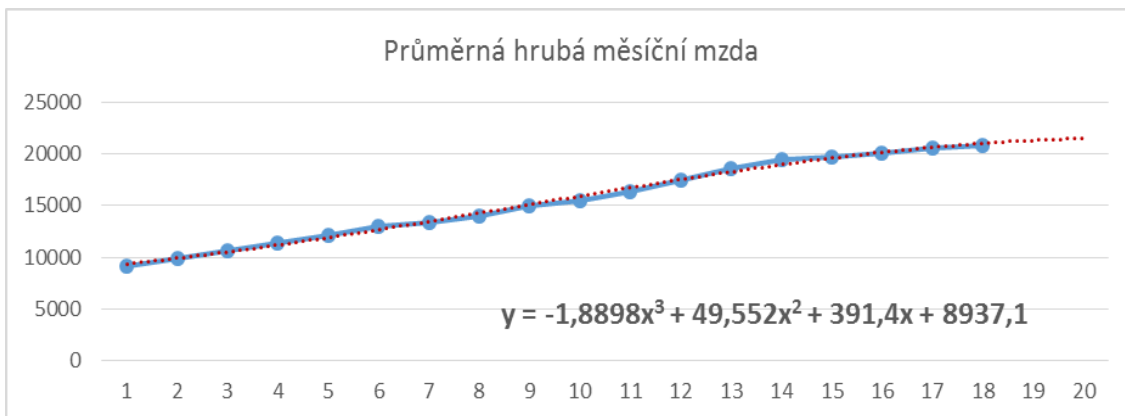
**y<sub>120</sub> = - 0,51 %**

$$y_{220} = 13631,9 - 19,797*6,69 - 4,33*1,32 - 86,873*(-1,55) - 18,11*4,67 - 0,033*115953 - 46,344*(-0,16) - 689,11*10,47 - 117,554*(-0,51) + 91,408*(-0,64) - 156,720*2,02$$

**y<sub>220</sub> = 2452,09 míst**

**Příloha č. 29 – Trendové funkce proměnných pro model Karlovarského kraje**





Zdroj: Excel, vlastní zpracování

### Příloha č. 30 - Odhad parametrů redukovaného model Karlovarského kraje

System rovnic, Dvoustupňová metoda nejmenších čtverců

Rovnice 1: SUR, za použití pozorování 1996-2013 (T = 18)

Závisle proměnná: y1t

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	-3,24092	1,70077	-1,906	0,0984	*
x2t	0,0386286	0,00721883	5,351	0,0011	***
x3t	0,468490	0,0139624	33,55	5,41e-09	***
x4t	0,542721	0,0277722	19,54	2,29e-07	***
x5t	0,0211641	0,00530761	3,987	0,0053	***
x6t	1,85604e-05	9,14968e-06	2,029	0,0821	*
x7t	0,189742	0,0643969	2,946	0,0215	**
x8t	0,0517154	0,108584	0,4763	0,6484	
x9t	-0,0169926	0,0194420	-0,8740	0,4111	
x11t	0,103915	0,0400340	2,596	0,0356	**
x10t	0,0257698	0,0420055	0,6135	0,5590	

Rovnice 2: SUR, za použití pozorování 1996-2013 (T = 18)

Závisle proměnná: y2t

	koeficient	směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	13631,9	2896,50	4,706	0,0022	***
x2t	-19,7970	12,2940	-1,610	0,1514	
x3t	-4,33001	23,7787	-0,1821	0,8607	
x4t	-86,8732	47,2975	-1,837	0,1089	
x5t	-18,1104	9,03914	-2,004	0,0852	*
x6t	-0,0326071	0,0155824	-2,093	0,0747	*
x7t	-46,3437	109,671	-0,4226	0,6853	
x8t	-689,114	184,925	-3,726	0,0074	***
x9t	-117,554	33,1107	-3,550	0,0093	***
x11t	-156,720	68,1801	-2,299	0,0551	*
x10t	91,4080	71,5377	1,278	0,2421	

Zdroj: Gretl

**Příloha č. 31 - Výpočty prognózy ex – ante pro endogenní proměnné modelu Karlovarského kraje**

*Prognóza pro rok 2014 (t = 19)*

$$y_{119} = -2,0065 + 0,0283*4,51 + 0,4095*7,86 + 0,5237*3,43 + 0,00404*(-1,76) + 0,000000791*78525 + 0,1008*2,16 + 0,1717*11,17$$

**$y_{119} = 5,31 \%$**

$$y_{219} = -833,765 - 0,3377*4,51 + 50,93*7,86 + 42,68*3,43 + 3,69*(-1,76) + 0,0538*78525 + 43,43*2,16 - 229,41*11,17$$

**$y_{219} = 1\ 461$  míst**

*Prognóza pro rok 2015 (t = 20)*

$$y_{120} = -2,0065 + 0,0283*9,17 + 0,4095*0,75 + 0,5237*0,45 + 0,00404*1,68 + 0,000000791*76805 + 0,1008*0,79 + 0,1717*11,3$$

**$y_{120} = 0,89 \%$**

$$y_{220} = -833,765 - 0,3377*9,17 + 50,93*0,75 + 42,68*0,45 + 3,69*1,68 + 0,0538*76805 + 43,43*0,79 - 229,41*11,3$$

**$y_{220} = 869,4$  míst  $\approx$  870 míst**