

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY**

Evidenčné číslo: 103003/B/2017/36086129770135044

TRENDY A ŠTRUKTÚRA MIEZD NA SLOVENSKU

Bakalárska práca

Bratislava, 2017

Matej Kolenič

**EKONOMICKÁ UNIVERZITA V BRATISLAVE
FAKULTA HOSPODÁRSKEJ INFORMATIKY**

TRENDY A ŠTRUKTÚRA MIEZD NA SLOVENSKU

Bakalárska práca

Študijný program: Manažérske rozhodovanie
Študijný odbor: Kvantitatívne metódy v ekonómii
Školiace pracovisko: Katedra operačného výskumu a ekonometrie
Vedúci záverečnej práce: Ing. Kvetoslava Surmanová, PhD.

Bratislava, 2017

Matej Kolenič



Ekonomická univerzita v Bratislave
Fakulta hospodárskej informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Matej Kolenič
Študijný program: Manažérske rozhodovanie (Jednoodborové štúdium, bakalársky I. st., denná forma)
Študijný odbor: 3.3.24 Kvantitatívne metódy v ekonómii
Typ záverečnej práce: Bakalárska záverečná práca
Jazyk záverečnej práce: slovenský
Sekundárny jazyk: anglický

Názov: Trendy a štruktúra miezd na Slovensku

Anotácia: Práca sa zameriava na analýzu trendov na trhu práce Slovenskej republiky prostredníctvom sledovania mzdového vývoja s ohľadom na štruktúru miezd.

Vedúci: Ing. Kvetoslava Surmanová, PhD.
Katedra: KOVE FHI - Katedra operačného výskumu a ekonometrie FHI
Vedúci katedry: prof. Mgr. Juraj Pekár, PhD.
Dátum zadania: 31.03.2016

Dátum schválenia: 14.04.2016
prof. Ing. Michal Fendek, PhD.
vedúci katedry

.....
študent

.....
Vedúci

Pod'akovanie

Na tomto mieste by som sa chcel poďakovať Ing. Kvetoslave Surmanovej PhD. za jej venovaný čas, odbornú pomoc, cenné rady a pripomienky, ako aj za profesionálny prístup pri tvorbe a spracovaní tejto bakalárskej práce.

Čestné vyhlásenie

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

Dátum: 18. 5. 2017

.....

Matej Kolenič

ABSTRAKT

KOLENIČ, Matej: *Trendy a štruktúra miezd na Slovensku*. – Ekonomická univerzita v Bratislave. Fakulta hospodárskej informatiky; katedra operačného výskumu a ekonometrie. – Vedúci záverečnej práce: Ing. Kvetoslava Surmanová, PhD. – Bratislava: FHI EU, 2017, 42 s.

Cieľom záverečnej práce je zhodnotiť trendy a štruktúru miezd, jednak z pohľadu regionálnych diferencií, ale aj za Slovensko ako celok, určiť determinanty vplyvajúce na výšku miezd, a poukázať na smer, akým sa uberá regionálna mzdová polarizácia na Slovensku. Práca je rozdelená do 4 kapitol. Obsahuje 11 grafov, 19 tabuliek a 1 obrázok. Prvá kapitola je venovaná trendu vývoja mzdovej polarizácie jednak v období pred hospodárskou krízou, ako aj v pokrízovom období. V ďalšej časti sa charakterizuje hlavný ako aj čiastkové ciele práce. Tretia časť obsahuje metódy skúmania mzdovej polarizácie. Záverečná kapitola je venovaná analýze mzdových nerovností v roku 2015, ako aj determinantom vplyvujúcich na výšku miezd. Výsledkom riešenia danej problematiky je zistenie, analýza trendu a štruktúry vývoja miezd na Slovensku a jeho prognóza.

Kľúčové slová:

mzdy, trendy miezd, regionálne nerovnosti, Theilov index, Giniho koeficient

ABSTRACT

KOLENIČ, Matej: *Trends and structure of wages in Slovakia*. – The University of Economics in Bratislava. Faculty of Economic Informatics; Department of Operations Research and Econometrics – The final paper leader: Ing. Kvetoslava Surmanová, PhD. – Bratislava: FHI EU, 2017, 42 pages.

The goal of the final paper is to evaluate trends and structure of wages, on one hand from regional differences point of view, on the other hand for Slovakia as whole, identify determinants, which influence wage levels, and determine a direction, in which regional wages polarization is moving. The final paper is divided into 4 chapters. Contains 11 graphs, 19 tables and 1 picture. The first chapter is dedicated to the trend development of wages polarization in period before crisis, as well as to period after crisis. In the next chapter are characterized main and partial goals of this final paper. Third chapter contains methods for examining wages polarization. Final chapter is focusing on 2015's wages inequality analysis as well as on determinants influencing wage levels. The result to this issue is to find, analyze and forecast the trend and structure of wages in Slovakia.

Key words:

wages, wage trends, regional inequality, Theil index, Gini coefficient

O B S A H	str.
Úvod	2
1 Súčasný stav mzdovej problematiky na Slovensku a v zahraničí	3
1.1 Vývoj príjmových diferencií v predkrízovom období a v období krízy na SR	3
1.1.1 Príjmové nezrovnalosti na Slovensku a v zahraničí v predkrízovom období	4
1.2 Vývoj príjmových diferencií v pokrízovom období na Slovensku	5
1.2.1 Príjmové nezrovnalosti na Slovensku a v zahraničí v pokrízovom období	6
2 Cieľ práce	7
3 Metodika práce a metódy skúmania	8
3.1 Charakteristika mzdových nerovností z pohľadu regionálnych diferencií	8
3.2 Spôsob získavania údajov a pracovný postup	8
3.3 Metódy vyhodnotenia mzdových nerovností	9
3.3.1 Giniho koeficient	9
3.3.2 Theilov index	12
3.3.3 Rozdiely medzi Theilovým indexom a Giniho koeficientom	13
4 Výsledky práce a diskusia	14
4.1 Model vývoja miezd na Slovensku	14
4.1.1 Jednoduchý lineárny regresný model miezd	16
4.1.2 Sezónne očistený lineárny regresný model miezd	18
4.1.3 Sezónne očistený lineárny regresný model miezd s AR procesom	19
4.2 Model trendu	22
4.3 Prognóza budúceho vývoja miezd na Slovensku	23
4.3.1 Prognóza ex-ante na základe modelu trendu a modelu miezd	23
4.3.2 Porovnanie výsledkov prognóz modelu trendu a modelu miezd	24
4.4 Mzdové nerovnosti v závislosti od PZI	24
4.4.1 Vzťah medzi mzdou a PZI	24
4.4.2 Vplyv PZI na mzdové nerovnosti	27
4.5 Mzdové nerovnosti na Slovensku v roku 2015	29
4.5.1 Theilov index mzdovej nerovnosti v roku 2015	31
4.6 Diskusia	34
Záver	35
Zoznam použitej literatúry	36

Úvod

Téma nerovností miezd na Slovensku, či z pohľadu regionálnych diferencií, alebo napríklad z pohľadu nezamestnanosti resp. vzdelania predstavujú v súčasnosti významný problém, ktorý si zaslúži hlbší rozbor. Trend znižovania mzdových nerovností, akým sa uberalo Slovensko v rokoch pred hospodárskou krízou, nahradil trend opačný. V súčasnosti čelíme problému, že sa zväčšuje priepasť medzi západnými a východnými regiónmi oproti regiónom severným respektíve južným.

Práca pozostáva zo štyroch častí. V prvej časti tejto práce sa venujeme trendu vývoja mzdovej polarizácie jednak v období pred hospodárskou krízou, ako aj v pokrízovom období. Poukazujeme na medziregionálne rozdiely v štruktúre miezd, a porovnávame mzdové nerovnosti Slovenska v kontexte s ostatnými štátmi OECD, či Európskej Únie pomocou ukazovateľov príjmovej nerovnosti ako sú Giniho koeficient respektíve Theilov index.

Druhá kapitola obsahuje hlavný, ako aj čiastkové ciele.

V tretej časti, metodika práce a metódy skúmania, definujeme mzdu z pohľadu regionálnych diferencií, ako aj metodiku získavania jednotlivých údajov použitých v ďalšej časti práce. Ďalej sa v tejto časti podrobne venujeme metódam vyhodnotenia mzdových nerovností, teda vyššie spomenutému Theilovmu indexu a Giniho koeficientu.

Štvrtá časť je venovaná vymedzeniu jednotlivých determinantov miezd, ako produktivita práce, inflácia, výška cenovej hladiny či spomínaná nezamestnanosť. Okrem testovania závislosti mzdy od vybraných veličín pomocou jednoduchého regresného modelu sa v tejto časti budeme zaoberať aj koreláciou priamych zahraničných investícií a mzdových nerovností, ako aj prognózou výšky miezd na Slovensku v nasledujúcom období. Neskôr sa venujeme podrobnej analýze stavu mzdových nerovností za rok 2015.

Záverečná časť práce je určená zhodnoteniu poznatkov, ako aj sumarizácii výsledkov získaných analýzou z predchádzajúcich častí tejto práce a nášmu osobnému postojovi riešenia problematiky miezd z pohľadu regionálnych diferencií.

1. Súčasný stav mzdovej problematiky na Slovensku a v zahraničí

1.1. Vývoj príjmových diferencií v predkrízovom období a v období krízy na Slovensku

Trend vývoja príjmových regionálnych diferencií, respektíve mzdových, pretože najväčší podiel na príjme obyvateľstva majú práve mzdy¹, mal v predkrízovom období klesajúci charakter. To znamená, že príjmové rozdiely medzi regiónom s najvyšším príjmom, teda Bratislavským a medzi regiónom s najnižším príjmom, Prešovským, sa znižovali. „Úspešné znižovanie príjmových nerovností na Slovensku, ktoré vznikli v období postupného transformovania ekonomiky ako výsledok procesov privatizácie, deregulácie a liberalizácie po roku 1989, sa zastavilo nástupom krízy v roku 2008. Parciálne a sprievodné ukazovatele príjmovej polarizácie vykázali signifikantný vplyv krízových podmienok na regionálnej úrovni v SR s oneskorením dvoch rokov, teda až od roku 2010 (pokles tvorby pracovných miest, rast nezamestnanosti). Hlavným dôvodom oneskorených prejavov bola ešte stále menšia previazanosť v domácich podmienkach fungujúceho finančného a bankového sektora s vonkajším priestorom a taktiež vlastnícka štruktúra v podnikovej sfére.“²

Podľa publikácie Pauhofová a kol. (2016) „predkrízový pokles nerovností v hrubých mzdách (sledovaný od roku 2005) pretrvával až do roku 2010, kedy došlo k zmene trendu a nárastu nerovností až do súčasnosti. Pokles nerovností pred rokom 2009 je dôsledkom vývoja v hrubých mzdách, ktoré u najnižších príjmových skupín rástli rýchlejším tempom ako u zvyšku populácie. V krízovom období začali mzdy najnižších príjmových skupín reálne klesať, respektíve stagnovať.“³

¹ MICHÁLEK (2007), s. 185

² PAUHOFOVÁ a kol. (2016), s. 36

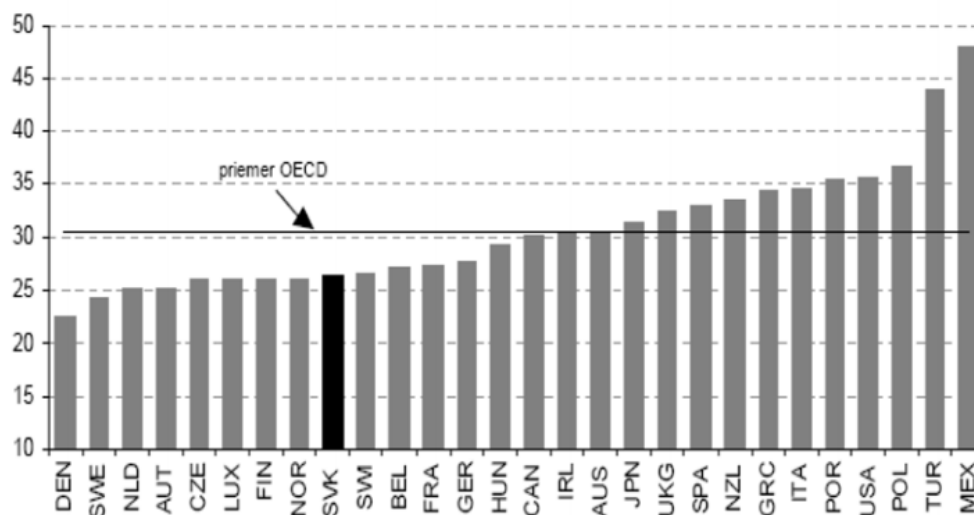
³ PAUHOFOVÁ a kol. (2016), s. 59

1.1.1. Príjmové nezrovnalosti na Slovensku a v zahraničí v predkrízovom období

Pri medzinárodnom porovnaní krajín z pohľadu príjmu obyvateľstva sa využívajú rôzne koeficienty, alebo indexy. Najčastejšie tzv. Giniho koeficient a Theilov index. O jednotlivých koeficientoch si popíšeme bližšie v kapitolách 3.3.1., resp. 3.3.2. Je vhodné spomenúť, že ak by hodnota Giniho koeficientu bola 0, znamenalo by to, že existuje najrovnomernejšie rozdelenie príjmov. Naopak, ak by bola táto hodnota rovná 1, teda 100%, znamenalo by to, že všetky príjmy dostáva jedna osoba.

Podľa Micháleka (2007) sa pri medzinárodnom porovnávaní krajín OECD, prostredníctvom Giniho koeficientu v rokoch 1999-2002, dospelo k výsledkom, že „Slovensko s hodnotou Giniho koeficientu 26,4 % stále patrí medzi relatívne rovnostárske spoločnosti. Medzi najrovnostárskejšie krajiny patria Dánsko (22,5), Švédsko (24,3) a Holandsko (25,1), naopak, najväčšie nerovnosti v rámci OECD dosahujú Poľsko (36,7), Turecko (43,9) a Mexiko (48). Veľmi vysoká je nerovnosť aj v USA (35,7). Vysoké nerovnosti dominujú aj vo väčšine rozvojových, resp. chudobných krajín, kde sa bohatstvo koncentruje vo veľmi malej skupine populácie a prevažná časť obyvateľstva je extrémne chudobná.“⁴

Graf 1: Hodnoty Giniho koeficientu vo vybraných krajinách od roku 1999 do 2002



Zdroj: Michálek (2007)

⁴ MICHÁLEK (2007), s. 186

1.2. Vývoj príjmových diferencií v pokrízovom (súčasnóm) období na Slovensku

Vplyv krízy je stále citeľný dodnes, hlavne v oblasti zamestnanosti ako aj v príjmovej oblasti. Podľa Pauhofovej a kol. (2016) sa po roku 2010 vývoj v oblasti počtu zamestnancov a hrubých miezd výrazne líšil od predchádzajúceho obdobia.

Zamestnanosť vzrástla minimálne respektíve stagnovala, novovytvorené pracovné miesta boli predovšetkým na pozíciách s vyšším mzdovým ohodnotením. Išlo najmä o kvalifikačne náročné a vysoko cenené pracovné miesta, imúnne voči krízovým vplyvom. Naopak, krízový vývoj ohrozoval respektíve ohrozuje predovšetkým kvalifikačne nenáročné a nízko ohodnotené pracovné miesta. Kríza narušila proces tvorby pracovných miest v stredných pásmach príjmového rozdelenia a pretrvávajúce problémy trhu práce v oblasti štrukturálnej a dlhodobej nezamestnanosti boli príčinou poklesu, resp. stagnácie reálnych miezd v najnižších mzdových pásmach.

Pri hlbšej analýze príjmových nezrovnalostí regiónov Slovenska, v rokoch 2010 až 2014, pomocou Theilovho indexu, sa zistili nasledujúce skutočnosti, a to že „*najväčší podiel na celkovej nerovnosti v hrubých mzdách počas skúmaného obdobia má mesto Bratislava (BA). Má výrazne vyššiu priemernú mzdu ako zvyšok SR, pričom v samotnom meste je najvyššia príjmová nerovnosť spomedzi zvyšku okresov SR. Príspevok mesta BA k celkovej nerovnosti meranej Theilovým koeficientom predstavuje 0,142 z celkového 0,332 – t. j. takmer 43 %.*“⁵

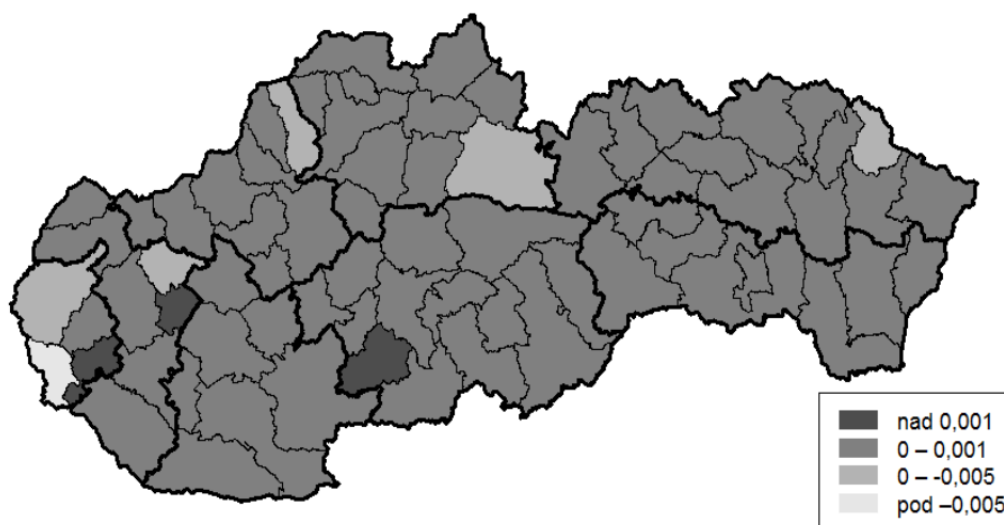
Podobne, ako pri Giniho koeficiente, ak Theilov index nadobúda hodnotu 0, tak všetky osoby dosahujú rovnaký príjem. Rozdiel medzi oboma koeficientami je, že Theilov index môže nadobúdať maximálnu hodnotu $\ln(n)$, čo by znamenalo, že všetky príjmy spadajú do rúk jednej osoby.

Pauhofová, a kol. (2016) ďalej vo svojej analýze uvádzajú, že „*hoci sa Bratislava podieľa najvyššou mierou na nerovnostiach v SR, k nárastu nerovností v hrubých mzdách v sledovanom období 2010 – 2014, meranej Theilovým koeficientom, mala negatívny príspevok (-24 %). Dôvodom je zníženie nerovnosti medzi Bratislavou a ostatnými okresmi, predovšetkým pre mierne zníženie podielu BA na celkovej zamestnanosti v SR, a taktiež pre nevýrazné zníženie rozdielov medzi priemernou mzdou v BA a zvyškom SR. Tento negatívny*

⁵ PAUHOFOVÁ a kol. (2016), s. 8

príspevok k rastu nerovností však až 5-násobne prevážili ostatné okresy Slovenska. V drvivej väčšine okresov SR v sledovanom období príspevok k nerovnosti v hrubých mzdách rástol. Celkovo nerovnosť medzi okresmi v období 2010 – 2014 stagnovala, resp. nepatrne poklesla. Celkový nárast nerovnosti v období 2010 – 2014 má „na svedomí“ nárast nerovností v rámci jednotlivých okresov SR.“⁶

Obrázok 1: Zmena Theilovho indexu v hrubých mzdách dekomponovaného na okresy SR (zmena 2010/2014)



Zdroj: Pauhofová a kol. (2016)

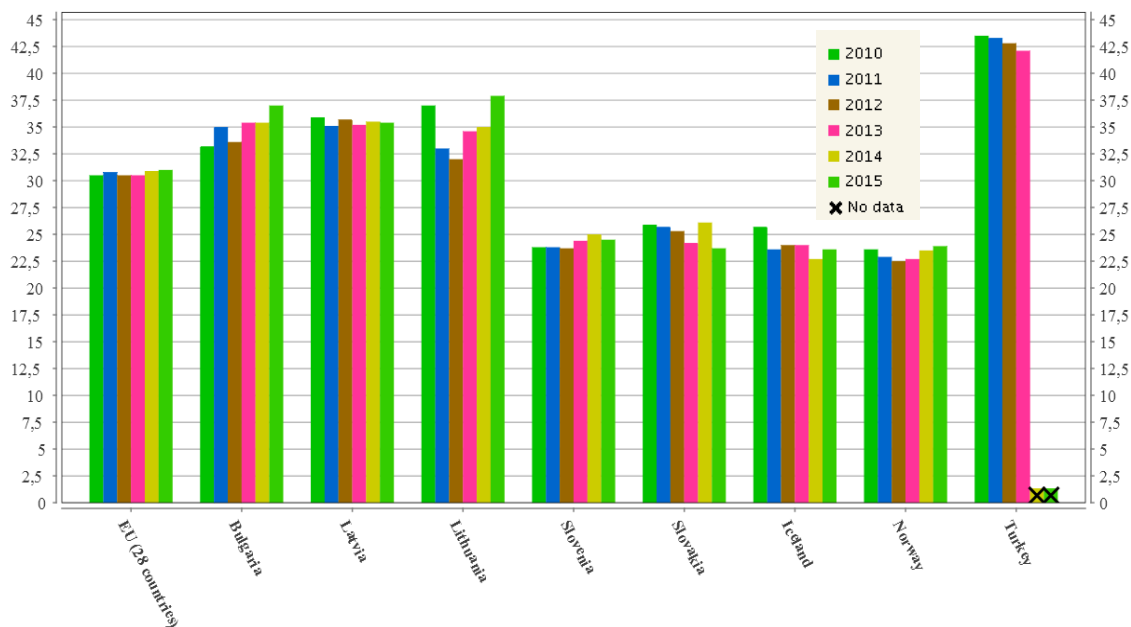
1.2.1. Príjmové nezrovnalosti na Slovensku a v zahraničí v pokrízovom období

Podobne, ako v podkapitole 1.1.1., budeme používať Giniho koeficient na vyjadrenie mzdových nezrovnalostí medzi regiónmi Slovenska a vybraných krajín EU28 a Turecka. Slovensko v období rokov 2010 až 2015 dosahovalo hodnotu Giniho koeficientu v priemere 25,15% čo ešte stále patrí do kategórie pomerne rovnostárskych krajín oproti priemeru EU28 (30,7). V sledovanom období patrí medzi najrovnostárskejšie krajiny EÚ Nórsko (23,18), Island (23,93) a Slovinsko (24,2). Naopak, krajiny s najvyššími nezrovnalosťami sú Turecko (42,93), v rozmedzí rokov 2010 až 2013, Lotyšsko (35,47), Bulharsko (34,93) a Litva (34,92). Čo treba spomenúť je, že na základe údajov z Eurostatu, Slovensko

⁶ PAUHOFOVÁ a kol. (2016), s. 9

dosahovalo v roku 2015 druhú najnižšiu hodnotu Giniho koeficientu (23,7), hneď po Islande (23,6).

Graf 2: Hodnoty Giniho koeficientu vo vybraných krajinách od roku 2010 do 2015



Zdroj: Eurostat, EU-SILC

2. Cieľ práce

Hlavným cieľom tejto práce je zhodnotiť trendy a štruktúru miezd, jednak z pohľadu regionálnych diferencií, ale aj za Slovensko ako celok, a určiť determinanty vplývajúce na výšku miezd a poukázať na smer, akým sa uberá regionálna mzdová polarizácia na Slovensku.

Čiastkovým cieľom práce je priblížiť určité metódy komparácie, jednak z hľadiska medziregionálnej nerovnosti, ako aj z hľadiska mzdovej polarizácie Slovenska v kontexte ďalších krajín Európskej Únie, respektíve krajín OECD.

Ďalšie čiastkové ciele, ktorým sa budeme v práci venovať, je podrobná analýza trendu výšky mzdy, ako aj jeho prognóza na nasledujúce dva roky, spolu s analýzou stavu medziregionálnych mzdových diferencií v roku 2015.

3. Metodika práce a metódy skúmania

3.1. Charakteristika mzdových nerovností z pohľadu regionálnych diferencií

Mzdové nerovnosti medzi jednotlivými regiónmi Slovenska sú výrazne ovplyvňované makroekonomickými faktormi, ako sú medzinárodný obchod, technologický pokrok, globalizácia alebo zahraničné investície. Taktiež svoj vplyv na nerovnosti majú aj mikroekonomické ukazovatele, napríklad vzdelanie a kvalifikácia, flexibilný pracovný trh, deregulácia minimálnej mzdy a pod.

Pod pojmom mzda sa v tejto práci rozumie priemerná hrubá mesačná nominálna mzda, ktorá sa skladá zo základnej mzdy, prémie a odmien, príplatkov a doplatkov, náhrad miezd a ostatných zložiek.

3.2. Spôsob získavania údajov a pracovný postup

Na analýzu mzdových nerovností medzi regiónmi Slovenska sme vychádzali z údajov obsiahnutých v publikáciách „Štatistická ročenka regiónov Slovenska“ z rokov 2007 až 2016 uverejnených na stránkach Štatistického úradu SR (ŠÚ SR). Údaje o priemerných mzdách SR, ako aj počet zamestnaných, ktorí sú potrební na výpočet produktivity práce sme získali z databázy ŠÚ SR – DATAcube.

Priemerná hrubá nominálna mesačná mzda sa podľa ŠÚ SR získava z vyčerpávajúceho zisťovania v organizáciách vykonávajúcich finančné sprostredkovanie a všetkých nepodnikateľských organizáciách, bez ohľadu na počet zamestnancov a zo štvrt'ročného výberového zisťovania v podnikateľských organizáciách s 20 a viac zamestnancami, alebo s počtom zamestnancov do 19, ktoré majú ročnú produkciu 3,319 mil. EUR a viac, ktoré je organizované výberovým spôsobom od roku 2004. Údaje za iné malé podniky s počtom zamestnancov do 19 sú získavané z výberového štvrt'ročného zisťovania. Mzdy za zamestnancov u živnostníkov sú získavané kvalifikovaným odhadom.

Počet zamestnancov, podľa definície ŠÚ SR, sa určuje na základe výberového zisťovania pracovných síl ako osoby vo veku od 15 rokov, ktoré v sledovanom týždni

vykonávajú aspoň jednu hodinu prácu za mzdu alebo plat. Medzi zamestnancov patria aj členovia produkčných družstiev.

Hrubý domáci produkt (HDP) predstavuje „*konečný výsledok činnosti rezidentských jednotiek vyprodukovaný v sledovanom období. Zostavuje sa troma metódami: Výrobnou (produkčnou) metódou, Výdavkovou (spotrebnou) metódou a dôchodkovou metódou.*“⁷

Z databázy Národnej banky Slovenska (NBS) sme získali údaje o inflácii, nezamestnanosti, harmonizovanom indexe spotrebiteľských cien (HICP) a priamych zahraničných investíciách (PZI). Podľa dostupných informácií na stránke Eurostat, HICP meria zmenu v cenách produktov a služieb domácností v sledovanom období. Ako bázičný rok na výpočet HICP sa používa rok 2015. PZI, podľa NBS, predstavujú kategóriu medzinárodných investícií, ktorá odráža cieľ subjektu jedného hospodárstva (priameho investora) získať dlhodobý majetkový podiel – investíciu – v subjekte iného hospodárstva (podnik priamej investície).

3.3. Metódy vyhodnotenia mzdových nerovností

Na vyhodnotenie mzdových diferencií medzi regiónmi SR existuje nespočetne veľa metód, ako Hooverov (Robin Hood) index, Theilov index, Giniho koeficient, Atkinsonov index, Kakwanioho index, výpočet pomocou variačného koeficientu a iné (De Maio, 2007). V tejto práci budeme používať len tie najznámejšie a najpoužívanejšie metódy, a to Giniho koeficient a Theilov index.

3.3.1. Giniho koeficient

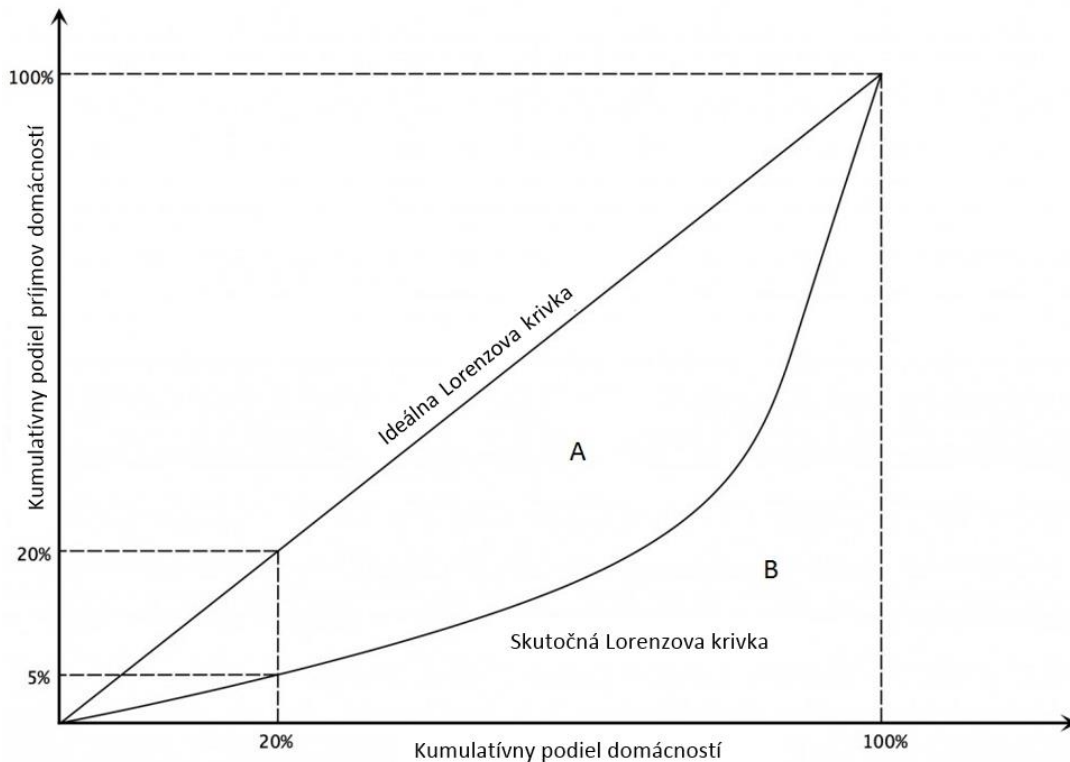
Giniho koeficient je významný ukazovateľ mzdovej nerovnosti, využitelný najmä na porovnanie jednotlivých krajín. Výhodou Giniho koeficientu je, že nezáleží na veľkosti populácie žijúcej v danom štáte, pretože skúma prerozdelenie príjmov naprieč určitou skupinou, v našom prípade obyvateľmi určitého štátu, pričom nezáleží na jej veľkosti.

Na pochopenie, respektíve na zobrazenie veľkosti mzdovej nerovnosti, vypočítanú Giniho koeficientom, sa používa tzv. Lorenzova krivka (graf 3). Os x predstavuje počet

⁷ SLOVSTAT – metodické vysvetlivky, <http://www.statistics.sk/pls/elisw/utlData.htmlBodyWin?uic=80>, dostupné k 10.5. 2017

domácností, zoradených od najchudobnejších po najbohatšie v percentách. Na osi y sa naopak zobrazuje celkový príjem v danom časovom období, tiež v percentách.

Graf 3: Lorenzova krivka



Zdroj: <https://www.intelligenteconomist.com/lorenz-curve-gini-coefficient>, vlastné spracovanie

Ako bolo už spomenuté v kapitole 1.1.1., Giniho koeficient môže nadobúdať hodnoty z intervalu $<0;1>$. Táto hodnota sa zobrazuje na grafe ako plocha A. Premenná B označuje plochu, ktorá sa nachádza pod Lorenzovou krivkou. Vzorec pre výpočet Giniho koeficientu⁸ je nasledujúci:

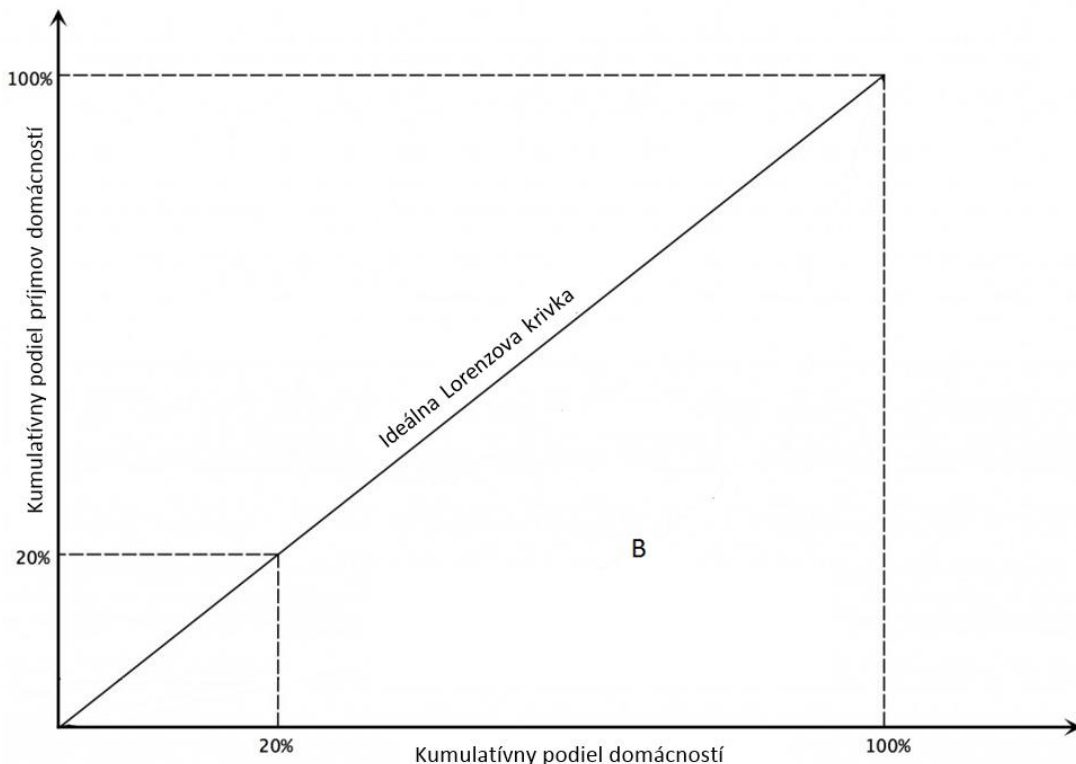
$$G = \frac{A}{A + B} \quad (3.1)$$

Ako už naznačuje interval Giniho koeficienta, Lorenzova krivka môže nadobúdať dva extrémny. Ak sa jeho hodnota rovná nule, znamenalo by to najrovnomernejšie rozdeľovanie príjmov. Takýto stav zobrazuje ideálna Lorenzova krivka, ktorá je vedená pod

⁸ VESELOVSKÁ (2015), s. 72

45° uhlom (graf 4). To znamená, že napríklad 20% z celkového počtu domácností poberá 20% celkových príjmov. Keďže plocha pod krivkou sa označuje ako B, plocha A by sa pri takomto stave rovnala nule. Ak by sme takéto hodnoty dosadili do vzorca pre výpočet Giniho koeficienta, vyšla by nám hodnota 0, preto interval hodnôt začína od nuly.

Graf 4: Ideálna Lorenzova krivka



Zdroj: <https://www.intelligenteconomist.com/lorenz-curve-gini-coefficient>, vlastné spracovanie

Opačný extrém je, ak všetky príjmy vlastní jedna osoba. Pre takýto stav by sa Lorenzova krivka prelínala s osou x od nuly až po 100%, odkiaľ by stúpala kolmo až po 100%-nú hodnotu celkového príjmu. To znamená, že celá plocha medzi ideálnou Lorenzovou krivkou a krivkou zobrazujúcou absolútnu nerovnosť v príjmoch by sa označovala ako plocha A. Inak povedané, hodnota Giniho koeficientu by sa rovnala jednej, pretože ak si opäť dosadíme do vzorca za premenné skutočné hodnoty, výsledok je $G = 1$.

Skutočná Lorenzova krivka, teda krivka, ktorá sa nachádza medzi dvoma extrémami sa dá interpretovať tak, že čím je bližšie k ideálnej Lorenzovej krivke, tým sa nerovnosť medzi rozdelením príjmu znižuje, teda hodnota Giniho koeficientu, plochy A,

sa znižuje. Príklad takejto krivky je ilustrovaný v grafe 3, kde 20% najchudobnejších domácností vlastní 5% z celkového príjmu.

3.3.2. Theilov index

Ďalším veľmi často používaným ukazovateľom mzdovej nerovnosti je Theilov index. Podľa Veselovskej (2015) patrí Theilov index do triedy generalizovanej entropie. Absolútnu mieru možno vypočítať v neváženej (T_N) ako aj populačne váženej forme (T_W):

$$T_N = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y}; \quad T_W = \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y}, \quad (3.2; 3.3)$$

kde:

- k predstavuje počet regiónov,
- y je celková výška mzdy na obyvateľa (per capita),
- y_j výšku celkovej mzdy per capita v regióne j ,
- n je celkový počet obyvateľov,
- n_j počet obyvateľov v regióne j .

Veselovská (2015) v publikácii používa y a y_j ako označenie pre celkový priemer sledovaného javu, resp. ako priemer sledovaného javu v regióne j , ale my sme sa vzhľadom na dostupnosť dát rozhodli používať modifikovaný tvar vzorca, publikovaný v časopise *Southwest Business and Economics Journal* od Owena, Martinez (2009).

Veľkou výhodou Theilovho indexu, a teda hlavný dôvod, prečo sa používa pri skúmaní mzdovej nerovnosti medzi regiónmi, je jeho rozložiteľnosť na jednotlivé regióny. Podľa Veselovskej (2015) je možné vykonať rozklad Theilovho indexu na medziregionálnu zložku (**B**) a vnútroregionálnu zložku (**W**) nasledujúcim spôsobom:

$$T_C = \left(\sum_{j=1}^k \frac{y_j}{y} \ln \frac{y_j}{y} \right) + \left(\sum_{j=1}^k \frac{1}{n} \frac{y_j}{y} \sum_{i=1}^{n_j} \frac{y_{ij}}{y_j} \ln \frac{y_{ij}}{y_j} \right) = B + W, \quad (3.4)$$

kde:

- T_C predstavuje celkovú nerovnosť,
- y_{ij} vyjadruje hodnotu skúmaného javu i -tého obyvateľa regiónu j .

Ako už bolo spomínané v kapitole 1.2., hodnoty Theilovho indexu môžu nadobúdať hodnoty $\langle 0; \ln(n) \rangle$. *“Hodnota Theilovho indexu 0 by sa v prípade dvoch kvantilov dala vyjadriť pomerom distribúcie 50:50. Hodnota 0,5 ako pomer distribúcie 74:26, hodnota 1 ako pomer distribúcie 82:18, hodnota 2 ako pomer distribúcie 92:8 a hodnota Theilovho indexu 4 ako pomer distribúcie 98:2”*⁹

3.3.3. Rozdiely medzi Theilovým indexom a Giniho koeficientom

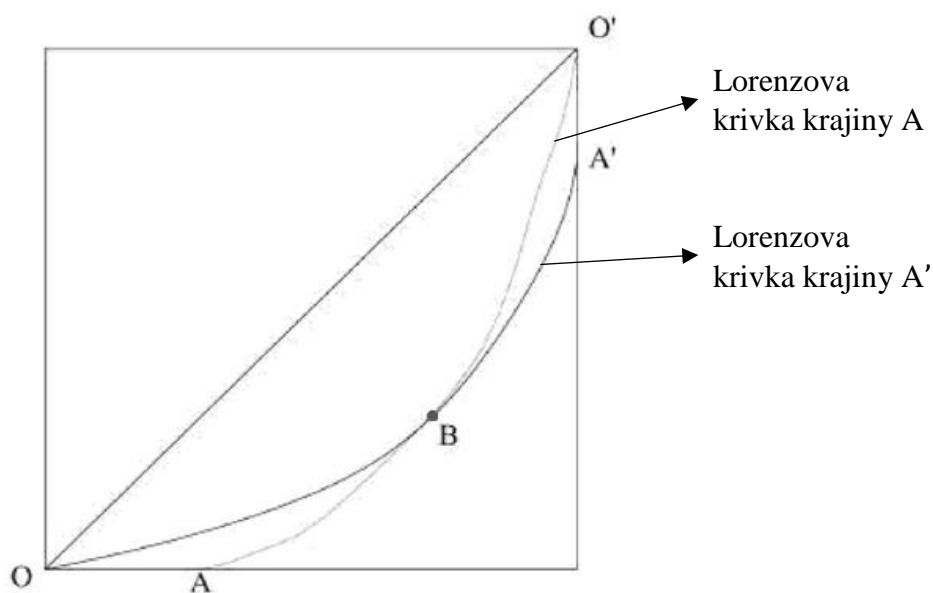
Medzi najväčšie rozdiely týchto ukazovateľov určite patrí možnosť rozkladu vzorca na jednotlivé regióny. Práve Theilov index je pre túto vlastnosť obľúbený a využíva sa na meranie mzdovej nerovnosti, respektíve je možné nahradiť tieto dáta dátami o príjme, indexom chudoby či nezamestnanosti. Giniho koeficient je aplikovateľný len na oblasť ako celok, nedá sa rozložiť na podskupiny.

Ďalší rozdiel je už viac krát spomínaný interval hodnôt oboch ukazovateľov. V tomto smere má výhodu práve Giniho koeficient, keďže Theilov index končí hodnotou $\ln(n)$, teda je obťažné určiť hornú hranicu intervalu, vzhľadom na neustále meniaci sa počet obyvateľov v sledovanej oblasti.

Nakoniec, v porovnaní oboch ukazovateľov, Theilov index udáva hodnovernejší obraz o rozložení príjmov naprieč sledovanou oblasťou. Môže sa stať, že dve krajiny majú rovnakú hodnotu Giniho koeficientu, ale Lorenzove krivky pre obe krajiny sú odlišné. Na grafe 5 je vidieť dve rôzne Lorenzove krivky, ako pre krajinu A, tak pre krajinu A', ktoré dosahujú tú istú úroveň Giniho koeficientu v bode B. To znamená, že v krajine A' majú najchudobnejšie domácnosti viac rozdelených celkových príjmov ako v krajine A. Čiže v bode, kde začína krivka pre krajinu A na osi x, povedzme 20% najchudobnejších domácností, majú tieto isté domácnosti z krajiny A' celkový prerozdelený príjem už na hodnote okolo 5%. V krajine A má 20% domácností nulový príjem. Z tohto pohľadu sú obidve krajiny navzájom odlišné, lenže na základe Giniho koeficientu sú si obe krajiny rovné.

⁹ VESELOVSKÁ (2015), s. 74

Graf 5: Dve Lorenzove krivky s rovnakým Giniho koeficientom



Zdroj: BHAGWATI, PANAGARIYA (2013), s. 215, vlastné spracovanie

4. Výsledky práce a diskusia

Cieľom tejto časti bakalárskej práce je uplatniť dostupné informácie a zhodnotiť poznatky získané v predchádzajúcich kapitolách na analýzu trendov ovplyvňujúcich mzdy, vyhodnotenie mzdových nerovností za rok 2015 a vplyv jednotlivých ekonomických veličín na výšku miezd. Na interpretáciu výsledkov, tvorbu modelov, respektíve na spracovanie dát budeme používať štatisticko-ekonometrický softvér EViews 9.

4.1. Model vývoja miezd na Slovensku

Výška mzdy závisí od množstva faktorov. Podľa Ištvánikovej a kol. (2002) hlavnými determinantmi, ktoré majú podstatný vplyv na výšku nominálnej či reálnej mzdy sú **cenový vývoj, inflácia, produktivita práce a nezamestnanosť**.

Pod **cenovým vývojom** sa rozumie všeobecná cenová hladina, ktorá predstavuje vývoj cien v národnom hospodárstve s ohľadom na váhu, ktorú majú jednotlivé tovary v súhrne spotreby. Vzhľadom na to, že je nemožné zaznamenávať pohyb cien všetkých výrobkov a služieb, používa sa tzv. spotrebný kôš, ktorý obsahuje vopred dohodnutú vzorku produktov naprieč celým sortimentom výrobkov a služieb. Najznámejšie druhy takýchto

spotrebných košov sú index spotrebiteľských cien (CPI) a harmonizovaný index spotrebiteľských cien (HICP). V tejto práci budeme používať index HICP.

Hlavné rozdiely medzi oboma indexmi, podľa NBS,¹⁰ spočívajú najmä v rozdielnosti spotrebného koša, kde HICP zahŕňa užší počet tovarov a služieb, preto je označovaný ako užší spotrebný kôš. Ďalší rozdiel je aj vo výpočte váh, kde pri výpočte váh pre CPI sa berú do úvahy výdavky slovenských domácností, oproti HICP kde sa zohľadňujú aj výdavky cudzincov na území SR a vylučujú sa výdavky slovenských domácností mimo územia Slovenska. Posledná odlišnosť je, že CPI sa počíta na základe váh z bázičného roka 2000 a indexy potrebné na výpočet CPI sa nezaokrúhľujú. HICP je momentálne počítaný na základe váh z bázičného roka 2015 a indexy pre výpočet HICP sa zaokrúhľujú na jedno desatinné miesto.

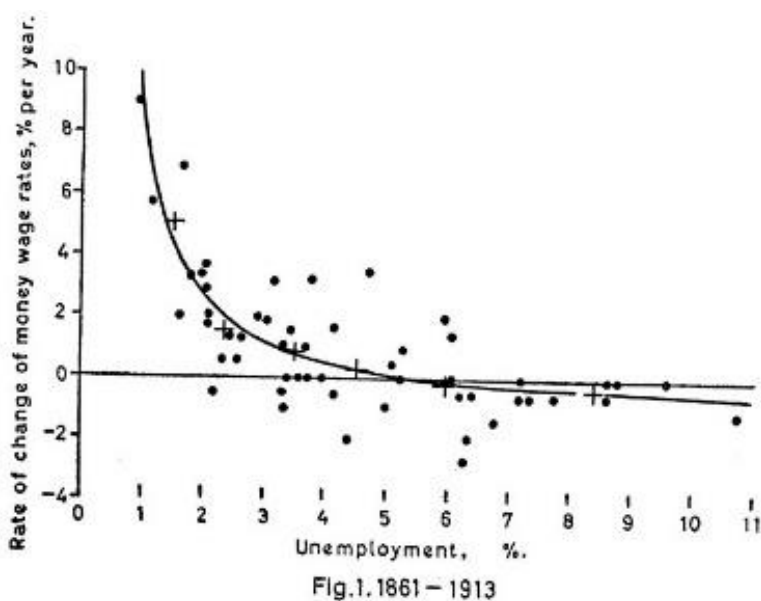
Inflácia predstavuje prejav porúch ekonomiky v podobe zvyšovania cenovej hladiny produktov a služieb resp. trvalým znižovaním kúpnej sily peňazí. Mieru inflácie vieme vypočítať ak od hodnoty súčasného indexu HICP odpočítame hodnotu HICP z predchádzajúceho obdobia a touto istou hodnotou celý čitateľ predelíme. Ak výsledok vynásobíme 100, dostaneme výsledok v percentách.

Produktivita práce vyjadruje v podstate pomer medzi celkovým výstupom (v našom prípade HDP v bežných cenách) a vstupom (počet zamestnaných osôb).

Vzťah medzi nominálnymi mzdami a **nezamestnanosťou** je známy už zo základov ekonomickej teórie. Tento vzájomný vzťah je vyjadrený tzv. pôvodnou Phillipsovou krivkou (graf 6), kde na osi x vystupuje miera nezamestnanosti a os y predstavuje tempo rastu nominálnych miezd. Z grafu je vidieť, že krivka pretína os x zhruba v bode 6, čo predstavuje prirodzenú mieru nezamestnanosti, kedy sú stabilné nominálne mzdy.

¹⁰ KOSSEYOVÁ, DOLIAK (2005), s. 14

Graf 6: Pôvodná Phillipsova krivka



Zdroj: Phillips (1958) s. 285

4.1.1. Jednoduchý lineárny regresný model miezd

Na skúmanie závislosti výšky mzdy od vplyvu jednotlivých faktorov použijeme jednoduchý lineárny regresný model v tvare:

$$mzda_t = \beta_0 + \beta_1 pp_t + \beta_2 mn_t + \beta_3 ifl_t + u_t,$$

pričom $mzda_t$ – vysvetľovaná (endogénna) premenná, nominálna priemerná mesačná mzda, vysvetľujúce (exogénne) premenné:

pp_t – produktivita práce,

mn_t – miera nezamestnanosti,

ifl_t – miera inflácie,

u_t – náhodná zložka, obsahujúca vplyv relevantných premenných nezahrnutých v modeli.

Aj keď Ištvániková a kol. (2002) uvádzajú, že na výšku miezd vplyva cenová hladina a inflácia, oba vplyvy sa dajú v modeli vyjadriť jediným determinantom, infláciou.

Na odhad parametrov modelu budeme používať údaje zozbierané ŠÚ SR z databáz Slovstat, DATAcube a z databázy NBS, z obdobia od 2. kvartálu roka 1997 po 3. kvartál roka 2016, celkovo 78 pozorovaní. Výstup z regresnej analýzy je prezentovaný v tabuľke 1.

Tabuľka 1: Odhad jednoduchého lineárneho modelu

Dependent Variable: MZDA
Method: Least Squares
Sample: 1997Q2 2016Q3
Included observations: 78

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	35.92753	52.88494	0.679353	0.4990
PP	0.101853	0.004997	20.38491	0.0000
MN	-0.936238	1.815638	-0.515652	0.6076
IFL	-2.947868	3.383473	-0.871255	0.3864
R-squared	0.960583	Mean dependent var		619.9159
Adjusted R-squared	0.958985	S.D. dependent var		196.9749
S.E. of regression	39.89179	Akaike info criterion		10.26014
Sum squared resid	117760.3	Schwarz criterion		10.38100
Log likelihood	-396.1454	Hannan-Quinn criter.		10.30852
F-statistic	601.1170	Durbin-Watson stat		1.769618
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z výstupu nám vyplýva hneď niekoľko skutočností. Parametre nezávislých premenných, inflácia a miera nezamestnanosti, nám vyšli štatisticky nevýznamné na hladine významnosti $\alpha = 0,05$. To znamená, že t-štatistika pre tieto parametre je v absolútnej hodnote menšia, ako kritická hodnota Studentovho rozdelenia s parametrami $t_c(\frac{\alpha}{2}, n-k-1)$, kde α predstavuje hladinu významnosti, n počet pozorovaní a k počet vysvetľujúcich premenných. V našom prípade $t_c(0,025, 78-4-1) = 1,993$. Alternatívny spôsob zistenia významnosti nezávislých premenných, je tzv. *p-hodnota* (*p-value*), v programe EViews prezentovaná ako *Probability*. Ak je *p-hodnota* premennej menšia ako hladina významnosti (0,05), parameter je štatisticky významný.

Okrem nevýznamnosti parametrov inflácie a miery nezamestnanosti, hodnota korigovaného koeficientu determinácie adj. $R^2 = 0,958985$ a teda model vysvetľuje len 95,90% celkovej variability závislej premennej, pričom viac než 4% sú pripísané vplyvu náhodnej zložky – teda premenným, ktoré nie sú zahrnuté v modeli. Vzhľadom na to, že vyšli inflácia a miera nezamestnanosti ako nevýznamné, a vplyv náhodnej zložky je markantný, bude potrebné model upraviť.

Údaje, s ktorými pracujeme, sú merané so štvrťročnou periodicitou a môžu obsahovať aj sezónne výkyvy. Preto pôvodný model rozšírime a doplníme o umelé premenné sezónneho charakteru, pre 1. až 3. štvrťrok: S_1, S_2, S_3 .

4.1.2. Sezónne očistený lineárny regresný model miezd

Pre časové rady je typické, že obsahujú autokoreláciu náhodnej zložky. To znamená, že náhodné zložky z dvoch rôznych pozorovaní sú medzi sebou závislé. Autokorelácia môže byť spôsobená viacerými faktormi, ako napríklad zotrvačnosť ekonomických veličín (mzda v čase t závisí od mzdy v čase $t-1$ a táto zotrvačnosť sa prenáša aj na náhodnú zložku u_t), nezaradením relevantnej nezávislej premennej do modelu, či nesprávne zvolený funkčný tvar modelu. Z tohto dôvodu pridáme do modelu okrem sezónnych premenných aj oneskorenú závislú premennú $mzda_{t-4}$, vzhľadom na to, že pracujeme so štvrťročnými dátami. Výsledný model vyzerá nasledovne:

$$mzda_t = \beta_0 + \beta_1 pp_t + \beta_2 mn_t + \beta_3 ifl_t + \beta_4 S1_t + \beta_5 S2_t + \beta_6 S3_t + \beta_7 mzda_{t-4} + u_t$$

Po aplikovaní týchto úprav do modelu skonštruovaného v programe EViews (tabuľka 3), sa nám na základe Ljungovho-Boxového Q-testu (LBQ) pre prítomnosť autokorelácie podarilo zistiť, že sa v modeli nachádza autokorelácia. Tento test spočíva v tom, že skúma prítomnosť autokorelácie pre každé oneskorenie v časovom rade. Aby sme zistili prítomnosť autokorelácie v určitom oneskorení, potrebujeme určiť hodnotu Chí-kvadrát testu dobrej zhody, s parametrami $\chi^2(\alpha; df)$, kde α predstavuje hladinu významnosti a df (degrees of freedom) reprezentuje stupne voľnosti, respektíve rad korelácie (oneskorenia). Potom výslednú hodnotu porovnáme s hodnotou v LBQ teste v stĺpci Q-Stat pre príslušný rad korelácie. Ak aspoň v jednom rade korelácie je hodnota Q-Stat väčšia ako hodnota χ^2 , potom sa v modeli nachádza autokorelácia a je potrebné ju odstrániť.

Tabuľka 2: Výsledky LBQ testu pre sezónne očistený model miezd

Rad korelácie	Q-stat	Chí-kvadrát test	Rad korelácie	Q-stat	Chí-kvadrát test
1	11.821	3.841	6	18.114	12.592
2	14.044	5.991	7	18.933	14.067
3	14.048	7.815	8	21.104	15.507
4	17.922	9.488	9	21.944	16.919
5	18.081	11.070	10	22.219	18.307

Zdroj: Vlastné spracovanie

Tabuľka 3: Odhad jednoduchého sezónne očisteného lineárneho modelu miezd

Dependent Variable: MZDA
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 1998Q2 2016Q3
 Included observations: 74 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	95.61016	11.33647	8.433856	0.0000
PP	0.019704	0.003335	5.908764	0.0000
MN	-2.562856	0.386679	-6.627865	0.0000
IFL	-1.014575	0.668141	-1.518503	0.1337
@SEAS(1)	-8.918811	2.744193	-3.250067	0.0018
@SEAS(2)	-13.03582	2.858607	-4.560198	0.0000
@SEAS(3)	-20.64096	3.401905	-6.067472	0.0000
MZDA(-4)	0.774466	0.028378	27.29137	0.0000
R-squared	0.998482	Mean dependent var		636.5124
Adjusted R-squared	0.998321	S.D. dependent var		188.3022
S.E. of regression	7.716557	Akaike info criterion		7.026420
Sum squared resid	3929.987	Schwarz criterion		7.275508
Log likelihood	-251.9775	Hannan-Quinn criter.		7.125784
F-statistic	6200.527	Durbin-Watson stat		1.198979
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Vlastné spracovanie

4.1.3. Sezónne očistený lineárny regresný model s autoregresným procesom

Autoregresia je stochastický proces používaný pri štatistických výpočtoch, v ktorých sa budúce hodnoty odhadujú na základe váženého súčtu minulých hodnôt. Autoregresia funguje na základe predpokladu, že minulé hodnoty majú vplyv na aktuálne hodnoty. Proces, označovaný ako AR(1), teda autoregresný proces prvého rádu, znamená, že aktuálna hodnota vychádza iba z predchádzajúcej hodnoty. Proces AR(2) má aktuálnu hodnotu založenú na predchádzajúcich dvoch hodnotách. Aby sme odstránili autokoreláciu, pridáme do modelu autoregresný proces prvého rádu, AR(1). Upravený model vyzerá takto:

$$mzda_t = \beta_0 + \beta_1 pp_t + \beta_2 un_t + \beta_3 ifl_t + \beta_4 S1_t + \beta_5 S2_t + \beta_6 S3_t + \beta_7 mzda_{t-4} + \beta_8 AR(1) + u_t$$

Výsledky LBQ testu a odhad modelu s použitím autoregresného procesu, sú obsiahnuté v tabuľke 4, respektíve 5. Premenná SIGMASQ sa do modelu pridáva v programe EViews automaticky, a vo výstupe modelu znamená odhad chyby rozptylu pri použitej ARMA metóde odhadu maximálnej vierohodnosti.

Tabuľka 4: Výsledky LBQ testu s použitím AR procesu prvého rádu

Rad korelácie	Q-stat	Chí-kvadrát test	Rad korelácie	Q-stat	Chí-kvadrát test
1	0.0324	3.841	6	6.6021	12.592
2	0.3296	5.991	7	6.8087	14.067
3	0.5477	7.815	8	7.6122	15.507
4	6.1507	9.488	9	7.7174	16.919
5	6.5914	11.070	10	7.9025	18.307

Zdroj: Vlastné spracovanie

Tabuľka 5: Odhad lineárneho modelu s autoregresným procesom prvého rádu

Dependent Variable: MZDA

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Sample: 1998Q2 2016Q3

Included observations: 74

Convergence achieved after 9 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	88.60191	15.36205	5.767585	0.0000
PP	0.017930	0.003894	4.605001	0.0000
MN	-2.447690	0.588683	-4.157906	0.0001
IFL	-0.478716	0.869342	-0.550664	0.5838
@SEAS(1)	-8.162131	2.333331	-3.498059	0.0009
@SEAS(2)	-11.93662	2.853590	-4.183019	0.0001
@SEAS(3)	-18.93861	3.379460	-5.604033	0.0000
MZDA(-4)	0.797391	0.033292	23.95118	0.0000
AR(1)	0.426121	0.132824	3.208151	0.0021
SIGMASQ	44.32589	8.568076	5.173378	0.0000
R-squared	0.998733	Mean dependent var		636.5124
Adjusted R-squared	0.998555	S.D. dependent var		188.3022
S.E. of regression	7.159037	Akaike info criterion		6.902424
Sum squared resid	3280.116	Schwarz criterion		7.213784
Log likelihood	-245.3897	Hannan-Quinn criter.		7.026630
F-statistic	5604.427	Durbin-Watson stat		2.023770
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Vlastné spracovanie

Aj keď sa nám pomocou AR(1) procesu podarilo odstrániť autokoreláciu v modeli, ešte stále obsahuje nezávislú premennú, ktorá je nevýznamná, a to infláciu. Je to spôsobené tým, že inflácia vystupuje v modeli ako tzv. proxy premenná. Proxy premenná je premenná, ktorá nie je priamo závislá, ale slúži ako náhrada za premennú, ktorá sa nedá merať, respektíve pozorovať. Ištvániková, Lukáčik, Szomolányi (2002) v publikácii použili infláciu ako náhradu za *vplyv vyjednávania odborov na výšku miezd*. Autori zvolili infláciu práve preto, lebo v minulosti pri vyjednávaní odbory brali do úvahy očakávanú infláciu, ktorá závisí od skutočnej inflácie. V dnešnej dobe sa už inflácia neberie do úvahy, pretože jej

hodnota je zanedbateľná. Vzhľadom na tieto skutočnosti, bude adekvátne premennú ifl_t vyradiť z modelu. Výsledný zápis a odhad modelu vyzerajú nasledovne:

$$mzda_t = \beta_0 + \beta_1 pp_t + \beta_2 un_t + \beta_3 S1_t + \beta_4 S2_t + \beta_5 S3_t + \beta_6 mzda_{t-4} + \beta_7 AR(1) + u_t$$

Tabuľka 6: Odhad lineárneho modelu bez inflácie

Dependent Variable: MZDA

Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)

Sample: 1998Q2 2016Q3

Included observations: 74

Convergence achieved after 9 iterations

Coefficient covariance computed using outer product of gradients

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	83.72030	12.94041	6.469680	0.0000
PP	0.018031	0.003935	4.582656	0.0000
MN	-2.426124	0.604613	-4.012689	0.0002
@SEAS(1)	-7.812134	2.231770	-3.500421	0.0008
@SEAS(2)	-11.72138	2.833208	-4.137141	0.0001
@SEAS(3)	-18.69524	3.471751	-5.384961	0.0000
MZDA(-4)	0.801387	0.034027	23.55166	0.0000
AR(1)	0.448178	0.124289	3.605933	0.0006
SIGMASQ	44.47462	8.331794	5.337941	0.0000
R-squared	0.998729	Mean dependent var	636.5124	
Adjusted R-squared	0.998572	S.D. dependent var	188.3022	
S.E. of regression	7.115662	Akaike info criterion	6.879069	
Sum squared resid	3291.122	Schwarz criterion	7.159293	
Log likelihood	-245.5256	Hannan-Quinn criter.	6.990854	
F-statistic	6382.055	Durbin-Watson stat	2.046785	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Vlastné spracovanie

Pretože sme model znovu upravili, je potrebné vykonať opätovnú kontrolu prítomnosti autokorelácie. Výsledky z vykonaného LBQ testu sú zobrazené nižšie.

Tabuľka 7: LBQ test na prítomnosť autokorelácie v modeli bez inflácie

Rad korelácie	Q-stat	Chí-kvadrát test	Rad korelácie	Q-stat	Chí-kvadrát test
1	0.0809	3.841	6	6.4361	12.592
2	0.4672	5.991	7	6.6018	14.067
3	0.9128	7.815	8	7.0488	15.507
4	5.6118	9.488	9	7.0905	16.919
5	6.4247	11.070	10	7.2049	18.307

Zdroj: Vlastné spracovanie

Keďže model neobsahuje nezávislé premenné, ktoré sú nevýznamné, a zároveň nie je autokorelovaný, je interpretovateľný. Vzhľadom na hodnotu korigovaného koeficientu determinácie, $\text{adj. } R^2 = 0,998572$, model vysvetľuje 99,86% celkovej variability závislej premennej a 0,14% celkovej variability pripisujeme vplyvu náhodnej zložky. To znamená, že model ako celok je štatisticky významný, lebo hodnota $\text{adj. } R^2$ je väčšia ako 0,9.

Ak sa na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ **produktivita práce** (*pp*) zvýši o 1€/zamestnanec, mzda sa zvýši o 0,018 €. Naopak, ak sa **miera nezamestnanosti** (*mn*) zvýši o 1%, výška mzdy sa zníži o 0,024 €.

4.2. Model trendu

V tejto kapitole sa budeme venovať trendu vývoja miezd v sledovanom období 1998Q2 až 2016Q3, teda ako sa mzdy na Slovensku vyvíjali v čase T_t .

Využitie takéhoto modelu je odporúčané najmä vtedy, ak pracujeme s časovými dátami, ktoré vykazujú rastúci a klesajúci trend, ktorý vieme odlíšiť od náhodného správania. Keďže sú priemerné nominálne mzdy v 4. kvartáli každého roka podstatne vyššie ako v ostatných kvartáloch (trinásty plat a pod.), môžeme vylúčiť náhodné správanie miezd a teda je vhodné použiť model trendu. Odhad modelu trendu nám pomôže určiť dlhodobý trend vývoja miezd na Slovensku. Odhad modelu trendu, očistený od sezónnosti a bez autokorelácie, sa nachádza v tabuľke 8.

Tabuľka 8: Odhad modelu trendu miezd na Slovensku

Dependent Variable: MZDA
Method: ARMA Generalized Least Squares (Gauss-Newton)
Sample: 1998Q2 2016Q3
Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	107.9118	24.54862	4.395840	0.0000
T	1.914694	0.650695	2.942535	0.0045
@SEAS(1)	-20.70622	5.994094	-3.454438	0.0010
@SEAS(2)	-15.07887	4.535905	-3.324336	0.0014
@SEAS(3)	-19.19731	5.374318	-3.572046	0.0007
MZDA(-4)	0.764475	0.073530	10.39677	0.0000
AR(1)	0.832970	0.071373	11.67059	0.0000
R-squared	0.998479	Mean dependent var	636.5124	
Adjusted R-squared	0.998342	S.D. dependent var	188.3022	
S.E. of regression	7.666359	Akaike info criterion	7.017373	
Sum squared resid	3937.795	Schwarz criterion	7.235325	
Log likelihood	-252.6428	Hannan-Quinn criter.	7.104316	
F-statistic	7328.970	Durbin-Watson stat	2.292984	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Vlastné spracovanie

Z odhadu modelu trendu vyplýva, že na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ sa mzdy v sledovanom období štvrťročne zvyšujú o 1,91 €.

4.3. Prognóza budúceho vývoja miezd na Slovensku

V prvej časti tejto kapitoly sa budeme zaoberať prognózou ex-ante modelu trendu z kapitoly 4.2., v skúmanom období od 4. kvartálu roka 2016 po 4. kvartál roku 2018. Druhá časť kapitoly je určená prognóze na základe modelu miezd, ku ktorému sme dospeli v kapitole 4.1.3., tabuľka 6. Nakoniec si porovnáme obe prognózy a interpretujeme získané výsledky.

4.3.1. Prognóza ex-ante na základe modelu trendu a modelu miezd

Prognóza ex-ante je založená na systéme, že pri prognóze sa využívajú dáta z predchádzajúcich období ako podklad na predikciu období do budúcnosti. Ak túto metódu aplikujeme na náš odhadnutý model z kapitoly 4.2., respektíve z kapitoly 4.1.3., dostaneme predikované hodnoty, ktoré sú zhrnuté v tabuľke 9, resp. v tabuľke 10.

Tabuľka 9: Predikované hodnoty miezd modelu trendu

Obdobie	Prognóza	Obdobie	Prognóza
2016Q4	994,62 €	2018Q1	947,56 €
2017Q1	915,03 €	2018Q2	979,57 €
2017Q2	947,03 €	2018Q3	970,27 €
2017Q3	937,76 €	2018Q4	1 059,75 €
2017Q4	1 027,19 €	x	x

Zdroj: Vlastné spracovanie

Tabuľka 10: Predikované hodnoty miezd prognózy ex-ante modelu miezd

Obdobie	Prognóza	Obdobie	Prognóza
2016Q4	981,02 €	2018Q1	919,42 €
2017Q1	891,85 €	2018Q2	956,84 €
2017Q2	927,41 €	2018Q3	946,90 €
2017Q3	916,41 €	2018Q4	1 038,16 €
2017Q4	1 008,02 €	x	x

Zdroj: Vlastné spracovanie

4.3.2. Porovnanie výsledkov prognóz modelu trendu a modelu miezd

Na prvý pohľad sú si oba výsledky prognóz veľmi podobné. Obe prognózy predpovedajú skutočnosť, že priemerná nominálna mesačná mzda v 4. kvartáli roka 2017 presiahne hranicu 1000 €. Aby sme zistili, ktorá metóda dosahuje presnejšie výsledky, použijeme hodnotu výšky mzdy za 4. kvartál roka 2016, ktorej hodnota bola zverejnená ŠÚ SR v priebehu písania tejto práce. Na základe ŠÚ SR, mzda v 4. kvartáli minulého roka dosahovala výšku 990 €. Ak si túto hodnotu porovnáme s predikovanými hodnotami oboch metód, zistíme, že presnejší odhad sme dosiahli prognózou modelu trendu, kde sa hodnota líši len o 4,62 €, oproti prognóze modelu miezd, kde je ten rozdiel väčší, a to 8,98€. Na základe tejto skutočnosti môžeme prijať predpoklad, že presnejšie, a teda nami aj predikované hodnoty miezd na najbližšie dva roky sa nachádzajú v tabuľke 9.

4.4. Mzdové nerovnosti v závislosti od PZI

Priame zahraničné investície (PZI) patria medzi kľúčovú formu prenikania zahraničného kapitálu do našej ekonomiky. Sú to práve PZI ktoré tvoria základ pre modernizáciu výrobného zariadenia, know-how, transfer nových technológií v jednotlivých regiónoch Slovenska. „PZI spolu so správne nastaveným politickým pozadím môžu krajine poskytnúť finančnú stabilitu, podporiť hospodársky rozvoj a zvýšiť blahobyt spoločnosti. Investor napr. získa prístup k lacnej pracovnej sile. Významným stimulom sú tiež úspory, dane, clá. Všetky tieto skutočnosti sa v konečnom dôsledku premietnu na výške zisku.“¹¹

4.4.1. Vzťah medzi mzdou a PZI

Na dokázanie závislosti mzdy od PZI, opäť použijeme model vytvorený pomocou programu EViews. Dáta použité v tomto modeli sú zozbierané kvartálne, z obdobia 2004Q4 až 2016Q3. V modeli vystupuje výška priemernej nominálnej mesačnej mzdy na strane závislej premennej a stav PZI na strane nezávislej. Vzhľadom na to, že pracujeme so sezónne neočistenými dátami, pridáme ešte do modelu sezónne umelé premenné S1, S2, S3. Rovnako ako v predchádzajúcich kapitolách, budeme používať model v lineárnom regresnom tvare. Model potom vyzerá nasledujúco:

$$mzda_t = \beta_0 + \beta_1 pzi_t + \beta_2 S1_t + \beta_3 S2_t + \beta_4 S3_t + u_t$$

¹¹ ŠÍRÁ, DÚBRAVSKÁ (2014), s. 159

Ak model v tomto tvare odhadneme v programe EViews, zistíme, že na hladine významnosti $\alpha = 0,05$ je parameter pzi_t s hodnotou t-štatistiky 33,91 štatisticky významný a teda priame zahraničné investície vplývajú na výšku miezd. Vzhľadom na hodnotu korigovaného koeficientu determinácie R^2 , je aj model ako celok štatisticky významný, pretože adj. R^2 dosahuje hodnotu vyššiu ako 0,9. Avšak na druhej strane hodnota 0,96 ešte stále nie je vyhovujúca pre dostatočne presnú interpretáciu výsledkov, keďže až 3,66% celkovej variability pripisujeme náhodnej zložke. Výsledky skúmaného modelu sú zhrnuté v tabuľke 11.

Tabuľka 11: Lineárny regresný model pre vzťah mzdy a PZI

Dependent Variable: MZDA
 Method: Least Squares
 Sample (adjusted): 2004Q1 2016Q2
 Included observations: 50 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	319.5647	15.72551	20.32142	0.0000
PZI	0.012123	0.000357	33.91145	0.0000
@SEAS(1)	-93.80278	9.161901	-10.23835	0.0000
@SEAS(2)	-65.91457	9.160643	-7.195409	0.0000
@SEAS(3)	-83.75272	9.344270	-8.963002	0.0000
R-squared	0.966346	Mean dependent var		738.0332
Adjusted R-squared	0.963355	S.D. dependent var		119.5352
S.E. of regression	22.88260	Akaike info criterion		9.193271
Sum squared resid	23562.61	Schwarz criterion		9.384473
Log likelihood	-224.8318	Hannan-Quinn criter.		9.266081
F-statistic	323.0351	Durbin-Watson stat		0.336135
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Vlastné spracovanie

Na jednej strane sme dokázali, že parameter pzi_t významne vplýva na mzdy, lenže na základe vykonaného LBQ testu sa zistilo, že sa v modeli nachádza autokorelácia. Ako to bolo už spomínané v podkapitole 4.1.2., je spôsobená zotrvačnosťou ekonomických veličín či nezaradením dôležitej nezávislej premennej. Skúsme preto pridať do modelu oneskorenú nezávislú premennú, spolu s autoregresným procesom AR(1). Model a výsledky sú interpretované v tabuľke 12.

Tabuľka 12: Výsledný model závislosti mzdy od PZI, po odstránení autokorelácie

Dependent Variable: MZDA
 Method: ARMA Maximum Likelihood (OPG - BHHH)
 Sample: 2004Q2 2016Q2
 Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	479.9664	68.57703	6.998938	0.0000
PZI	0.002980	0.001516	1.966313	0.0561
@SEAS(1)	-90.71265	2.596135	-34.94142	0.0000
@SEAS(2)	-69.42111	3.310890	-20.96750	0.0000
@SEAS(3)	-84.15987	2.121888	-39.66273	0.0000
PZI(-1)	0.005466	0.001680	3.253932	0.0023
AR(1)	0.990567	0.044089	22.46727	0.0000
SIGMASQ	71.82857	17.25517	4.162727	0.0002
R-squared	0.994445	Mean dependent var	743.2447	
Adjusted R-squared	0.993497	S.D. dependent var	114.8916	
S.E. of regression	9.265198	Akaike info criterion	7.519814	
Sum squared resid	3519.600	Schwarz criterion	7.828683	
Log likelihood	-176.2354	Hannan-Quinn criter.	7.636998	
F-statistic	1048.555	Durbin-Watson stat	1.887164	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: Vlastné spracovanie

Hodnota adj. R^2 v takto upravenom modeli dosahuje už hodnotu 0,9935 a teda len 0,65% celkovej variability pripisujeme vplyvu náhodnej zložky. Parameter pre PZI vychádza nevýznamný na hladine významnosti $\alpha = 0,05$, ale len o hodnotu *p-value* 0,0061, preto sme sa rozhodli ponechať model v takomto tvare. Vykonaním LBQ testu otestujeme, či sa v modeli skutočne nenachádza autokorelácia.

Tabuľka 13: Výsledok LBQ testu pre skúmaný model

Rad korelácie	Q-stat	Chí-kvadrát test	Rad korelácie	Q-Stat	Chí-kvadrát test
1	0.1905	3.841	6	2.2498	12.592
2	0.3834	5.991	7	2.5833	14.067
3	0.4000	7.815	8	2.8518	15.507
4	0.4039	9.488	9	2.8617	16.919
5	1.4306	11.070	10	3.0190	18.307

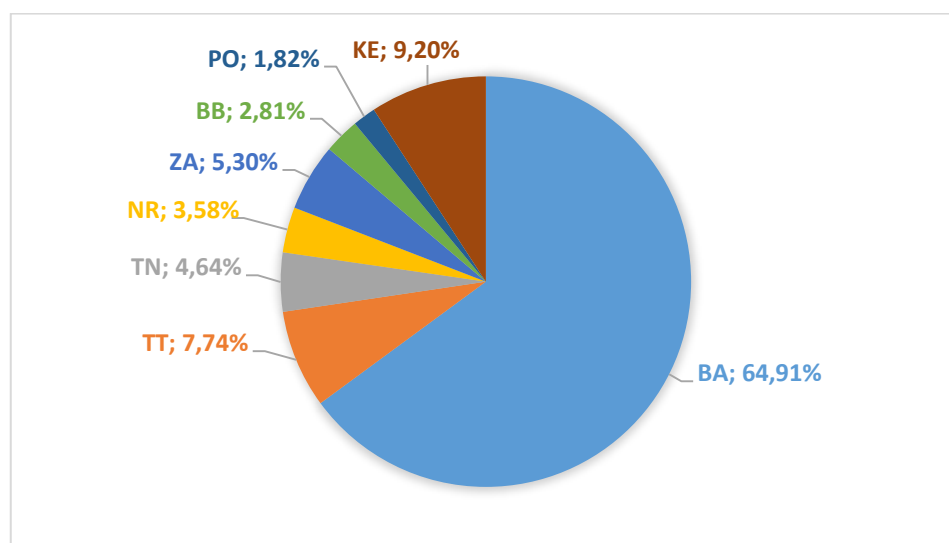
Zdroj: Vlastné spracovanie

Keďže sa v modeli nenachádza autokorelácia a všetky skúmané parametre sú štatisticky významné, model je interpretovateľný. Tým pádom môžeme na hladine významnosti $\alpha = 0,06$ tvrdiť, že zvýšením PZI o 1 mil. €, sa mzdy zvýšia o 0,003 €.

4.4.2. Vplyv PZI na mzdové nerovnosti

Problém, ktorému čelí Slovensko je, že väčšina investícií prichádzajúcich zo zahraničia, putujú na západné, respektíve severné regióny SR, čím podporujú vyššie spomínaný blahobyt v danej oblasti, s tým spojenú aj výšku miezd a tým pádom aj zvyšovanie mzdovej nerovnosti. V grafe 7 je vidieť, ako sú priame zahraničné investície prerozdeľované naprieč jednotlivými kraji SR, v období rokov 1997 až 2014.

Graf 7: Priemerná alokácia PZI v krajoch SR 1997-2014



Zdroj: NBS, vlastné spracovanie

Z grafu vyplýva, že v priemere takmer dve tretiny všetkých PZI sú alokované v Bratislavskom kraji, pričom v Prešovskom kraji to je v priemere len 1,82%. Objem PZI sa v roku 2014 oproti roku 1997 najviac zvýšil v Žilinskom kraji a to až 30,02 násobne. Naopak, v Košickom kraji sa tento objem zvýšil najmenej a to len 13,08 násobne. Ak si skúmané obdobie rozdelíme na obdobie pred krízou, teda do roku 2008 a pokrízové obdobie, od roku 2009 po rok 2014, tak v období pred krízou najrýchlejšie rástol objem PZI v Trnavskom kraji, ktorý sa zvýšil 30,97 násobne a najmenej v Prešovskom kraji, kde sa objem zvýšil 8,78 násobne. Čo je však zaujímavé, tak v pokrízovom období sa oba kraje vymenili. V roku 2014 oproti roku 2009, sa stav PZI najviac zvýšil práve v Prešovskom kraji a to 1,54 násobne oproti Trnavskému kraju, kde sa objem zvýšil 0,53 násobne. V súčasnosti, v roku 2017, ale očakávame zmenu trendu v Trnavskom kraji, vzhľadom na *plánovanú výstavbu logistického centra firmy Amazon*¹², pri Trnave, v Seredi.

¹² LEGÉŇ, HALUZA (2017)

To znamená, že v pokrízovom období Prešovský kraj síce dosahuje najmenší objem PZI ale tento objem rastie najrýchlejšie spomedzi všetkých krajov SR. Táto skutočnosť naznačuje, že Prešovský kraj, ktorý dosahuje dlhodobu najnižšiu mzdu, má tendenciu doťahovať sa na ostatné kraje SR, vzhľadom na to, že vplyv PZI na mzdovej nerovnosti je markantný. V tabuľke 14 je zobrazené tempo rastu PZI jednotlivých krajov SR z pokrízového obdobia.

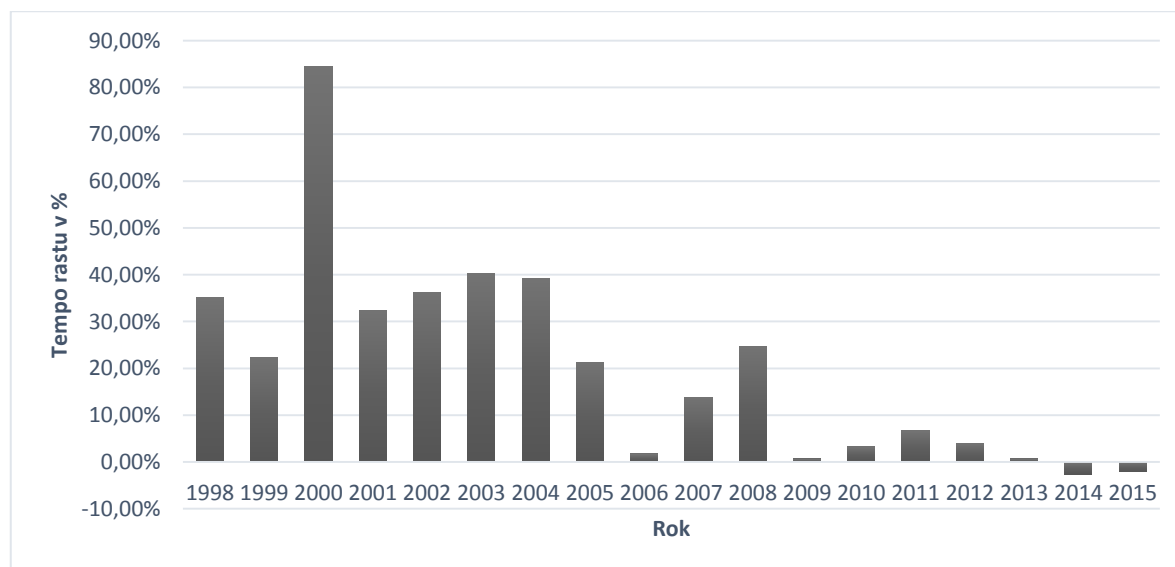
Tabuľka 14: Priemerné tempo rastu PZI v rokoch 2009-2014

Priemer	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
Tempo rastu PZI	2,99%	-8,54%	6,08%	2,81%	3,94%	-0,36%	10,54%	0,90%

Zdroj: NBS, vlastné prepočty

Ak by sme sledovali trend rastu PZI za Slovensko ako celok (graf 8), najväčší rast sa zaznamenal v rokoch 1998-2005, v priemere 38,89%, konkrétne v roku 2000, s hodnotou 84,45%. V nasledujúcom roku, 2006, sa objem PZI zvýšil len 1,02 násobne, resp. tempo rastu kleslo na hodnotu 1,72%. Na prelome rokov 2007 a 2008 došlo pravdepodobne k nafukovaniu bubliny, kde sa tempo rastu zvýšilo na hodnotu 13,88%, resp. 24,67%. Po prasknutí bubliny, čo spôsobilo krízu od roku 2008, sa tempo rastu PZI zvyšovalo minimálne, v priemere o 1,52%.

Graf 8: Tempo rastu objemu PZI v období 1998-2015 na Slovensku



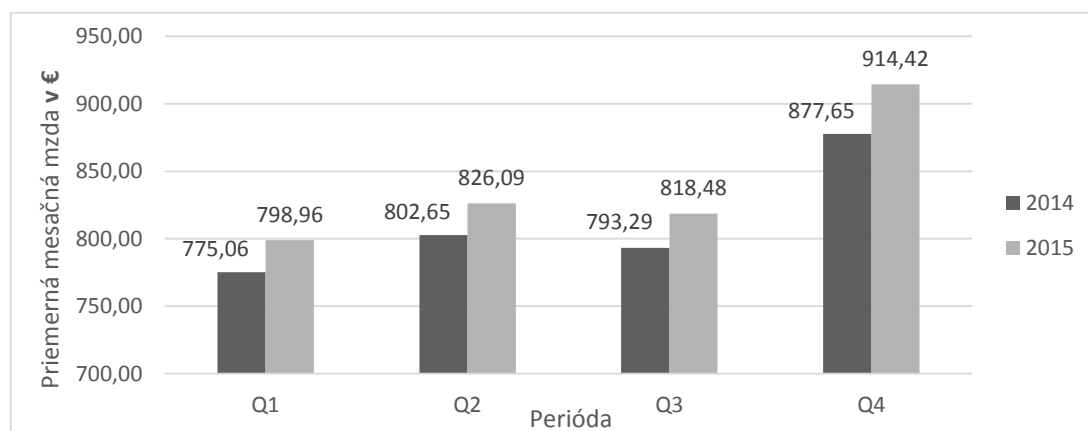
Zdroj: NBS, vlastné spracovanie

Zaujímavé je sledovať, ako sa vyvíja tempo rastu PZI, vzhľadom na formu vlády, či sa jedná o ľavicovú alebo o pravicovú vládu a ich rozdielny pohľad na riešenie hospodárskej situácie. Korelácia politického prostredia s výškou PZI bola spomenutá aj v publikácii Širá, Dúbravská (2014), čo bolo uvedené na začiatku kapitoly 4.4.. V grafe 8 je vidieť tempo rastu PZI na Slovensku v období 1998-2015 (hodnota roku 2015 je odhad NBS). Za vlády pravicových strán, v období október 1998 - júl 2006, bola priemerná hodnota tempa rastu PZI 34,76%. Od júla 2006 do júla 2010 vládla ľavicová vláda, kde bol výrazný skok v rokoch 2007 a 2008 spôsobený pravdepodobne finančnou bublinou. V čase skráteného obdobia pravicovej vlády, v období od júla 2010 do apríla 2012, je opäť vidieť rast tempa PZI. Od tohto obdobia až do súčasnosti pôsobí na Slovensku ľavicová vláda a tempo rastu postupne klesá, pričom v roku 2014 a v odhadovanom roku 2015 dosahuje záporné hodnoty.

4.5. Mzdové nerovnosti na Slovensku v roku 2015

V tejto časti práce si rozoberieme stav mzdových nerovností, v rámci najnovších dostupných dát, teda pre rok 2015. Ako prvé si porovnáme celkové priemerné nominálne mesačné mzdy, teda priemer za Slovensko, v každom kvartáli roka 2015 oproti roku 2014. Z grafu 9 je vidieť, že sa mzda v roku 2015 zvýšila v každom kvartáli oproti kvartálu z predchádzajúceho roka. Priemerné tempo rastu miezd v tomto období nadobúdalo hodnotu 3,34%. Najviac sa mzda zvýšila v 4. kvartáli, o 4,19%, najmenej v 2. kvartáli, konkrétne o 2,92%. Čo sa týka roku 2015, tak sa mzda zvyšovala v každom kvartáli s výnimkou 3. kvartálu, kde sa mzda znížila oproti 2. kvartálu o 7,61€, respektíve o 0,92%.

Graf 9: Celková zmena miezd v SR, obdobie 2014/2015



Zdroj: ŠÚ SR - DATAcube, vlastné spracovanie

Ak porovnáme v období 2014/2015 jednotlivé kraje, tak mzda rástla v priemere najpomalšie v Bratislavskom kraji, o 1,27%, pričom najrýchlejšie rástli mzdy v Žilinskom kraji a to o 4,65%. V roku 2015 mzda rástla každý kvartál len v Banskobystrickom, Nitrianskom a Žilinskom kraji. Pre ostatné kraje platí že, priemerná mzda v 2. kvartáli bola nižšia, ako v 1. kvartáli. Indexy za jednotlivé kvartály sú zhrnuté v tabuľke 15.

Tabuľka 15: Kvartálna zmena priemernej mesačnej mzdy pre jednotlivé kraje NUTS III

2014/2015	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
Index Q1	1,0036	1,0440	1,0296	1,0343	1,0310	1,0305	1,0331	1,0572
Index Q2	1,0109	1,0323	1,0453	1,0411	1,0426	1,0192	1,0389	1,0229
Index Q3	1,0131	1,0275	1,0484	1,0489	1,0437	1,0209	1,0425	1,0266
Index Q4	1,0233	1,0341	1,0456	1,0505	1,0688	1,0420	1,0430	1,0402
Priemer	1,0127	1,0345	1,0422	1,0437	1,0465	1,0282	1,0394	1,0367

Zdroj: ŠÚ SR - DATAcube, vlastné spracovanie

Pre lepšiu vizualizáciu mzdových rozdielov naprieč regiónmi Slovenska, je vhodné si rozobrať alokáciu celkových miezd. Ako už bolo analyticky dokázané v štúdiu Pauhofová a kol. (2016), mzdové nerovnosti medzi Bratislavou a zvyškom Slovenska sa v pokrízovom období, teda od roku 2010, z roka na rok zväčšujú. V tabuľke 16 je vidieť percentuálnu zmenu v alokácii miezd v roku 2015, oproti roku 2010.

Tabuľka 16: Zmena v alokácii miezd, 2010/2015

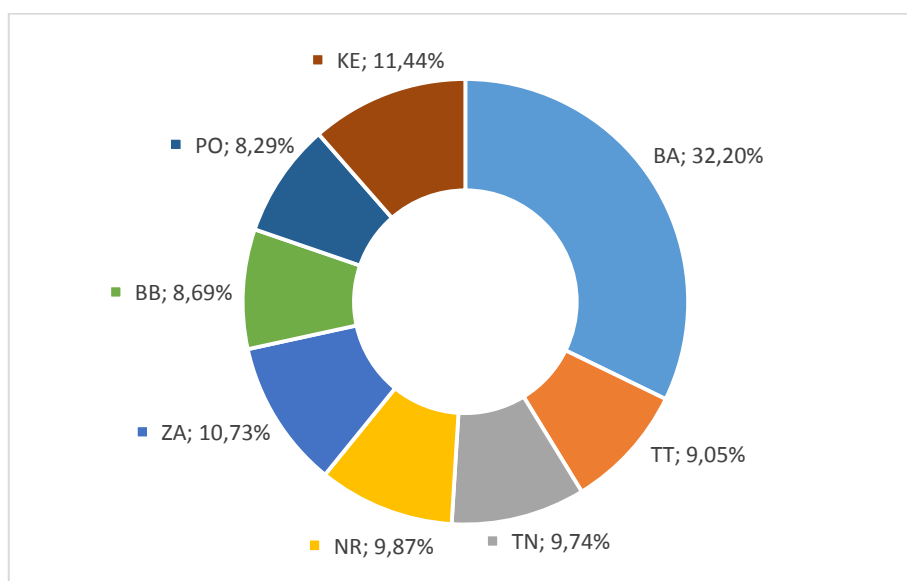
Región	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE
% zmena	1,63%	-0,21%	-0,05%	-0,02%	0,16%	-0,40%	-0,03%	-1,09%

Zdroj: ŠÚ SR - DATAcube, vlastné spracovanie

Ako je vidieť z tabuľky, objem celkových miezd sa výraznejšie zvýšil v sledovanom období len v Bratislavskom kraji, o 1,63%. Opačný problém zažíva Košický kraj, kde sa celkový objem miezd znížil o 1,09%, čo môže byť spôsobené odlivom zamestnancov hľadajúcich priaznivejšie pracovné podmienky na západnom či severnom Slovensku, resp. v zahraničí. Ostatné kraje vykazujú pomerne stagnujúci charakter.

Na základe toho, že výraznejšie rastie iba Bratislavský kraj, a ostatné kraje stagnujú, respektíve sa celkový objem miezd znižuje, môžeme tvrdiť, že priepasť medzi Bratislavským krajom a ostatnými kraji sa v pokrízovom období stále zväčšuje. Alokácia miezd v roku 2015 naprieč jednotlivými kraji Slovenska je zobrazená v grafe 10.

Graf 10: Alokácia miezd v regiónoch SR, 2015



Zdroj: ŠÚ SR - DATAcube, vlastné spracovanie

4.5.1. Theilov index mzdovej nerovnosti v roku 2015

Najvhodnejšie ukazovatele, ktoré indikujú stav mzdových nerovností medzi jednotlivými krajinami sú Theilov index a Giniho koeficient. Vzhľadom na to, že hodnoty Giniho koeficientu každoročne publikuje Eurostat, nemá zmysel túto hodnotu opäť počítať.

„Vzhľadom k dostupným dátam pre Slovensko je vhodné použiť na výpočet Theilovho indexu populačne vyváženú formu (T_w).“¹³ Použitím vzorca (3.3) uvedeného v podkapitole 3.3.1. sme dospeli k záveru, že hodnota Theilovho indexu za Slovensko v roku 2015 sa rovná hodnote 0,1580. Výsledný index ako aj príspevky jednotlivých regiónov k celkovej nerovnosti sú uvedené v tabuľke 17.

Tabuľka 17: Hodnota Theilovho indexu v roku 2015

T_w	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE	SR
2015	0,3306	-0,0118	-0,0110	-0,0244	-0,0184	-0,0287	-0,0499	-0,0285	0,1580

Zdroj: Vlastné spracovanie

Záporné znamienko pri koeficiente znamená, že sa daný kraj nachádza pod celkovým mzdovým priemerom per capita za celé Slovensko a teda sa na celkovej nerovnosti podieľa negatívne. Príkladom, na lepšie pochopenie tohto javu, by mohla byť situácia, že existujú dva vlaky a vlaková stanica. Vlaková stanica predstavuje hodnotu 0, teda ideálny stav,

¹³ VESELOVSKÁ (2015), s. 74

kde sú mzdy rovnomerne prerozdeľované. Z tejto vlakovej stanice odídu oba vlaky, každý v opačnom smere. Tým pádom jeden prispieva k celkovej nerovnosti pozitívnymi príspevkami a druhý vlak, ktorý ide v opačnom smere, prispieva k nerovnosti negatívnymi príspevkami.

Hodnota Theilovho indexu za jeden rok nám nehovorí nič o trende, akým sa vyvíjajú mzdové nerovnosti v čase. Aby sme tento nedostatok odstránili, vypočítame hodnotu Theilovho indexu za rok 2010. Výsledná hodnota Theilovho indexu, ako aj jednotlivé príspevky k celkovej nerovnosti sú zobrazené v tabuľke 18.

Tabuľka 18: Hodnota Theilovho indexu v roku 2010

T _w	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE	SR
2010	0,2994	-0,0104	-0,0118	-0,0271	-0,0207	-0,0256	-0,0483	-0,0169	0,1385

Zdroj: Vlastné spracovanie

Porovnaním indexov z týchto rokov dospejeme k záveru, že v roku 2015 oproti roku 2010 došlo k najväčšiemu navýšeniu prírastku k mzdovým nezrovnalostiam v Košickom kraji o 68,01% konkrétne o hodnotu -0,011522. Naopak, k najväčšiemu znižovaniu mzdových nezrovnalostí došlo v Žilinskom kraji, kde hodnota Theilovho indexu klesla o 11,18%.

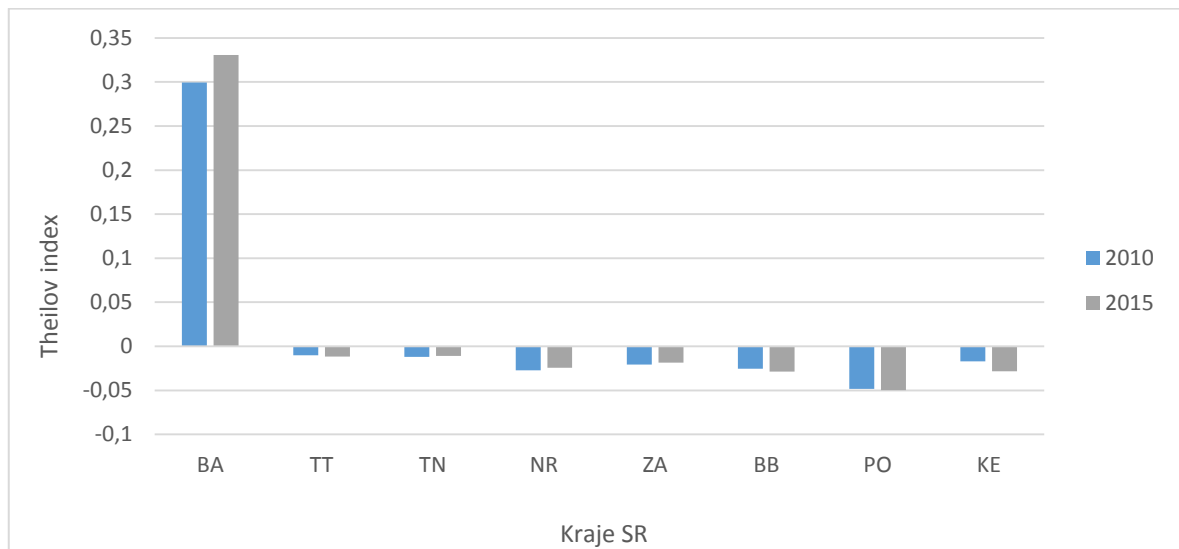
Tabuľka 19: Porovnanie Theilovho indexu z obdobia 2010/2015

T _w	BA	TT	TN	NR	ZA	BB	PO	KE	SR
Δ zmena	0,0312	-0,0014	0,0008	0,0028	0,0023	-0,0031	-0,0015	-0,0115	0,0195
% zmena	10,43%	13,64%	-6,68%	-10,18%	-11,18%	12,16%	3,12%	68,01%	14,11%

Zdroj: Vlastné spracovanie

Percentuálna zmena v jednotlivých krajoch môže byť mäťúca či dokonca zavádzajúca. Na jednej strane, podľa tabuľky 19, k najväčšiemu znižovaniu nerovností, o 11,18%, došlo v Žilinskom kraji. Lenže, v absolútnych číslach to bola zmena Theilovho indexu len o 0,0023, čo je v podstate zanedbateľný príspevok oproti Bratislavskému kraju, kde došlo k zmene o 0,0312, ale v relatívnom ponímaní „len“ o 10,43%. Pre lepšiu vizualizáciu výsledkov sú v grafe 11 zobrazené jednotlivé zmeny zo sledovaného obdobia.

Graf 11: Graficky vyjadrené porovnanie Theilovho indexu z obdobia 2010/2015



Zdroj: Vlastné spracovanie

Z grafu je vidieť, že ku najväčšiemu navýšeniu mzdových nerovností v kladnom smere došlo v Bratislavskom kraji, oproti Košickému kraju, kde sa tiež významne zvýšila mzdová nerovnosť, ale v opačnom, negatívnom smere. Ak porovnáme zistené výsledky s výsledkami z tabuľky 16, zistíme, že oba výsledky vedú k rovnakému záveru.

V roku 2015 oproti roku 2010 došlo k najväčšiemu navýšeniu celkového objemu miezd v Bratislavskom kraji, tým pádom aj k navýšeniu nerovností medzi kraji a s tým spojené zvýšenie Theilovho indexu. Pokiaľ v Bratislavskom kraji objem miezd rástol, v Košickom kraji tento objem najviac klesol, čo zapríčinilo opäť zväčšenie mzdových nerovností, a tým zvýšenie hodnoty Theilovho indexu, ale v negatívnom, opačnom smere. Vývoj celkového objemu miezd v ostatných krajoch naznačuje stagnujúci charakter.

4.6. Diskusia

Je zaujímavé sledovať vývoj mzdových diferencií v čase, ako aj identifikovanie ekonomických veličín vplyvujúcich na mzdy. Táto nerovnosť je z časti prepojená aj s výškou zahraničných investícií, ako to bolo dokázané v kapitole 4.4.1.. Vzhľadom na to, že sa mzdové nerovnosti medzi Bratislavským krajom a ostatnými krajmi zvyšujú, by bolo podľa nás vhodné upraviť politiku štátu voči zahraničiu. Je nutné vytvárať priaznivé prostredie pre podnikateľov, respektíve zahraničných investorov, najmä v regiónoch východného resp. južného Slovenska, ktoré postupne upadávajú, čím sa priepasť medzi regiónmi zväčšuje. Príkladom na riešenie tohto problému by mohlo byť zvýhodnenie nových investorov ktorí plánujú investovať do týchto regiónov, buď v podobe vládnych stimulov, či zvýhodnenie odvádzania daní na určité obdobie. To, že takmer dve tretiny celkových PZI je situovaných v Bratislavskom kraji, pričom sa tento pomer každým rokom zvyšuje, predstavuje riziko pre rozvoj východného resp. južného Slovenska.

Záver

Mzdy sú jedným z makroekonomických ukazovateľov, ktoré spolu s vývojom cien reflektujú o kvalite nášho života. Jednou časťou hlavného cieľa tejto práce bolo zhodnotiť trendy a štruktúru miezd, jednak z pohľadu regionálnych diferencií, ale aj za Slovensko ako celok, čo sa nám podarilo splniť v prvej časti tejto práce, kde sme si ukázali vývoj mzdových diferencií od roku 2005 až po rok 2014. Zistili sme, že trend znižovania nerovností medzi regiónmi narušila kríza v roku 2008, ktorá zmenila tento trend na opačný, teda nerovnosti medzi jednotlivými krajinami sa z roka na rok zvyšujú.

Druhou časťou hlavného cieľa bolo určiť determinanty, vplyvajúce na výšku miezd a poukázať na smer, akým sa uberá regionálna mzdová polarizácia na Slovensku. To sa nám podarilo docieľiť v štvrtej časti práce, kde sme sa venovali závislosti miezd od vybraných ekonomických ukazovateľov. Dokázali sme, že na výšku miezd pôsobia vplyvy, ako produktivita práce či miera nezamestnanosti. Významným faktorom, pôsobiacim na mzdové nerovnosti, sú aj priame zahraničné investície. Zistili sme, že skoro dve tretiny celkových PZI je alokovaných v Bratislavskom kraji, čo významne prispieva k celkovej medziregionálnej nerovnosti.

Okrem hlavného cieľa sme si stanovili aj čiastkové ciele, ktoré sa nám tiež podarili splniť. Ukázali sme si dve metódy výpočtu mzdových nerovností – Theilov index a Giniho koeficient. Tiež sme zistili trend, akým sa uberá výška mzdy, konkrétne, že sa kvartálne zvyšuje v priemere o 1,91€ a aj to, že v 4. kvartáli roku 2017 by mala priemerná mesačná mzda presiahnuť hodnotu 1000€.

Nakoniec sme skúmali stav mzdových nerovností na Slovensku v roku 2015. Zistili sme, že najväčšia zmena v alokácii miezd nastala v Bratislavskom kraji, kde sa objem celkových miezd zvýšil o 1,63%, pričom všetky ostatné kraje stagnovali resp. objem miezd klesol. Túto skutočnosť sme si potvrdili aj následne vypočítaným Theilovým indexom, ktorý preukázal zvýšenie mzdových nerovností v roku 2015 oproti roku 2010 o 14,11%. Čo je však zaujímavé, že vzhľadom na výsledky Giniho koeficientu je Slovensko jedna z najrovnostárskejších krajín, avšak z interpretácie Theilovho indexu vyplýva, že mzdové rozdiely sa zväčšujú. To znamená, že rozdelenie príjmov jednotlivým domácnostiam bez ohľadu na regióny je jeden z najrovnomernejších, ale ak berieme do úvahy aj regióny, existuje veľký mzdový rozdiel medzi Bratislavou, respektíve západnou a severnou časťou Slovenska a jeho zvyškom.

Zoznam použitej literatúry

- [1] BHAGWATI, J. – PANAGARIYA, A. 2013. *Why growth matters*. New York : PublicAffairs, 2013. 304 s. ISBN 978-1-61039-272-3.
- [2] DE MAIO, F. G. 2007. Income inequality measures. In *J Epidemiol Community Health*. DOI : 10.1136/jech.2006.052969, 2007, 61, p. 849 – 852.
- [3] IŠTVÁNIKOVÁ, A. - LUKÁČIK, M. - SZOMOLÁNYI, K. *Mzda v hospodárstve - teória a prognóza* [online]. Bratislava : Katedra operačného výskumu a ekonometrie FHI EU, 2002. [cit. 2017-2-27]. Dostupné na internete : <http://www.fhi.sk/files/katedry/kove/veda-vyskum/prace/2002/Istvanikova-Lukacik-Szomolanyi2002.pdf>
- [4] KOSSEYOVÁ, O. – DOLIAK, M. 2005. Harmonizovaný index spotrebiteľských cien. In *BIATEC* [online]. 2005, roč. 13, č. 5. [cit. 2017-3-7]. Dostupné na internete : http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/MU/pris_03.pdf
- [5] LEGÉŇ, M. – HALUZA, I. Amazon otvorí logistické centrum v Seredi, zamestná tisíc ľudí In *Trend* [online]. 2017. [cit. 2017-3-10]. Dostupné na internete : <https://www.etrend.sk/firmy/amazon-postavi-novy-sklad-v-seredi-zamestna-tisic-ludi.html>
- [6] MICHÁLEK, A. 2007. Regional disparities in wages in Slovakia. In *Geografický časopis* [online]. 2007, 59 s., 2, 8 figs., 8 tabs., 21 refs [cit. 2017-2-15]. Dostupné na internete: https://www.researchgate.net/publication/287913198_Regional_disparities_in_wages_in_Slovakia
- [7] OWEN, J. – MARTINEZ, J. 2009. Income Inequality Trends in Texas: 1975 – 2004 Do They Really Matter? In *Southwest Business and Economics Journal* [online]. 2009, vol. 17. [cit. 2017-3-15]. Dostupné na internete : <http://www.cameron.edu/uploads/hP/C-/hPC-gf9n84SKfOicVu3HFg/Vol-17-Income-Equality-Trends-In-Texas.pdf>
- [8] PAUHOFOVÁ, I. a kol. 2016. *Analýza príjmovej polarizácie v regiónoch Slovenska*: Výskumná správa. Bratislava: Ekonomický ústav SAV, 2016, 77 s. ISSN 1337-5598.

- [9] PAUHOFOVÁ, I. a kol. 2016. *Súvislosti príjmovej polarizácie na Slovensku* [online]. Bratislava: Ekonomický ústav SAV, 2016. Prvé vydanie. [cit. 2017-2-15]. Dostupné na internete : http://ekonom.sav.sk/uploads/journals/332_suvislosti-prijmovej-polarizacie-na-slovensku.pdf. e-ISBN 978-80-7144-260-8
- [10] PHILLIPS, A. W. 1958. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. In *Economica*, 1958, New Series, vol. 25, no. 100, [cit. 2017-3-7]. Dostupné na internete: <http://people.virginia.edu/~lc7p/202/Phillips58.pdf>
- [11] ŠÍRÁ, E. – DÚBRAVSKÁ, M. 2014. Vývoj priamych zahraničných investícií vo vybraných regiónoch. In *XVII. mezinárodní kolokvium o regionálních vědách*. Brno : Masarykova univerzita, 2014. ISBN 978–80–210–6840–7. s. 157-163.
- [12] ŠÚ SR. *Metodické vysvetlivky*. 2017. [cit. 2017-3-2]. Dostupné na internete : <http://www.statistics.sk/pls/elisw/utlData.htmlBodyWin?uic=80>
- [13] VESELOVSKÁ, Z. 2015. Sociálne nerovnosti a možnosti ich merania. In *Geographia Cassoviensis* [online]. 2015, roč. IX, č. 1. [cit. 2017-3-3]. Dostupné na internete : http://geografia.science.upjs.sk/images/geographia_cassoviensis/articles/GC-2014-9-1/06Veselovska_tlac1a.pdf