

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY



MODELOVANIE DOPYTU PO PRÁCI V PODMIENKACH
SLOVENSKEJ REPUBLIKY

DIPLOMOVÁ PRÁCA

2013

Bc. Zuzana Lelkesová

UNIVERZITA KOMENSKÉHO V BRATISLAVE
FAKULTA MATEMATIKY, FYZIKY A INFORMATIKY

MODELOVANIE DOPYTU PO PRÁCI V PODMIENKACH
SLOVENSKEJ REPUBLIKY

DIPLOMOVÁ PRÁCA

Študijný program: Ekonomická a finančná matematika

Študijný odbor: 1114 Aplikovaná matematika

Školiace pracovisko: Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky

Školiteľ: Ing. Tomáš Domonkos, PhD.

2013

Bc. Zuzana Lelkesová



Univerzita Komenského v Bratislave
Fakulta matematiky, fyziky a informatiky

ZADANIE ZÁVEREČNEJ PRÁCE

Meno a priezvisko študenta: Bc. Zuzana Lelkesová
Študijný program: ekonomická a finančná matematika (Jednoodborové štúdium, magisterský II. st., denná forma)
Študijný odbor: 9.1.9. aplikovaná matematika
Typ záverečnej práce: diplomová
Jazyk záverečnej práce: slovenský

Názov: Modelovanie dopytu po práci v podmienkach SR

Cieľ: Problematika trhu práce predstavuje jednu z najčastejšie diskutovaných otázok súčasnosti. Cieľom tejto diplomovej práce je analyzovať a modelovať vývoj dopytu na trhu práce v SR.

Vedúci: Ing. Tomáš Domonkos, PhD.
Katedra: FMFI.KAMŠ - Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky
Vedúci katedry: prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
Dátum zadania: 25.01.2012

Dátum schválenia: 26.01.2012

prof. RNDr. Daniel Ševčovič, CSc.
garant študijného programu

.....
študent

.....
vedúci práce

Čestné prehlásenie

Čestne prehlasujem, že som diplomovú prácu vypracovala samostatne len na základe teoretických a praktických vedomostí, konzultácií a s použitím odbornej literatúry, ktorej úplný prehľad je uvedený v zozname použitej literatúry.

V Bratislave, dňa 22. 4. 2013

Zuzana Leľkesová

Pod'akovanie

Ďakujem vedúcemu diplomovej práce Ing. Tomášovi Domonkosovi, PhD. za odbornú pomoc a cenné rady a zároveň ďakujem mojej rodine za podporu počas celého štúdia.

Abstrakt

LELKESOVÁ, Zuzana: Modelovanie dopytu po práci v podmienkach Slovenskej republiky (Diplomová práca).

Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky.

Školiteľ: Ing. Tomáš Domonkos, PhD.

Bratislava 2013, rozsah 85 strán.

Cieľom tejto diplomovej práce je analýza a modelovanie dopytu po práci v podmienkach Slovenskej republiky metódou založenou na princípoch modelov s členom korigujúcim chybu. Dopyt po práci je daný zo strany zamestnávateľa, vyjadruje počet zamestnaných osôb v ekonomike. Tento ukazovateľ je veľmi dôležitý z pohľadu rozvinutosti ekonomiky krajiny, odvádzajú sa z neho ďalšie indikátory trhu práce, ako napríklad miera zamestnanosti, ktorej zvyšovanie je neustálym záujmom tak jednotlivých krajín, ako aj Európskej únie napríklad v rámci Stratégie Európa 2020. Zamestnanosť je na Slovensku vykazovaná tromi metódami, preto budeme vytvárať tri modely. Na základe týchto modelov sa pokúsime vytvoriť prognózu a z výsledkov určíme, ktorý model má najlepšie prognostické vlastnosti.

Kľúčové slová: zamestnanosť a miera zamestnanosti, nezamestnanosť a miera nezamestnanosti, model, kointegrácia, prognóza.

Abstract

LELKESOVÁ, Zuzana: Labour Demand Modeling in Conditions of The Slovak Republic (Diploma thesis).

Comenius University in Bratislava, Faculty of Mathematics, Physics and Informatics, Department of Applied Mathematics and Statistics.

Supervisor: Ing. Tomáš Domonkos, PhD.

Bratislava 2013, 85 pages.

The aim of this thesis is analyzing and modeling the demand for labour in conditions of The Slovak Republic using the method based on the principles of error correction models. The labour demand is given by the employer and reflects the number of employees in economics. This indicator is very important from the standpoint of development of economics in the country, many other labour market indicators are derived from it like the employment rate, the increase of which is an incessant interest of individual countries, but also of European union like in the frame of Strategy Europe 2020. The employment in Slovakia is reported by three methods, that is why we are going to make three models. On the basis of these three models we are going to try to make a forecast and the result will help us to find the model with the best predicting properties.

Key words: Employment and Employment Rate, Unemployment and Unemployment Rate, Model, Co-integration, Forecast.

Predhovor

Zamestnanosť a miera zamestnanosti sú dôležité ukazovatele trhu práce ekonomiky každého štátu obzvlášť v dnešnej dobe, kedy sa nepriaznivým vplyvom pretrvávajúcej hospodárskej krízy javia nie príliš optimálne. Práve preto je veľmi dôležitá neustála snaha o zvyšovanie, resp. udržiavanie hladiny miery zamestnanosti, čo prispieva ku kladnému rastu ekonomiky najmä cez zvyšovanie hrubého domáceho produktu.

Práve aktuálnosť danej problematiky bola hlavným faktorom pri výbere témy diplomovej práce. Naším cieľom je preskúmať súčasný stav trhu práce na Slovensku, ktorý je podmienený minulým politickým dianím doma, ale aj v zahraničí, a vytvoriť model, ktorý bude adekvátne opisovať dlhodobú závislosť zamestnanosti od vysvetľujúcich premenných, ako sú hrubý domáci produkt, náklady na pracovnú silu, kapitál, technický pokrok a iné, a takisto bude zachytávať aj krátkodobé odchýlky od dlhodobej rovnováhy. Metodika práce pozostáva z aplikovania princípov modelov s členom korigujúcim chybu, konkrétne budeme aplikovať tzv. dvojkrokovú metódu, a následne vytvoríme prognózu, pomocou ktorej budeme schopní vyhodnotiť úspešnosť jednotlivých modelov a taktiež predpovedať vývoj zamestnanosti v rokoch 2013 a 2014. Východiskom modelu je inverzná produkčná funkcia, ktorá je najpoužíwanejšou formulou v rámci modelovaní ukazovateľov trhu práce na medzinárodnej úrovni.

Obsah

ÚVOD	11
1. ANALÝZA SÚČASNÉHO STAVU TRHU PRÁCE NA SLOVENSKU	13
1.1. ZAMESTNANOSŤ A MIERA ZAMESTNANOSTI	15
1.2. NEZAMESTNANOSŤ A MIERA NEZAMESTNANOSTI	23
1.3. ĎALŠIE MAKROEKONOMICKÉ INDIKÁTORY	25
1.3.1. <i>Hrubý domáci produkt</i>	27
1.3.2. <i>Mzdy</i>	29
Nominálna a reálna mzda	29
2. EKONOMETRICKÉ MODELY TÝKAJÚCE SA TRHU PRÁCE VYTVORENÉ PRE SLOVENSKO A VYBRANÉ SUSEDNÉ KRAJINY	31
2.1. EKONOMETRICKÝ MODEL INFOSTATU	31
2.2. EKONOMETRICKÉ MODELY NÁRODNEJ BANKY SLOVENSKA	32
Štrukturálny model malej otvorenej ekonomiky	32
Malý model vyhľadávania a spájania	35
2.3. EKONOMETRICKÝ MODEL MINISTERSTVA FINANCIÍ SLOVENSKEJ REPUBLIKY	36
Ekonometrický model Slovenskej republiky	36
2.4. EKONOMETRICKÝ MODEL SLOVENSKEJ AKADÉMIE VIED	38
2.5. EKONOMETRICKÉ MODELY VYTVORENÉ PRE RAKÚSKO	41
Štvrťročný ekonometrický model Rakúskej národnej banky	41
WIFO-Macromod – Ekonometrický model rakúskej ekonomiky	43
Makroekonometrický model LIMA	44
2.6. EKONOMETRICKÉ MODELY VYTVORENÉ PRE MAĎARSKO	45
ECO-TREND model	45
GMR-HUNGARY model	46
3. MODELOVANIE DOPYTU PO PRÁCI	51
Transformácia ekonomického modelu na ekonometrický model	52
3.1. METODOLÓGIA POSTUPU PRÁCE	53
3.1.1. <i>Model s členom korigujúcim chybu</i>	53
3.1.2. <i>Metóda najmenších štvorcov</i>	55
3.1.3. <i>Stacionarita a kointegrácia časových radov</i>	55
3.2. DÁTA	58
3.3. ODHADY ROVNÍC A TESTOVANIE	59
3.3.1. <i>Dopyt po práci na základe VZPS</i>	62
3.3.2. <i>Dopyt po práci na základe evidenčného počtu zamestnaných</i>	66
3.3.3. <i>Dopyt po práci na základe metodiky ESNU95</i>	69
3.4. PROGNÓZOVANIE	71
3.4.1. <i>Ex-post prognóza</i>	72
3.4.2. <i>Ex-ante prognóza</i>	73
Základný scenár	74
Optimistický scenár	75
Pesimistický scenár	76
ZÁVER	78
ZOZNAM POUŽITEJ LITERATÚRY	80

PRÍLOHA 1: VÝSTUPY Z EVIEWS	83
P1.1. STACIONARITA ČASOVÝCH RADOV	83
P1.2. STACIONARITA REZÍDUÍ Z DLHODOBÝCH VZŤAHOV – TESTOVANIE KOINTEGRÁCIE.....	83
PRÍLOHA 2: DÁTA	84

Úvod

Ekonometrické modelovanie je komplexný proces, ktorý v sebe zahŕňa presné vymedzenie ekonomickej problematiky, t.j. ekonomicko-matematického modelu a následnú transformáciu na ekonometrický model, v rámci ktorého prebieha zber a úprava dát, samotný odhad modelu, testovanie modelu a napokon využitie hotového modelu, ktorým je najčastejšie prognostika. Ekonomickým problémom v našej práci je vývoj zamestnanosti na Slovensku.

V prvej kapitole analyzujeme súčasnú situáciu na trhu práce na Slovensku, v rámci ktorej definujeme základné pojmy, ako sú zamestnanosť, miera zamestnanosti, nezamestnanosť, miera nezamestnanosti, hrubý domáci produkt, mzdy a ďalšie. Opíšeme tri základné metódy vykazovania počtu zamestnaných, podrobne analyzujeme vývoj zamestnanosti na Slovensku od roku 1995 – konkrétne poukážeme na vplyv hospodárskej politiky na počet zamestnaných a rast ekonomiky, ktorý je demonštrovaný hrubým domácim produktom.

V druhej kapitole sa zameriame na už existujúce makro-ekonometrické modely, ktoré boli vytvorené inštitúciami ako Národná banka Slovenska, Ministerstvo financií SR, Slovenská akadémia vied, Infostat, a pre porovnanie ukážeme aj niektoré modely susedných krajín – Rakúska a Maďarska. Dá sa povedať, že východiskom v každom modeli, ktorý sa aspoň čiastočne zaoberá zamestnanosťou alebo nezamestnanosťou, je produkčná funkcia, konkrétne jej inverzný tvar. Takisto sa vychádza z optimalizačných rovníc pre firmy, ktoré chcú maximalizovať zisk a minimalizovať náklady.

Tretia kapitola je praktickou časťou diplomovej práce, v ktorej vysvetlíme prechod od ekonomického k ekonometrickému modelu, opíšeme metodiku práce, zber a úpravu dát, a konečne vytvoríme tri modely. Budeme používať dvoj krokovú metódu modelu s korekčným členom, ktorý opisuje tak dlhodobú, ako aj krátkodobú dynamiku. Z názvu metódy vyplýva, že postup nášho modelovania pozostáva z dvoch krokov: prvým bude analýza kointegrácie, ktorá zahŕňa vytvorenie dlhodobej závislosti zamestnanosti od vybraných vysvetľujúcich premenných – táto rovnica sa nazýva rovnica kointegrácie a následné testovanie stacionarity rezíduí, t.j. kointegrácie medzi premennými. V druhom kroku bude rovnica kointegrácie s časovým posunom využitá na odhad krátkodobej dynamiky. Jednotlivé modely sa od seba líšia závislou premennou, v prvom je ňou

zamestnanosť podľa výberového zisťovania pracovných síl, v druhom je závislou premennou priemerný evidenčný počet zamestnancov a napokon v treťom modeli závislú premennú tvorí zamestnanosť na základe metodiky ESNU95.

V poslednom kroku z hotových modelov vytvoríme dva druhy prognózy: ex-post prognózu, na základe ktorej sa pokúsime určiť chybovosť jednotlivých modelov, a tým pádom budeme schopní vybrať najvhodnejší model opisujúci vývoj zamestnanosti v podmienkach Slovenskej republiky a ex-ante prognózu, ktorá bude slúžiť na predikciu zamestnanosti v rokoch 2013 a 2014.

1. Analýza súčasného stavu trhu práce na Slovensku

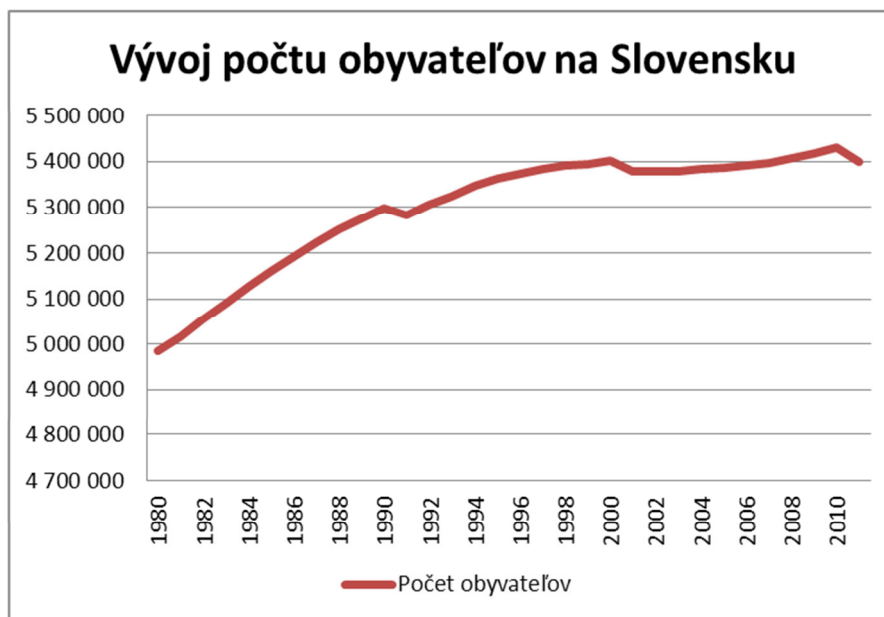
Na analyzovanie súčasného stavu trhu práce Slovenskej republiky potrebujeme poznať niektoré makroekonomické indikátory. Medzi najhlavnejšie, a trh práce najpresnejšie popisujúce, jednoznačne patria zamestnanosť a nezamestnanosť obyvateľov Slovenskej republiky, a z nich odvodené indikátory ako miera zamestnanosti a miera nezamestnanosti, ale taktiež hrubý domáci produkt (HDP), ktorý explicitne odzrkadľuje hospodársku úroveň krajiny. Dôležitým ukazovateľom je takisto premenná priemerné mesačné mzdy, ktoré sa rozdeľujú na nominálne a reálne. Aby sme si vedeli hodnoverne vytvoriť obraz trhu práce na Slovensku, musíme poznať počet obyvateľov Slovenskej republiky. Počet obyvateľov sa získava dvoma spôsobmi: buď priamo *sčítaním ľudu*, alebo z informácií z matrik príslušných miest a obcí, čo nazývame *údaje o prirodzenom pohybe obyvateľstva*. Inými slovami, informácia zo sčítania ľudu slúži na presnejšie bilancovanie počtov ľudí. Údaje o prirodzenom pohybe obyvateľstva sa získavajú spracovaním štatistických údajov o demografických javoch, ako sú pôrodnosť, úmrtnosť a podobne. Štatistický úrad Slovenskej republiky (ďalej len ŠÚSR) definuje stredný stav obyvateľstva ako „aritmetický priemer počiatočného (1.1. daného roka) a koncového (31.12. daného roka) stavu obyvateľstva v referenčnom roku (od roku 2011)“¹. Do roku 2010 sa spracovával bilančnou metódou k 1. 7. daného roka. Môžeme si všimnúť, že najočividnejšie výkyvy v počte obyvateľstva a v ďalších údajoch, akými sú napríklad počty obyvateľov v rozličných skupinách podľa produktivity (napríklad počet pracujúcich), vidno práve v rokoch, kedy sa konalo sčítanie obyvateľstva, konkrétne v rokoch 1991, 2001 a 2011. Dôvodom je to, že údajmi zo sčítania sa dodatočne upravujú dovtedy známe informácie z matrik, a tieto údaje sa jednoducho prepíšu bez spätného zisťovania odchýlok. Na grafe č.1.1 je zobrazený vývoj počtu obyvateľstva pre roky 1980 až 2011.

Obyvateľov môžeme všeobecne rozdeliť podľa biologického hľadiska do troch veľkých skupín:

- predproduktívny vek (PPV) – vek 0-14 rokov, príprava na povolanie
- produktívny vek (PV) – vek 15-65 rokov, kedy väčšina populácie je ekonomicky aktívna
- poproduktívny vek (PoPV) – vek 65 a viac rokov

¹ Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky databáza SLOVSTAT – metodické vysvetlivky (17. 3. 2013)

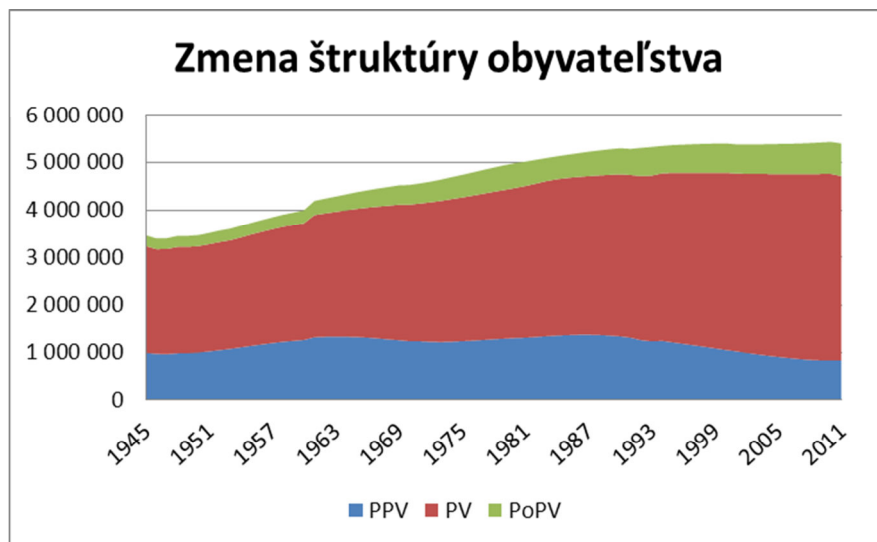
Graf č. 1.1: Vývoj počtu obyvateľstva na Slovensku



Zdroj: ŠÚSR

Nasledujúci graf zobrazuje zmenu štruktúry obyvateľstva na Slovensku – počty ľudí v predproduktívnom, produktívnom a poproduktívnom veku. Údaje sú vyobrazené pre obdobie od roku 1945 po rok 2011.

Graf č. 1.2: Zmena štruktúry obyvateľstva



Zdroj: ŠÚSR

Jasne vidno zväčšujúci sa podiel populácie v poproduktívnom veku, kým podiel obyvateľstva v predproduktívnom veku sa značne znižuje. To je jednoznačným znakom starnutia populácie, čo má vplyv aj na mieru zamestnanosti.

1.1. Zamestnanosť a miera zamestnanosti

Zamestnanosť je jedným z najdôležitejších makroekonomických ukazovateľov čo sa týka trhu práce. V našej práci bude zamestnanosť, respektíve počet zamestnaných, vyjadrovať samotný dopyt po práci. V tejto časti opíšeme možnosti prístupu vykazovania počtu zamestnaných ľudí a bližšie si rozoberieme vývoj a zmeny v zamestnanosti na Slovensku v rozmedzí rokov 1995 až 2012.

Na Slovensku existujú tri prístupy vykazovania počtu zamestnaných ľudí.

1. Prvým, najviac používaným prístupom, je zisťovanie počtu zamestnaných na základe výberového zisťovania pracovných síl (VZPS)². Tento údaj zaznamenáva ŠÚSR a vydávaný je kvartálne. V rámci tohto prístupu sa zisťuje počet pracujúcich, t.j. osôb vo veku od 15 rokov, ktoré v sledovanom týždni vykonávajú aspoň jednu hodinu prácu za mzdu, plat, alebo prácu s cieľom dosiahnuť zisk vrátane osôb pracujúcich v zahraničí. Patria sem aj: vypomáhajúci členovia domácností podnikateľov, ktorí za svoju činnosť nepoberajú žiadnu mzdu ani odmenu, profesionálni príslušníci ozbrojených zložiek, osoby v civilnej službe, osoby, ktoré majú prácu, ale v sledovanom týždni nepracujú pre chorobu, dovolenku, riadnu materskú dovolenku, školenie, zlé počasie, v dôsledku štrajku a výluky, s výnimkou osôb na dlhodobom neplatenom voľne a osôb na rodičovskej dovolenke.³
2. Druhým prístupom je zaznamenávanie zamestnanosti na základe priemerného evidenčného počtu zamestnancov. Údaje sú získavané z vyčerpávajúceho zisťovania v organizáciách vykonávajúcich finančné sprostredkovanie a všetkých nepodnikateľských organizáciách bez ohľadu na počet zamestnancov a zo štvrťročného výberového zisťovania v podnikateľských organizáciách s 20 a viac zamestnancami, alebo s počtom zamestnancov do 19, ktoré majú ročné tržby za vlastné výkony a tovar 5 miliónov 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 štvrťročného zisťovania. Zamestnanci u živnostníkov sa

² VZPS – výberové zisťovanie pracovných síl. Je to prieskum organizovaný Štatistickým úradom SR. Do tohto prieskumu je zapojených 10250 bytov (0,6% z celkového počtu bytov SR), pričom kvartálne sa 20% mení. Jeden byt zostáva v prieskume 5 po sebe nasledujúcich kvartálov, potom sa zo vzorky vylúči a nahradí iným. Predmetom zisťovania sú osoby nad 15 rokov žijúce v daných bytoch. Výsledky sa následne prepočítavajú na celkovú populáciu.

³ Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky databáza SLOVSTAT – metodické vysvetlivky (17. 3. 2013)

získavajú kvalifikovaným odhadom.⁴ Pri tomto prístupe je zaznamenávaný priemerný počet zamestnaných osôb, ktorý zahŕňa priemerný evidenčný počet zamestnancov (sem patria stáli a dočasní zamestnanci, ktorí sú v pracovnom, služobnom, štátnozamestnaneckom alebo členskom pomere k organizácii, bez ohľadu na to, či sú skutočne prítomní v práci alebo nie, zamestnanci, ktorí nepracovali, napr. v dôsledku prestojov, štrajku, výluky a zamestnanci s kratším pracovným časom, nepatria sem však osoby na materskej (rodičovskej) dovolenke, učni a študenti na prevádzkovej praxi, ani osoby pracujúce na základe dohody o vykonaní práce) a samostatne zárobkovo činné osoby – SZČO (napr. podnikatelia, živnostníci, samostatne hospodáriaci roľníci, osoby so slobodným povoláním)⁵.

3. Tretím prístupom je metodika systémov národných účtov ESNU95⁶. Pri tomto prístupe sa údaje získavajú z podnikového výkazníctva, VZPS a administratívnych zdrojov (daňové priznania, štatistický register, sociálna poisťovňa). Tu sa eviduje celková zamestnanosť – predstavuje počet osôb (zamestnancov a samozamestnávateľov), ktorí sú zapojení do výrobnnej činnosti spadajúcej do rámca výroby v systéme národných účtov a počet zamestnancov – osôb, ktoré na základe formálnej alebo neformálnej dohody pracujú pre inú rezidentskú jednotku za peňažnú alebo naturálnu mzdu.

Vyššie spomenuté údaje zhromažďuje ŠÚSR na štvrťročnej a ročnej báze a zverejňuje ich v databáze SLOVSTAT na svojej webovej stránke.

Existujú samozrejme diskrepancie medzi počtami zamestnaných na základe rôznych prístupov zisťovania. Rozdiely sú spôsobené práve nerovnakým prístupom pri jednotlivých metódach, kedy napríklad pri jednej sa do počtu zamestnancov zarátavajú aj osoby na materskej dovolenke, alebo pracujúci v zahraničí, a pri inej tieto hodnoty obsiahnuté nie sú, pričom tieto údaje dokážu výsledné hodnoty do značnej miery ovplyvniť.

Na grafe č. 1.3 môžeme vidieť, ako sa vyvíjal počet zamestnaných na základe vymenovaných prístupov. Zobrazený vývoj je pre obdobie 1. kvartál 1995 – 3. kvartál 2012. Najvyššiu hodnotu v celom pozorovanom období má počet zamestnaných vykazovaný podľa VZPS. Naopak priemerný evidenčný počet zamestnancov má najnižšiu hodnotu takmer v celom pozorovanom období. Dôvodom najvyššej hodnoty zamestnanosti

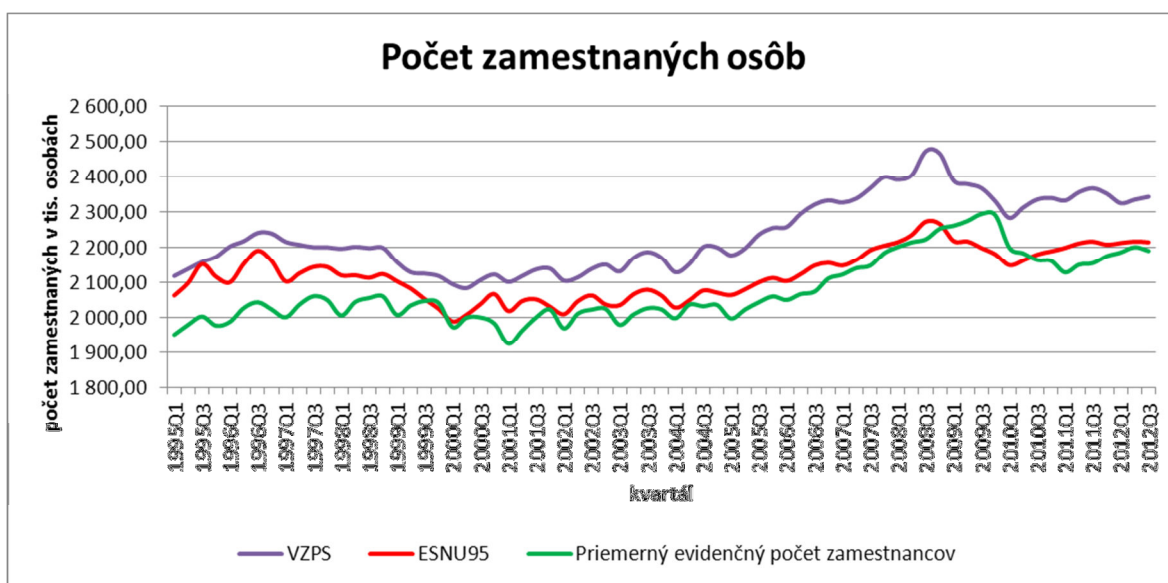
⁴ Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky databáza SLOVSTAT – metodické vysvetlivky (17. 3. 2013)

⁵ Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky databáza SLOVSTAT – metodické vysvetlivky (17. 3. 2013)

⁶ Európsky systém národných účtov, verzia z roku 1995

podľa VZPS je to, že do celkového objemu pracujúcich sú zahrnutí aj pracujúci v zahraničí, profesionálni príslušníci ozbrojených zložiek, ako aj osoby v civilnej službe, osoby na materskej a rodičovskej dovolenke. Dôvodom najnižšej hodnoty priemerného evidenčného počtu zamestnancov je to, že táto hodnota nezahŕňa ľudí na materskej a rodičovskej dovolenke, učňov a študentov na prevádzkovej praxi, ani osoby pracujúce na základe dohody o vykonaní práce. Zamestnanosť pomocou metódy ESNU95 je nižšia oproti VZPS hlavne z dôvodu nezapočítania osôb pracujúcich v zahraničí.

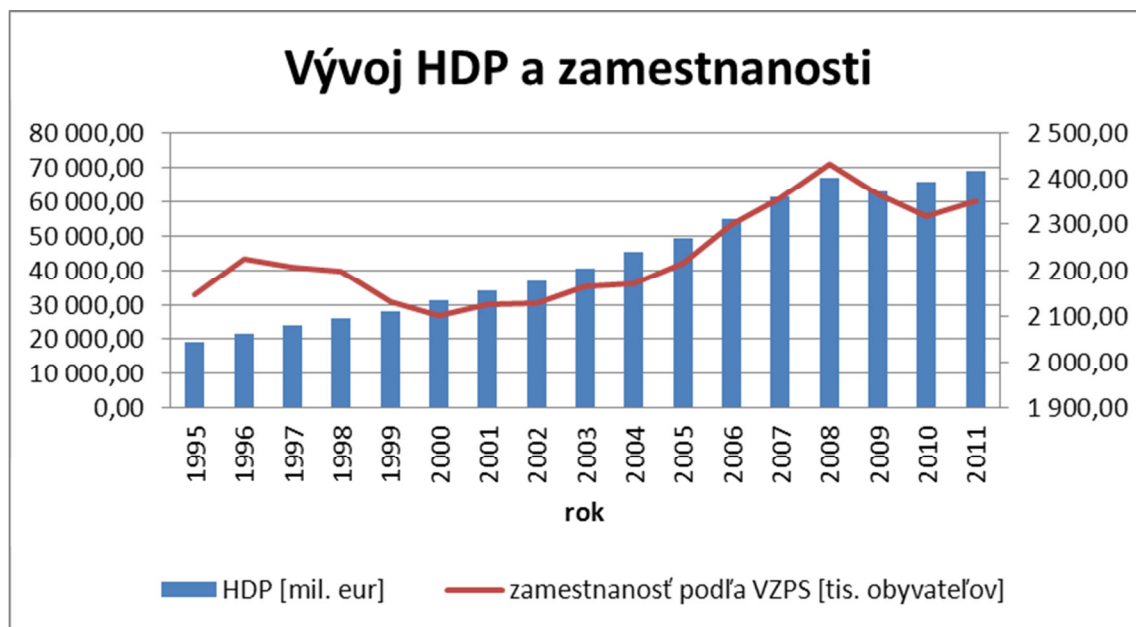
Graf č. 1.3: Počet zamestnaných osôb na základe rôznych prístupov zisťovania



Zdroj: ŠÚSR

Na grafe č. 1.4 je vyobrazený súvis rastu slovenskej ekonomiky, ktorý demonštruje vývoj HDP (údaje sú na primárnej osi), s rastom zamestnanosti na základe metodiky VZPS (údaje sú na sekundárnej osi). Očakávame, že pri kladnej zmene výstupu ekonomiky bude takisto pozitívna zmena na strane zamestnanosti, keďže podľa ekonomickej teórie HDP ovplyvňuje zamestnanosť pozitívne. Do roku 2000 badať nerovnaký vývoj týchto dvoch veličín, čo bolo spôsobené nesystematickým politickým i ekonomickým vývojom v republike. Vidno, že od roku 2000 je už vývoj HDP a zamestnanosti podobný. Počet zamestnaných osôb do značnej miery závisí od politického diania v krajine, nerovnaký vývoj HDP a zamestnanosti preto pripisujeme práve nevyrovnanej politickej situácii na začiatku sledovaného obdobia. Chronologicky si opíšeme jednotlivé obdobia vládnutia jednotlivých vlád a ich vplyv na vývoj zamestnanosti

Graf č. 1.4: Vývoj HDP a zamestnanosti na Slovensku



Zdroj: ŠÚSR

Roky 1995-1996 sa vyznačujú nárastom zamestnanosti, miera zamestnanosti bola v týchto rokoch 52,0% resp. 53,3%. V týchto rokoch, až do roku 1998 vládla na Slovensku vláda Vladimíra Mečiara. Na pohľad vysoké tempo ekonomického rastu vyzerá optimálne, bolo však na úkor nerovnováhy v krajine. Relatívne vysoká miera zamestnanosti mala na prvý pohľad takisto priaznivý trend vývoja, avšak v skutočnosti tomu tak nebolo. Vláda len umelo udržiavala vysokú mieru zamestnanosti, ale pre budúcnosť to bolo viac ako neprospešné. Táto politika bola pokračovaním ešte z predchádzajúcich rokov tzv. centrálne plánovanej ekonomickej politiky, pričom táto vláda v nej pokračovala. Do skončenia obdobia vládnutia sa miera zamestnanosti udržiavala stále na relatívne vysokej úrovni – r.1997-52,4%, r.1998-51,7%. Dôvodom takto vysokej miery zamestnanosti bol celkový neliberálny prístup vtedajšej politiky, kedy sa ekonomická politika uberala nie príliš „zdravým“ smerom, napr. v podnikoch absolútne nedochádzalo k reštrukturalizáciám, takže počet zamestnaných ľudí sa nemohol, a ani nemal ako znižovať. Ďalším dôvodom prezamestnanosti bolo umelé udržiavanie pracovných miest nielen v štátnych, ale aj v sprivatizovaných podnikoch.

V roku 1998 nastúpila prvá vláda Mikuláša Dzurindu, práve v tomto roku badať výrazný pokles počtu zamestnaných ľudí. Miera zamestnanosti sa v rokoch 1999-2002 vyvíjala takto: 49,7%, 48,6%, 48,6%, a napokon 48,7%. V tomto období sa prejavila radikálna zmena ekonomickej politiky vtedajšej vlády, ktorá reagovala na momentálnu

situáciu reštrukturalizáciou, ozdravením a sprivatizovaním bankového sektora, celkovou reštrukturalizáciou podnikovej sféry krajiny, čo samozrejme prinieslo so sebou daň v podobe veľkého počtu nezamestnaných. Prezamestnanosť postupne upadala a miera nezamestnanosti sa rapídne zvýšila. Počet zamestnaných osôb dosiahol svoje minimum v roku 2000, kedy táto hodnota dosahuje 2101,70 tisíc. Oproti roku 1996, kedy bola táto hodnota na dovtedajšom maxime s počtom zamestnaných 2224,90 tisíc, nastal až vyše 5,5%-ný pokles. Táto vláda zostala pri moci aj po ďalších voľbách v roku 2002 a zotrvala pri nej až do roku 2006. V období druhej Dzurindovej vlády nenastali žiadne radikálne výkyvy v raste počtu zamestnaných osôb. Rast bol pozitívny, za hlavný dôvod môžeme považovať vytváranie nových pracovných miest vplyvom zlepšenia podnikateľského prostredia, prílevu zahraničných investorov a mnohých reforiem vtedajšej vlády, ktoré sa na vývoji zamestnanosti podieľali jednoznačne kladne. Spomenieme napríklad daňovú reformu, či reformu sociálneho systému a trhu práce.

Daňová reforma nadobudla platnosť 1.1.2004, kladnú reakciu vyvolala najmä v podnikateľskej sfére. Okrem zavedenia rovnej dane sa daňový systém takisto celkovo výrazne zjednodušil. Rovná daň znamenala zmenu sadzieb daní z príjmov (jednotná sadzba 19%), nastalo takisto zjednotenie sadzieb DPH (19%) a zrušenie niektorých daní (napr. daň z dividend). Táto reforma bola atraktívna nie len pre domáci podnikateľský sektor, ale takisto pre zahraničných investorov, vďaka ktorým sa zamestnanosť na Slovensku podstatne zvýšila. Medzi najvýznamnejších zahraničných investorov môžeme zaradiť napr. juhokórejskú automobilku KIA Motors Corporation (na Slovensku pôsobí od roku 2004), ktorá dnes zamestnáva vyše 3900 zamestnancov, alebo francúzsku automobilku PSA Peugeot-Citroën (s pôsobnosťou od roku 2003), dnes zamestnáva okolo 3000 ľudí⁷.

Druhou spomínanou reformou je reforma sociálneho systému a trhu práce, ktorej hlavnými cieľmi boli: zvýšenie rastu zamestnanosti, podpora pracujúcich rodín, vytvorenie flexibilného trhu práce, podpora aktivity nezamestnaných a ich motiváciu hľadať si prácu, zvýšenie adresnosti pomoci zdravotne postihnutým⁸. Podnikateľské prostredie sa malo zlepšiť najmä splnením týchto cieľov: zlepšiť a zefektívniť legislatívu súvisiacu s podnikateľským prostredím, obmedziť byrokráciu, zefektívniť fungovanie súdneho systému, zlepšiť dostupnosť finančných zdrojov. Počet samozamestnaných sa od roku 2002 do roku 2006 zvýšil zo 183,1 tisíc na 289,2 tisíc, čo predstavuje až 58%-ný nárast.

⁷ Informácie o počte zamestnaných pochádzajú z webových stránok automobilových výrobcov: <http://www.psa-slovakia.sk/> a <http://www.kia.sk> (17. 3. 2013)

⁸ Zdroj: MIKLOŠ, I. a kol. 2005. Kniha reforiem. Vydanie prvé. Bratislava: Trend Visual spol. s r. o., 2005. 67 s. ISBN: 80-969378-0-4, strana 29

Do roku 2006 sa aj vďaka týmto opatreniam zvýšil počet zamestnaných na 2301,40 tisíc, miera zamestnanosti sa vyšplhala na 51,2%, čo predstavovalo zatiaľ najvyššiu hodnotu od roku 1999.

Po nástupe vlády Róberta Fica v roku 2006 nastalo obdobie obáv, hlavne obáv zo zrušenia prospešných reforiem predchádzajúcej vlády a takisto z nastávajúcej ekonomickej politiky. Aj keď sa zmenili niektoré body práve v reforme trhu práce, napokon výrazné zmeny reforiem, ktoré by mohli negatívne ovplyvniť vývoj zamestnanosti, nenastali. Výrazný zlom v počte zamestnaných vidno v roku 2008, ktorého dôvodom je začiatok dodnes trvajúcej svetovej hospodárskej krízy. Od roku 2008 do roku 2010 sa počet zamestnaných každoročne znižoval. Počet zamestnaných sa od roku 2008 do roku 2009 zmenšil až o takmer 3%, v nasledujúcom roku nastal vyše dvojpercentný pokles. Bolo to spôsobené najmä nízkym dopytom slovenského exportu zo zahraničia. Opätovný nárast badať znova v roku 2011, kedy na čele krajiny stála vláda Ivety Radičovej. Táto vláda stratila svoj mandát uprostred volebného obdobia, trvala dva roky. Medzi najvýznamnejšie zmeny tejto vlády patrili napríklad zníženie miezd v národnom hospodárstve, zvýšenie DPH na 20%, čo bolo súčasťou úsporných opatrení, keďže bolo potrebné znížiť vládny dlh zanechaný predchádzajúcou vládou. Zmenil sa takisto Zákonník práce, čo podporovalo pružnosť trhu práce na Slovensku. Jedným z nedokončených cieľov tejto vlády bol tzv. Projekt Singapur⁹, ktorý mal viesť k výraznému zlepšeniu podnikateľského prostredia, tento cieľ však vláda kvôli predčasnému ukončeniu svojho pôsobenia dokončiť nestihla. Je predpoklad, že vďaka tomuto projektu mohlo dôjsť k výraznému nárastu zamestnanosti. V roku 2012 po návrate vlády Róberta Fica sa počet zamestnaných oproti predchádzajúcemu roku zmenšil, aj keď v druhom a treťom kvartáli roka je nárast opäť kladný. Výrazný pokles badať znova na konci roka 2012.

Ako vidieť z predchádzajúcich riadkov, zamestnanosť v krajine je do značnej miery ovplyvnená domácim politickým dianím, ale samozrejme aj celosvetovým hospodárskym dianím.

Nemenej podstatným faktorom je miera zamestnanosti (MZ), ktorá vyjadruje percento zamestnaných ľudí zo skupiny populácie v produktívnom veku. Miera zamestnanosti podľa VZPS sa vypočíta zo vzťahu

$$MZ = ZAM / PV$$

⁹ Zdroj: webová stránka Ministerstva hospodárstva Slovenskej republiky <http://www.economy.gov.sk/> (17. 3. 2013)

kde

- ZAM – počet zamestnaných
- PV – populácia v produktívnom veku.

V tabuľke č. 1.1 sú uvedené presné kvartálne hodnoty miery zamestnanosti pre celé Slovensko pre roky 2008 až 2011.

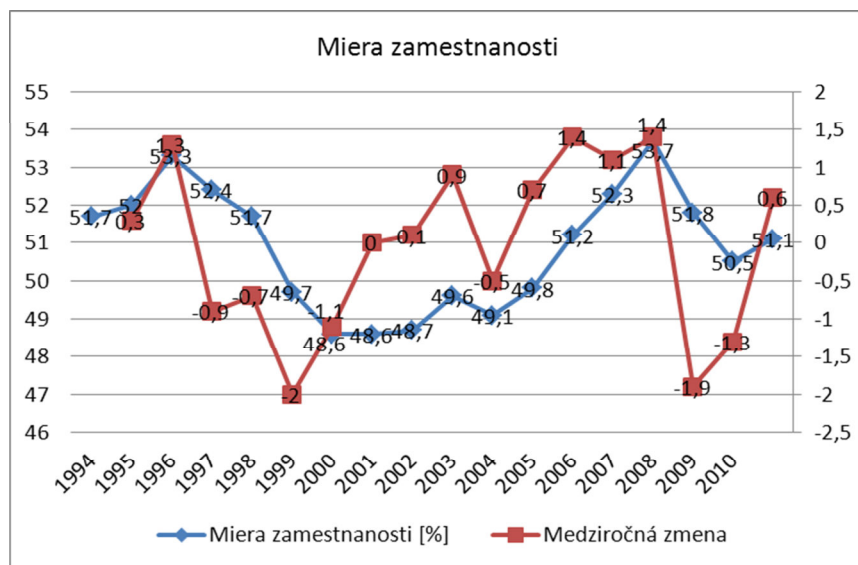
Tabuľka č. 1.1: Miera zamestnanosti na Slovensku

Obdobie	2008Q1	2008Q2	2008Q3	2008Q4	2009Q1	2009Q2	2009Q3	2009Q4	2010Q1
Miera zam. [%]	52,9	53,2	54,4	54,2	52,5	52,0	51,7	50,9	49,9
Obdobie	2010Q2	2010Q3	2010Q4	2011Q1	2011Q2	2011Q3	2011Q4	2012Q1	2012Q2
Miera zam. [%]	50,3	50,8	50,9	50,6	51,2	51,4	51,1	50,8	51,1

Zdroj: ŠÚSR

Ako vidíme, miera zamestnanosti začala od posledného kvartálu roku 2008 klesať. Tento trend je typický nielen pre Slovensko, ale aj pre celú Európsku úniu. Dôvodov môže byť viac, jedným z nich je aj dôsledok demografického vývoja, inými slovami, populácia starne, teda sa pomerne zmenšuje počet ľudí v produktívnom veku. Kým v roku 1996 bol priemerný vek obyvateľstva 34,82 rokov, v roku 2011 to bolo 39,5 rokov, čo je nárast až o takmer 5 rokov. Podiel populácie v PoPV (presnejšie muži nad 60 rokov a ženy nad 54 rokov – podľa ŠÚSR) vyjadroval v roku 1996 17,62% celkovej populácie, kým v roku 2010 to bolo 21,65% celkovej populácie. Graf č. 1.5 ukazuje vývoj miery zamestnanosti (údaje sú zobrazené na primárnej osi) a zmeny miery zamestnanosti (údaje sú zobrazené na sekundárnej osi) pre roky 1994 až 2011. Radikálne najväčšiu zápornú zmenu môžeme vidieť po roku 2008, kedy sa prejavili nepriaznivé následky hospodárkej krízy a o prácu prišli tisíce ľudí. Miera zamestnanosti poklesla z roku 2008 na rok 2009 až o 1,9%, počet zamestnancov sa v tomto období znížil až o 68000. V ďalšom roku sa miera zamestnanosti naďalej znižovala, v tomto prípade išlo o zníženie o 1,3%, počet zamestnancov sa zmenšil o ďalších vyše 43000 ľudí.

Graf č. 1.5: Miera zamestnanosti na Slovensku



Zdroj: ŠÚSR

Každopádne nízka miera zamestnanosti je akýmsi mrhaním pracovného potenciálu tej ktorej krajiny. Preto je všeobecnou snahou zvyšovať túto mieru. Existuje mnoho projektov zameraných na zvyšovanie zamestnanosti a teda znižovanie nezamestnanosti, spomenieme napríklad projekt Európa 2020. Európa 2020 je nový hospodársky plán EÚ z roku 2010, ktorý má nahradiť predchádzajúci projekt zvaný Lisabonská stratégia. Má 5 hlavných cieľov, ktoré by mali byť do roku 2020 splnené, a to:

- zvýšenie miery zamestnanosti občanov vo veku 20-64 rokov až na 75%
- zvýšenie investícií do výskumu a vývoja až na 3% HDP EÚ
- v oblasti klímy/energie dosiahnutie obmedzenia emisií CO₂ o 20% a zvýšenie podielu obnoviteľných zdrojov energie na 20% a súčasne zníženie spotreby energie o 20%
- zníženie podielu ľudí, ktorí predčasne ukončia školskú dochádzku pod 10% a zvýšenie podielu mladých ľudí s ukončeným vysokoškolským vzdelaním na minimálne 40%
- zníženie počtu chudobou ohrozených ľudí o 20 miliónov oproti roku 2010

Hlavnými prvkami stratégie pre dosiahnutie vytýčených cieľov sú tri priority, a to:

1. Inteligentný rast
2. Udržateľný rast
3. Inkluzívny rast.

Tretia priorita je zameraná práve na problémy v oblasti trhu práce a chudoby. Európska komisia sa vyjadruje takto: “Opatrenia v rámci tejto priority si budú vyžadovať modernizáciu a posilnenie našich politík v oblasti zamestnanosti, vzdelávania a odbornej prípravy a tiež systémov sociálnej ochrany zvyšovaním účasti na pracovnom trhu a znižovaním štrukturálnej nezamestnanosti, ako aj zvyšovaním sociálnej zodpovednosti spoločností v rámci podnikateľskej komunity.”¹⁰

1.2. Nezamestnanosť a miera nezamestnanosti

Nezamestnanosť je na Slovensku vykazovaná dvomi spôsobmi. Prvým je tzv. evidovaná miera nezamestnanosti zaznamenávaná na Úrade práce, sociálnych vecí a rodiny (ďalej len ÚPSVaR), ktorý tieto údaje priebežne zverejňuje na svojej webovej stránke. Konkrétne sa jedná a tzv. uchádzačov a zamestnanie, ktorí sú ÚPSVaR definovaní nasledovne: „Uchádzač o zamestnanie je občan hľadajúci zamestnanie, zaradený do evidencie nezamestnaných na ÚP po podaní písomnej žiadosti o sprostredkovanie zamestnania.“¹¹

Druhým spôsobom vykazovania je VZPS. Tieto údaje vykazuje ŠÚSR, ktorého definícia nezamestnanosti znie: “Nezamestnanosť podľa VZPS tvoria nezamestnané osoby vo veku od 15 rokov, ktoré v referenčnom týždni súčasne nemali žiadnu platenú prácu, v posledných štyroch týždňoch si aktívne hľadali prácu a sú schopné nastúpiť do práce najneskôr do dvoch týždňov, alebo si prácu našli a do zamestnania nastúpia najneskôr do 3 mesiacov. Nezamestnanosť je teda prepočítaný počet osôb, ktorí podľa vyššie uvedených kritérií o sebe povedia, že boli v referenčnom čase nezamestnaní.”¹²

Dôležitým ukazovateľom je miera nezamestnanosti (MN), ktorá sa vypočíta ako podiel počtu nezamestnaných ľudí a počtu ekonomicky aktívneho obyvateľstva (definované nižšie):

$$MN = NEZAM/EAO$$

Miera nezamestnanosti na Slovensku mala nie celkom stacionárny charakter, to znamená, že v pomerne krátkej histórii republiky sa zaznamenalo viacero extrémnych

¹⁰ Európska komisia: Oznámenie komisie: Európa 2020, Stratégia na zabezpečenie inteligentného, udržateľného a inkluzívneho rastu (2010), strana 19

¹¹ Definícia sa opiera o zákon Národnej rady SR č. 5/2004 Z.z. o zamestnanosti a o zmene a doplnení niektorých zákonov.

¹² Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky databáza SLOVSTAT – metodické vysvetlivky (17. 3. 2013)

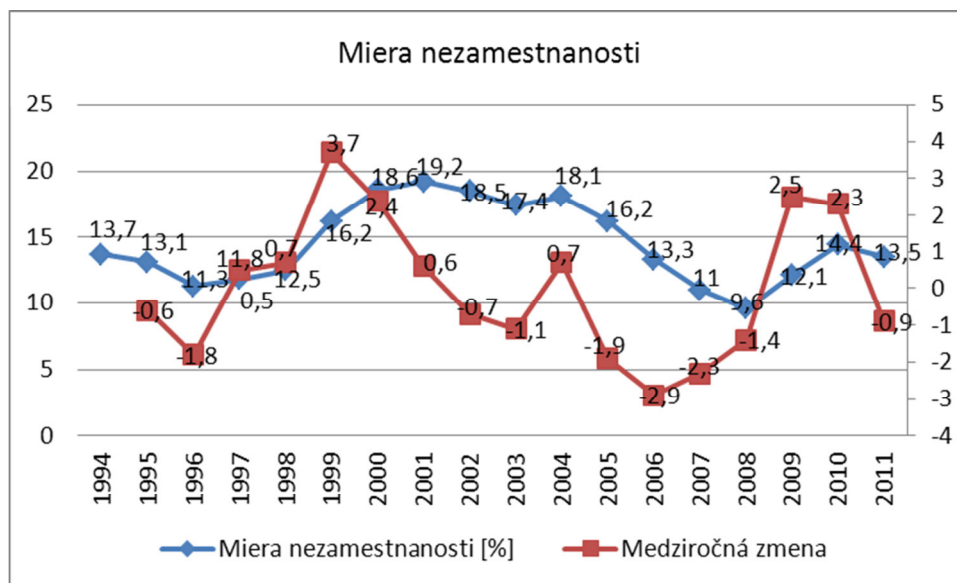
výkyvov. V čase osamostatnenia SR bola miera nezamestnanosti 13,7%, a postupne sa znižovala až do roku 1996, kedy dosiahla 11,6%. Tento stav vyzeral síce optimálne, avšak bolo to len umelo udržiavané vládou, čo malo neskôr negatívny vplyv na celý hospodársky systém, ba dokonca Ivan Mikloš sa vo svojej práci "Slovensko: príbeh reforiem. (zmena sociálno-ekonomického modelu s ručením obmedzeným)" (2007) vyjadril nasledovne: „Slovensko sa počas rokov 1993 – 1998 dostalo vinou „neliberálnej demokracie“ a neodbornosti vlády Vladimíra Mečiara do medzinárodnej izolácie, bolo považované za „čiernu dieru Európy“, vylúčené z medzinárodnej integrácie (OECD, NATO, EÚ) a uskutočňovalo ekonomickú politiku, ktorá dostala krajinu v roku 1998 na pokraj kolapsu”¹³. Od roku 1999 sa miera nezamestnanosti radikálnejšie zvyšovala, čo bolo následkom práve predchádzajúcej vlády. K vedeniu sa dostala vláda Mikuláša Dzurindu, ktorá začala s ozdravovaním ekonomiky a celkového hospodárstva. Na radikálnom zvýšení miery nezamestnanosti sa podieľalo v tomto období viacero faktorov, a to:

- znižovanie "prezamestnanosti" z minulého obdobia
- demografický vývoj – nástup obyvateľov zo silných populačných ročníkov zo 70. rokov

Miera nezamestnanosti podľa VZPS sa zvýšila z 12,6% v roku 1998 na 19,2% v roku 2001, kedy dosiahla svoje maximum a Slovensko malo najvyššiu nezamestnanosť v Európe. V ďalšom období sa situácia stabilizovala, aj následkom rozumnejšej hospodárskej politiky a úspešných reforiem vlády, a táto situácia trvala do roku 2006. V roku 2008 bola miera nezamestnanosti iba 9,6%, čo je minimum za historický vývoj samostatného Slovenska. Od tej doby sa však miera nezamestnanosti znova zvyšovala, najmä následkom hospodárskej krízy. Vo štvrtom kvartáli roku 2012 dosiahla 14,4%. Táto hodnota patrí medzi najvyššie od roku 2006, prevýšila ju iba hodnota 15,1% v prvom kvartáli roku 2010, kedy hospodárska kríza vrcholila. Graf č. 1.6 jasne deklaruje vývoj miery nezamestnanosti (údaje sú zobrazené na primárnej osi) a zmeny v miere nezamestnanosti (údaje sú zobrazené na sekundárnej osi) od roku 1994 do roku 2011.

¹³ MIKLOŠ, I. 2007. Slovensko: príbeh reforiem. (zmena sociálno ekonomického modelu s ručením obmedzeným), strana 1

Graf č. 1.6: Miera nezamestnanosti na Slovensku



Zdroj: ŠÚSR

1.3. Ďalšie makroekonomické indikátory

ŠÚSR charakterizuje *ekonomicky aktívne obyvateľstvo* (EAO) ako “osoby vo veku od 15 rokov, ktoré patria medzi pracujúcich v civilnom sektore, nezamestnaných alebo príslušníkov ozbrojených zložiek.”¹⁴

Miera ekonomickej aktivity (MEA) podľa VZPS udáva percento ľudí pracujúcich, prípadne aktívne si hľadajúcich zamestnanie. MEA sa vyráta ako podiel počtu ekonomicky aktívneho obyvateľstva a počtu obyvateľstva v produktívnom a poproduktívnom veku:

$$MEA = EAO / (PV + PoPV)$$

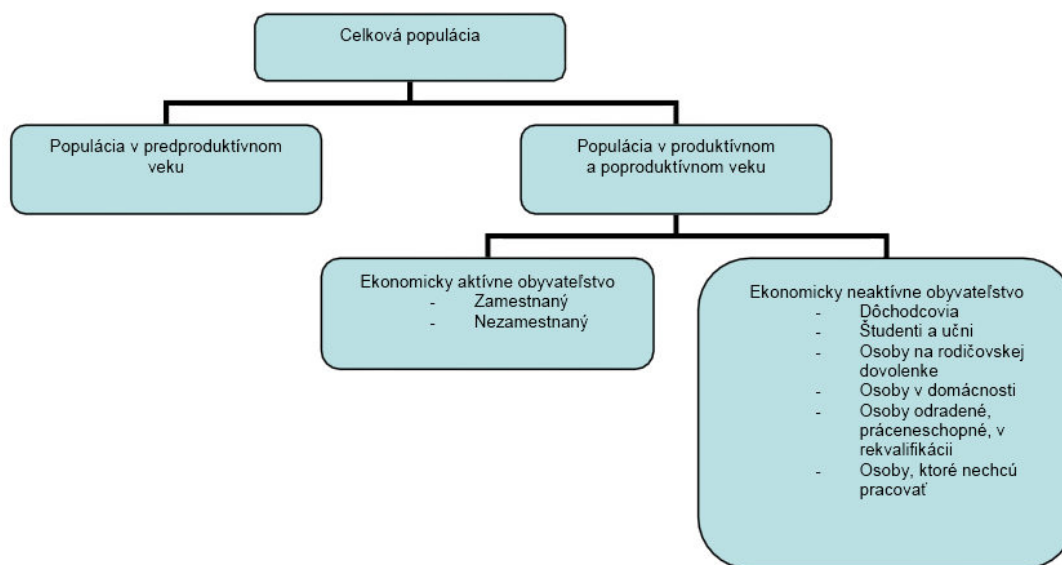
Ekonomicky neaktívne obyvateľstvo je ŠÚSR charakterizované ako “osoby, ktoré sú v sledovanom týždni bez práce, pretože sa pripravujú na povolanie, poberajú dôchodok, starajú sa o domácnosť, navštevujú rekvalifikačný kurz a z uvedených (prípadne ďalších) dôvodov si v priebehu posledných štyroch týždňov aktívne nehľadajú zamestnanie alebo si zamestnanie hľadajú, no nie sú schopní nastúpiť do 14 dní. Rovnako sem patria osoby na rodičovskej dovolenke a osoby, ktoré majú záujem pracovať, ale zamestnanie si nehľadajú, pretože neveria, že si nájdu primeranú prácu (tzv. odradení). Do ukazovateľa sú zahrnuté aj osoby mladšie ako 15 rokov.”¹⁵

¹⁴ Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky databáza SLOVSTAT – metodické vysvetlivky (17. 3. 2013)

¹⁵ Zdroj: Štatistický úrad Slovenskej republiky databáza SLOVSTAT – metodické vysvetlivky (17. 3. 2013)

Na nasledujúcom obrázku môžeme vidieť štruktúru obyvateľstva podľa veku a ekonomickej aktivity:

Obr. č. 1.1: Štruktúra populácie



Zdroj: Domonkos, T., Pániková, L.: Analýza a modelovanie dopytu po práci v podmienkach Slovenskej republiky (str. 3)

Miera ekonomickej participácie (MEP) je podiel počtu ekonomicky aktívneho obyvateľstva a populácie v produktívnom veku:

$$MEP = \frac{EAO}{PV}$$

Je to vlastne percentuálne vyjadrenie ekonomicky aktívnej populácie z populácie v produktívnom veku.

V dnešnej dobe badáme neustále sa zvyšovanie ekonomickej aktivity u ľudí zo skupiny obyvateľov v poproduktívnom veku. Dôvodov tohto zvyšovania je viacero:

- zrušenie obmedzenia pracovať aj v PoPV (pred reformou mohli dôchodcovia pracovať maximálne jeden rok)
- finančná motivácia plynúca z nového dôchodkového systému
- sebarealizácia, sociálna potreba starších ľudí uplatniť sa, prípadne uplatniť svoje doterajšie skúsenosti a prax.

1.3.1. Hrubý domáci produkt

HDP je ďalším ukazovateľom, ktorý budeme bližšie analyzovať, keďže aj jeho vývoj ovplyvňuje dopyt po práci. Definícia HDP znie:

„Hrubým domácim produktom rozumieme súčet všetkých finálnych výrobkov a služieb vyrobených na území určitého štátu, vyjadrených v bežných cenách, spravidla za jeden rok.“¹⁶

Zostavovanie národných účtov prebieha podľa metodiky ESNU95 (Európsky systém národných účtov aktualizovaný v roku 1995). Existujú tri metódy na výpočet HDP:

1. Výdavková (spotrebná) metóda

Táto metóda využíva údaje získané z dopytovej strany trhu. HDP sa vyráta z rovnice : súčet konečnej spotreby domácností, tvorby hrubého fixného kapitálu, zmeny stavu zásob, konečnej spotreby neziskových inštitúcií, konečnej spotreby verejnej správy, salda vývozu a dovozu výrobkov a služieb. Platí nasledovný vzťah:

$$Y = C + I + G + NX$$

kde

Y – HDP

C – celková spotreba domácností

I – celkové investície (súčet tvorby hrubého fixného kapitálu a zmeny stavu zásob)

G – vládne výdavky (súčet spotreby neziskových organizácií slúžiacich domácnostiam a spotreby verejnej správy)

NX – čistý export (rozdiel exportu a importu tovarov a služieb v krajine – zahraničná bilancia).

2. Výrobná (produkčná) metóda

Táto metóda, na rozdiel od predchádzajúcej, využíva ponukovú stranu trhu. Pri tejto metóde sa HDP vyráta ako súčet pridanej hodnoty vytvorenej trhovou činnosťou, činnosťou vytvorenou pre vlastné použitie, netrhovou činnosťou a daní z produktov znížených o subvencie na produkty (vytvorený hrubý domáci produkt).

3. Dôchodková metóda

Takisto využíva údaje z ponukovej strany trhu. Dôchodková metóda vypočítava HDP zo samostatných odhadov zložiek pridanej hodnoty, a to odmien zamestnancov, hrubého prevádzkového prebytku, zmiešaného dôchodku a daní z produkcie a dovozu

¹⁶ ŠLOSÁR, R. – ŠLOSÁROVÁ, A. – MAJTÁN, Š. 2002. Výkladový slovník ekonomických pojmov, strana 71

znížených o subvencie. Táto metóda slúži najmä na porovnanie výsledkov z predchádzajúcich dvoch metód.

Výsledný HDP vypočítaný všetkými tromi metódami by sa mal rovnať. V prípade diskrepancie (rozdielu) sa vina prikladá štatistickým odchýlkam.

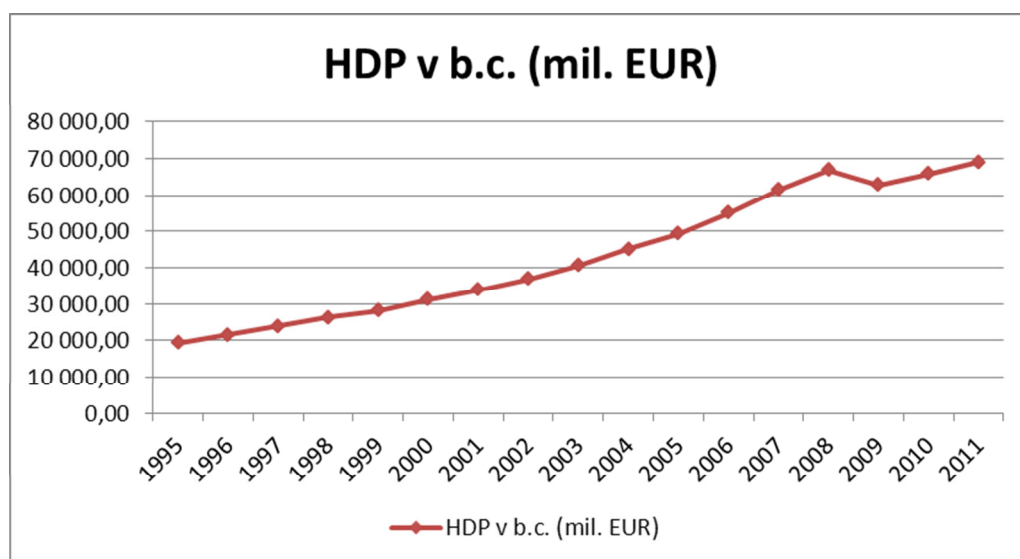
HDP sa zvykne udávať v dvoch podobách:

- nominálny HDP – HDP vyjadrený v bežných cenách príslušného roku
- reálny HDP – HDP vyjadrený v cenách nejakého bázičného roku (napr. roku 2005).

V našej práci budeme využívať reálny HDP (vyjadrený v cenách roku 2005) vypočítaný pomocou spotrebnej metódy.

Na nasledovnom grafe je vyobrazený vývoj nominálneho HDP na Slovensku:

Graf č. 1.7: Hrubý domáci produkt v bežných cenách



Zdroj: ŠÚSR

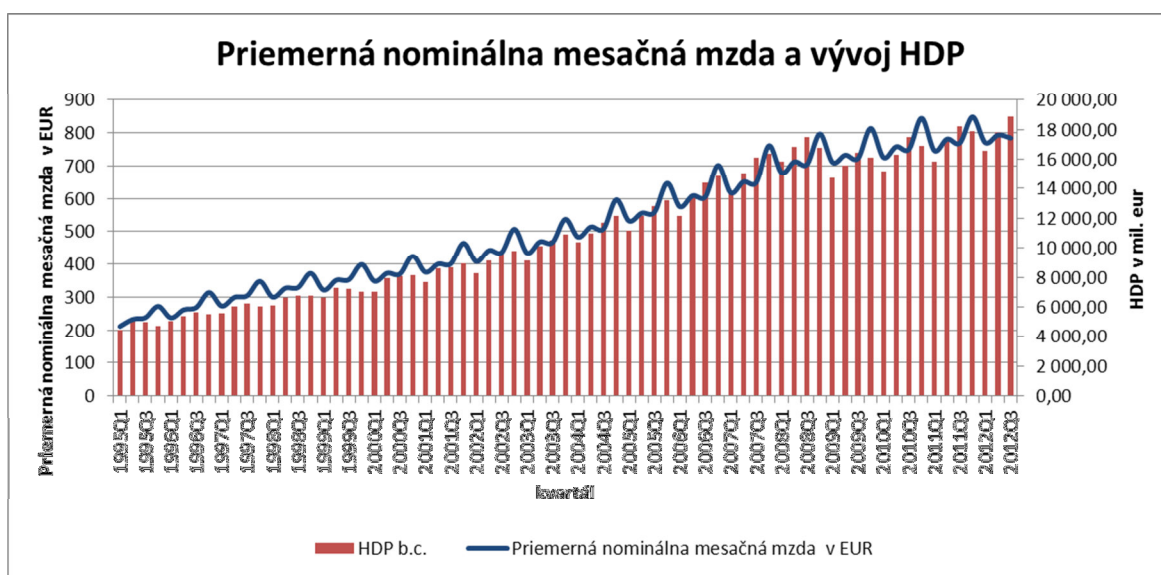
Do roku 2008 vidíme nárast nominálneho HDP, v roku 2009 badať pokles až o 6%, kedy HDP klesol z hodnoty 66 842,40 mil. eur v roku 2008 na hodnotu 62 794,39 mil. eur v roku 2009. Táto zmena bola hlavným dôsledkom finančnej krízy. V nasledujúcich rokoch je už zmena HDP opäť pozitívna aj keď s menšou deriváciou ako v predkrízovom období. HDP je hlavným ukazovateľom rozvinutosti ekonomiky, preto sa každá krajina usiluje o jeho neustále zvyšovanie.

1.3.2. Mzdy

Nominálna a reálna mzda

Táto veličina je veľmi dôležitá pri skúmaní dopytu po práci, keďže ho priamo ovplyvňuje. Platí, že rastúca mzda znižuje zamestnanosť, pretože zamestnávateľ nie je ochotný zamestnávať ľudí za vysoké mzdy, ktoré pre neho predstavujú náklady. Zamestnanosť je však samozrejme ovplyvnená aj inými faktormi. Vývoj nominálnej mzdy má jednoznačne rastúci trend. Takisto tu badáme jasnú sezónnosť, a to vo štvrtom kvartáli každého roka, pretože v tomto kvartáli sú vyplácané napríklad odmeny, či trináste platy, ktoré sa taktiež zarátavajú do nominálnej mzdy. Vývoj priemernej nominálnej mesačnej mzdy (údaje sú na primárnej osi) v porovnaní s vývojom HDP (údaje sp na sekundárnej osi) je zobrazený na nasledovnom grafe.

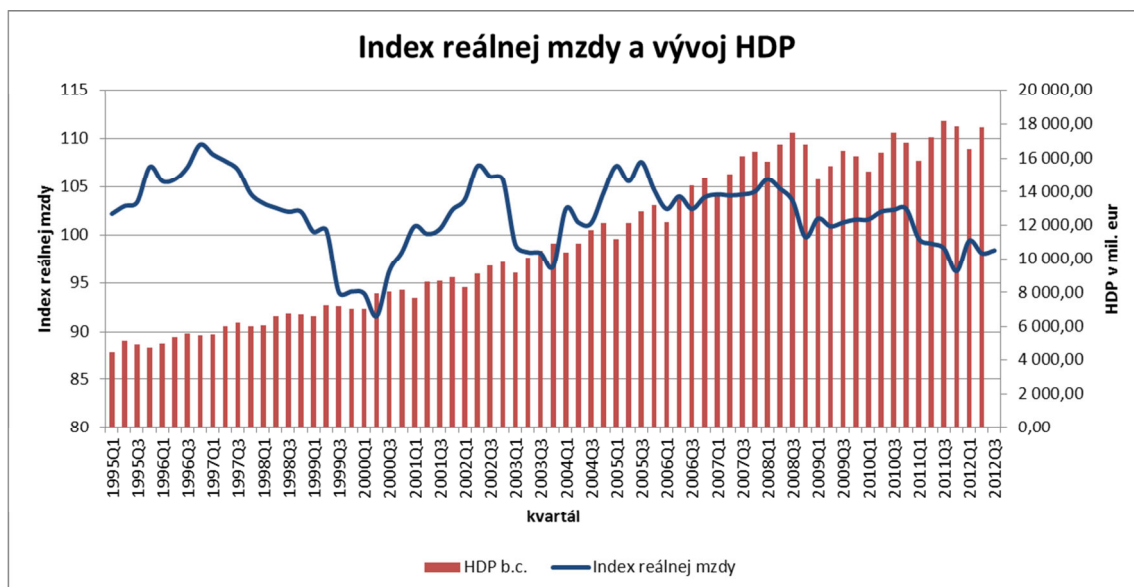
Graf č. 1.8: Priemerná nominálna mesačná mzda v eurách a vývoj HDP



Zdroj: ŠÚSR

Viac nám ale napovie vývoj reálnej mzdy, ktorý dokonalejšie odzrkadľuje vývoj miezd z pohľadu pracujúceho človeka. Reálna mzda totiž vypovedá o skutočnej hodnote zárobku (mzdy). Zohľadňuje totiž aj vývoj reálnych cien, t.j. ak vidíme výrazný nárast nominálnej mzdy, evokuje to lepšiu finančnú situáciu bežného občana, lenže ak súčasne narástli takisto reálne ceny, tak to pravda nie je. Reálna mzda sa vypočítava ako podiel nominálnej mzdy a spotrebiteľských cien.

Graf č. 1.9: Index reálnej mzdy a vývoj HDP



Zdroj: ŠÚSR

Častejšie sa spomína termín *index reálnej mzdy*, ktorý porovnáva vývoj reálnych miezd v čase. Vypočíta sa ako podiel indexu nominálnej mzdy a indexu spotrebiteľských cien (CPI – Consumer price index). Na grafe 1.9 môžeme vidieť vývoj indexu reálnej mzdy na Slovensku (údaje sú na primárnej osi) v porovnaní s vývojom ekonomiky, ktorú demonštruje HDP (údaje sú na sekundárnej osi).

2. Ekonometrické modely týkajúce sa trhu práce vytvorené pre Slovensko a vybrané susedné krajiny

V rámci záujmu o zvyšovanie miery zamestnanosti ako znaku prospešne sa vyvíjajúceho trhu práce a možností vytvárania prognóz pre vývoj slovenskej ekonomiky bolo pre slovenský trh vytvorených viacero modelov. Zaoberali sa nimi inštitúcie ako napríklad Inštitút informatiky a štatistiky (Infostat), Národná banka Slovenska (NBS), Ministerstvo financií Slovenskej republiky, či Slovenská akadémia vied (SAV). Pre ukážku si uvedieme niektoré z nich. Pre porovnanie si taktiež predstavíme niektoré modely vybraných susedných krajín.

2.1. Ekonometrický model Infostatu

Článok informujúci o tomto modeli napísal Vladimír Kvetan a je uverejnený na webovej stránke Infostatu¹⁷. Infostat sa aktívne zaoberá makroekonomickým modelovaním v rámci Centra pre výskum a vývoj progresívnych matematicko-štatistických metód a informačno-komunikačných technológií pre spracovanie, analýzu a prezentáciu štatistických údajov (CEVAVSTAT). Hlavnou náplňou ich aktivity je predovšetkým spracovávanie informácií analytického charakteru, týkajúce sa vývoja makroekonomických ukazovateľov na Slovensku, a informácie týkajúce sa ich očakávaného vývoja v krátkodobom horizonte. Na to využívajú najmä princíp Error correction model (ECM), ktorý dokáže adekvátne zachytiť krátkodobý vývoj. Touto metódou bol vytvorený takisto model z roku 2008, ktorý je transformáciou staršieho modelu z roku 2000, kde sa používa metóda najmenších štvorcov. Starší model bol nazvaný *ISWE 99q4*, čo je skratka pracoviska na ktorom bol model vytvorený (Institute of Slovak and World Economy), číselný údaj udáva štvrťrok konca časových radov použitých v modeli. Výsledná rovnica pre odhad vývoja dopytu po práci má tvar

$$\ln(L) = (-0,296) + 0,738 * \ln(L\{-1\}) + (-0,0946) * \ln(WR95\{-1\}) + 0,161 * \ln(Y) \\ + (-0,0315) * \ln(DFKK) + 0,882 * U974$$

kde

¹⁷ Dostupné na internete: http://www.infostat.sk/cevavstat/modelovanie/prispevky/Kvetan_prispevok.pdf (17. 3. 2013)

L – dopyt po práci, teda počet zamestnaných v národnom hospodárstve podľa štatistickej evidencie

WR95 – reálna mzda

Y – objem HDP

DFKK – kumulatív tvorby fixného kapitálu.

Pri zostavovaní tejto rovnice sa vychádzalo z inverznej produkčnej funkcie, čo je dôvodom použitia logaritmickej formy. Logaritmická forma navyše zabraňuje lineárnemu rastu zamestnanosti. Táto rovnica bola hlavnou rovnicou bloku práce, z ktorej sa vypočítavali počet nezamestnaných, miera nezamestnanosti, výška pracovných príjmov obyvateľov a ďalšie indikátory.

Novším modelom je model z roku 2008 nazvaný *BIER 07q4* (skratka názvu Bratislava, Institute of Economy Research). Rovnica v tomto modeli bola vytvorená metodikou kointegrácie a spomínaným ECM. Rovnica má nasledovný tvar:

$$DLOG(L1) = 0,352 - 0,024 * (LOG(L1(-1))) + 1,435 * LOG\left(\frac{W(-1)}{PPI00(-1)}\right) - 1,157 \\ * LOG(Y(-1)) + 0,009 * DLOG\left(\frac{W}{PPI00}\right) + 0,0456 * DLOG(Y)$$

kde

L1 – počet zamestnaných osôb na základe VZPS

W/PPI00 – reálne mzdy, kde PPI00 je index cien priemyselných výrobcov kde bázickým rokom je rok 2000.

2.2. Ekonometrické modely Národnej banky Slovenska

Štrukturálny model malej otvorenej ekonomiky

Model bol prezentovaný vo vedeckom časopise NBS – Biatec, autormi článku sú Branislav Reľovský a Jana Široká (2009). Tento model nahradil dovtedy používaný cyklický model z roku 2005. Bol vytvorený po vstupe Slovenska do eurozóny. Funkciami nového štrukturálneho modelu sú prognostické účely a pokrytie analytických potrieb. Model sa dá opísať ako klasický ekonometrický „backward-looking“ (vychádza z minulých dát), „one-country“ (model vytvorený pre jednu krajinu) model strednej veľkosti. Model bol vytváraný takým spôsobom, aby v dlhodobom horizonte boli platné základné ekonomické pravidlá. To znamená, že z dlhodobého hľadiska platí, že produkcia

je určovaná ponukovou stranou, kým v krátkodobom horizonte produkciu determinuje dopytová strana trhu. Cieľom tohto modelu je zistiť vývoj HDP, pričom sa využíva Cobb-Douglasova produkčná funkcia, podľa ktorej sa riadia firmy, ktoré si „prenajímajú“ výrobné faktory – kapitál a prácu od domácností. Cieľom firiem je podľa základnej ekonomickej teórie maximalizácia zisku, teda

$$\max YPOT.PY - CICEPHN.LPOT - (r + \delta + \lambda).K.PY$$

kde platí Cobb-Douglasova produkčná funkcia v tvare

$$YPOT = TFP.K^{\beta}.LPOT^{1-\beta}$$

(zoznam skratiek nižšie).

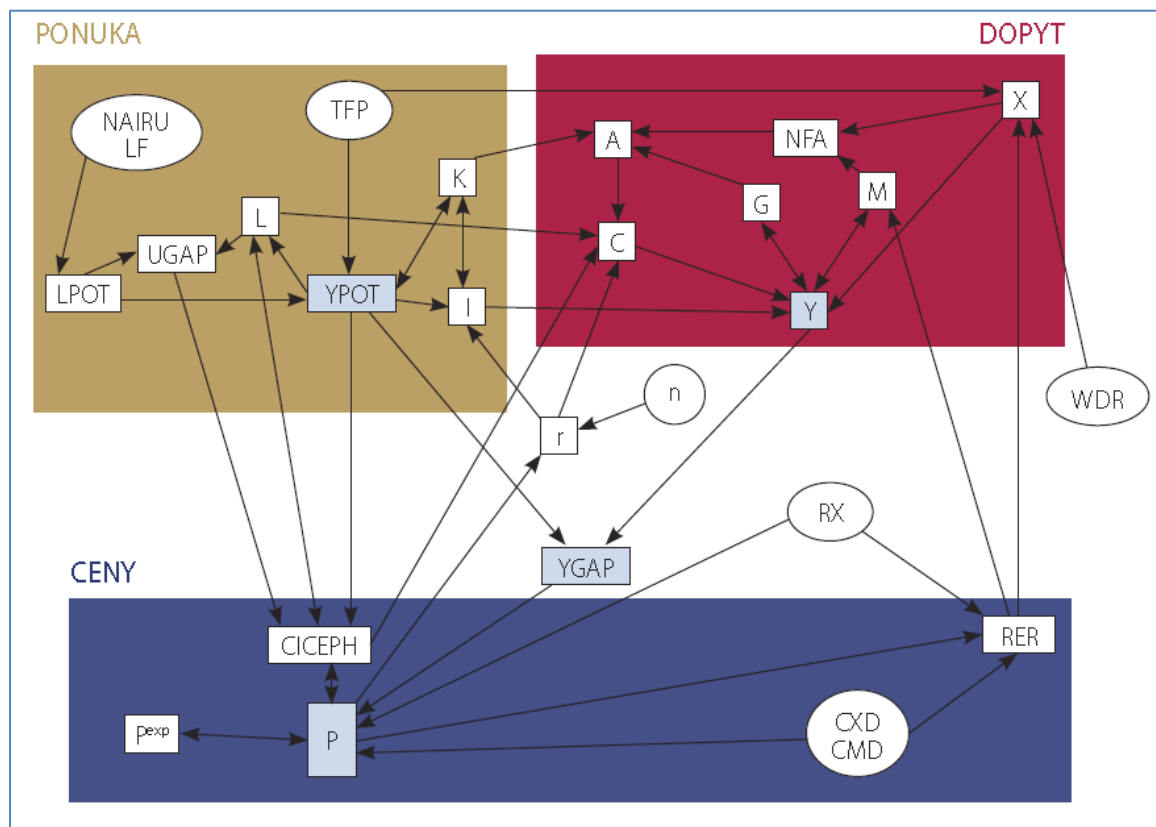
Model je vytvorený metódou error-correction modelu, aby dokázal zachytiť krátkodobú dynamiku. Má tri bloky, ktoré sú navzájom prepojené. Sú nimi:

- Blok ponukovej strany ekonomiky
Tu je opisovaná technológia výroby agregovaného produktu firmami a spôsob akumulácie, resp. určenia úrovne kapitálu a práce. Zamestnanosť sa určuje pomocou inverznej produkčnej funkcie.
- Blok dopytovej strany ekonomiky
Tu je predpoklad taký, že produkcia je určovaná dopytom, teda platí, že HDP je súčtom dopytových komponentov (súkromnej spotreby, investícií, vládnych výdavkov, čistého exportu).
- Cenový blok
Domáca cenová hladina sa modeluje ako premenná závislá od jednotkových nákladov práce, zahraničných konkurenčných cien na strane importu a exportu, exogénneho nominálneho výmenného kurzu a produkčnej medzery. Vzájomný vplyv existuje aj medzi cenovou hladinou a cenou práce.

Model bol testovaný sériou šokov, šoky boli dvoch typov: dopytový (zvýšenie zahraničného dopytu) a ponukový (nárast cien ropy).

Na nasledujúcom obrázku je zobrazený celkový model, jednotlivé bloky modelu a prepojenie medzi nimi.

Obr. č. 2.1: Štruktúra väzieb v rámci jednotlivých blokov a medzi blokmi modelu



Zdroj: Reľovský, B. – Šíroká, J. 2009. Štrukturálny model ekonomiky SR, strana 2

Obr. 2.2: Zoznam skratiek použitých v modeli

Zoznam použitých skratiek:

A – bohatstvo	PG – deflátor verejnej spotreby
C – súkromná spotreba	PI – deflátor investícií
CICEPH – kompenzácie na zamestnanca	PM – deflátor importu
CICEPHN – nominálne kompenzácie na zamestnanca	POIL – cena ropy
CMD – konkurenčné ceny na importnej strane	PX – deflátor exportu
CXD – konkurenčné ceny na exportnej strane	PY – deflátor HDP
D – vládny dlh	r – reálna úroková miera
DISPY – disponibilný príjem domácností	RER – reálny výmenný kurz
G – verejná spotreba	RX – nominálny výmenný kurz
HEG – index HICP cien energií	RXEUR – nominálny výmenný kurz (SKK/EUR)
HEX – index HICP cien s vylúčením energií	RXUSD – nominálny výmenný kurz (SKK/USD)
HICP – index HICP	TFP – celková produktivita výrobných faktorov
I – investície	UGAP – medzera na trhu práce
K – zásoba kapitálu	ULC – jednotkové náklady práce
L – zamestnanosť	WDI – kompozitný ukazovateľ dopytu po importoch
LF – pracovná sila	WDR – zahraničný dopyt
LPOT – potenciálna zamestnanosť	X – export tovarov a služieb
LPROD – produktivita práce	Y – hrubý domáci produkt
M – import tovarov a služieb	YGAP – produkčná medzera
n – nominálna úroková miera	YPOT – potenciálny hrubý domáci produkt
NAIRU – prirodzená miera nezamestnanosti	β – váha kapitálu v produkčnej funkcii
NFA – čisté zahraničné aktíva	δ – miera deprecie kapitálu
P – cenová hladina	λ – riziková prémie
PC – deflátor súkromnej spotreby	τ – podiel príjmov vlády na HDP
P^{exp} – inflačné očakávania	

Zdroj: Reľovský, B. – Šíroká, J. 2009. Štrukturálny model ekonomiky SR, strana 5

Malý model vyhľadávania a spájania

Model bol prezentovaný vo vedeckom časopise NBS – Biatec, autorom článku je Ing. Martin Železník (2012). Model je využívaný na modelovanie dynamiky v oblasti trhu práce. Medzi výstupy modelu patrí flexibilita trhu práce (konkrétne flexibilita miezd). Už z názvu vyplýva, že tento model opisuje a charakterizuje proces spájania firiem ponúkajúcich pracovné pozície a hľadajúcich zamestnancov a domácností hľadajúcich si zamestnanie. V celom procese má väčšiu váhu strana firiem, keďže domácnosti sa rozhodujú jedine o svojej spotrebe, zatiaľ čo firma sa rozhoduje, koľko potrebuje zamestnancov. Pri rozhodovaní má firma dve optimálne podmienky: prvá vyjadruje marginálnu hodnotu pracovnej pozície, čo je marginálna hodnota zamestnanca mínus mzda plus očakávaná hodnota zamestnanca v budúcnosti. Druhou podmienkou je prepojenie medzi výdavkami spojenými s vypísaním voľného pracovného miesta a príjmami vyplývajúcimi zo zamestnania zamestnanca v budúcom období. V modeli sa objavuje tzv. matching function – funkcia spájania, ktorá opisuje spojenie nezamestnanej osoby s voľnou pracovnou pozíciou. Mzda vzniká ako výsledok vyjednávania zamestnanca a zamestnávateľa tak, aby bol maximalizovaný spoločný prebytok (pre zamestnanca je to hodnota mzdy, pre zamestnávateľa je to hodnota zamestnanca, ako je uvedené v prvej optimálnej podmienke).

Pri vytváraní modelu sa používali štvrťročné časové rady HDP, hodinovej mzdy, miery nezamestnanosti a miery voľných pracovných miest. Model bol konštruovaný nielen pre Slovensko, ale takisto pre susedné krajiny Česko a Rakúsko. Odhadovali sa nasledovné parametre:

- Averzia k riziku ozn. σ
- Elasticita spojenia ozn. ζ (elasticita spojenia voľnej pracovnej pozície a človeka hľadajúceho si prácu)
- Miera zrušenia pracovných pomerov ozn. ρ
- Vyjednávací schopnosť zamestnanca ozn. η
- Dávky v nezamestnanosti ozn. b
- Elasticita nákladov voľných pracovných miest ozn. ψ
- Faktor pri nákladoch na tvorbu pracovných miest ozn. K
- Koeficienty prezistencie šokov v ekonomike ozn. $\rho_{\{\chi, A, \mu, Y\}}$

Medzi najprekvapujúcejšie výsledky odhadov patrili odhady parametrov η – hodnota vyšla blízka nule, čo znamená, že zamestnávateľ je ochotný vytvárať nové

pracovné pozície, pretože skoro všetok spoločný prebytok pripadá zamestnávateľovi, ρ – nízka hodnota, čo možno interpretovať aj tak, že zamestnanci sú menej flexibilní pri prechode z jedného odvetvia do druhého, teda nie je potrebné rozvázovať pracovné zmluvy kvôli tomuto faktoru a ψ – hodnota vyšla výrazne vysoká, pravdepodobne dôsledkom nárastu strnulosti trhu práce.

Model potvrdil, že výška mzdy je určovaná predovšetkým zamestnávateľmi, a že to, či voľné pracovné miesto bude, alebo nebude obsadené, závisí naopak hlavne od počtu nezamestnaných ľudí.

2.3. Ekonometrický model Ministerstva financií Slovenskej republiky

Ekonometrický model Slovenskej republiky

Správa o tomto modeli bola podaná v práci Scotta Livermorea – poradcu Ministerstva financií – s názvom *An Econometric Model of the Slovak Republic* (2004). Tento model bol vytvorený Ministerstvom financií v rámci projektu Svetovej banky Public Financial Management Reform, aby pomáhal analytikom Ministerstva financií na vytváranie krátkodobých i dlhodobých odhadov, lepšie analyzovanie rizík a dopadov pre rozpočet krajiny. Model je založený na príjmo-výdavkovom účtovnom rámci a opisuje tak dopytovú, ako aj ponukovú stranu ekonomiky, obsahuje rovnice miezd a cien, opisuje menový a finančný sektor, externý sektor a vládny sektor. Model je schopný vytvárať prognózy až na obdobie 10 rokov a je založený na princípe error correction, kombinuje štatistickú a matematickú exaktnosť VAR modelov (vector autoregression models) s teoretickými základmi CGE modelov (computable general equilibrium models). Pri tomto modeli sa takisto využívala produkčná funkcia (konkrétne Cobb-Douglasova), čo je vidieť z rovnice

$$GDP_t = f(K_t, ET_t) = A_t [\alpha K_t^{-\rho} + (1 - \alpha) ET_t^{-\rho}]^{\frac{-1}{\rho}}$$

kde

GDP – odhadovaný výstup

K – zásoby kapitálu v sektore firiem

ET – zamestnanosť

A – súhrnná produktivita faktorov

My sa pri opise tohto modelu zameriame na stranu ponuky, v rámci ktorej bola vytvorená nasledovná rovnica na odhad zamestnanosti:

$$D(\text{LOG}(\text{ETLFSSA})) = 0.547331308 + 0.5668161546 * D(\text{LOG}(\text{ETLFSSA}(-1))) - \\ 0.06560207135 * (\text{LOG}(\text{ETLFSSA}(-1)) - \text{LOG}(\text{PGDP}(-1)) * \text{GDPSA}(-1) / \text{ERSA}(-1))) + \\ 0.2300724108 * D(\text{LOG}(\text{GDPSA}(-1))) + 0.01020370655 * \text{DUM96Q1} - \\ 0.008470854616 * \text{DUM97Q1}$$

kde

ETLFSSA – zamestnanosť na základe VZPS

GDPSA – HDP v konštantných cenách

PGDP – HDP deflátor

ERSA – priemerné zárobky v ekonomike.

Strana ponuky tvorí v podstate jadro celého makroekonomického modelu. Tvoria ho tieto rovnice:

$$YHAT_t = e^{TFP_t} ESTAR_t^{(1-\alpha)} K_t^\alpha \\ (1-\alpha)GDP_t/ET_t = w_t/p_t \\ \alpha GDP_t/K_t = r_t + \delta_t \\ ESTAR_t = (1-UPSTAR/100) * LS_t \\ GDP_t = YHAT_t \\ ET_t = ESTAR_t$$

kde

YHAT – očakávaný výstup

GDP – HDP v konštantných cenách

ESTAR – rovnovážna zamestnanosť

ET – zamestnanosť

UPSTAR – rovnovážna miera nezamestnanosti

LS – ponuka práce

TFP – celková produktivita faktorov

K – množstvo kapitálu vo firmách

w – nominálne mzdy

p – cenová úroveň

r – reálna úroková miera

δ – miera deprecie

Z týchto rovníc dostávame vzťah pre dlhodobý steady-state pre očakávaný HDP:

$$YHAT^* = e^{TFP/(1-\alpha)} \cdot (1-UPSTAR/100) \cdot LS \cdot (\alpha/(r^* + \delta))^{\alpha/(1-\alpha)}$$

a takisto pre reálne mzdy:

$$w/p = (1-\alpha)e^{TFP/(1-\alpha)}(\alpha/(r^* + \delta))^{\alpha/(1-\alpha)}.$$

Model bol testovaný na sérii šokov, interpretujeme vybrané výsledky len pre zamestnanosť:

- Nárast vládnej spotreby o 1% HDP: v prvých 7 rokoch vidno nárast zamestnanosti v rozmedzí 0,1 – 0,3% od pôvodnej hodnoty, v dlhodobom horizonte zmena nenastala.
- Depreciácia koruny o 10%: v krátkodobom horizonte (prvých 6 rokov) badať nárast zamestnanosti, v strednodobom horizonte naopak pokles, v dlhodobom horizonte sa zamestnanosť vracia na pôvodnú úroveň.
- Zvýšenie dvojtyždňovej miery REPO NBS o 100 percentuálnych bodov: v prvom roku nenastáva zmena, v nasledujúcich troch rokoch zamestnanosť klesne o 0,1%, od 5. roku sa dostáva na pôvodnú úroveň.
- Import Eurozóny sa zvýši o 2%: v prvých 8 rokoch zamestnanosť narastie (najvýraznejšie v 3. roku – o 0,6%), potom sa ustáli na pôvodnej hodnote.

Model je nastavený na akékoľvek budúce zdokonaľovacie úpravy, ktoré by boli potrebné pre hodnovernú korekciu tejto verzie. Aj keď model nebol prezentovaný v práci ako „kompletný prognostický nástroj“, bol plne využívaný Ministerstvom financií na vytváranie prognóz.

2.4. Ekonometrický model Slovenskej akadémie vied

Model vytvorili Tomáš Domonkos a Lucia Pániková z Ekonomického ústavu SAV. Boli vytvorené tri mini-modely, ktoré opisujú vývoj počtu zamestnaných, rovnice v nich boli robené princípom ECM. Východiskom v tejto práci bola takisto inverzná produkčná funkcia.

Prvým modelom je odhad počtu zamestnaných na základe VZPS. Rovnica pre dlhodobý vzťah má nasledovný tvar:

$$\ln(L_vzps) = 5,108 + 0,651 * \ln(Y) - 0,096 * \ln\left(\frac{W}{PPI00}\right) - 0,05 * TP + 0,036 * SF1 \\ + 0,039 * SF4 + 0,034 * UMP_vzps_LT$$

kde

L_vzps – počet zamestnaných osôb na základe VZPS

Y – HDP v stálych cenách roku 2000

W/PPI00 – náklady na pracovnú silu

TP – technický pokrok

SF1, SF4 – sezónne filtre

UMP_vzps_LT – umelá premenná korigujúca nesystematické výkyvy

Tvar ECM rovnice pre krátkodobý vzťah je nasledovný:

$$d\ln(L_vzps) = -0,003 - 0,769 * resid_L_vzps(-1) + 0,225 * d\ln(Y) - 0,053 \\ * d\ln\left(\frac{W(-2)}{PPI00(-2)}\right) + 0,015 * SF4 + 0,020 * UMP_vzps$$

Kde

L_vzps – počet zamestnaných osôb na základe VZPS

resid_L_vzps – korekčný člen

Y – HDP v stálych cenách roku 2000

W/PPI00 – náklady na pracovnú silu

SF4 – sezónny filter

UMP_vzps – umelá premenná korigujúca nesystematické výkyvy

Druhým modelom je odhad počtu zamestnaných na základe metodiky systému národných účtov ESA95. Odhad dlhodobého vzťahu je nasledovný:

$$\ln(L_esa95) = 5,574 + 0,548 * \ln(Y_SC) - 0,085 * \ln\left(\frac{W}{PPI00}\right) - 0,005 * TP - 0,023 \\ * SF2 - 0,029 * SF3 + 0,034 * UMP_esa95_LT$$

kde

L_esa95 – počet zamestnaných osôb na základe metodiky národných účtov ESA95

Y_SC – HDP v stálych cenách roku 2000

W/PPI00 – náklady na pracovnú silu

TP – technický pokrok

SF2, SF3 – sezónne filtre

UMP_esa95_LT – umelá premenná korigujúca nesystematické výkyvy

Tvar ECM rovnice opisujúcej krátkodobú dynamiku vývoja v tomto prípade vyzerá nasledovne:

$$dln(L_{esa95}) = -0,002 - 0,895 * resid_L_esa95(-1) + 0,191 * dln(Y) - 0,031 \\ * dln\left(\frac{W(-2)}{PPI00(-2)}\right) + 0,011 * SF4 + 0,022 * UMP_esa95$$

kde

L_esa95 – počet zamestnaných osôb na základe metodiky národných účtov ESA95

resid_L_esa95 – člen korigujúci chybu

Y – HDP

W/PPI00 – náklady na pracovnú silu

SF4 – sezónny filter

UMP_esa95 – umelá premenná korigujúca nesystematické výkyvy

Tretím modelom je odhad počtu zamestnaných osôb na základe priemerného evidenčného počtu zamestnancov. Dlhodobý vzťah vyzerá takto:

$$\ln(L_{evid}) = 6,951 + 0,469 * \ln(Y_{SC}) - 0,198 * \ln\left(\frac{W}{PPI00}\right) - 0,003 * TP + 0,05 \\ * SF4 + 0,03 * UMP_evid_LT$$

kde

L_evid – počet zamestnaných rovný priemernému evidenčnému počtu zamestnancov

Y_SC – HDP v stálych cenách roku 2000

W/PPI00 – náklady na pracovnú silu

TP – technický pokrok

SF4 – sezónny filter

UMP_evid_LT – umelá premenná korigujúca nesystematické výkyvy

Tvar ECM rovnice je nasledovný:

$$dln(L_{evid}) = -0,007 - 0,468 * resid_L_{evid}(-1) + 0,322 * dln(Y) - 0,031 \\ * dln\left(\frac{W(-2)}{PPI00(-2)}\right) + 0,020 * SF4 + 0,047 * UMP_evid$$

kde

L_evid – počet zamestnaných rovný priemernému evidenčnému počtu zamestnancov

resid_L_evid – člen korigujúci chybu

Y – HDP

W/PPI00 – náklady na pracovnú silu

SF4 – sezónny filter

UMP_evid – umelá premenná korigujúca nesystematické výkyvy.

Na vyššie uvedených modeloch boli vykonané ex-post prognózy, ktoré boli porovnané so skutočnosťou a na základe týchto výsledkov sa určil model, ktorý je najvhodnejší pre modelovanie dopytu po práci. Najpresnejšie vyšla hodnota odhadovaná pomocou druhého modelu – odhadu počtu zamestnaných na základe metodiky systému národných účtov ESA95. Najpresnejšie výsledky boli dosiahnuté s tretím modelom – odhadom počtu zamestnaných osôb na základe priemerného evidenčného počtu zamestnancov.

2.5. Ekonometrické modely vytvorené pre Rakúsko

Informácie o modeloch vytvorených pre Rakúsko sme čerpali z článku *Macroeconomic Models and Forecasts for Austria* vytvoreného Rakúskou národnou bankou (2004).

Štvrťročný ekonometrický model Rakúskej národnej banky

Model je kombináciou Keynesiánskej krátkodobej analýzy (krátkodobé vzťahy sú odhadované z dát) a neoklasickej dlhodobej analýzy (dlhodobé vzťahy sú odvodené z teoretickej optimalizácie). Hlavné rovnice modelu sú typu ECM vytvorené dvojkrokovou metódou, ktorú navrhli v roku 1987 Engle a Granger. Model je navrhnutý tak, aby sa po simulovaných šokoch ekonomika pomaly vracala do pôvodného steady-state. V ponukovom bloku modelu sa odhaduje dlhodobý rovnovážny stav troch premenných: HDP deflátor, zamestnanosti a investícií. Pri dlhodobej rovnováhe zamestnanosti sa vychádza z inverznej produkčnej funkcie.

Celkove do modelu vstupuje 217 premenných, behaviorálnych rovníc je 38 a vysvetľujúcich rovníc je 107.

Maximalizačnou rovnicou firmy je nasledovná:

$$\max \pi(YER, LNN, KSR) = YFD \cdot YER - WUN \cdot LNN - CC0 \cdot KSR$$

$$YER = \alpha \cdot KSR^\beta \cdot LNN^{1-\beta} \cdot e^{(1-\beta)\gamma T}$$

kde

YER – produkt

YFD – cenová hladina

WUN – mzda

LNN – práca

CC0 – náklady na užívanie kapitálu

KSR – kapitál

α – škálovací parameter

β – parameter technológie

T – časový index.

Po úprave sa maximalizačná rovnica zmenila na tvar

$$\begin{aligned} \max_{LNN^{FE}, KSR} \pi((YER + \delta \cdot D_{884}), LNN^{FE}, KSR) \\ = YFD \cdot (YER + \delta \cdot D_{884}) - WUN^{FE} \cdot LNN^{FE} - CC0 \cdot KSR \\ (YER + \delta \cdot D_{884}) = \alpha \cdot KSR^\beta \cdot (LNN^{FE})^{1-\beta} \cdot e^{(1-\beta)\gamma T} \end{aligned}$$

kde

δ – miera depreciaácie

D_{884} – posuvná dummy premenná

FE – skratka označujúca „full-time equivalents“

Úpravy maximalizačnej rovnice boli vykonané z týchto dvoch dôvodov:

1. Pri dátach sa vychádzalo z nerovnakých systémov národných účtov, a to ESA79 a ESA95. Kvôli tomu bola zavedená premenná D_{884} .
2. Nedostupnosť údajov o zamestnanosti na plný úväzok – dáta sa museli dorátavať pomocou kubického splajnu.

Nakoniec dostávame sústavu troch rovníc vysvetľujúcich ceny, zamestnanosť a kapitál:

$$\begin{aligned} \bullet \quad \ln(YFD) = \ln(\eta) + \ln(WUN^{FE}) - \gamma T + \frac{\beta}{1-\beta} \ln\left(\frac{YER + \delta \cdot D_{884}}{KSR}\right) - \ln(1-\beta) - \\ \frac{\ln(\alpha)}{1-\beta} - \ln(1-TIX) + \varepsilon D_{961P} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\bullet \quad \ln(LNN^{FE}) = \ln(YER + \delta \cdot D_{884}) - \beta \ln\left(\frac{KSR}{LNN^{FE}}\right) - \ln(\alpha) - (1-\beta)\gamma T \quad (2)$$

$$\bullet \ln(KSR) = (1 - \beta) \left[-\ln(CC0) + \ln(WUN^{FE}) - \gamma T + \frac{1}{1-\beta} \ln(YER + \delta \cdot D_{884}) + \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) - \ln\left(\frac{\alpha}{1-\beta}\right) \right] \quad (3)$$

kde

YFD – HDP deflátor

η – zvýšenie ceny

WUN^{FE} – nominálna mzda za prácu na plný úväzok

YER – HDP v reálnych cenách

KSR – kapitál

TIX – nepriama daň

LNN^{FE} – úplná zamestnanosť na plný úväzok

CC0 – náklady na užívanie kapitálu

α – škálovací parameter z produkčnej funkcie

β – elasticita kapitálu

γ – technologický pokrok

Ako vidíme v rovnici (2), zamestnanosť je závislá od inverznej produkčnej funkcie. V odhade ECM má člen korigujúci chybu očakávané záporné znamienko. V krátkodobom horizonte má na zamestnanosť vplyv dopyt a zmeny cien.

WIFO-Macromod – Ekonometrický model rakúskej ekonomiky

Ročný model bol vyvinutý Rakúskym inštitútom pre ekonomický výskum (WIFO). Má dvojaký účel: prognózovať strednodobý vývoj a predviesť ekonomicko-politické simulácie.

Model možno opísať ako dopytovo-riadený ekonometrický model s prvkami na strane ponuky na stanovenie miezd a cien. Obsahuje 198 premenných, 34 behaviorálnych rovníc a 100 vysvetľujúcich rovníc. Rovnice boli odhadované metódou najmenších štvorcov, v prípade kointegrácie sa použili ECM rovnice. V tomto prípade sa nepoužila dvojkroková metóda Engleho a Grangera, ale SSW regresia (Sims, Stock and Watson regression, metóda technicky identická s metódou odhadu ECM nelineárnou priamou metódou najmenších štvorcov).

Odhad rovnice pre počet zamestnaných vyzerá nasledovne:

$$\Delta \log(LEA_t) = 0,41\Delta \log(Y_t) - 0,025\Delta \log\left(\frac{WP_{t-1}}{UCM_{t-1}}\right)$$

kde

LEA – počet zamestnaných

Y – HDP v reálnych cenách

WP – priemerná reálna mzda na zamestnanca

UCM – náklady na užívanie kapitálu

Odhad rovnice pre počet nezamestnaných vyzerá nasledovne:

$$\Delta LU_t = -0,64\Delta LEA_t + 0,428\Delta POP_t - 0,477\Delta PENMP_t + 18,45\Delta \left(\frac{100LEAF_t}{LEA_t}\right)$$

kde

LU – počet nezamestnaných

LEA – počet zamestnaných

POP – populácia v produktívnom veku

PENMP – predčasný dôchodcovia

LEAF – počet zahraničných pracovníkov

Makroekonometrický model LIMA

Model vznikol v Inštitúte pre pokrokové štúdiá. Je založený na báze ročných údajov. Je používaný na strednodobé prognózovanie na obdobie 1-5 rokov. Dôraz sa v tomto modeli kladie na dopytovú stranu ekonomiky, pričom zahŕňa tieto odvetvia: domáci dopyt, vládny sektor, trh práce, sektor príjmov, ceny a defláto. Nezahŕňa však finančný sektor. Model sa považuje za pomerne malý ekonometrický model, pretože obsahuje iba 21 behaviorálnych rovníc a 78 premenných. Pri odhade rovníc sa využívala metóda najmenších štvorcov.

V sektore trhu práce modelu boli modelované zamestnanosť, mzdy a nominálny príjem. Rovnice zamestnanosti boli vytvárané pomocou korekcie chýb. Počet zamestnaných je ovplyvnený najmä výstupom ekonomiky. Odhadnutá rovnica má nasledovný tvar:

$$\log\left(\frac{LEA_t}{LEA_{t-1}}\right) = 0,325 - 0,021 * D83 + 0,435 * \log\left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}}\right) + 0,228 * \log\left(\frac{LEA_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right) - 0,273 * \log\left(\frac{YWGLEA_{t-1}}{PGDP_{t-1}}\right)$$

kde

LEA – počet zamestnaných vrátane samostatne zárobkovo činných osôb

D83 – dummy premenná

GDP – hrubý domáci produkt

YWGLEA – hrubá mzda na osobu

PGDP – deflátor HDP

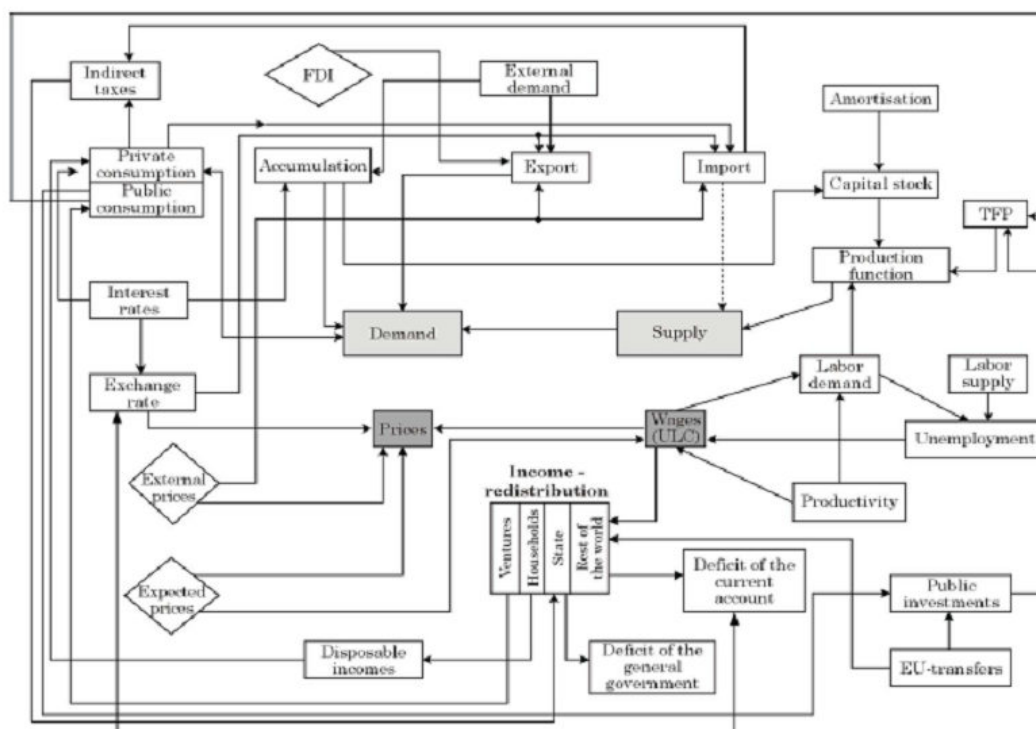
YWGLEA/PGDP –reálne mzdy, resp. relatívna cena práce

2.6. Ekonometrické modely vytvorené pre Maďarsko

ECO-TREND model

Model bol vytvorený Oddelením ekonomického modelovania inštitútu Ecostat (Inštitút pre ekonomické analýzy a informatiku) pracovníkmi Cserháti Ilona, Keresztély Tibor a Varga Zsuzsa (2009), vydaný bol vo vedeckom časopise *Society and Economy*. Pomocou tohto modelu sa analyzoval dopad transferov z Európskej únie do Maďarska. Považuje sa za ročný simulačný model s účelom vytvárania prognóz. Model sa skladá zo štyroch hlavných blokov: blok ponuky, blok dopytu, blok cien a peňazí a blok rozdelenia príjmov. Na strane ponuky sa vychádza z produkčnej funkcie. Dopyt po práci je definovaný ako funkcia miery využitia kapacít a reálnych miezd, pričom ponuka práce je determinovaná najmä demografickými faktormi. Miera nezamestnanosti je vyrátavaná z dopytu po práci a z ponuky práce. V analýze sa skúma tempo rastu HDP, ako môže Maďarsko dobehnúť priemernú hodnotu HDP na osobu v EÚ25 do roku 2020. Výsledky hovoria, že súčasný stav HDP je 67,1% priemernej hodnoty HDP EÚ25, avšak na konci obdobia – teda v roku 2020, by sa táto hodnota mala vyšplhať na 76,7%. Takisto sa skúmalo tempo rastu príjmov domácností. Štruktúra modelu je zobrazená na nasledujúcom obrázku:

Obr. č. 2.3: Štruktúra ECO-TREND modelu



Zdroj: Cserháti I. – Keresztély, T. – Varga, Z. 2009. Analysis of the Macroeconomic Effects of EU-Transfers by the Model 'ECO-TREND', strana 9

GMR-HUNGARY model

Jedná sa o komplexný makro-regionálny model pre analýzu vplyvu rozvojovej politiky na ekonomiku Maďarska. Bol vytvorený v roku 2007 Attilom Vargom, pracovníkom Centra pre výskum v ekonomickej politike a Katedry ekonomiky a regionálnych štúdií Univerzity v Pécsi. Názov GMR je skratkou pre Geographic Macro and Regional model for Hungary, názov dostal vďaka schopnosti zahrnúť geografický rozvoj zásahov rozvojovej politiky. Model je rozšírením staršieho, tzv. EcoRET modelu. Model je vlastne systémom modelov: predstavuje súhrn makroekonomického sub-modelu, v ktorom sa na modelovanie použili časové rady, tzv. TFP sub-modelu, kde sa využívali panelové dáta a SCGE sub-modelu, kde sa použili priereznové údaje. Medzi najdôležitejšie vlastnosti modelu patria:

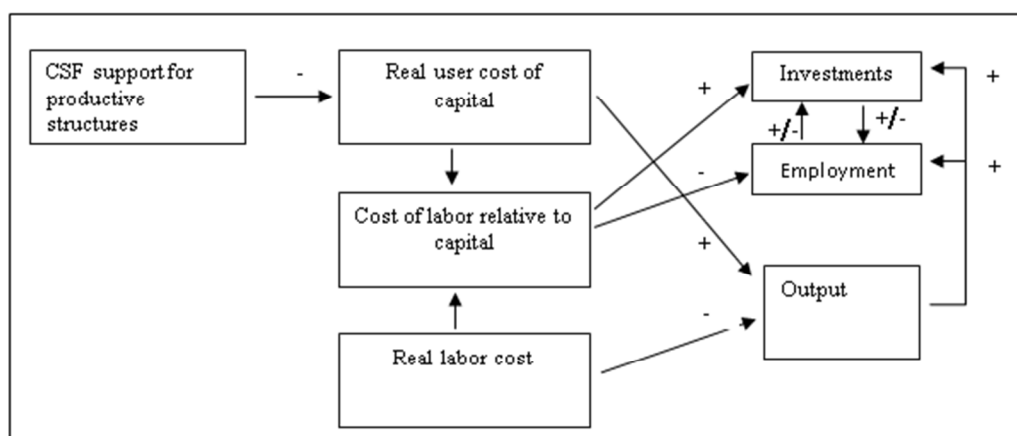
- silná orientácia v smere ponuky
- silná schopnosť modelu odhadovať účinky rôznych politických scenárov tak v krátkodobom, ako aj v dlhodobom horizonte

- model poskytuje informácie pre analýzu politiky nielen na celoštátnej, ale aj na regionálnej úrovni
- model je vytvorený neobvykle nadmieru user-friendly – je vhodný aj pre užívateľa neovládajúceho ani základné ekonometrické softvéry bežiacie v pozadí.

Skúma sa vplyv troch nástrojov podpornej politiky: podporu výrobných faktorov, podporu infraštruktúr a podporu ľudských zdrojov. Vplývajú hlavne na ponukovú stranu ekonomiky, aj keď vplyv dopytovej strany sa taktiež nedá zanedbať. Cieľom podpory je hlavne stimulovať produkciu, a teda zvyšovať zamestnanosť a znižovať mieru nezamestnanosti.

Na nasledujúcom obrázku je znázornené, ako vplýva na ekonomiku podpora výrobných faktorov:

Obr. č. 2.4: Vplyv podpory výrobných štruktúr

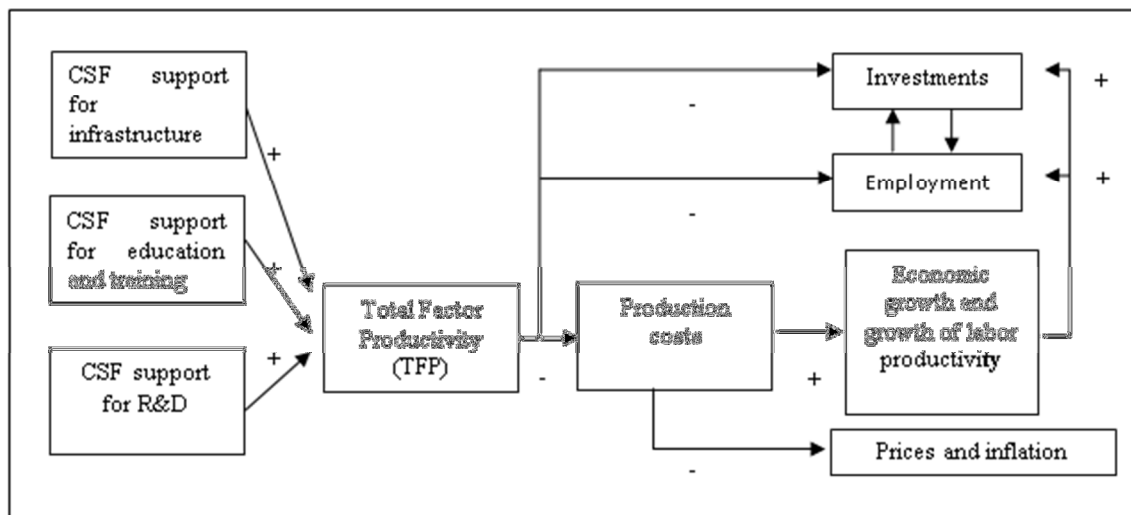


Zdroj: VARGA, A. 2007. GMR-HUNGARY: A Complex Macro-Regional Model for the Analysis of Development Policy Impacts on the Hungarian Economy, strana 15

Vidíme, že podpora výrobných faktorov nepriamo ovplyvňuje investície pozitívne, ale naopak, zamestnanosť je ňou podporovaná záporne, keďže sa zvyšuje cena práce. Naopak, výstup ovplyvňuje zamestnanosť pozitívne, teda otázka, ako sa vlastne zmení celkový dopyt po práci je zodpovedaná tým, ktorá zložka v tomto prípade prevažuje.

Na ďalšom obrázku môžeme vidieť, aký vplyv majú na ekonomiku tieto nástroje podpornej politiky: podpora infraštruktúry a podpora ľudských zdrojov:

Obr. č. 2.5: Vplyv podpory ľudského kapitálu a infraštruktúry



Zdroj: VARGA, A. 2007. GMR-HUNGARY: A Complex Macro-Regional Model for the Analysis of Development Policy Impacts on the Hungarian Economy, strana 17

Dá sa vidieť, že podpora infraštruktúry aj podpora ľudského kapitálu pozitívne ovplyvňuje celkovú produktivitu faktorov, čo má následne negatívny vplyv na náklady produkcie, z čoho zjavne vyplýva nárast produktivity práce aj zamestnanosti. Lenže samotné zníženie celkovej produktivity faktorov má negatívny vplyv na zamestnanosť, teda znova je na mieste otázka finálnej zmeny v počte zamestnaných.

Samotná zamestnanosť je modelovaná v rámci makroekonomického sub-modelu spolu s investíciami. Východisko tvorí opäť základná produkčná funkcia. Takisto sa do úvahy berie maximalizácia zisku a minimalizácia nákladov firmy. Rovnica hrubej produkcie podnikateľského sektora sa dá zapísať takto:

$$\Delta GDPBV = f_1(\Delta ETB, ELEFFU, IPV)$$

kde

$\Delta GDPBV$ – hrubá produkcia podnikateľského sektora

ΔETB – pracovné sily pracujúce na strojoch (z IPV)

$ELEFFU$ – technologický parameter odzrkadľujúci efektivitu práce

IPV – stroje prislúchajúce hrubým súkromným investíciám

V súvislosti s minimalizáciou nákladov, maximalizáciou zisku a produkčnou funkciou môžeme napísať túto sústavu rovníc:

$$IPV = f_2(\Delta GDPBV, WSSE/UCC, ELEFFU)$$

$$\Delta ETB = f_3(\Delta GDPBV, WSSE/UCC, ELEFFU)$$

kde

WSSE – mzdová sadzba

UCC – náklady na užívanie kapitálu.

Produkčnú Cobb-Douglasovu rovnicu môžeme zapísať v tvare

$$\Delta GDPBV = (\Delta ETB \cdot ELEFFU)^{XTAU} (IPV)^{1-XTAU}$$

kde

XTAU – elasticita výstupu s ohľadom na prácu a efektivitu práce

ELEFFU – práca rozšírená technickým pokrokom.

Z predošlých rovníc platia nasledovné vzťahy:

$$\log IPV = XTAU \log(WSSE/UCC) + \log \Delta GDPBV - XTAU \log ELEFFU$$

$$\log \Delta ETB = (1 - XTAU) \log(WSSE/UCC) + \log \Delta GDPBV - XTAU \log ELEFFU$$

Keďže premenná ELEFFU prakticky nie je pozorovateľnou premennou, nahrádza sa výrazom

$$ELEFFU = \lambda \cdot čas$$

kde

λ – rýchlosť rastu produktivity práce.

Takisto premenné $\Delta GDPBV$ a ΔETB nie sú zozbierateľnými premennými, preto sa nahrádzajú merateľnými výrazmi. Všeobecne sa dajú nahradiť výrazom:

$$\Delta X_t = X_t - (1 - dX) X_{t-1}$$

Logaritmická forma má tvar

$$\log \Delta X_t = \log dX + \log X_{t-1} + (1/dX) \Delta \log X_t$$

Ak zhrnieme predošlé úpravy, dostávame rovnice:

$$\begin{aligned} \log IPV - \log IPV_{-1} = & c + \beta/\delta (\log GDPBV - \log GDPBV_{-1}) - \beta [\log IPV_{-1} \\ & - \log GDPBV_{-1} - XTAU (\log(WSSE/XTAU) - \log(UCC/(1-XTAU)))] + XTAU \lambda čas] + \\ & \gamma DUMMY \end{aligned}$$

a

$$\begin{aligned} \log ETB - \log ETB_{-1} = & c + (\log GDPBV - \log GDPBV_{-1}) - \delta [\log ETB_{-1} \\ & - \log GDPBV_{-1} + (1-XTAU) (\log(WSSE/XTAU) \\ & - \log(UCC/(1-XTAU)))] + XTAU \lambda čas] + \eta DUMMY \end{aligned}$$

kde

β – úprava lagov investícií

δ – miera depreciaácie v zamestnanosti a výstupe.

Rovnice sú štrukturálne veľmi podobné ECM rovniciam, keďže výrazy v hranatých zátvorkách v oboch rovniciach pripomínajú korekčný člen, tieto rovnice však neboli

robené explicitne touto metódou. Výsledné odhadnuté rovnice pre zamestnanosť a investície majú tvar:

$$ETB = ETB(-1) * EXP(-0.6462765982 + LOG(GDPBV / GDPBV(-1)) - 0.1 * (LOG(ETB(-1) / GDPBV(-1)) + (1 - XTAU) * LOG((WSSE / XTAU) / (UCC / (1 - XTAU)))) + XTAU * LOG(ELEFFU)) + 0.01838048857 * (DUMMY_95_96 + DUMMY_99_02) - 0.0346201138 * DUMMY_92_94 - 0.01127018745 * DUMMY_93)$$

a

$$IPV = IPV(-1) * EXP(-0.4640446414 - 0.1313832514 * (LOG(IPV(-1) / GDPBV(-1)) - (1. / 0.1) * LOG(GDPBV / GDPBV(-1)) - XTAU * LOG((WSSE / XTAU) / (UCC / (1 - XTAU)))) + XTAU * LOG(ELEFFU)) + 0.0565779131 * (DUMMY_94_96_98_99) - 0.03849758663 * DUMMY_95_01_02 - 0.02338901205 * DUMMY_97_98)$$

Okrem zamestnanosti a investícií sa odhadovali aj výstup, mzdy, ceny a ponuka práce resp. pracovná sila odhadnutá rovnicou

$$LF = POPT * (0.1254955234 + 0.8184106563 * (LF(-1) / POPT(-1)) + 0.1884826701 * LOG(ETB / ETB(-1)) - 0.00263766064 * UNR(-1))$$

kde

LF – pracovná sila

POPT – celková populácia

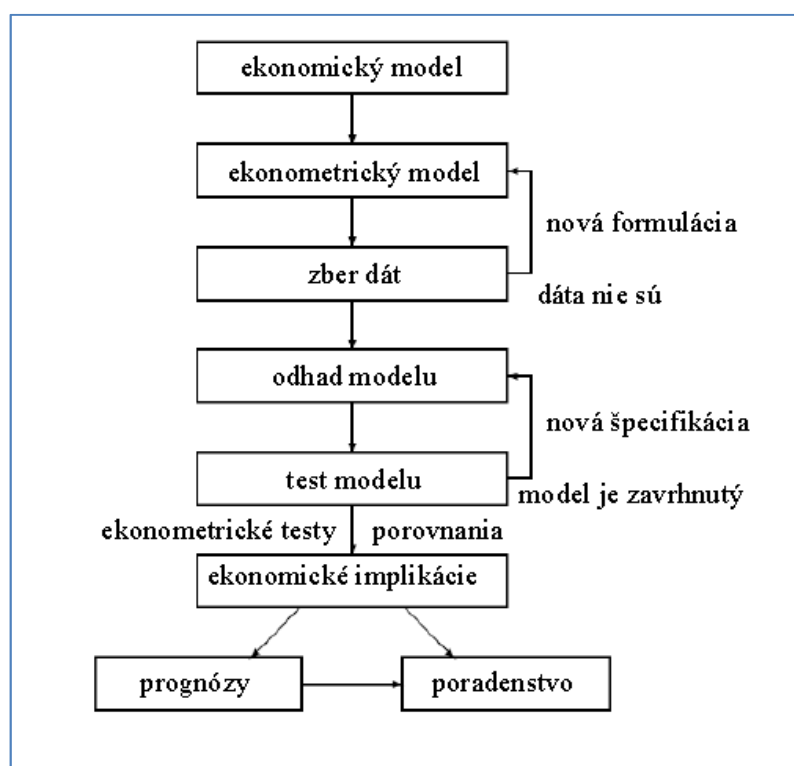
ETB – zamestnanosť.

Ďalej sa odhadovali celkový dopyt, rozdelenie príjmov a vládny sektor. Ďalšie výsledky modelu neuvádzame.

3. Modelovanie dopytu po práci

Cieľom tejto kapitoly bude vytvoriť model, ktorý bude popisovať dopyt po práci, teda vývoj počtu zamestnaných osôb. Ekonometrické modelovanie má nasledovný postup: vytýčenie si problému, ktorý chceme modelovať – nájsť najvhodnejší ekonomický a následne ekonometrický model, ktorý ho vhodne popisuje. Nasleduje zber dát, ktorý je často najobtiažnejšou časťou úlohy, pretože mnohokrát vhodné dáta nie sú k dispozícii. Ak počas práce ekonóm, resp. osoba vytvárajúca model, príde na to, že príslušné dáta nie sú k dispozícii, je potrebné zvoliť iný prístup, alebo preformulovať ekonometrický model, pre ktorý dáta existujú. Po zbere dát nasleduje samotný odhad modelu, po ňom jeho testovanie. Ak testy model zamietnu, je potrebná nová špecifikácia modelu, až kým testy nepotvrdia správnosť modelu. Ak máme vyhovujúci model, nasleduje jeho využitie, ktorým sú najčastejšie prognózy pre rozličné časové obdobia (krátkodobé, strednodobé, dlhodobé). Okrem prognózovania sa model dá využiť aj na poradenstvo v príslušnej problematike.¹⁸ Schematicky sa tento postup dá zobrazit' takto:

Obr. č.3.1: Schematický postup ekonometrického modelovania



Zdroj: Prednášky k predmetu Ekonomický seminár III, prof. Fidrmuc (2012)

¹⁸ Prednášky k predmetu Seminár z ekonómie III, prof. Fidrmuc (2012)

Transformácia ekonomického modelu na ekonometrický model

Našou úlohou je modelovať dopyt po práci, teda počet zamestnaných ľudí v krajine. Keďže dopyt po práci je daný zo strany zamestnávateľa, teda firmy, resp. výrobcu, budeme vychádzať z produkčnej funkcie, ktorou sa firma riadi. Konkrétne sa jedná o Cobb-Douglasovu produkčnú funkciu, ktorá má vo všeobecnosti tvar

$$f(x) = a \prod_{i=1}^n x_i^{a_i}, \quad a > 0, \quad \sum_{i=1}^n a_i \leq 1$$

V našom prípade jej konkrétny tvar bude

$$Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha}$$

kde

Y – objem celkovej produkcie (HDP)

A – technický pokrok

K – faktor kapitálu

L – faktor práce (zamestnanosť)

α – elasticita výstupu kapitálu

$1-\alpha$ – elasticita výstupu práce.

Danú produkčnú funkciu musíme invertovať, aby sme vedeli jednotlivo vyjadriť všetky zložky rovnice. Na predchádzajúcej rovnici preto vykonáme nasledovné úpravy:

$$Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha} \quad / \log$$

$$\log(Y) = \log(A) + \alpha \log(K) + (1 - \alpha)\log(L) \quad / - \log(A) - \alpha \log(K)$$

$$(1 - \alpha) \log(L) = \log(Y) - \log(A) - \alpha \log(K) \quad / /(1 - \alpha)$$

pričom dostávame rovnicu

$$\log(L) = \frac{1}{1 - \alpha} \log(Y) - \frac{1}{1 - \alpha} \log(A) - \frac{\alpha}{1 - \alpha} \log(K)$$

kde parametre pred jednotlivými logaritmi môžeme nahradiť nejakými konštantami, keďže tieto sú určené dostupnými technológiami.

Z pôvodného ekonomického modelu sme teda jednoduchými matematickými úpravami dostali rovnicu, ktorú sa budeme snažiť v našom modeli odhadnúť. Okrem technologického pokroku a kapitálu do rovnice zahrnieme ešte premennú náklady na pracovnú silu, ktorá bude definovaná ako podiel nominálnej mzdy a cien priemyselných výrobcov. Tento faktor bezpodmienečne ovplyvňuje počet zamestnancov. Ďalej do rovnice zahrnieme aj premennú relatívna cena faktorov (podiel nominálnej mzdy a reálneho

úrokovej miery centrálnej banky), keďže táto má takisto neopomenuteľný vplyv na počet zamestnaných.

3.1. Metodológia postupu práce

Pri modelovaní vychádzame z teoretických vedomostí, ktoré si v tejto podkapitole bližšie opíšeme.

3.1.1. Model s členom korigujúcim chybu

Model s členom korigujúcim chybu (Error Correction Model – ECM) je dynamický systém opisujúci vzťah vysvetľovanej premennej a vysvetľujúcich premenných v čase t , ale aj v oneskorených obdobiach $t-1$, $t-2$, ... $t-i$. Pomáha odlišovať medzi trendom vývoja na dlhodobej úrovni a odchýlkami v krátkodobom horizonte od tohto trendu. ECM sú založené na autoregresných modeloch s rozloženým oneskorením (ADL – Autoregressive distributed lag). V modeloch tohto typu môžu medzi vysvetľujúce premenné patriť oneskorené lags vysvetľovanej (závislej) i vysvetľujúcich premenných. Všeobecne sa ADL model zapisuje ako

$$ADL(m,n,p)$$

kde

m – stupeň oneskorenia závislej premennej

n – stupeň oneskorenia v rámci nezávislých premenných

p – počet vysvetľujúcich premenných.

Predpokladajme, že vysvetľovanou premennou je časový rad y , vysvetľujúcou premennou je časový rad x a u je biely šum¹⁹. Potom najjednoduchším ADL modelom je model typu ADL(1,1,1), ktorý má takýto tvar:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + b_0 x_t + b_1 x_{t-1} + u_t.$$

Túto rovnicu môžeme upravovať ekvivalentnými matematickými úpravami takto:

$$\begin{aligned} y_t &= a_0 + a_1 y_{t-1} + b_0 x_t + b_1 x_{t-1} + u_t. & / -y_{t-1} \\ \Delta y_t &= a_0 + (a_1 - 1)y_{t-1} + b_0 x_t + b_1 x_{t-1} + u_t & / +b_0 x_{t-1} - b_0 x_{t-1} \\ \Delta y_t &= a_0 + (a_1 - 1)y_{t-1} + b_0 \Delta x_t + (b_1 + b_0)x_{t-1} + u_t & / +(a_1 - 1)x_{t-1} - \\ & & (a_1 - 1)x_{t-1} \end{aligned}$$

¹⁹ Biely šum – stacionárny proces spĺňajúci podmienky: $E[u_t] = 0 \forall t$, $\text{Var}[u_t] = \sigma^2 \forall t$, $\text{Cov}[u_t, u_s] = 0 \forall t \neq s$

$$\Delta y_t = a_0 + (a_1 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + (b_1 + b_0 + a_1 - 1)x_{t-1} + u_t$$

Označme $(b_1 + b_0 + a_1 - 1) = \delta$. Potom vzťah vyzerá nasledovne:

$$\Delta y_t = a_0 + (a_1 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1}) + \delta x_{t-1} + u_t$$

Keď predpokladáme, že v dlhodobom horizonte vysvetľovaná aj vysvetľujúca premenná konverguje k svojej ustálenej hodnote (ekvilibriu) a zmeny sú nulové, môžeme napísať vzťah pre dlhodobé riešenie:

$$y_t = \frac{a_0}{1-a_1} + \frac{b_0+b_1}{1-a_1}x_t + u_t = \alpha_1 + \alpha_2x_t.$$

Multiplikátor α_2 nazývame dlhodobým multiplikátorom. Z predchádzajúcich rovníc dostávame vzťah

$$\Delta y_t = b_0\Delta x_t + (a_1 - 1)(y_{t-1} - \alpha_1 - \alpha_2x_{t-1}) + u_t.$$

Ak teda predpokladáme že závislá premenná neopustí trajektóriu dlhodobej rovnováhy, tak platí vzťah

$$z = E(y_{t-1}) = E(\alpha_1 + \alpha_2x_{t-1}).$$

ECM model z toho vyplývajúci vyzerá nasledovne:

$$\Delta y_t = a_0 + (a_1 - 1)(y_{t-1} - z) + b_0\Delta x_t + u_t$$

kde

$(a_1 - 1)(y_{t-1} - z)$ – korekčný člen, ktorý upravuje chybu vzniknutú v predchádzajúcom období. Ak platí, že $|a_1| < 1$, tak model si dokáže zachovať dlhodobú stabilitu. Inak mechanizmus ECM nefunguje.

Pre modeli typu ADL(1,1,p) sa ECM odvádza analogicky, výsledný ECM vyzerá v tom prípade takto:

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & a_0 + b_{01}\Delta x_{t1} + \dots + b_{0p}\Delta x_{tp} + (a_1 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1,1} - \dots - x_{t-1,p}) \\ & + (b_{01} + b_{11} + a_1 - 1)(x_{t-1,1}) + \dots + (b_{0p} + b_{1p} + a_1 - 1)(x_{t-1,p}) \end{aligned}$$

Korekčným členom je v tomto prípade člen $(a_1 - 1)(y_{t-1} - x_{t-1,1} - \dots - x_{t-1,p})$.

V našej práci budeme postupovať metódou dvojkrovového ECM, ktorý navrhli Robert F. Engle a Clive W. J. Granger (1987). Jednoducho opísaná idea tohto postupu je, že veľkosť nerovnováhy z jednej periódy je korigovaná v nasledujúcej perióde.²⁰ Mechanizmus pozostáva z dvoch krokov. Prvým krokom je analýza kointegrácie, kedy sa odhaduje dlhodobá závislosť (rovnica kointegrácie) a testuje sa stacionarita rezíduí – kointegrácia časových radov premenných. V druhom kroku sa rovnica kointegrácie

²⁰ ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and testing, strana 254

s oneskorenými hodnotami použije na odhad krátkodobej dynamiky. V prvom aj druhom kroku sa postupuje metódou najmenších štvorcov.

3.1.2. Metóda najmenších štvorcov

Majme všeobecný lineárny model $\mathbf{y} = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon}$, kde

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}, \mathbf{x} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_0 \\ \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_k \end{bmatrix} \text{ a } \boldsymbol{\varepsilon} \text{ vyjadruje rozdiely}$$

medzi skutočnými a odhadnutými hodnotami. Potom MNS pre takýto model je riešenie minimalizačnej úlohy

$$\min \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \min \boldsymbol{\varepsilon}^T \boldsymbol{\varepsilon} = \min (\mathbf{y} - \mathbf{x}\hat{\boldsymbol{\beta}})^T (\mathbf{y} - \mathbf{x}\hat{\boldsymbol{\beta}}).$$

Odhadnutý parameter $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ má tvar

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{x}^T \mathbf{x})^{-1} \mathbf{x}^T \mathbf{y}.$$

3.1.3. Stacionarita a kointegrácia časových radov

Stacionarita časových radov je M. Hatrákom (2007) definovaná takto:

„Časový rad Z_t nazývame stacionárnym, ak jeho stredná hodnota a rozptyl sú v čase konštantné a ak kovariancia medzi Z_t a Z_{t+k} závisí iba od k , a nie od t . Teda časový rad Z_t je stacionárny, ak

- $E(Z_t) = \mu$
- $Var(Z_t) = E(Z_t - \mu)^2 = \sigma^2$
- $cov(Z_t, Z_{t+p}) = cov(Z_t, Z_{t-p}) = \gamma_p$

kde μ, σ, γ_p nezávisia od t , t.j. sú v čase konštantné a kovariancia medzi Z_t a Z_{t+k} závisí iba od k , t.j. od vzdialenosti týchto pozorovaní²¹.

Ak je časový rad stacionárny, hovoríme, že je integrovaný stupňa 0, zapisujeme $I(0)$. V ekonómii sa však stacionarita časových radov bez úpravy vyskytuje zriedka, pretože väčšina časových radov obsahuje zložky kaziace stacionaritu. Takými zložkami môžu byť: trend, sezónnosť, či rôzne ekonomické šoky. Najčastejšie sa nestacionarita

²¹ HATRÁK, M. 2007. *Ekonometria*. Prvé vydanie. Bratislava: Iura Edition, 2007. 503 s. ISBN: 978-80-8078-150-7, strana 276.

odstraňuje diferencovaním. Ak je stacionárna prvá diferencia časového radu, hovoríme, že časový rad je integrovaný stupňa 1, zapisujeme $I(1)$, teda stacionárna je zmena premennej. Ak je stacionárna p -ta diferencia, hovoríme, že časový rad je integrovaný stupňa p – zapisujeme $I(p)$. V ekonomickej praxi platí, že $p \leq 2$. Pri vyšších stupňoch už nastávajú problémy s interpretáciou. Stacionarita časových radov sa testuje testami na prítomnosť jednotkového koreňa (Unit Root Test). Uvedieme dva takéto testy:

1. Dickey-Fullerov test (DF test)

Majme model

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t$$

Odpočítaním člena y_{t-1} od oboch strán rovnice dostaneme vzťah

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + u_t$$

kde $\delta = \beta_1 - 1$.

DF test má nasledovné hypotézy:

$$H_0: \delta = 0 \quad vs \quad H_1: \delta < 0.$$

Nulová hypotéza hovorí, že časový rad obsahuje jednotkový koreň, teda je nestacionárny. Alternatívna hypotéza hovorí, že časový rad je stacionárny. Pri rozhodovaní o zamietnutí H_0 sa vychádza kritických hodnôt tabelovaných t -štatistík pre δ , tieto však nie sú totožné s hodnotami Studentovho rozdelenia.

Častejšie sa používa tzv. rozšírený Dickey-Fullerov test (ADF – augmented Dickey-Fuller test), kde sa vychádza z nasledovnej rovnice:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p}$$

Nulová hypotéza aj hodnotenie testu sú totožné ako pri DF testoch.

2. Phillips-Perron test (PP test)

Test je založený na rovnakých princípoch ako DF testy, teda hypotézy sú totožné s hypotézami DF testov, avšak t -štatistika je modifikovaná neparametricky, teda ju autokorelácia y_t viac neovplyvňuje.

Ak chceme použiť dvojkorový postup ECM, požadujeme, aby časové rady boli stacionárne. V prípade, že túto podmienku nespĺňajú, požadujeme, aby boli integrované rovnakého stupňa a kointegrované.

Nech časové rady y_t a x_t sú $I(d)$. Vo všeobecnosti platí, že aj ich lineárna kombinácia $z_t = y_t - \beta_1 x_t$ je $I(d)$ ²². Môže nastať aj taká situácia, že z_t bude $I(d-b)$, $b > 0$. Kointegrácia je Grangerom (1981) definovaná nasledovne:

Hovoríme, že komponenty vektora x_t sú kointegrované stupňa d , b , značíme $x_t \sim CI(d, b)$, ak (i) všetky komponenty vektora x_t sú $I(d)$; (ii) existuje vektor $\alpha (\neq 0)$ tak, že $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b)$, $b > 0$. Vektor α sa nazýva vektor kointegrácie.²³

Pre dva vektory x_t a y_t ktoré sú $I(1)$ sa dá definícia napísať takto:

Hovoríme, že y_t a x_t sú kointegrované, ak ich lineárna kombinácia $y_t - \beta_1 x_t$ je $I(0)$. Koeficient β_1 nazývame kointegračný koeficient.

Táto definícia sa dá takisto rozšíriť pre viacero časových radov a aj pre vyšší stupeň integrácie. Ak medzi premennými existuje kointegrácia, naznačuje to existenciu stabilného dlhodobého vzťahu medzi nimi. Testovať kointegráciu medzi časovými radmi môžeme napríklad ADF testom pre stacionaritu rezíduí. Ak test potvrdí, že rezíduá sú $I(0)$, tak medzi časovými radmi existuje kointegrácia. Ako prvý na vzťah kointegrácie a ECM poukázal Granger (1981), detailne je tento vzťah opísaný v Grangerovej vete o reprezentácii.²⁴

Ak by sme odhadovali vzťah medzi nestacionárnymi premennými, vznikol by problém takzvanej falošnej regresie (spurious regression). Pri falošnej regresii nemusí vôbec existovať závislosť premenných, ale testy to nedokážu zachytiť – výsledky sa javia optimálne, teda koeficienty determinácie sú vysoké (resp. nie sú blízke 0) a takisto Durbin-Watsonova štatistika je pomerne vysoká aj keď sa predpokladá silná autokorelácia medzi premennými. Existuje pravidlo, že ak R^2 je väčšie ako hodnota Durbin-Watsonovej štatistiky, tak sa jedná o falošnú regresiu.²⁵ Práve požiadavka kointegrácie vylučuje problém falošnej regresie v prípade nestacionarity časových radov. Premenné, na ktoré aplikujeme ECM, musia byť integrované rovnakého stupňa. Ak sú stacionárne, odporúča sa použiť obyčajný VAR model, ak sú integrované rozdielného stupňa, potom odhad nemá logické vysvetlenie.

²² ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. 1987. *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and testing*, strana 253

²³ ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. 1987. *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and testing*, strana 253

²⁴ Presné znenie vety aj s dôkazom je opísané v literatúre ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. 1987. *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and testing*

²⁵ Toto pravidlo sformulovali Granger a Newton (1974) na základe experimentu, kde generovali dvojice nezávislých premenných, ktoré potom dali do regresného vzťahu. Až 75% regresíi nebolo zamietnutých testami, aj keď sa jednalo o falošnú regresiu.

3.2. Dáta

V našej práci sme pracovali s kvartálnymi časovými radmi, ktoré pochádzajú z databázy SLOVSTAT – databázy ŠÚSR a EUROSTAT – databázy Európskej únie. Využívali sme tieto časové rady:

L_vzps – pracujúci na základe výberového zisťovania pracovných síl

L_esnu95 – celková zamestnanosť podľa metodiky európskeho systému národných účtov

L_pepz – priemerný evidenčný počet zamestnancov

HDP_05 – hrubý domáci produkt v stálych cenách roku 2005 (reálny HDP)

W – priemerná nominálna mesačná mzda

PPI_10 – index cien priemyselných výrobcov, kde bázickým rokom je rok 2010

K – kapitál

r – oficiálne úrokové sadzby úverov Európskej centrálnej banky

TP – technický pokrok (rad čísel počnúc hodnotou 1)

Časové rady týkajúce sa počtu zamestnaných, HDP, mzdy, indexu cien priemyselných výrobcov a úroku sú k dispozícii v spomínaných databázach. Takpovediac umelo sme museli vytvoriť časový rad *kapitál*, keďže tento sa nenachádza v žiadnej databáze. Všeobecne vyjadriť kapitálovú zásobu predstavuje nie úplne triviálny problém, keďže fyzicky zrátať množstvo kapitálu v ekonomike je takmer nemožné, resp. nadmieru obtiažne. Pri tvorbe časového radu sme preto vychádzali z rovnice pre výpočet kapitálovej zásoby, ktorá vyzerá takto:

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

kde

K_t – kapitálová zásoba v roku t

δ – miera depreciaácie, t.j. odpisová miera kapitálu

K_{t-1} – kapitálová zásoba v roku t-1

I_t – investície v roku t

Namiesto parametra I_t sme použili časový rad *tvorba hrubého fixného kapitálu* (ďalej len THFK). Keďže THFK je premenná, ktorej ročná hodnota sa udáva ako súčet štvrťročných hodnôt, vychádzali sme z ročných časových radov. Prvú hodnotu kapitálu sme vypočítali podľa vzorca

$$K = \omega Y \quad (2)$$

kde

ω – kapitálový koeficient

Y – HDP.

Odhad kapitálového koeficientu pre Slovensko sme nenašli uvedený v žiadnej literatúre, preto sa prikláňame k hodnote 4,7, ktorú vo svojej práci Dlouhodobý ekonomický rast, produktivita a konvergence spomína autor J. Kubíček (2005). Táto hodnota je odhadom kapitálového koeficientu pre Českú republiku v rokoch 1996-2000, a keďže slovenská a česká ekonomika boli v tomto období porovnateľné, rozhodli sme sa použiť toto číslo aj pre náš výpočet vo vzorci (2). Pre ďalšie roky sme kapitál vypočítali z vyššie uvedeného vzorca (1). Miera depreciácie je ďalším parametrom, ktorý sa len veľmi ťažko presne vypočítava, preto sme sa rozhodli použiť ročnú mieru depreciácie rovnú 6%, ktorá sa používa aj v DSGE modeli pre Slovensko²⁶ (Juraj Zeman, Matúš Senaj – 2009). Po vypočítaní ročného časového radu kapitálu sme tento rad potrebovali previesť na kvartálny, a to sme vykonali nasledovným spôsobom: rozdiel dvoch po sebe nasledujúcich hodnôt kapitálu (t a $t+1$) sme rozdelili rovnakými váhami, akými tvorba hrubého fixného kapitálu v kvartálnych hodnotách prispieva do ročnej hodnoty tvorby hrubého fixného kapitálu. Dôvodom je to, že tvorba hrubého fixného kapitálu je premenná, ktorá ovplyvňuje kapitál najviac. Pri váhovaní sme pre každú kvartálnu hodnotu kapitálu použili príslušnú kvartálnu váhu tvorby hrubého fixného kapitálu. Prvá ročná hodnota kapitálu (t) sa stala prvou kvartálnou hodnotou kapitálu roku t , k tejto hodnote sme postupne prirátavali hodnoty vážené vyššie popísaným spôsobom, až kým sme nedostali štvrtú kvartálnu hodnotu roku t . V roku $t+1$ sme postupovali obdobne. Takto sme vytvorili kvartálny časový rad pre všetky roky $t+i$. Keďže v databázach sa v čase našej práce ešte nenachádzali hodnoty THFK pre rok 2012 a 2013, použili sme hodnoty z databázy EUROSTAT, ktoré sú predpoveďou pre tieto roky.

3.3. Odhady rovníc a testovanie

Na modelovanie sme použili softvér EViews 7. Používali sme vyššie uvedené kvartálne časové rady v období prvý kvartál 2000 až štvrtý kvartál 2011. Obdobie pred roku 2000 malo na Slovensku veľmi nestály charakter čo sa týka zamestnanosti a takisto ostatných ekonomických ukazovateľov, preto sa domnievame, že ak by sme v našej práci

²⁶ Model bol vytvorený pre simulovanie dynamického vývoja slovenskej ekonomiky.

využili dáta z tohto obdobia, výsledky by boli značne skreslené a nezodpovedali by reálnej situácii.

Naším cieľom bolo vytvoriť model dopytu po práci založený na princípe modelov korigujúcich chybu (ECM – error correction model). Postupovali sme podľa dvojkrokovej metódy vytvorenej Englem a Grangerom (1987). Najskôr sme museli testovať stacionaritu logaritmov časových radov²⁷, na čo sme použili ADF test a PP test na testovanie prítomnosti jednotkového koreňa. Výsledky testu pre jednotlivé časové rady boli nasledovné²⁸:

- $\log(l_vzps)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita
- $\log(l_esnu)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita
- $\log(l_pepz)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita
- $\log(HDP_05)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita
- $\log(k)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita
- $\log(w/ppi_10)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita
- $\log(w/r)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita.

²⁷ Testovali sme logaritmy časových radov a nie pôvodné časové rady z dôvodu inverzie produkčnej funkcie, z ktorej sme pri našom modelovaní vychádzali.

²⁸ Presne vyčíslené výsledky – výstupy z EViews – uvádzame v prílohe.

Z toho vyplýva, že logaritmy časových radov sú na úrovni prvých diferencií stacionárne, teda sú $I(1)$. V tom prípade môžeme pokračovať, pretože podmienka rovnakého rádu integrácie je splnená.

Pri odhadovaní dlhodobej závislosti sme mali určité očakávania o znamienkach parametrov, ktoré – vychádzajúc z makroekonomickej teórie – boli takéto:

- HDP_05 – kladné znamienko, dôvod: zvyšujúci sa HDP indukuje rast ekonomiky, pri raste ekonomiky sa počet zamestnaných zvyšuje.
- W/PPI_10 – záporné znamienko, dôvod: so zvyšovaním sa nákladov na pracovnú silu sa počet zamestnaných bude znižovať, pretože zamestnávateľ stratí ochotu zamestnávať nových zamestnancov za vyššie náklady.
- K – záporné znamienko, dôvod: pri raste kapitálu sa ľudská pracovná sila nahrádza strojmi, teda nie je potrebných toľko zamestnancov.
- W/R – záporné znamienko, dôvod: pri náraste úroku narastá objem investícií, teda existuje tendencia zamestnávať menej ľudí. Pri náraste menovateľa zlomku sa celkovo hodnota zlomku znižuje, teda očakávame negatívny vplyv tohto parametra na počet zamestnaných.
- TP – záporné znamienko, dôvod: technický pokrok indukuje vývoj nových technológií, ktorých využitie efektívnejšie nahradí ľudskú prácu, teda počet zamestnaných bude klesať.

Rovnice sme odhadovali metódou najmenších štvorcov. Všetky časové rady boli sezónne neočistené. Základným tvarom rovníc pre odhad dlhodobej závislosti bol všeobecný tvar

$$\log(L) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(HDP_{05}) + \alpha_3 \log(K) + \alpha_4 \log\left(\frac{W}{PPI_{10}}\right) + \alpha_5 \log\left(\frac{W}{r}\right) + \alpha_6 TP + \varepsilon$$

kde ε vyjadruje normálne rozdelené rezíduá.

Pri odhade rovníc vyjadrujúcich dlhodobú závislosť sme dospeli k nasledovnému záveru: premenná *kapitál* vykazovala pri každej z rovníc *kladné* znamienko, čo odporuje našim očakávaniam, z tohto dôvodu sme sa túto premennú rozhodli z modelu vynechať. Nahradili sme ju novou premennou *tvorba hrubého fixného kapitálu* (GFCF – gross fixed capital formation), keďže táto premenná je významnou zložkou na trhu práce. Naše očakávanie o znamienku tohto parametra bolo nasledovné:

- GFCF môže nadobúdať:
 1. záporné znamienko – v prípade, že substitučný efekt prevažuje nad aditívnym efektom, t.j. existuje tendencia nahradzovania ľudskej práce kapitálom. V tomto prípade by sa rastom GFCF počet zamestnaných znižoval
 2. kladné znamienko – v prípade opačnom, kedy aditívny efekt prevažuje nad substitučným, t.j. existuje tendencia vytvárania nových pracovných miest, čo je takisto možnosťou výhodnej investície (predpoklad vyšších výnosov do budúcnosti). Toto bolo typické pre slovenskú ekonomiku v sledovanom období, preto sa prikláňame k tejto možnosti.

Otestovali sme stacionaritu tohto časového radu ADF testom s nasledovným výsledkom:

- $\log(gfcf)$
 - na úrovni levelov: nestacionarita
 - na úrovni prvých diferencií: stacionarita

Teda časový rad GFCF je takisto integrovateľný stupňa 1, t.j. $I(1)$, tak ako ostatné časové rady, s ktorými sme pracovali. Všeobecný tvar rovníc pre odhad dlhodobej závislosti zamestnanosti od vysvetľujúcich premenných sa preto zmenil takto:

$$\log(L) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(HDP_05) + \alpha_3 \log(GFCF) + \alpha_4 \log\left(\frac{W}{PPI_10}\right) + \alpha_5 \log\left(\frac{W}{r}\right) + \alpha_6 TP + \varepsilon$$

3.3.1. Dopyt po práci na základe VZPS

Ako prvé sme skúmali zamestnanosť na základe VZPS. Závislou premennou bol teda celkový počet zamestnaných na základe VZPS a endogénne premenné mali vysvetliť jeho charakter v dlhodobom horizonte. Najprv sme vytvorili rovnicu, ktorá opisuje dlhodobú závislosť vysvetľovanej premennej od vysvetľujúcich premenných. Výsledný odhad rovnice mal nasledujúci tvar:

Tabuľka č. 3.1: Odhad dlhodobej závislosti zamestnanosti podľa VZPS od vysvetľujúcich premenných

Dependent Variable: LOG(L_VZPS)				
Method: Least Squares				
Sample: 2000Q1 2011Q4				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.54695	0.282857	37.28723	0.0000
LOG(HDP_05)	0.406631	0.035813	11.35417	0.0000
LOG(GFCF)	0.035599	0.011924	2.985440	0.0047
TP	-0.002417	0.000382	-6.331148	0.0000
SF1	0.035514	0.003817	9.303041	0.0000
UMP_VZPS11_1	0.026614	0.003460	7.691219	0.0000
R-squared	0.975914	Mean dependent var		14.62633
Adjusted R-squared	0.973046	S.D. dependent var		0.050306
S.E. of regression	0.008259	Akaike info criterion		-6.638564
Sum squared resid	0.002865	Schwarz criterion		-6.404664
Log likelihood	165.3255	Hannan-Quinn criter.		-6.550173
F-statistic	340.3480	Durbin-Watson stat		1.720926
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: EViews 7, vlastné výpočty

Vidíme, že hodnoty koeficientov determinácie R^2 a korigovaný R^2 majú obe hodnoty nad 0,90, a takisto hodnota Durbin-Watsonovej štatistiky je 1,72, čo naznačuje, že odhad bol vykonaný správne (zamietame autokoreláciu rezíduí). Parametre w/r a w/ppi_{10} vyšli v tomto prípade štatisticky nevýznamne, preto sme ich do výslednej rovnice nezahrnuli. V tomto tvare vykazujú všetky parametre štatistickú významnosť a takisto znamienka spĺňajú naše očakávania. Výsledná rovnica pre odhad dlhodobej závislosti vysvetľovanej premennej l_{vzps} je takáto:

$$\begin{aligned}
 LOG(L_VZPS) = & 10.5469507816 + 0.406630865048*LOG(HDP_05) + \\
 & 0.0355990950751*LOG(GFCF) - 0.00241661737636*TP + 0.0355138640516*Sf1 + \\
 & 0.0266139696423*UMP_VZPS11_1
 \end{aligned}$$

Rovnicu sme museli upraviť o sezónnu dummy premennú SF1 pre prvé kvartály (obsahuje hodnotu 1 v prvých kvartáloch a hodnotu 0 inde) z dôvodu sezónnosti zamestnanosti na základe VZPS (opakujúca sa nižšia hodnota v prvých kvartáloch) a o umelú premennú UMP_VZPS11_1, ktorá koriguje nesystematické výkyvy počas obdobia modelovania (obsahuje hodnoty 1 (-1) v týchto obdobiach: 2000Q4 – vplyv nových reforiem, 2007Q3 – nástup novej vlády, 2009Q4-2009Q2 – vplyv hospodárskej krízy, 2010Q1 – ďalší dopad krízy). Táto umelá premenná bola vytvorená z tabuľky rezíduí v regresnej analýze.

Najväčší vplyv na zamestnanosť v dlhodobom horizonte má podľa tabuľky č. 3.1 ekonomický rast v krajine, keďže elasticita 0,407 je najväčšia zo všetkých. Vplyv je podľa očakávania kladný. Úroveň zamestnanosti je taktiež závislá od objemu tvorby hrubého fixného kapitálu. V našom prípade je závislosť kladná, teda aditívny efekt prevážil nad substitučným – vytvorili sa nové pracovné miesta, čo je v prípade slovenskej ekonomiky pre skúmané obdobie výrazne charakteristické. Elasticita v tomto prípade je 0,036. Potvrdila sa aj negatívna závislosť zamestnanosti od technického pokroku, v tomto prípade je elasticita -0,002.

Test kointegrácie sme vykonali pomocou ADF testu na rezíduách predchádzajúcej rovnice. Tento test potvrdil stacionaritu rezíduí, teda môžeme konštatovať kointegráciu medzi časovými radmi a môžeme vytvoriť rovnicu pre odhad krátkodobej závislosti.

Pri odhadoch krátkodobej závislosti vysvetľovanou premennou boli zmeny logaritmov zamestnaností, a vysvetľujúcimi premennými boli zmeny logaritmov premenných z dlhodobého vzťahu a takisto jednou z vysvetľujúcich premenných boli rezíduá dlhodobého vzťahu (posunuté o jedno obdobie dozadu). Tento člen bol v rovnici krátkodobej závislosti tzv. korekčným členom a očakávali sme, že nadobudne záporné znamienko.

Náš odhad pre krátkodobú závislosť zamestnanosti podľa VZPS vyzerá nasledovne:

Tabuľka č. 3.2: Odhad krátkodobej závislosti zamestnanosti podľa VZPS od vysvetľujúcich premenných

Dependent Variable: DLOG(L_VZPS)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2000Q3 2011Q4				
Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C	0.003587	0.000928	3.864188	0.0004
LOG(L_VZPS(-1))-10.54695-				
0.406631*LOG(HDP_05(-1))-				
0.035599*LOG(GFCF(-1))+0.002417*TP(-1)-				
0.035514*SF1(-1)-				
0.026614*UMP_VZPS11_1(-1)	-0.223836	0.080831	-2.769179	0.0085
DLOG(HDP_05)	0.102207	0.015552	6.571844	0.0000
DLOG(GFCF(-1))	0.023850	0.004227	5.642570	0.0000
SF1	-0.014210	0.002418	-5.875729	0.0000
UMP_VZPS11_2	0.013729	0.001561	8.794981	0.0000
R-squared	0.892202	Mean dependent var		0.002631
Adjusted R-squared	0.878727	S.D. dependent var		0.011937
S.E. of regression	0.004157	Akaike info criterion		-8.007029
Sum squared resid	0.000691	Schwarz criterion		-7.768510
Log likelihood	190.1617	Hannan-Quinn criter.		-7.917678
F-statistic	66.21288	Durbin-Watson stat		2.054340
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: EViews 7, vlastné výpočty

V tomto prípade koeficienty determinácie nadobudli hodnoty 0,892202 a 0,878727. Parametre vykazujú štatistickú významnosť, znamienka parametrov spĺňajú naše očakávania. Rovnica bola upravená o sezónnu dummy premennú pre prvé kvartály a o umelú premennú korigujúcu nesystematické výkyvy, ktoré vysvetľujúce premenné nezachytili. Reprezentatívny tvar rovnice je nasledovný:

$$\begin{aligned}
 DLOG(L_VZPS) = & 0.00358719926319 - 0.223835819119*(LOG(L_VZPS(-1))- \\
 & 10.54695-0.406631*LOG(HDP_05(-1))-0.035599*LOG(GFCF(-1))+0.002417*TP(-1)- \\
 & 0.035514*SF1(-1)-0.026614*UMP_VZPS11_1(-1)) + 0.102207295707*DLOG(HDP_05) \\
 & + 0.0238499503819*DLOG(GFCF(-1)) - 0.0142095672538*SF1 + \\
 & 0.0137289852597*UMP_VZPS11_2
 \end{aligned}$$

V krátkodobom horizonte je zmena zamestnanosti ovplyvnená zmenou rastu ekonomiky (kladná závislosť, elasticita je 0,102) a takisto zmenou v objeme tvorby hrubého fixného kapitálu oneskoreného o jedno obdobie (kladná závislosť, elasticita je 0,024).

3.3.2. Dopyt po práci na základe evidenčného počtu zamestnaných

Postup bol obdobný ako v predchádzajúcej časti. Najskôr sme odhadli dlhodobú závislosť priemerného evidenčného počtu zamestnaných od vysvetľujúcich premenných. Odhad vyzeral nasledovne:

Tabuľka č. 3.3: Odhad dlhodobej závislosti priemerného evidenčného počtu zamestnancov od vysvetľujúcich premenných

Dependent Variable: LOG(L_PEPZ)				
Method: Least Squares				
Sample: 2000Q1 2011Q4				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.77268	0.158084	74.47112	0.0000
LOG(HDP_05)	0.240206	0.026232	9.157029	0.0000
LOG(W/R)	-0.021186	0.003500	-6.053608	0.0000
LOG(GFCF)	0.075782	0.013581	5.579811	0.0000
SF1	0.027098	0.003419	7.925485	0.0000
UMP_PEPZ11_1	0.028508	0.004070	7.005037	0.0000
R-squared	0.966419	Mean dependent var		14.56011
Adjusted R-squared	0.962421	S.D. dependent var		0.046778
S.E. of regression	0.009068	Akaike info criterion		-6.451625
Sum squared resid	0.003454	Schwarz criterion		-6.217725
Log likelihood	160.8390	Hannan-Quinn criter.		-6.363234
F-statistic	241.7383	Durbin-Watson stat		1.995779
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: EViews 7, vlastné výpočty

Vysvetľujúcimi premennými sú v tomto prípade *reálny HDP*, *relatívna cena faktorov* a *tvorba hrubého fixného kapitálu*, všetky mali znamienka totožné s našimi očakávaniami. Premenné *náklady na pracovnú silu* a *technický pokrok* boli štatisticky nevýznamné, preto sme ich z rovnice vynechali. Koeficienty determinácie opäť dosiahli optimálne hodnoty ($R^2 = 0,966419$ a $\bar{R}^2 = 0,962421$), takisto ako hodnota DW štatistiky (1.995779). Rovnica bola upravená o sezónnu dummy premennú pre prvý kvartál SF1, z dôvodu sezónnosti závislej premennej (nižšie hodnoty zamestnanosti v prvých kvartáloch)

a taktiež o umelo vytvorenú dummy premennú upravujúcu nesystematické výkyvy v ekonomike (táto premenná nadobúda hodnoty 1 v obdobiach: 2000Q3, 2000Q4, 2001Q3 – vplyv reforiem zo začiatku roku 2000, ďalej 2008Q4, 2009Q1 a 2009Q2 – vplyv hospodárskej krízy). Reprezentatívny tvar odhadnutej rovnice je takýto:

$$\begin{aligned} \text{LOG}(\text{L_PEPZ}) = & 11.7726783853 + 0.240206293702 * \text{LOG}(\text{HDP_05}) - \\ & 0.0211863144958 * \text{LOG}(\text{W/R}) + 0.0757815937013 * \text{LOG}(\text{GFCF}) + 0.027098285396 * \text{SF1} \\ & + 0.0285083677623 * \text{UMP_PEPZ11_1} \end{aligned}$$

V dlhodobom horizonte je zamestnanosť ovplyvnená najmä rastom ekonomiky, a to kladne, príslušná elasticita má hodnotu 0,240, ale závisí aj od tvorby hrubého fixného kapitálu – tu badať takisto kladnú závislosť (opäť aditívny efekt prevážil nad substitučným), elasticita je 0,076. Zápornú závislosť vykazuje zamestnanosť od premennej *relatívna cena faktorov*, pričom elasticita je -0,021.

V ďalšom kroku sme otestovali kointegráciu medzi časovými radmi v danej rovnici a na to sme použili ADF test na prítomnosť jednotkového koreňa v rezíduách predošlej rovnice. Test potvrdil, že rezíduá sú stacionárne, to značí kointegráciu, čo sme očakávali. Teraz môžeme pristúpiť k tvorbe krátkodobej závislosti.

Pri odhade krátkodobej závislosti nám vyšiel nasledovný výsledok:

Tabuľka č. 3.4: Odhad krátkodobej závislosti priemerného evidenčného počtu zamestnanosti od vysvetľujúcich premenných

Dependent Variable: DLOG(L_PEPZ)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2000Q3 2011Q4				
Included observations: 46 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005346	0.000855	6.252570	0.0000
LOG(L_PEPZ(-1))-11.77268-				
0.240206*LOG(HDP_05(-1))-				
0.075782*LOG(GFCF(-				
1))+0.021186*LOG(W(-1)/R(-1))-				
0.027098*SF1(-1)-				
0.028508*UMP_PEPZ11_1(-1)	-0.411875	0.088851	-4.635591	0.0000
DLOG(HDP_05(-1))	0.029512	0.010198	2.893966	0.0062

DLOG(GFCF)	0.033493	0.005278	6.345643	0.0000
DLOG(W(-1)/R(-1))	-0.026329	0.005262	-5.003629	0.0000
SF4	-0.005769	0.001866	-3.092276	0.0037
UMP_PEPZ11_2	0.014345	0.001305	10.99197	0.0000
R-squared	0.899251	Mean dependent var		0.002426
Adjusted R-squared	0.883752	S.D. dependent var		0.012518
S.E. of regression	0.004268	Akaike info criterion		-7.936038
Sum squared resid	0.000710	Schwarz criterion		-7.657766
Log likelihood	189.5289	Hannan-Quinn criter.		-7.831796
F-statistic	58.01707	Durbin-Watson stat		2.514903
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: EViews 7, vlastné výpočty

Znamienka parametrov vyhovujú našim očakávaniam a všetky parametre sú štatisticky významné. Hodnoty koeficientov determinácie sú $R^2 = 0,899251$ a $\bar{R}^2 = 0,883751$. Rovnica bola doplnená o sezónnu dummy premennú pre štvrté kvartály SF4 (nadobúda hodnoty 1 v 4. kvartáloch a hodnoty 0 inde), ktorá vysvetľuje nárast zamestnanosti vo štvrtých kvartáloch. Ďalej sme rovnicu upravili o umelú dummy premennú vytvorenú na základe regresnej analýzy, ktorá vysvetľuje štrukturálne zlomy a nesystematické výkyvy, a okrem toho je do tejto premennej zahrnutá sezónnosť prvých kvartálov. Táto premenná vysvetľuje krátkodobú dynamiku, ktorú vysvetľujúce premenné neboli schopné opísať. Rovnica krátkodobej závislosti má teda tvar:

$$\begin{aligned}
DLOG(L_PEPZ) = & 0.00534550375788 - 0.411874738386*(LOG(L_PEPZ(-1)) - \\
& 11.77268 - 0.240206*LOG(HDP_05(-1)) - 0.075782*LOG(GFCF(-1)) + 0.021186*LOG(W(-1)/R(-1)) - \\
& 0.027098*SF1(-1) - 0.028508*UMP_PEPZ11_1(-1)) + \\
& 0.0295122081197*DLOG(HDP_05(-1)) + 0.0334928000897*DLOG(GFCF) - \\
& 0.0263287635881*DLOG(W(-1)/R(-1)) - 0.00576885215186*SF4 + \\
& 0.0143447022272*UMP_PEPZ11_2
\end{aligned}$$

V krátkodobom horizonte je zmena v zamestnanosti ovplyvnená zmenami v objeme tvorby hrubého fixného kapitálu, zmenami v raste ekonomiky oneskorenými o jeden kvartál a zmenami v relatívnej cene faktorov (taktiež oneskorenie o jeden kvartál). Elasticity sú však pomerne malé (postupne 0,033, 0,030 a -0,026).

3.3.3. Dopyt po práci na základe metodiky ESNU95

V tejto časti sme postupovali rovnako ako v predchádzajúcich dvoch častiach modelovania, avšak vysvetľovanou premennou v tomto prípade bol počet zamestnaných na základe metodiky ESNU95. V prvom kroku sme odhadli rovnicu dlhodobej závislosti, ktorá nadobudla takýto konečný tvar:

Tabuľka č. 3.5: Odhad dlhodobej závislosti zamestnanosti na základe ESNU95 od vysvetľujúcich premenných

Dependent Variable: LOG(L_ESNU)				
Method: Least Squares				
Sample: 2000Q1 2011Q4				
Included observations: 48				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.65628	0.099275	127.4870	0.0000
LOG(HDP_05)	0.203990	0.011551	17.65960	0.0000
LOG(W/R)	-0.004671	0.002453	-1.904436	0.0636
SF1	0.011024	0.002507	4.397525	0.0001
UMP_ESNU11_1	0.022734	0.002525	9.002637	0.0000
R-squared	0.968652	Mean dependent var		14.56636
Adjusted R-squared	0.965736	S.D. dependent var		0.036966
S.E. of regression	0.006843	Akaike info criterion		-7.032942
Sum squared resid	0.002013	Schwarz criterion		-6.838025
Log likelihood	173.7906	Hannan-Quinn criter.		-6.959283
F-statistic	332.1726	Durbin-Watson stat		1.520863
Prob(F-statistic)	0.000000			

Zdroj: EViews 7, vlastné výpočty

Znamienka parametrov rovnice spĺňajú očakávania, takisto sa potvrdila štatistická významnosť. Aj keď pri parametri relatívna cena faktorov vidíme p-hodnotu 6,36%, považujeme tento parameter za štatisticky významný, hlavne z dôvodu menšieho počtu dát. Z rovnice sme odstránili parametre *tvorba hrubého fixného kapitálu*, *náklady práce* a *technický pokrok* z dôvodu ich štatistickej nevýznamnosti. Reprezentatívna rovnica vyzerá takto:

$$\begin{aligned} LOG(L_ESNU) = & 12.6562769655 + 0.20398964375*LOG(HDP_05) - \\ & 0.00467100376622*LOG(W/R) + 0.0110241374508*SF1 + \\ & 0.0227336367541*UMP_ESNU11_1 \end{aligned}$$

Rovnicu sme museli doplniť sezónnou dummy premennou pre prvé kvartály SF1 (opakujúci sa pokles zamestnanosti v prvých kvartáloch), a takisto umelou dummy premennou, ktorá vysvetľuje nesystematické výkyvy zamestnanosti v sledovanom období (nadobúda hodnoty 1 v obdobiach 2000Q4, 2008Q2-2009Q2, hodnotu -1 v období 2004Q1 a 2010Q3 a hodnotu 0 inde). Najväčšmi je zamestnanosť v dlhodobom horizonte ovplyvnená rastom ekonomiky, pričom sa jedná o kladný vplyv, kde príslušná elasticita je 0,204. Nezanedbateľný je taktiež vplyv relatívnej ceny faktorov so zápornou elasticitou (pomerne malou) 0,005.

Pri teste kointegrácie – t.j. testovaní stacionarity rezíduí v predchádzajúcej rovnici, sme použili ADF test, ktorý vyvrátil prítomnosť jednotkového koreňa, teda medzi časovými radmi vyššie uvedenej rovnice existuje kointegrácia. Takto môžeme pristúpiť k odhadu krátkodobej dynamiky.

Odhad vyzeral takto:

Tabuľka č. 3.6: Odhad krátkodobej závislosti zamestnanosti podľa ESNU95 od vysvetľujúcich premenných

Dependent Variable: DLOG(L_ESNU)				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2000Q4 2011Q4				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013426	0.001105	12.15138	0.0000
LOG(L_ESNU(-1))-12.65628- 0.203990*LOG(HDP_05(- 1))+0.004671*LOG(W(-1)/R(-1))- 0.011024*SF1(-1)- 0.022734*UMP_ESNU11_1(-1)	-0.410332	0.082051	-5.000949	0.0000
DLOG(HDP_05(-2))	0.114546	0.016690	6.863028	0.0000
DLOG(W/R)	-0.011380	0.004328	-2.629447	0.0123
SF1	-0.022464	0.002230	-10.07547	0.0000
SF4	-0.024196	0.002617	-9.247070	0.0000
UMP_ESNU11_2	0.013949	0.001598	8.728962	0.0000

R-squared	0.896769	Mean dependent var	0.001780
Adjusted R-squared	0.880470	S.D. dependent var	0.010258
S.E. of regression	0.003546	Akaike info criterion	-8.303697
Sum squared resid	0.000478	Schwarz criterion	-8.022661
Log likelihood	193.8332	Hannan-Quinn criter.	-8.198930
F-statistic	55.01784	Durbin-Watson stat	1.700641
Prob(F-statistic)	0.000000		

Zdroj: EViews 7, vlastné výpočty

V rovnici krátkodobej závislosti koeficienty determinácie nadobudli hodnoty $R^2 = 0,896769$ a $\bar{R}^2 = 0,880470$. Parametre vyšli štatisticky významne, a taktiež znamienka sú podľa našich očakávaní. Do odhadu boli zahrnuté dve dummy premenné – sezónna pre štvrté kvartály a umelo vytvorená, zachytávajúca štrukturálne zlomy a nesystematický vývoj (obsahuje hodnotu 1 v obdobiach: 2000Q4, 2000Q3 a 2010Q4, hodnotu -1 v obdobiach 2001Q1, 2004Q1, 2009Q1 a 2010Q1 a hodnotu 0 inde). Reprezentatívny tvar rovnice je takýto:

$$\begin{aligned}
 DLOG(L_ESNU) = & 0.0134257716431 - 0.410331823768*(LOG(L_ESNU(-1)) - \\
 & 12.65628 - 0.203990*LOG(HDP_05(-1)) + 0.004671*LOG(W(-1)/R(-1)) - 0.011024*SF1(-1) - \\
 & 0.022734*UMP_ESNU11_1(-1)) + 0.11454569987*DLOG(HDP_05(-2)) - \\
 & 0.0113799137558*DLOG(W/R) - 0.0224642840921*SF1 - 0.0241955362489*SF4 + \\
 & 0.0139488213093*UMP_ESNU11_2.
 \end{aligned}$$

Najväčší vplyv v krátkodobej dynamike na zmeny v zamestnanosti má zmena v raste ekonomiky oneskorenej o dve obdobia, kde elasticita je 0,115, vplyv na zmeny zamestnanosti má taktiež relatívna cena faktorov s elasticitou 0,011.

3.4. Prognózovanie

V tejto časti vytvoríme predikciu zamestnanosti do roku 2014. Keďže model sme vytvárali z dát pre roky 2000 až 2011, tak prognózu budeme vytvárať pre roky 2012 až 2014. Keďže dáta z roku 2012 sú už reálne k dispozícii, prognózu pre tento rok využijeme na overenie predikčnej kvality našich troch modelov. Prognózy pre roky 2013 a 2014

slúžia na predpovedanie zamestnanosti podľa troch scenárov: základného, optimistického a pesimistického.

3.4.1. Ex-post prognóza

Druh prognózy, kedy vieme stanoviť hodnoty vysvetľujúcich premenných i vysvetľovanej premennej s istotou, sa nazýva *ex-post prognóza*. Je vhodná na overenie prognostických vlastností jednotlivých modelov. Vychádzame z reálnych dát pre rok 2012, ktoré porovnáme s hodnotami prognózy pre jednotlivé modely. Výsledok tejto prognózy je takýto:

Tabuľka č. 3.7: Ex-post dynamická a statická prognóza zamestnanosti

Rok	2012			
Kvartál	1.	2.	3.	4.
L_vzps	2 324 700	2 334 700	2 342 800	2 313 700
VZPSstatic	2 316 072	2 338 401	2 360 245	2 356 917
VZPSdynamic	2 324 522	2 338 263	2 363 040	2 372 707
L_pepz	2 197 681	2 204 512	2 186 962	2 175 846
PEPZstatic	2 173 952	2 211 735	2 214 807	2 198 862
PEPZdynamic	2 171 087	2 195 955	2 209 747	2 212 307
L_esnu	2 212 233	2 216 387	2 214 375	2 194 732
ESNUstatic	2 206 314	2 230 295	2 214 676	2 211 650
ESNUdynamic	2 206 423	2 226 839	2 220 829	2 215 449

Zdroj: ŠÚSR, vlastné výpočty

kde

L_vzps, L_pepz, L_esnu – reálne hodnoty

VZPSstatic, PEPZstatic, ESNUstatic – statická prognóza

VZPSdynamic, PEPZdynamic, ESNUdynamic – dynamická prognóza.

Na to, aby sme mohli určiť najvhodnejší model z pohľadu kvality prognózovania, vypočítame odchýlky jednotlivých hodnôt prognóz od skutočných hodnôt a na základe

toho budeme schopní zvoliť model, ktorý je predikčne najpresnejší. Výsledky odchýlok uvádzame v nasledujúcej tabuľke.

Tabuľka č. 3.8: Odchýlky hodnôt prognózy od skutočných hodnôt v percentách

Rok	2012				Priemerná odchýlka
Kvartál	1.	2.	3.	4.	
VZPSstatic – odchýlka	-0,37%	0,16%	0,74%	1,87%	0,79%
VZPSdynamic – odchýlka	-0,01%	0,15%	0,86%	2,55%	0,89%
PEPZstatic – odchýlka	-1,08%	0,33%	1,27%	1,06%	0,93%
PEPZdynamic – odchýlka	-1,21%	-0,39%	1,04%	1,68%	1,08%
ESNUstatic – odchýlka	-0,27%	0,63%	0,01%	0,77%	0,42%
ESNUdynamic – odchýlka	-0,26%	0,47%	0,29%	0,94%	0,49%

Zdroj: Vlastné výpočty

Z výsledkov vyplýva, že najpresnejšie výsledky sme dostali pri metóde ESNU95, kde sa prognózované hodnoty modelu od skutočnosti odchyľovali v priemere o 0,42% (statická prognóza), resp. 0,49% (dynamická prognóza). V prípade modelu založenom na metóde VZPS sa hodnoty prognózy od skutočnosti odchyľovali v priemere o 0,79% (statická prognóza), resp. 0,89% (dynamická prognóza). Najpresnejšie výsledky vyšli pri prognóze modelu založenom na evidenčnom počte zamestnanosti, pričom odchýlky hodnôt prognózy od skutočnosti boli 0,93% (statická prognóza), resp. 1,08% (dynamická prognóza). Predpokladáme, že dôvodom najväčšej presnosti metódy ESNU95 je zhoda v systéme počítania zamestnanosti a HDP – zložky, ktorá najviac ovplyvňuje zamestnanosť (pri oboch sa postupuje metodikou ESNU95).

3.4.2. Ex-ante prognóza

Prognózu, kedy nepoznáme žiadnu z hodnôt vysvetľovanej premennej, a ani hodnoty vysvetľujúcich premenných s istotou, nazývame *ex-ante prognóza*. Výsledky teda nevieme overiť s reálnymi dátami. Túto prognózu sme vytvárali pre roky 2013 a 2014. Pri vytváraní ex-ante prognózy sme vychádzali z troch scenárov. Jedným je tzv. baseline – základný scenár, ďalšími dvoma scenármi sú optimistický a pesimistický scenár.

Základný scenár

Podstatou základného scenára je to, že dáta vysvetľujúcich premenných do konca predikovaného obdobia sú založené na už existujúcej reálnej prognóze. Za východiskovú sme si zvolili predikciu Inštitútu finančnej politiky (IFP), keďže táto bola väčšinou členov Výboru označená za realistickú.²⁹ Jedná sa o strednodobú predikciu hlavných makroekonomických ukazovateľov (HDP, národné účty, trh práce, vonkajšie prostredie, cenové indexy a úrokové sadzby). V prognóze sú uvedené ročné odhady vývoja ukazovateľov. IFP predikoval rast HDP na rok 2013 s rýchlosťou 1,2%, na rok 2014 s rýchlosťou 2,9%, rast tvorby hrubého fixného kapitálu na rok 2013 s rýchlosťou 2,3%, na rok 2014 s rýchlosťou 3,3% a napokon rast priemernej nominálnej mesačnej mzdy na rok 2013 s rýchlosťou 2,3% a na rok 2014 s rýchlosťou 3,5%. Keďže pre našu prácu potrebujeme kvartálne dáta, upravili sme ročné odhady váhovaním, na čo sme použili priemerné kvartálne váhy príslušných premenných z predchádzajúcich rokov. Takýmto spôsobom sme dostali všetky potrebné dáta pre vytvorenie prognózy.

Výsledky boli nasledovné:

Tabuľka č. 3.9: Ex-ante dynamická prognóza zamestnanosti pre základný scenár

Rok	2013				2014			
Kvartál	1.	2.	3.	4.	1.	2.	3.	4.
VZPSdynamic	2 326 256	2 338 635	2 363 672	2 374 036	2 328 094	2 342 425	2 368 294	2 379 295
PEPZdynamic	2 193 737	2 214 072	2 221 381	2 227 783	2 211 339	2 232 882	2 240 382	2 246 914
ESNUdynamic	2 211 245	2 225 555	2 225 206	2 219 684	2 215 482	2 241 251	2 239 275	2 233 139

Zdroj: Vlastné výpočty

Podľa výsledkov prognózy z modelu vytvoreného na základe VZPS možno počas celého roku 2013 očakávať nárast zamestnanosti, očakávané kvartálne zmeny sú 0,54% v prvom, 0,53% v druhom, 1,07% v treťom a napokon 0,44% vo štvrtom kvartáli daného roka. V roku 2014 je stav iný, v prvom kvartáli možno očakávať výrazný pokles – a to o 1,94%, avšak od druhého kvartálu sa hodnoty opäť budú zvyšovať, a to o 0,62% v druhom, 1,10% v treťom a 0,46% vo štvrtom kvartáli.

Ak sa pozrieme na výsledky prognózy z modelu vytvoreného na základe evidenčného počtu zamestnaných, nelíšia sa radikálne od predchádzajúcich, t.j. takisto sa

²⁹ MFSR: Komentár k makroprognóze (2013)

očakáva kladná zmena počas celého roka 2013, nárasty v jednotlivých kvartáloch sú postupne 0,82%, 0,93%, 0,33% a napokon 0,29%. Taktiež možno očakávať pokles v počte zamestnaných v prvom kvartáli nasledujúceho roku, zmena je v tomto prípade -0,74%, postupne od druhého kvartálu však počet bude rásť s hodnotami 0,97%, 0,34% a 0,29%.

Nezanedbateľne odlišné výsledky však vyšli v prognóze z modelu založenom na metodike ESNU95, kde sú vyhliadky do budúcnosti menej priaznivé. V prvej polovici roka 2013 síce môžeme očakávať nárast zamestnanosti s hodnotami 0,75% v prvom a 0,65% v druhom kvartáli, ale od tretieho kvartálu toho roku, až po prvý kvartál nasledujúceho sa dá predpokladať pokles, hodnoty zmien sú postupne -0,02% - tretí kvartál 2013, -0,25% - štvrtý kvartál 2013 a -0,19% prvý kvartál 2014. V druhom kvartáli 2014 síce očakávame radikálny nárast (1,16%), avšak druhá polovica roka sa vyznačuje opäť poklesom počtu zamestnaných: hodnoty sú -0,09% pre tretí a -0,27% pre štvrtý kvartál.

Optimistický scenár

V tomto scenári sme predpokladali priaznivý vývoj slovenskej ekonomiky, t.j. očakávame, že HDP, priemerná nominálna mesačná mzda a tvorba hrubého fixného kapitálu budú rásť konštantou ročnou mierou 4%, a ďalej predpokladáme, že úroková miera zostane na nezmenenej úrovni 1,5%. Vychádzajúc z týchto predpokladov sme dostali nasledovné prognózy:

Tabuľka č. 3.10: Ex-ante dynamická prognóza zamestnanosti pre optimistický scenár

Rok	2013				2014			
Kvartál	1.	2.	3.	4.	1.	2.	3.	4.
VZPSdynamic	2 332 754	2 350 765	2 379 397	2 392 535	2 350 850	2 369 158	2 397 951	2 411 142
PEPZdynamic	2 194 948	2 222 428	2 233 155	2 241 593	2 226 720	2 252 067	2 261 367	2 268 985
ESNUdynamic	2 210 830	2 230 328	2 240 036	2 233 421	2 228 450	2 256 036	2 257 777	2 251 044

Zdroj: Vlastné výpočty

Podľa prognózy z modelu vytvoreného na základe VZPS očakávame v celom roku 2013 nárast zamestnanosti, pričom zmeny by mali byť postupne 0,82% v prvom, 0,77% v druhom, 1,22% v treťom a 0,55% vo štvrtom kvartáli. Prvý kvartál 2014 bude vykazovať pokles zamestnanosti a to s očakávanou hodnotou -1,74%. Ostatné tri kvartály budú pre

zamestnanosť opäť priaznivé, zmeny by mali byť kladné s hodnotami postupne 0,78%, 1,22% a nakoniec 0,55%.

Podobný vývoj sa dá očakávať podľa prognózy z modelu vytvoreného na základe evidenčného počtu zamestnaných. Zmena zamestnanosti v roku 2013 bude pozitívna, s hodnotami postupne 0,88% v prvom, 1,25% v druhom, 0,48% v treťom a 0,38% vo štvrtom kvartáli. Očakávaná strata v prvom kvartáli 2014 je 0,66%, nasledovať budú však tri kvartály s kladnou zmenou s hodnotami 1,14%, 0,41% a 0,34%.

Odlišne sa zamestnanosť bude vyvíjať podľa prognózy z modelu vytvoreného na základe metodiky ESNU95. Stav bude celkovo menej priaznivý, a síce prvé tri kvartály 2013 ešte vykazujú nárast zamestnanosti s hodnotami postupne 0,73%, 0,88% a 0,44%, ale už v poslednom kvartáli by sa počet zamestnaných mal znížiť, a to o 0,30%. Takisto v prvom kvartáli 2014 môžeme očakávať pokles o 0,22%. Druhý a tretí kvartál síce budú charakteristické nárastom o 1,24% a 0,08%, avšak opätovný pokles sa dá očakávať na konci roka s hodnotou -0,30%.

Pesimistický scenár

Pri tomto scenári sme predpokladali nepriaznivý vývoj slovenskej ekonomiky, počítali sme s tým, že HDP, priemerná nominálna mesačná mzda a tvorba hrubého fixného kapitálu budú rásť rýchlosťou 2% ročne pri úrokovej miere 1,5%. Pri tvorbe prognózy za týchto predpokladov sme dostali nasledovné výsledky:

Tabuľka č. 3.11: Ex-ante dynamická prognóza zamestnanosti pre pesimistický scenár

Rok	2013				2014			
Kvartál	1.	2.	3.	4.	1.	2.	3.	4.
VZPSdynamic	2 332 754	2 349 313	2 377 889	2 390 987	2 339 999	2 350 520	2 374 151	2 383 367
PEPZdynamic	2 193 521	2 221 743	2 231 776	2 239 801	2 223 254	2 237 998	2 242 449	2 247 180
ESNUdynamic	2 211 319	2 230 702	2 240 340	2 233 683	2 229 180	2 249 315	2 236 690	2 231 523

Zdroj: Vlastné výpočty

Podľa prognózy z modelu vytvoreného na základe metódy VZPS môžeme očakávať nárast zamestnanosti v celom roku 2013, a to s kvartálnymi zmenami 0,82% v prvom, 0,71% v druhom, 1,22% v treťom a napokon 0,55% vo štvrtom kvartáli. Naopak v prvom kvartáli nasledujúceho roku sa dá očakávať prudký pokles, a to až o 2,13%, avšak od druhého

kvartálu očakávame opäť kladnú zmenu zamestnanosti s hodnotami postupne 0,45%, 1,01% a 0,39%.

Z modelu vytvoreného na základe evidenčného počtu zamestnaných nám prognóza hovorí pomerne podobné výsledky ako predchádzajúca (nárast zamestnanosti v roku 2013, pokles v prvom kvartáli 2014, potom opäť nárast), avšak s odlišnými hodnotami: v roku 2013 budú zmeny postupne 0,81% v prvom, 1,29% v druhom, 0,45% v treťom a 0,36% vo štvrtom kvartáli. Pokles na začiatku roka 2014 by mal byť o 0,74%, a zvyšné kvartály sa budú vyznačovať nárastom zamestnanosti postupne o 0,66%, 0,20% a napokon 0,21%.

Aj v tomto scenári nám odlišné výsledky dáva prognóza z modelu vytvoreného na základe metodiky ESNU95. Vývoj by mal byť znova menej priaznivý ako pri predchádzajúcich dvoch prognózach. V roku 2013 očakávame nárast iba v prvých troch kvartáloch – hodnoty sú postupne 0,76%, 0,88%, 0,43%, ale vo štvrtom kvartáli už nastáva pokles a to o 0,30%. Tento trend pokračuje aj v prvom kvartáli roku 2014 s hodnotou -0,20%. Druhý kvartál sa ako jediný v tomto roku bude vyznačovať nárastom, očakávame, že jeho hodnota bude 0,90%, avšak druhá polovica roka bude takisto charakteristická poklesom zamestnanosti a to s hodnotami -0,56% v treťom a -0,23% vo štvrtom kvartáli.

Záver

Momentálna ekonomická situácia mnohých krajín Európy núti zamyslieť sa nad otázkou budúceho vývoja makroekonomických ukazovateľov na trhu práce, medzi ktoré nepodmienečne patrí aj zamestnanosť. Toto sa týka aj ekonomiky Slovenskej republiky, ktorá je momentálne silno ovplyvnená hospodárskou krízou. Rieši sa otázka znižovania nezamestnanosti, ktoré by pozitívne ovplyvnilo celkový vývoj ekonomickej situácie.

V našej práci sme analyzovali trh práce v podmienkach SR a modelovali sme dopyt po práci. Medzi najvýznamnejšie indikátory trhu práce patria zamestnanosť a miera zamestnanosti, nezamestnanosť a miera nezamestnanosti, mzdy a hrubý domáci produkt, ktorý najväčšmi vplýva na počet zamestnaných.

Pri modelovaní sme vychádzali z údajov o počte zamestnaných na základe VZPS, evidenčného počtu zamestnaných a napokon metodiky ESNU95. To je hlavným dôvodom, prečo sme vytvárali tri modely. Každý z nich je založený na princípoch modelov s členom korigujúcim chybu. Obsahujú tak dlhodobú závislosť vysvetľovanej premennej, ktorou je počet zamestnaných, ako aj krátkodobú dynamiku. Pri postupe sme využili dvojkorovú metódu ECM navrhnutú Englem a Grangerom (1987). Podmienkou na vytvorenie krátkodobej dynamiky bola kointegrácia medzi premennými v kointegračnej rovnici, ktorou bol práve vzťah dlhodobej závislosti. Táto sa potvrdila u všetkých troch typoch kointegračnej rovnice, teda sme boli schopní vytvoriť behaviorálnu rovnicu krátkodobej dynamiky zamestnanosti.

Počas modelovania sme museli premennú kapitál spomedzi vysvetľujúcich premenných vynechať, keďže nespĺňala naše očakávania o znamienku. Pri tom sme vychádzali z makroekonomickej teórie. Boli sme teda nútení nahradiť kapitál novou premennou, ktorou bola tvorba hrubého fixného kapitálu. Zvyšnými vysvetľujúcimi premennými boli reálny hrubý domáci produkt, náklady na pracovnú silu, relatívna cena faktorov a nespredmetnený technický pokrok. Z výsledkov nám vyplynulo, že zamestnanosť je z dlhodobého hľadiska ovplyvnená najmä reálnym HDP a tvorbou hrubého fixného kapitálu, pričom v týchto prípadoch sa jedná o pozitívnu závislosť. Zamestnanosť je takisto ovplyvnená relatívnou cenou faktorov a technickým pokrokom, pričom tu sa jedná o závislosť negatívnu. Premenná náklady na pracovnú silu nám vyšla v každej rovnici štatisticky nevýznamne. Najväčší vplyv na zamestnanosť v krátkodobej dynamike má reálny HDP.

Z hotových modelov sme sa pokúsili vytvoriť prognózy, a to dvoch typov: ex-post prognózu, ktorá slúži na porovnanie predikčnej kvality jednotlivých modelov a ex-ante prognózu, na základe ktorej sme schopní predpovedať vývoj zamestnanosti pre roky 2013 a 2014. Výsledok ex-post prognózy nám hovorí, že prognosticky najpresnejším modelom je model vytvorený na základe metodiky ESNU95, naopak najnepresnejším je model vytvorený na základe evidenčného počtu zamestnaných. Z toho usudzujeme, že najvýhodnejšie je vytvárať modely pre vývoj dopytu po práci s použitím zamestnanosti na základe metodiky ESNU95. Domnievame sa, že dôvodom je to, že zamestnanosť a faktor, ktorý ju najväčšmi ovplyvňuje – t.j. HDP, sú v tomto prípade vykazované rovnakou metódou. Práve to môže viesť k najpresnejším výsledkom. Ex-ante prognózu sme vytvárali pre tri scenáre: základný, optimistický a pesimistický. Z výsledkov ex-ante prognózy môžeme vyvodiť nasledovné závery: prognózy v rámci troch scenárov sú porovnateľné, najväčšmi sa odlišuje prognóza z modelu vytvoreného na základe metodiky ESNU95. Ďalej môžeme konštatovať, že v rámci samotných modelov sú najviac porovnateľné prognózy z modelov vytvorených na základe VZPS a evidenčného počtu zamestnaných, ktoré predikujú nárast zamestnanosti v celom roku 2013, pokles v prvom kvartáli roku 2014 a opätovný nárast vo zvyšných kvartáloch 2014. Odlišne vyšli výsledky v prognóze z modelu vytvoreného na základe metodiky ESNU95, ktorý predpovedá menej priaznivé obdobie: pokles zamestnanosti sa dá očakávať už na konci roka 2013, a takisto na začiatku a na konci roka 2014.

Zoznam použitej literatúry

- BLANCHARD, O. 2009. *Macroeconomics*. Piata edícia. New Jersey: Pearson International Edition, 2009. 651 s. ISBN-13: 978-0-13-207963-1, ISBN-10: 0-13-207963-1
- CSERHÁTI I. – KERESZTÉLY, T. – VARGA, Z. 2009. *Analysis of the Macroeconomic Effects of EU-Transfers by the Model 'ECO-TREND'*. DOI: 10.1556/SocEc.30.2008.2.4. Dostupné na internete: http://epa.oszk.hu/00000/00026/00042/pdf/euwp_EPA00026_2009_01_024-039.pdf (získané 17. 3. 2013)
- DOMONKOS, T. 2006. *Modelovanie vývoja dopytu na trhu práce v ekonomike SR*. Fakulta hospodárske informatiky Ekonomickej univerzity v Bratislave. Diplomová práca.
- DOMONKOS, T. PÁNIKOVÁ, L.: *Analýza a modelovanie dopytu po práci v podmienkach slovenskej ekonomiky*. Dostupné na internete: http://www.infostat.sk/cevavstat/modelovanie/prispevky/Domonkos_prispevok.pdf (získané 17. 3. 2013)
- ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. 1987. *Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and testing*. *Econometrica*, ročník 55, číslo 2 (Marec 1987), strany 251-276. Dostupné na internete: http://www.uta.edu/faculty/crowder/papers/Engle_Granger_1987.pdf (získané 17. 3. 2013)
- EURÓPSKA KOMISIA. 2010. *Oznámenie komisie: Európa 2020, Stratégia na zabezpečenie inteligentného, udržateľného a inkluzívneho rastu*. Dostupné na internete: http://ec.europa.eu/archives/growthandjobs_2009/pdf/complet_sk.pdf (získané 17. 3. 2013)
- HATRÁK, M. 2007. *Ekonometria*. Prvé vydanie. Bratislava: Iura Edition, spol. s.r.o., 2007. 503 s. ISBN 978-80-8078-150-7
- INŠTITÚT FINANČNEJ POLITIKY. 2013. *Neistota v eurozóne spomalí slovenskú ekonomiku. Makroekonomická prognóza na roky 2012-2016*. Komentár 2013/1. Ministerstvo financií SR. Dostupné na internete: <http://www.finance.gov.sk/LoadDocument.aspx?categoryId=8821&documentId=9563> (získané 17. 3. 2013)

- KUBÍČEK, J. 2005. *Dlouhodobý ekonomický růst, produktivita a konvergence*. Dostupné na internete:
http://www.google.sk/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&cad=rja&ved=0CDAQFjAA&url=http%3A%2F%2Fhp482.wz.cz%2Ffrust_hp482.doc&ei=7QRwUYe6H9DItAbf94DICw&usg=AFQjCNE_qVVb2Wil4rrOxt0JlpqkzBCTiQ&sig2=xyjLQuud4G3acw9uSRdkmQ&bvm=bv.45368065,d.Yms ((získané 17. 3. 2013))
- KVETAN, V.: *Ekonometrické modelovanie vzťahov na trhu práce*. Dostupné na internete: :
http://www.infostat.sk/cevavstat/modelovanie/prispevky/Kvetan_prispevok.pdf (získané 17. 3. 2013)
- LIVERMORE, S. 2004. *An Econometric Model of the Slovak Republic*. Finančný inštitút Ministerstva financií Slovenskej republiky. Dostupné na internete:
http://www.mfsr.sk/en/Documents/1_Adresar_redaktorov/Illes_Zsolt/model.pdf (získané 17. 3. 2013)
- MIKLOŠ, I. 2007. *Slovensko: príbeh reforiem. (zmena sociálno ekonomického modelu s ručením obmedzeným)*. Dostupné na internete:
http://www.upms.sk/media/Slovensko_Prbeh_reforiem.pdf (získané 17. 3. 2013)
- MIKLOŠ, I. a kol. 2005. *Kniha reforiem*. Vydanie prvé. Bratislava: Trend Visual spol. s r. o., 2005. 67 s. ISBN: 80-969378-0-4. Dostupné na internete:
http://www.jeneweingroup.com/dokumenty/others/kniha_reforiem.pdf (získané 17. 3. 2013)
- OESTERREICHISCHE NATIONALBANK. 2004. *Macroeconomic Models and Forecasts for Austria*. Workshops. Proceeding of OeNB Workshops No. 5. Vienna: Oesterreichische Nationalbank, 2004. Dostupné na internete:
http://www.oenb.at/de/img/ws_5_tcm14-27702.pdf (získané 17. 3. 2013)
- REĽOVSKÝ, B. – ŠIROKÁ, J. 2009. *Štrukturálny model ekonomiky SR*. Biatec, ročník 17, číslo 7/2009. Dostupné na internete:
http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR%5CBiatec%5CRok2009%5Cbiatec0709.pdf (získané 17. 3. 2013)
- ROMER, D. 1996. *Advanced macroeconomics*. McGraw-Hill Companies, 1996. 540 s. ISBN 0-07-053667-8

- ŠLOSÁR, R. – ŠLOSÁROVÁ, A. – MAJTÁN, Š. 2002. *Výkladový slovník ekonomických pojmov*. 3. vydanie. Bratislava: Slovenské pedagogické nakladateľstvo, 2002. 256 s. ISBN 80-08-03334-7
- VARGA, A. 2007. *GMR-HUNGARY: A Complex Macro-Regional Model for the Analysis of Development Policy Impacts on the Hungarian Economy*. Dostupné na internete: http://www.krti.ktk.pte.hu/files/tiny_mce/File/MT/mt_2007_4.pdf (získané 17. 3. 2013)
- ZEMAN, J., SENAJ, M. 2009. *DSGE MODEL – SLOVAKIA*. Pracovný dokument 3/2009. Národná banka Slovenska, 2009. ISSN: 1337-5830. Dostupné na internete: http://www.nbs.sk/_img/Documents/PUBLIK/WP_3-2009%20DSGE%20Slovakia.pdf (získané 17. 3. 2013)
- ŽELEZNÍK, M., Ing. 2012. *Trh práce v krajinách strednej Európy*. Biatec, ročník 20, číslo 10/2012. Dostupné na internete: http://www.nbs.sk/_img/Documents/_PUBLIK_NBS_FSR/Biatec/Rok2012/10-2012/04_biatec12-10_zeleznik.pdf (získané 17. 3. 2013)

<http://www.statistics.sk/>

<http://www.psa-slovakia.sk/>

<http://www.kia.sk>

<http://www.economy.gov.sk/>

<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>

PRÍLOHA 1: Výstupy z EViews

P1.1. Stacionarita časových radov

	p-hodnoty ADF testovacej štatistiky	
	Levely	Prvé diferencie
log(l_vzps)	0.6669	0.0000
log(l_esnu)	0.5586	0.0000
log(l_pepz)	0.3885	0.0000
log(hdp_05)	0.5325	0.0000
log(k)	0.9405	0.0373*
log(w/ppi_10)	0.7720	0.0000
log(w/r)	0.8829	0.0000*
log(gfcf)	0.3060	0.0000

* - p-hodnoty PP testovacej štatistiky

P1.2. Stacionarita rezíduí z dlhodobých vzťahov – testovanie kointegrácie

	p-hodnota ADF testovacej štatistiky
Rezíduá z dlhodobého vzťahu pre zamestnanosť podľa VZPS	0.0000
Rezíduá z dlhodobého vzťahu pre evidenčný počet zamestnancov	0.0000
Rezíduá z dlhodobého vzťahu pre zamestnanosť podľa ESNU95	0.0000

PRÍLOHA 2: Dáta

kvartal	L_vzps	L_esnu	L_pepz	W	PPI_10	K	TP	r	GFCF	HDP_05
2000Q1	2 094 600,00	1 988 132	1 923 901	348,44	69,40	102787,83	1,00	10,50	1 635,76	9 151,77
2000Q2	2 083 500,00	2 007 216	1 962 273	372,57	71,15	103607,64	2,00	10,00	1 887,47	10 045,22
2000Q3	2 106 300,00	2 037 625	1 999 557	370,11	72,54	104464,19	3,00	9,50	1 972,05	9 901,01
2000Q4	2 122 300,00	2 066 420	2 022 092	424,98	73,68	105570,40	4,00	9,25	2 546,84	9 715,13
2001Q1	2 101 100,00	2 017 985	1 968 289	375,59	75,87	106280,89	5,00	9,00	2 017,86	9 302,78
2001Q2	2 118 000,00	2 046 455	2 010 524	400,45	77,90	107272,95	6,00	9,00	2 592,38	10 246,42
2001Q3	2 136 600,00	2 051 403	2 022 051	400,98	78,00	108165,38	7,00	9,00	2 332,01	10 190,50
2001Q4	2 139 000,00	2 030 209	2 023 795	464,35	78,35	109205,55	8,00	9,00	2 718,08	10 424,89
2002Q1	2 104 600,00	2 008 887	1 978 536	407,85	80,58	109977,76	9,00	9,00	2 126,54	9 666,92
2002Q2	2 114 200,00	2 045 945	2 008 417	442,44	81,01	110873,40	10,00	9,50	2 613,82	10 506,08
2002Q3	2 138 400,00	2 062 334	2 025 824	436,37	80,91	111729,19	11,00	9,50	2 497,48	10 987,72
2002Q4	2 150 600,00	2 036 489	2 022 629	506,74	80,79	112700,93	12,00	8,00	2 835,89	10 844,56
2003Q1	2 130 800,00	2 034 660	1 996 982	434,24	85,93	113429,61	13,00	8,00	2 105,86	10 196,90
2003Q2	2 170 100,00	2 065 892	2 036 056	468,63	86,59	114479,80	14,00	8,00	2 618,97	11 068,85
2003Q3	2 186 700,00	2 078 874	2 031 654	466,91	86,43	115509,79	15,00	7,75	2 568,61	11 372,54
2003Q4	2 170 600,00	2 062 439	2 035 276	537,08	86,52	116615,36	16,00	7,50	2 757,09	11 372,77
2004Q1	2 128 800,00	2 027 572	1 996 575	482,67	88,10	117459,79	17,00	7,00	2 153,26	10 630,36
2004Q2	2 151 900,00	2 048 389	2 022 136	513,58	88,30	118937,07	18,00	6,00	2 649,47	11 386,00
2004Q3	2 200 900,00	2 076 646	2 043 009	507,83	88,87	120554,13	19,00	6,00	2 900,15	12 216,91
2004Q4	2 199 800,00	2 070 298	2 059 673	596,00	89,54	122301,06	20,00	5,50	3 133,08	12 003,78
2005Q1	2 177 400,00	2 063 494	2 049 473	531,83	89,79	123501,67	21,00	4,00	2 560,81	11 150,90
2005Q2	2 196 800,00	2 079 728	2 066 393	555,57	91,25	125332,03	22,00	4,00	3 337,42	12 382,38
2005Q3	2 235 700,00	2 100 013	2 073 196	558,19	92,74	127203,71	23,00	4,00	3 412,77	13 103,34
2005Q4	2 254 700,00	2 112 401	2 110 890	646,15	94,13	129275,96	24,00	4,00	3 778,47	12 677,60
2006Q1	2 257 500,00	2 103 449	2 121 763	574,75	96,07	130680,40	25,00	4,50	2 895,61	11 978,74
2006Q2	2 294 600,00	2 122 802	2 140 132	608,25	97,75	132758,11	26,00	5,00	3 671,61	13 406,13
2006Q3	2 320 800,00	2 147 662	2 147 457	604,53	98,64	134923,20	27,00	6,25	3 826,00	14 133,75
2006Q4	2 332 700,00	2 155 636	2 183 376	701,42	98,76	137297,44	28,00	6,25	4 195,61	13 911,08
2007Q1	2 326 600,00	2 147 821	2 201 269	617,14	98,78	138936,03	29,00	6,00	3 279,46	13 060,50
2007Q2	2 337 700,00	2 163 789	2 214 325	650,53	99,11	140990,42	30,00	5,75	4 013,28	14 568,43
2007Q3	2 366 500,00	2 191 526	2 222 753	647,75	99,81	143200,63	31,00	5,75	4 317,67	15 656,30
2007Q4	2 398 300,00	2 204 736	2 252 478	760,97	100,73	145497,04	32,00	5,75	4 486,06	15 751,35
2008Q1	2 391 300,00	2 214 845	2 260 869	678,58	103,66	147175,79	33,00	5,75	3 508,54	14 291,62
2008Q2	2 404 800,00	2 235 317	2 274 444	712,31	105,30	148293,03	34,00	5,75	4 415,35	15 545,47
2008Q3	2 472 900,00	2 272 434	2 294 065	704,57	106,43	149403,17	35,00	5,75	4 387,31	16 641,11
2008Q4	2 466 000,00	2 265 961	2 290 551	796,36	107,54	150482,29	36,00	3,50	4 264,72	15 953,26
2009Q1	2 388 200,00	2 217 885	2 198 871	710,45	105,75	151370,07	37,00	2,50	3 242,39	13 548,82
2009Q2	2 378 500,00	2 216 504	2 182 940	732,50	102,95	152507,23	38,00	1,75	3 106,12	14 677,97
2009Q3	2 366 900,00	2 198 078	2 163 455	722,51	101,40	153690,02	39,00	1,75	3 230,77	15 765,63
2009Q4	2 329 600,00	2 180 165	2 161 309	813,22	101,62	154951,44	40,00	1,75	3 445,55	15 357,67
2010Q1	2 283 100,00	2 148 633	2 128 154	725,00	99,01	156138,48	41,00	1,75	3 287,58	14 244,43

2010Q2	2 312 500,00	2 162 166	2 149 991	758,00	99,71	157710,40	42,00	1,75	3 304,54	15 348,51
2010Q3	2 335 000,00	2 179 654	2 154 549	750,00	100,73	159362,66	43,00	1,75	3 473,44	16 406,56
2010Q4	2 339 400,00	2 188 835	2 175 025	844,00	100,57	161163,15	44,00	1,75	3 785,06	15 951,40
2011Q1	2 332 000,00	2 198 422	2 185 636	746,00	101,81	162727,00	45,00	1,75	3 511,17	14 701,47
2011Q2	2 355 600,00	2 211 154	2 200 564	781,00	102,60	164172,82	46,00	2,00	3 801,60	15 868,77
2011Q3	2 366 500,00	2 216 144	2 190 013	769,00	102,88	165735,20	47,00	2,25	4 108,08	16 829,36
2011Q4	2 351 500,00	2 207 531	2 193 984	848,00	103,49	167460,32	48,00	1,75	4 535,98	16 550,02
2012Q1	2 324 700,00	2 212 233	2 197 681	770,00	105,48	168795,68	49,00	1,75	3 391,32	15 125,40
2012Q2	2 334 700,00	2 216 387	2 204 512	793,00	106,66	170333,60	50,00	1,75	3 699,19	16 274,39
2012Q3	2 342 800,00	2 214 375	2 186 962	784,00	107,00	171987,40	51,00	1,50	3 977,93	17 186,75
2012Q4	2 313 700,00	2 194 732	2 175 846	875,00	107,48	173785,02	52,00	1,50	4 323,87	16 659,13