

**UNIVERZA V MARIBORU
EKONOMSKO-POSLOVNA FAKULTETA
MARIBOR**

DIPLOMSKO DELO

**EMPIRIČNA ANALIZA ZAPOSLOSTIVENE
FUNKCIJE ZA SLOVENIJO IN MADŽARSKO**

Kandidat: Bor Bricelj
Študent rednega študija
Številka indeksa: 81569032
Program: univerzitetni
Študijska smer: Splošna ekonomija
Mentor: izr. prof. dr. Jani Bekő
Somentor: doc. dr. Timotej Jagrič

Maribor, januar 2008

PREDGOVOR

Zaposlitvena funkcija predstavlja koristen analitičen pripomoček v ekonomski stroki na več ravneh. Čisto mikroekonomsko vrednost predstavlja zaposlitvena funkcija določenega podjetja, ki je lahko v pomoč pri vodenju zaposlitvene politike podjetja. Na makroekonomski ravni pa služi kot analiza na podlagi panožnih, sektorskih ali agregiranih podatkov za gospodarstvo pri sprejemanju dostikrat nejasnih odločitev ekonomske politike.

Ta analitična vrednost pa je predstavljala enega izmed razlogov, ki so bili ključni pri izbiri prav te teme za diplomsko delo. Cilj pri izbiri teme je namreč bil skozi pripravo diplomskega dela opraviti analizo problematike določenega segmenta trga dela za nove članice EU ali države, ki so bile udeležene v tranzicijskih procesih. Ožji izbor Slovenije in Madžarske pa je bil posledica omejitev glede dolžine diplomskega dela. Drugi razlog, ki je botroval izbiri teme diplomskega dela, pa je predstavljal raven zahtevnosti empirične analize. Ta raven namreč primerno odseva dosežke in absolvirano ekonomsko ter ekonometrično znanje na podlagi študiranja matematično-statističnih in makroekonomskih predmetov smeri Splošna ekonomija.

Skozi empirično analizo zaposlitvene funkcije za Slovenijo in Madžarsko je bilo ugotovljeno, da je funkcijska oblika, ki glede na nabor spremenljivk in izvedene ekonometrične teste najbolje pojasnjuje gibanja zaposlenosti, identična za obe državi. Zanimivost te ugotovitve je v dejstvu, da lahko takšna oblika predstavlja izhodišče za obravnavo sorodne oblike zaposlitvene funkcije vseh držav, ki so oz. so bile udeležene v tranzicijskih procesih. V primerjavi z analiziranimi študijami, kjer so oblike zaposlitvenih funkcij izpeljane predvsem na modelu zahodnih gospodarstev, lahko takšna specifikacija nudi alternativo za tranzicijska gospodarstva. To pa je seveda predmet nadaljnje raziskave.

ZAHVALE

Zahvaljujem se mentorjema dr. Janiju Bekóju in dr. Timoteju Jagriču za strokovno pomoč ter profesorju slovenistike in anglistike Jožetu Bogataju za lektoriranje diplomskega dela.

Še posebej pa se zahvaljujem dr. Janiju Bekóju za individualne konzultacije v času študija na smeri Splošna ekonomija. Na podlagi teh konzultacij sem pridobil širši vpogled v ekonomsko teorijo in demonstracijo kakovosti dela, katero imam namen vzdrževati na moji karierni poti.

Bor Bricelj

KAZALO

1	UVOD.....	6
1.1	Oprelitev področja raziskovanja in opis problema.....	6
1.2	Namen, cilji in osnovne trditve.....	6
1.3	Predpostavke in omejitve raziskave.....	7
1.4	Uporabljene raziskovalne metode.....	7
2	OCENE ZAPOSLOTIVNIH FUNKCIJ: PREGLED IZBRANIH ŠTUDIJ.....	9
3	TEORETIČNA IZHODIŠČA ZA OCENJEVANJE ZAPOSLOTIVNIH FUNKCIJ.....	14
3.1	Temeljne oblike zaposlotivnih funkcij.....	14
3.2	Vsebinska razlaga ključnih spremenljivk zaposlotivnih funkcij.....	15
3.2.1	Zaposlenost.....	15
3.2.2	Bruto domači proizvod.....	15
3.2.3	Realne plače.....	16
3.3	Povezave med spremenljivkami.....	16
3.3.1	Povezanost gibanj zaposlenosti in bruto domačega proizvoda.....	16
3.3.2	Povezanost gibanj zaposlenosti in realnih plač.....	16
4	IZHODIŠČNI PODATKI ZA OCENJEVANJE ZAPOSLOTIVNIH FUNKCIJ: PRIMER SLOVENIJE IN MADŽARSKE.....	18
4.1	Spremenljivke in podatki za Slovenijo.....	18
4.1.1	Zaposlenost.....	19
4.1.2	Bruto domači proizvod.....	19
4.1.3	Realne plače.....	20
4.1.4	Neprava spremenljivka za ocenjevanje asimetrije.....	20
4.1.5	Časovni trend.....	20
4.1.6	Neprava spremenljivka za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja.....	20
4.1.7	Razsevni grafikoni spremenljivk.....	21
4.2	Spremenljivke in podatki za Madžarsko.....	24
4.2.1	Zaposlenost.....	24
4.2.2	Bruto domači proizvod.....	24
4.2.3	Industrijska proizvodnja.....	25
4.2.4	Realne plače.....	25
4.2.5	Neprava spremenljivka za ocenjevanje asimetrije.....	25
4.2.6	Časovni trend.....	26
4.2.7	Neprava spremenljivka za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja.....	26
4.2.8	Razsevni grafikoni spremenljivk.....	26
5	OCENE ZAPOSLOTIVNIH FUNKCIJ.....	29
5.1	Predstavitev in razlaga ocen zaposlotivnih funkcij.....	29
5.1.1	Predstavitev zaposlotivnih funkcij za Slovenijo.....	29
5.1.2	Predstavitev zaposlotivnih funkcij za Madžarsko.....	31
5.1.3	Metoda ocenjevanja zaposlotivnih funkcij.....	32

5.1.4	Ocene zaposlitvenih funkcij za Slovenijo	33
5.1.5	Ocene zaposlitvenih funkcij za Madžarsko	38
5.2	Preverjanje primernosti zaposlitvenih funkcij	43
5.2.1	Primerjava glede na vrednost multiplih determinacijskih koeficientov	43
5.2.2	Preverjanje porazdelitve napak VRF	44
5.2.3	Box-Coxov test	45
5.2.4	CUSUM test	47
5.3	Izbira najprimernejše oblike zaposlitvene funkcije	48
5.3.1	Izbira najprimernejše zaposlitvene funkcije za Slovenijo	49
5.3.2	Izbira najprimernejše zaposlitvene funkcije za Madžarsko	49
6	TESTIRANJE PREDPOSTAVK O REGRESIJSKIH FUNKCIJAH	50
6.1	Multikolinearnost	50
6.1.1	Teoretična izhodišča	50
6.1.2	Testi za prisotnost multikolinearnosti	51
6.1.3	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo	52
6.1.4	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko	53
6.2	Avtokorelacija	55
6.2.1	Teoretična izhodišča	55
6.2.2	Preverjanje prisotnosti avtokorelacije	56
6.2.3	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo	57
6.2.4	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko	57
6.2.5	Odpravljanje avtokorelacije	57
6.3	Heteroskedastičnost	59
6.3.1	Teoretična izhodišča	59
6.3.2	Preverjanje prisotnosti heteroskedastičnosti	60
6.3.3	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo	60
6.3.4	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko	61
6.4	Testiranje stabilnosti regresijskih koeficientov	61
6.4.1	Teoretična izhodišča	61
6.4.2	Testi stabilnosti regresijskih koeficientov	61
6.4.3	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo	62
6.4.4	Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko	63
7	SKLEPNE UGOTOVITVE	64
	POVZETEK	67
	ABSTRACT	67
	SEZNAM LITERATURE	68
	SEZNAM VIROV	71
	PRILOGE	72
	Priloga 1a: Izhodiščni podatki za oceno zaposlitvenih funkcij za Slovenijo	72
	Priloga 1b: Izhodiščni podatki za oceno zaposlitvenih funkcij za Madžarsko	75

Priloga 2a:	Razsevni grafikoni logaritmiranih spremenljivk za Slovenijo	78
Priloga 2b:	Razsevni grafikoni logaritmiranih spremenljivk za Madžarsko	80
Priloga 3a:	Ocene zaposlitvenih funkcij za Slovenijo	82
Priloga 3b:	Ocene zaposlitvenih funkcij za Madžarsko	84
Priloga 4a:	Preverjanje porazdelitve napak VRF za Slovenijo	86
Priloga 4b:	Preverjanje porazdelitve napak VRF za Madžarsko	88
Priloga 5:	Popravljen zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom za Slovenijo	90
Priloga 6a:	CUSUM test zaposlitvenih funkcij za Slovenijo	92
Priloga 6b:	CUSUM test zaposlitvenih funkcij za Madžarsko	94
Priloga 7a:	Test multikolinearnosti za Slovenijo	96
Priloga 7b:	Test multikolinearnosti za Madžarsko	97
Priloga 8a:	Test avtokorelacije za Slovenijo	98
Priloga 8b:	Test avtokorelacije za Madžarsko	99
Priloga 9:	Popravljen izbrana zaposlitvena funkcija za Madžarsko	100
Priloga 10a:	Test heteroskedastičnosti za Slovenijo	101
Priloga 10b:	Test heteroskedastičnosti za Madžarsko	102
Priloga 11a:	Testi stabilnosti regresijskih koeficientov za Slovenijo	103
Priloga 11b:	Testi stabilnosti regresijskih koeficientov za Madžarsko	104

1 UVOD

1.1 Opredelitev področja raziskovanja in opis problema

Širše področje raziskovanja diplomskega dela predstavlja trg dela. V okviru tega predstavlja področje raziskave analiza zaposlitvene funkcije. Analizo bomo izvedli na podlagi četrletnih podatkov od druge polovice 90. let dalje za dve gospodarstvi, in sicer za Slovenijo in Madžarsko. Za vsako državo bomo ocenili več oblik zaposlitvenih funkcij, proučili njihovo primernost s stališča ekonomske in ekonometrične teorije ter na podlagi tega izbirali najprimernejše oblike zaposlitvenih funkcij za obe državi.

V prvem delu diplomskega dela bomo prikazali teoretična izhodišča za analizo zaposlitvenih funkcij. Najprej bomo predstavili pregled relevantne literature na temo zaposlitvene funkcije. Na podlagi teoretičnih in empiričnih spoznanj obravnavanih avtorjev bomo nato podali teoretične okvire, v sklopu katerih bomo analizirali zaposlitveni funkciji za omenjeni državi. Predstavili bomo tudi pogosto uporabljene spremenljivke in obliko zaposlitvenih funkcij.

V drugem delu diplomskega dela pa bomo opravili empirično analizo zaposlitvenih funkcij za obe gospodarstvi na podlagi teoretičnih spoznanj iz prvega dela. Najprej bomo predstavili podatke in izvedli ocenjevanje zaposlitvenih funkcij. Izmed ocen zaposlitvenih funkcij bomo izbrali najustreznejši in ju dalje testirali glede na predpostavke regresijskih funkcij. Na podlagi teh testov bomo lahko na koncu podali in komentirali celostni oceni zaposlitvenih funkcij za Slovenijo in Madžarsko.

1.2 Namen, cilji in osnovne trditve

Namen diplomskega dela je analizirati zaposlitveni funkciji za Slovenijo in Madžarsko na podlagi agregiranih četrletnih podatkov za obdobje 1995–2007. Sodeč po analiziranih člankih in drugi literaturi ugotavljamo, da takšna analiza še ni bila opravljena za novejša obdobja obstoja obeh držav. V primeru Slovenije je Mencinger (2000) sicer na kratko obravnaval tudi zaposlitveno funkcijo, vendar na podlagi letnih podatkov za obdobje 1982–1995. Za Madžarsko pa analizo zaposlitvene funkcije za katerokoli obdobje na kakršnikoli frekvenci podatkov v literaturi nismo zasledili.

Cilji diplomskega dela so naslednji:

- predstaviti teoretično ozadje zaposlitvene funkcije. Pri tem želimo prikazati smernice ekonomske teorije pri izbiri spremenljivk in parametrov zaposlitvene funkcije ter prikazati ekonometrično metodo za ocenjevanje zaposlitvene funkcije.
- Z uporabo ekonometričnih metod oceniti različne oblike zaposlitvenih funkcij in na podlagi testov primernosti izbrati najprimernejšo obliko za vsako izmed obravnavanih držav.

- Skozi ekonometrično testiranje pridobiti poenoteno obliko zaposlitvene funkcije za obe državi. Pri tem želimo s poenoteno obliko za obe državi nakazati na možno izhodišče za obravnavo sorodne oblike zaposlitvene funkcije za države, ki so v analiziranem obdobju prešle oz. prehajajo skozi tranzicijsko fazo.
- Preko analize rezultatov ocen zaposlitvenih funkcij prikazati njihovo uporabnost pri analizi makroekonomskih gibanj.

Trditve, ki jih predpostavljamo kot podlago za zadane cilje v diplomskem delu, so naslednje:

- z uporabo ekonometričnih testov lahko ocenimo primernost različnih oblik zaposlitvenih funkcij in skozi postopek eliminacije lahko pridemo do oblike zaposlitvene funkcije, ki najbolje opisuje ekonomska gibanja v izbrani državi.
- Ker na države, ki prehajajo oz. so prešle skozi tranzicijsko obdobje, učinkujejo podobne makroekonomske spremembe, trdimo, da lahko za te države pridobimo sorodno obliko zaposlitvene funkcije.

1.3 Predpostavke in omejitve raziskave

Predpostavka glede teoretičnih okvirov raziskave v diplomskem delu je, da na podlagi preučene relevantne literature lahko ustrezno prikažemo teoretično ozadje za analizo zaposlitvene funkcije. Predpostavljamo torej, da s pomočjo spoznanj iz literature lahko pravilno sklepamo o obliki zaposlitvene funkcije, uporabljenih spremenljivkah in o uporabnosti pridobljenih ocen zaposlitvenih funkcij.

Predpostavka glede aplicirane ekonometrične metode je, da lahko z metodo navadnih najmanjših kvadratov podamo zadovoljive ocene zaposlitvenih funkcij s stališča ekonometrične, kakor tudi ekonomske teorije.

Na področju raziskave v diplomskem delu obstajajo omejitve glede podatkov in interpretacije rezultatov raziskave. V raziskavi operiramo z agregiranimi podatki. Pri tem določeni avtorji trdijo, da je moč pridobiti kakovostnejše rezultate raziskave z uporabo podatkov na ravni panoge ali sektorja.

Omejitev glede interpretacije rezultatov pa izhaja iz cilja prikazati sorodno obliko zaposlitvene funkcije za države, ki so prešle oz. prehajajo skozi tranzicijsko obdobje. Dopuščena mora biti možnost, da kakršnakoli specifikacijska oblika, pridobljena na vzorcu dveh držav, ni reprezentativna za celotno populacijo držav, vključenih v omenjene procese.

1.4 Uporabljene raziskovalne metode

Zastavljena raziskava v diplomskem delu je makroekonomska in dinamična. Makroekonomska zato, ker imamo v raziskavi opravka z agregiranimi podatki na ravni gospodarstva, in dinamična zato, ker na podlagi podatkov ocenjujemo

dinamični ekonometrični model. Za raziskovanje sta uporabljena dva pristopa: deskriptivni in analitični.

Deskriptivni pristop k raziskovanju je uporabljen v prvem delu, kjer je predstavljena literatura na temo zaposlitvene funkcije in postavlja teoretična izhodišča za analizo. V sklopu tega so uporabljene metode:

- zgodovinska metoda za kronološki prikaz literature na temo zaposlitvene funkcije;
- komparativna metoda za primerjanje virov in iskanje skupnih empiričnih značilnosti;
- metoda kompilacije za povzemanje teoretičnih izhodišč analize zaposlitvene funkcije in
- metoda deskripcije za definiranje oblike in spremenljivk zaposlitvene funkcije, na podlagi teoretičnih izhodišč.

Analitični pristop k raziskovanju je uporabljen v drugem delu, kjer je opravljena empirična raziskava na temo zaposlitvene funkcije. V sklopu tega sta uporabljeni metodi:

- metoda deduktivnega sklepanja za ugotavljanje zvez med uporabljenimi spremenljivkami v regresijskih funkcijah in
- analitična induktivna metoda. V sklopu te metode je uporabljena ekonometrična metoda navadnih najmanjših kvadratov za ocenjevanje zaposlitvenih funkcij in metode ekonometričnih testov za preverjanje skladnosti rezultatov regresijskih funkcij s predpostavkami klasičnega normalnega regresijskega modela.

2 OCENE ZAPOSLOTIVENIH FUNKCIJ: PREGLED IZBRANIH ŠTUDIJ

V tem poglavju predstavljamo študije različnih avtorjev na temo zaposlitvene funkcije, ki smo jih zasledili. Študije se med sabo razlikujejo glede na uporabljene ekonometrične metode, nabor spremenljivk, naravo in raven agregacije podatkov. Skupna pa jim je teoretična osnova in obravnavani problem, ki predstavlja zaposlitveno funkcijo. Na podlagi tega je njihova analiza primerna za podajanje celostne slike o teoretičnih izhodiščih, na podlagi katerih bomo osnovali in ocenili zaposlitveni funkciji za Slovenijo in Madžarsko. V nadaljevanju jih zaradi opisane heterogenosti predstavljamo v kronološkem zaporedju.

Najstarejša je študija avtorjev Briscoea in Peela (1975). V njej opisujeta zaposlitveno funkcijo skozi empirično analizo povpraševanja po delu za proizvodni sektor Velike Britanije med leti 1955 in 1972. Pri tem izpostavljata zvezo med zaposlenostjo in ravniyo proizvoda kot najprimernejšo za empirično analizo. Poudarjata, da je za takšne raziskave najprimernejša sektorska raven agregacije podatkov. Pri osnovanju oblike zaposlitvene funkcije pa ugotavljata, da poenotena oblika zaposlitvene funkcije ne obstaja; obstaja le nabor spremenljivk, ki jih lahko uporabimo za pojasnjevanje odvisne spremenljivke. V empirični analizi osnujeta več regresijskih funkcij, kjer kot odvisna spremenljivka nastopa število zaposlenih, povprečno tedensko število delovnih ur ali povprečno tedensko število opravljenih delovnih ur vseh zaposlenih.¹ Kot pojasnjevalne spremenljivke pa nastopajo indeks industrijskega proizvoda, realne plače, njune odložene vrednosti ter odložene vrednosti odvisne spremenljivke. Glede odloženih vrednosti ugotavljata, da se le-te uporabljajo v skladu s statistično primernostjo rezultatov regresijskih funkcij. V sklepu pa izpostavljata uporabnost ocen zaposlitvene funkcije za potrebe ekonomske politike pri makroekonomskih odločitvah in v podjetjih pri odločitvah o zaposlitvi delovne sile.

Naisbitt (1986) v študiji analizira zaposlitveno funkcijo za proizvodni sektor Velike Britanije na podlagi četrletnih podatkov med leti 1962 in 1977. Pri tem izpostavlja potrebo po testiranju rezultatov regresijske funkcije za prisotnost strukturnih prelomov, ki so posledica premikov v stopnji brezposelnosti in naftnih šokov. Zaposlitveno funkcijo osnuje v dvojnologaritemski obliki. Kot odvisno spremenljivko uporabi logaritemsko vrednost zaposlenosti v proizvodnem sektorju, kot pojasnjevalne spremenljivke pa logaritemsko vrednost industrijskega proizvoda, odložene vrednosti industrijskega proizvoda vse do osmega odloga, časovni trend in odložene vrednosti odvisne spremenljivke vse do osmega odloga. Na podlagi statističnih testov nadalje ugotavlja, da je primerno v regresijsko funkcijo vključiti odloge spremenljivk vse do drugega reda. Glede strukturnih prelomov pa ugotavlja, da jih na podlagi rezultatov ocen regresijskih funkcij ni zaznati. V sklepu izpostavlja sposobnost ekonometričnih modelov za pridobivanje robustnih ocen zaposlitvene funkcije in potrebo po nadaljnjem testiranju zveze med zaposlenostjo in industrijskim proizvodom.

¹ Povprečno tedensko število opravljenih delovnih ur vseh zaposlenih je izraženo v študiji kot zmnožek števila zaposlenih s povprečnim številom delovnih ur na teden.

Kim (1988) analizira zvezo med zaposlenostjo in realnimi plačami skozi zaposlitvene funkcije proizvodnih sektorjev sedmih industrializiranih držav na podlagi četrtnih podatkov za obdobje 1964–1984. Glede omenjene zveze izhaja iz predpostavke, da je ta ob upoštevanju pravih števil odlogov in prečiščenih podatkih negativna in statistično značilna. Zaposlitvene funkcije osnuje v dvojnologaritemski obliki, kjer zaradi ohranjanja stacionarnosti serij za vrednosti spremenljivk vzame njihove prve diference. Kot odvisno spremenljivko uporabi logaritemsko vrednost zaposlenosti, kot pojasnjevalne pa logaritemske vrednosti realnih plač z različnimi odlogi. Z Grangerjevim testom preverja vzročnost med zaposlenostjo in realnimi plačami in ugotavlja, da v večini primerih vzročnost poteka od zaposlenosti do realnih plač. Iz rezultatov ocen regresijskih funkcij pa glede povezave med zaposlenostjo in realnimi plačami ugotavlja, da je le-ta kljub osnovni predpostavki šibka. V sklepu izpostavlja potrebo po previdnosti pri razlagi rezultatov raziskav zveze med zaposlenostjo in realnimi plačami. Kot vzrok za šibkost te zveze navaja šoke na strani ponudbe, ki destabilizirajo kratkoročno zaposlitveno funkcijo. Izpostavlja tudi potrebo po raziskavah na večjem vzorcu držav.

Newel in Symons (1989) analizirata zvezo med zaposlenostjo in realnimi plačami na podoben način kot Kim (1988). Analizo zveze opravita za vzorec držav OECD na podlagi letnih podatkov za obdobje 1954–1983. Avtorja predpostavljata, da obstaja robustna negativna povezava med zaposlenostjo in realnimi plačami, ki jo je mogoče zaslediti v makroekonomskih podatkih večine analiziranih držav. V namen analize osnujeta različne oblike zaposlitvenih funkcij, kjer kot odvisno spremenljivko uporabita ali število zaposlenih ali pa povprečno število delovnih ur;² kot pojasnjevalne spremenljivke uporabita realne plače, odloženo vrednost realnih plač in odloženo vrednost odvisne spremenljivke. Iz rezultatov ocen zaposlitvenih funkcij ugotavljata, da je na podlagi podatkov za analizirano obdobje v tipični državi OECD sicer zveza med zaposlenostjo in realnimi plačami negativna, vendar je ta močnejše izražena med zaposlenostjo in odloženo vrednostjo realnih plač. V sklepu komentirata robustnost analizirane povezave in eksterne šoke, ki destabilizirajo krivuljo povpraševanja po delu. Kot glavne šoke identificirata raven obrestnih mer in obseg mednarodne menjave.

Smith in Hagan (1993) testirata zvezo med zaposlenostjo, industrijskim proizvodom in ravni cen za proizvodni sektor Avstralije. Pri tem uporabita četrtnih podatke med leti 1971 in 1988. Za potrebe raziskave prikažeta kratek pregled teoretičnih osnov za analizo zaposlitvene funkcije. Glede na izbrane spremenljivke identificirata dve osnovi za specifikacijo zaposlitvenih funkcij. Komentirata tudi pomen trendne spremenljivke in tehnološkega napredka v specifikaciji. Zaposlitveno funkcijo osnujeta v dvojnologaritemski obliki tako, da odvisno spremenljivko predstavlja logaritemska vrednost zaposlenosti, pojasnjevalne spremenljivke pa logaritemska vrednost industrijskega proizvoda, nominalne plače, cene proizvodov, cene surovin in trend. Nadalje uporabita zaposlitveno funkcijo za izpeljavo kratkoročnih modelov popravljanja napak. V sklepu avtorja poudarjata statistično značilnost regresijskih koeficientov pri plačah

² Rezultati ocen obeh parov zaposlitvenih funkcij so med sabo primerljivi (Newel and Symons 1989, 12).

in cenah proizvodov in statistično neznačilen regresijski koeficient pri spremenljivki industrijski proizvod.

Lehmann in Schaffer (1995) v svoji študiji ocenjujeta zvezo med produktivnostjo, zaposlenostjo in povpraševanjem po delu v poljskem industrijskem sektorju. Raziskavo izvedeta na podlagi letnih panelnih podatkov za 334 poljskih industrijskih podjetij med leti 1983 in 1988. Najprej z metodo najmanjših kvadratov ocenita produkcijsko funkcijo in na podlagi vrednosti regresijskih koeficientov za vsako podjetje ocenita mejno produktivnost dela. Na podlagi primerjave mejne produktivnosti dela in plač razdelita podjetja na tista s presežnim povpraševanjem po delu in tista s presežno ponudbo dela. Kot zadnji korak primerjata dinamiko zaposlitve obeh skupin podjetij na podlagi funkcije povpraševanja po delu, kjer odvisno spremenljivko predstavlja prva diferenca logaritemske vrednosti zaposlenosti, pojasnjevalne spremenljivke pa prva diferenca logaritemske vrednosti povprečnih plač in odložene vrednosti odvisne spremenljivke. V primeru podjetij, kjer je mejna produktivnost dela večja od plač, pričakujeta na podlagi rezultatov ocene zaposlitvene funkcije povečanje delovne sile, in obratno, za podjetja, kjer je mejna produktivnost dela manjša od plač. V sklepu komentirata rezultate, ki so za podjetja z višjo produktivnostjo dela od plač v skladu s pričakovanji, za podjetja z nižjo produktivnostjo pa niso.

Turner in Bowden (1997) proučujeta determinante zaposlenosti za gospodarstvo Velike Britanije po sektorjih v medvojnem obdobju 1921–1938. Analizo izvedeta na podlagi letnih podatkov za 21 sektorjev. Pri tem skušata ugotoviti, ali so v obravnavanem obdobju bile za visoko brezposelnost krive visoke plače zaradi negativne povezave med realnimi plačami in zaposlenostjo ali pa je razlog bil v nizkem agregatnem povpraševanju po delu. Kratkoročne zaposlitvene funkcije osnujeta tako, da odvisno spremenljivko predstavlja zaposlenost, pojasnjevalne spremenljivke pa realne plače, odložena vrednost realnih plač, obseg svetovne trgovine, realna ponudba denarja, odložena vrednost odvisne spremenljivke in časovni trend. Z Bewleyevo transformacijo nato izračunata dolgoročne odzive zaposlenosti po sektorjih na realne plače, obseg svetovne trgovine in realno ponudbo denarja. Na podlagi rezultatov ocen regresijskih funkcij v sklepu komentirata, da so bolj konsistentni s teorijo o nizkem agregatnem povpraševanju po delu kot razlog za visoko brezposelnost v obravnavanem obdobju in manj s teorijo o visokih realnih plačah. Glede realnih plač pa ugotavljata, da imajo pomemben vpliv na zaposlenost v določenih sektorjih, vendar da zveza med realnimi plačami in zaposlenostjo ni konsistentno negativna za vse sektorje.

Chletsos, Kollias in Manolas (2000) analizirajo zvezo med plačami, produktivnostjo in povpraševanjem po delu v Grčiji. Analizo izvedejo na podlagi četrletnih podatkov za obdobje 1970–1993. Opazovano obdobje razdelijo na dve podobdobji: prvo, od prvega kvartala leta 1970 do zadnjega kvartala leta 1980; drugo pa od prvega kvartala leta 1981 do zadnjega kvartala leta 1993. V uvodnem delu raziskave podajo teoretična izhodišča za osnovanje regresijske funkcije in pričakovanja glede povezav med spremenljivkami. Za potrebe empirične analize osnujejo zaposlitveno funkcijo v dvojnologaritemski obliki za obe podobdobji. Kot odvisno spremenljivko določijo logaritemsko vrednost zaposlenosti, kot

pojasnjevalne spremenljivke pa logaritemske vrednosti industrijskega proizvoda, mere produktivnosti dela in realnih plač. Glede razhajanja vrednosti regresijskih koeficientov pri spremenljivki realne plače za obe podobdobji komentirajo, da je to posledica strukture in prilagajanja plač skozi prvo obdobje. Komentirajo tudi produktivnost dela in upad ekonomske aktivnosti v drugem obdobju. Na podlagi rezultatov regresijskih funkcij nato za obe podobdobji izdelajo model popravljanja napak. V sklepu komentirajo spremembe v analiziranih zvezah skozi obe podobdobji in podajo iztočnice za ekonomsko politiko.

Graham in Spence (2000) ugotavljata spremembe zaposlenosti v proizvodnem sektorju Velike Britanije po regijah in po dejavnostih. Analizo izvedeta na podlagi letnih podatkov med leti 1987 in 1994 za 10 britanskih regij in za 12 proizvodnih dejavnosti. Pri tem kot glavni cilj analize izpostavita primerjavo dinamike zaposlenosti po regijah in prikaz sprememb v strukturi zaposlenosti kot posledico ekonomskih gibanj, ki so specifična za določeno regijo. Za potrebe analize osnujeta proizvodno funkcijo za vsako proizvodno dejavnost na osnovi panelnih podatkov za skupek regij. S pomočjo ocen proizvodne funkcije izračunata parcialne elastičnosti zaposlenosti v odvisnosti od proizvoda, plač in cene kapitala za vsako regijo posebej. Na podlagi parcialnih elastičnosti pa nato osnujeta model premikov in prelivanj učinkov na zaposlenost po regijah. V modelu uporabita podatke v obliki stopenj rasti. Odvisno spremenljivko predstavlja stopnja rasti zaposlenosti, pojasnjevalne spremenljivke pa zmnožki odgovarjajočih parcialnih elastičnosti s stopnjami rasti plač in proizvoda ter odložena vrednost odvisne spremenljivke. Pri razlagi rezultatov izpostavljata negativno povezavo med plačami in zaposlenostjo v vseh regijah ter pozitivno povezavo med proizvodom in zaposlenostjo, ki je tudi prisotna v vseh regijah. V sklepu komentirata še spremembe v strukturi zaposlenosti med obravnavanimi leti in razlike med regijami.

Mencinger (2000) analizira mehanizem trga dela za slovensko gospodarstvo med leti 1982 in 1995 na podlagi letnih podatkov. Pri tem časovno obdobje razdeli na tri podobdobja: obdobje samoupravljanja, ki traja do sredine leta 1989, obdobje tranzicijske depresije, ki traja do sredine leta 1993, in obdobje tranzicijskega okrevanja, ki nasledi obdobje depresije. Zaposlitvene funkcije definira v obliki stopenj rasti. Kot odvisno spremenljivko določi stopnjo rasti zaposlenosti, kot pojasnjevalni spremenljivki pa stopnjo rasti dohodka in nepravo spremenljivko za merjenje asimetrije. Slednja ima vrednost 1, ko se dohodek zmanjša, in vrednost 0, ko se poveča. Tako meri odstotno spremembo zaposlenosti v primeru, ko se dohodek zmanjša. Rezultatov ocen regresijske funkcije ne prikaže v raziskavi. V sklepu na podlagi Okunove krivulje komentira brezposelnost v Sloveniji in sklepa o prihodnjih gibanjih.

Mencinger v študiji iz leta 2006 ponovno proučuje trg dela, vendar tokrat proučuje prožnost trga dela in brezposelnost na vzorcu držav EU. Brezposelnost izpostavi kot osrednji problem EU na trgu dela. Na teoretični ravni preko zgodovinske metode analizira spremembe v povpraševanju po delu. Kot izhodišče za empirično analizo poda obliko zaposlitvene funkcije, opisane v svojem prejšnjem članku (Mencinger 2000). Pri tem izpostavi pomen regresijskih koeficientov: regresijsko

konstanto definira kot mero avtonomnosti zaposlovanja, regresijski koeficient pri dohodkovni spremenljivki kot mero elastičnosti zaposlovanja in regresijski koeficient pri nepravi spremenljivki kot mero asimetričnosti zaposlovanja. Glede na vrednosti teh treh mer nato predstavi preglednico, v kateri identificira tip gospodarstva in posledice za trg dela. V sklepu pa izpostavi novejša trenda na trgu dela in razlike med trgi dela obravnavanih držav.

V zadnji pregledani študiji Hunt (2007) analizira vpliv krajšanja delovnega časa na zaposlenost in plače v Nemčiji. Analizo izvede na četrtnih panelnih podatkih za 10 nemških industrijskih panog med leti 1984 in 1994. Za potrebe analize osnuje več oblik zaposlitvenih funkcij v dvojnologaritemski obliki, kjer za odvisno spremenljivko določi logaritemsko vrednost zaposlenosti oz. normalno število tedenskih delovnih ur, za pojasnjevalne spremenljivke pa trendno gibanje industrijske proizvodnje, standardizirano število ur, za eno obdobje odloženo standardizirano število ur in za eno obdobje odloženo logaritemsko vrednost plač. Pri tem daje prednost obliki zaposlitvene funkcije, ki ne vsebuje pojasnjevalne spremenljivke plače, saj plače posredno vplivajo na odločitev o krajšanju delovnega časa. Glede rezultatov izpostavi, da ima v povprečju zmanjšanje standardnega delovnega časa za 1 uro posledico zmanjšanje dejanskih delovnih ur za 0,88-1 ure. Enourno zmanjšanje ima, tudi po rezultatih sodeč, za posledico povišanje urne postavke dela za 2-2,4 odstotka. V sklepu komentira, da sodeč po rezultatih analize krajšanje delovnega časa v Nemčiji ne doseže cilja večje zaposlenosti, ampak omogoča zaposlenim uživanje višje urne postavke na račun nižje celotne zaposlenosti.

3 TEORETIČNA IZHODIŠČA ZA OCENJEVANJE ZAPOSLOTIVNIH FUNKCIJ

Po predstavljenih študijah na temo zaposlitvene funkcije v prejšnjem poglavju predstavljamo v tem teoretična izhodišča, na podlagi katerih bomo v empiričnem delu osnovali zaposlitvene funkcije za Slovenijo in Madžarsko.

Analiza povpraševanja po delu preko zaposlitvene funkcije količinsko ovrednoti število zaposlenih oz. količino dela preko delovnih ur glede na plačilo za delo, kapital, količino proizvoda, tehnološki napredek in možne druge faktorje (Hyclak, Johnes in Thornton 2005, 19). Zaradi takšne faktorske povezanosti je namen tega poglavja najprej prikazati temeljne oblike zaposlitvenih funkcij, nato pa na podlagi teh prikazati nastopajoče spremenljivke in povezave med njimi.

3.1 Temeljne oblike zaposlitvenih funkcij

O teoretičnih izhodiščih in temeljnih oblikah zaposlitvenih funkcij obstajajo različna mnenja. Zaposlitvena funkcija v bistvu opisuje razmerje med zaposlenostjo in proizvodom iz obratne strani kot produkcijska funkcija, pri čemer upošteva enake osnovne omejitve glede proizvodnih faktorjev kot slednja. Glede na to obstajajo številne neoklasične teorije, ki opisujejo različne oblike zaposlitvenih funkcij. Ne obstaja pa popolnoma specifična teorija o zaposlitveni funkciji, ki bi lahko uspešno prestala testiranje na podlagi raznolikih podatkov (Briscoe in Peel 1975, 115-117). K tem spoznanjem se pridružujejo tudi Chletsos, Kollias in Manolas (2000, 99-101), ki trdijo, da se determinante povpraševanja po delu razlikujejo od države do države oz. od modela do modela. Zato se razlikujejo tudi rezultati empiričnih raziskav.

Glede na različne teoretične okvire obstaja nekaj osnovnih specifikacij zaposlitvene funkcije. Razlikujejo se po uporabljenih spremenljivkah za pojasnjevanje gibanj zaposlenosti. Prva specifikacija predpostavlja, da je zaposlenost funkcija proizvoda in po možnosti tudi realnih plač. Druga specifikacija pa kot pojasnjevalne spremenljivke za zaposlenost navaja še ostale cene produkcijskih faktorjev, kot so obrestna mera in cene pomembnih surovin ter materialov (Smith in Hagan 1993, 185-186). Ti dve specifikaciji izhajata iz neoklasične tradicije. Obstaja pa tudi specifikacija, ki po keynesianski tradiciji v zaposlitveno funkcijo vnaša elemente agregatnega povpraševanja, kot so proizvodnja, denar in vladni izdatki (Kajzer 1991, 71).

Oblike zaposlitvenih funkcij se poleg nabora pojasnjevalnih spremenljivk, vključitve odloženih vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk in vključitve odložene vrednosti odvisne spremenljivke lahko razlikujejo tudi po izbiri odvisne spremenljivke. Glede odloženih vrednosti Naisbitt (1986, 68) ugotavlja, da je smiselno v specifikacijo zaposlitvene funkcije vključiti odložene vrednosti do največ drugega odloga. V vlogi pojasnjevalne spremenljivke pa lahko namesto zaposlenosti nastopa povprečno tedensko število delovnih ur ali povprečno tedensko število opravljenih delovnih ur vseh zaposlenih (Briscoe in Peel 1975, 130-133).

Za potrebe diplomskega dela pri osnovanju zaposlitvenih funkcij upoštevamo prvo specifikacijo, po kateri kot pojasnjevalne spremenljivke za zaposlenost uporabimo bruto domači proizvod in realne plače. Tako izpeljemo enačbo regresijske funkcije v obliki:

$$ZAP_t = \beta_1 + \sum_0^j \beta_{1j} \cdot BDP_{t-j} + \sum_0^j \beta_{2j} \cdot PLAC_{t-j} + \beta_3 \cdot t + \sum_0^j \beta_{4j} \cdot ZAP_{t-j-1} + u_t \quad (1),$$

pri čemer ZAP_t predstavlja zaposlenost, BDP_t bruto domači proizvod, $PLAC_t$ realne plače, t trend, indeks j velikost odloga in spremenljivka u_t stohastično komponento regresijske funkcije. Za primerjavo in potrebe ekonometričnega testiranja spremenljivke v določenih ocenah zaposlitvenih funkcij nastopajo kot osnovne vrednosti in v določenih ocenah kot logaritemske vrednosti.

3.2 Vsebinska razlaga ključnih spremenljivk zaposlitvenih funkcij

Glede na to, da se določene spremenljivke pojavljajo v večini specifikacij zaposlitvenih funkcij, podajamo njihovo vsebinsko razlago.

3.2.1 Zaposlenost

Zaposlenost predstavlja število delovno aktivnih prebivalcev v gospodarstvu. Skupaj z brezposelnimi predstavljajo aktivni del prebivalstva določenega gospodarstva (Borjas 2005, 22).

Obstajajo pa razlike glede uporabe terminov delovno aktivno in zaposleno prebivalstvo. Določeni avtorji po definicijah oba termina enačijo. Tako Žižmond (1998, 111) za zaposlene šteje starejše prebivalce od 16 let, ki opravljajo kakršno koli plačano delo, in tudi tiste, ki kljub temu da imajo delo, ga ne opravljajo zaradi dopustov, bolezni ali kakšnih drugih razlogov. Pri tem zaposlene prebivalce enači z delovno aktivnimi. Po definiciji jih enači tudi statistični urad EU (Eurostat 2005). Slovenski statistični urad pa deli delovno aktivne prebivalce na zaposlene in samozaposlene (SURS 2005b). Takšno razmejitev uporablja tudi Siebert (1997, 235), ko opisuje delovno aktivno prebivalstvo držav članic EU.

V diplomskem delu oba termina enačimo in zavzemamo stališče v skladu z definicijo Eurostat-a.

3.2.2 Bruto domači proizvod

Za izračunavanje bruto domačega proizvoda (BDP) gospodarstva se lahko uporabljajo tri različne metode (Eurostat 2005): izdatkovna, dohodkovna in proizvodna metoda. Največkrat je uporabljena proizvodna metoda izračuna, po kateri Parkin (1994, 111-114) definira BDP kot seštevek vrednosti vseh proizvodov in storitev, ki so namenjeni za končno porabo. K temu dodajata Dornbusch in

Fischer (1994, 29-30), da se v praksi za izogibanje dvojnega štetja proizvodov in storitev v kalkulaciji BDP namesto celotne vrednosti končnih proizvodov in storitev uporablja dodana vrednost proizvodov in storitev.

Tako se tudi po definiciji SURS-a in Eurostat-a BDP izračunava po proizvodni metodi kot vsota dodane vrednosti v osnovnih cenah vseh domačih proizvodnih enot ter neto davkov³ na proizvode in storitve (SURS 2005a).

3.2.3 Realne plače

Nominalne plače predstavljajo zaslužek zaposlenih za opravljeno delo. Primerne so za vrednostno primerjavo med subjekti. Realne plače pa predstavljajo nominalne plače, deljene z nivojem cen. Zato so primerne za primerjavo kupne moči različnih obdobj (Ehrenberg in Smith 2006, 31-33). Parkin (1994, 344) poleg tega k definiciji dodaja, da so realne plače v bistvu plače, izražene v stalnih cenah.

3.3 Povezave med spremenljivkami

3.3.1 Povezanost gibanj zaposlenosti in bruto domačega proizvoda

Glede povezave med gibanji zaposlenosti in BDP v literaturi ne obstaja bistvenih razhajanj med avtorji. Predpostavlja se, da je povezava med zaposlenostjo in BDP pozitivna. Pri tem se upoštevata obe spremenljivki brez časovnih odlogov. Predpostavlja pa se tudi, da odložene vrednosti BDP vplivajo na tekočo zaposlenost (Kajzer 1991, 93-95).

Pozitivno povezavo zaposlenosti in BDP potrjujejo skozi rezultate empiričnih raziskav analiziranih študij Briscoe in Peel (1975, 130-135), Naisbitt (1986, 68), Turner in Bowden (1997, 317-318) ter Chletsos, Kollias in Manolas (2000, 104-106).

3.3.2 Povezanost gibanj zaposlenosti in realnih plač

O povezavi med gibanji zaposlenosti in realnih plač obstajajo v literaturi razhajanja. Po neoklasični tradiciji raven realnih plač neposredno in brez časovnega odloga vpliva na raven zaposlenosti, po keynesianski tradiciji pa je vpliv realnih plač na zaposlenost posreden in s časovnim odlogom. Prisotno je tudi razhajanje tradicij o vzročnosti povezave (Kajzer 1991, 88-89).

Povezava med zaposlenostjo in realnimi plačami pa ni sporna samo na teoretični ravni, ampak prihaja do razhajanj tudi v rezultatih empiričnih raziskav. Beenstock (1988, 185-186) navaja, da različne študije navajajo protislovne rezultate. Tako je,

³ Neto davki so definirani kot davki na proizvode in storitve, zmanjšani za subvencije po proizvodih in storitvah (SURS 2005a).

po nekaterih, omenjena zveza negativna, po drugih pa pozitivna, ali pa ne obstaja. Poleg tega nekateri avtorji opisujejo neposredno zvezo med zaposlenostjo in realnimi plačami, drugi pa zvezo s časovnim odlogom.

Raznolikost empiričnih rezultatov zasledimo tudi v analiziranih študijah v drugem poglavju tega diplomskega dela, kjer Kim (1988, 76) na podlagi rezultatov raziskave sklepa, da je omenjena povezava šibko negativna. Newell in Symons (1989, 19) ugotavljata močno negativno povezavo med zaposlenostjo in realnimi plačami s časovnim odlogom. Graham in Spence (2000, 183) pa na podlagi rezultatov trdita, da obstaja negativna povezava med omenjenima spremenljivkama za večino testiranih sektorjev.

4 IZHODIŠČNI PODATKI ZA OCENJEVANJE ZAPOSLOTITVENIH FUNKCIJ: PRIMER SLOVENIJE IN MADŽARSKE

Pri ocenjevanju zaposlitvenih funkcij za Slovenijo in Madžarsko smo uporabili agregirane podatke v časovnih vrstah s četrtletno frekvenco. Naš vzorec je vseboval 50 opazovanih enot in je pokrival obdobje 1995:1–2007:2.

Glavna cilja pri iskanju in pridobivanju podatkov sta bila poiskati podatke visoke kakovosti in pridobiti čim večji vzorec.

Ekonometrična literatura navaja, da je kakovost ekonometrične raziskave lahko samo manjša ali enaka kakovosti podatkov (Gujarati 2003, 30). Zaradi tega je potrebno poiskati čim bolj kakovostne podatke. To pomeni časovne vrste, ki so med sabo uniformirane glede metod pridobivanja.

Ker za potrebe tega diplomskega dela nismo zbirali primarnih podatkov, ampak smo se oprli na spletne podatkovne baze, smo skrbeli za kakovost podatkov s primerjavo podatkovnih baz. Večino časovnih vrst smo zaradi uniformiranosti podatkov poskušali pridobiti iz ene podatkovne baze; preostale časovne vrste smo primerjali z drugimi podatkovnimi bazami in izbrali tisto, ki je bila metodološko najustreznejša. Tako smo večino podatkov pridobili iz Eurostat-ove podatkovne baze (Eurostat 2007). Podatke, ki niso bili na razpolago na tem naslovu, pa smo pridobili iz statističnih uradov Slovenije (SURS 2007) in Madžarske (HCSO 2007), podatkovne baze Banke Slovenije (BS 2007) in podatkovne baze ILO (ILO 2007).

Drugi cilj glede izhodiščnih podatkov pa se je nanašal na velikost vzorca. Seveda večji vzorec daje bolj robustne rezultate ekonometrične raziskave in omogoča uporabo t. i. asimptotičnih statističnih testov. Zato je bil naš cilj pridobiti čim večji vzorec. Pri tem je bila glavna omejitev dolžina razpoložljivih časovnih vrst, ki je omejila vzorec na 50 opazovanih enot.

Po zajetju vzorca smo izvirne časovne vrste podatkov pretvorili v verižne indekse. S tem smo ublažili probleme, ki so pogosto povezani s podatki v časovnih vrstah: prisotnost avtokorelacije in nestacionarnost serij (Gujarati 2003, 448).

V nadaljevanju bomo predstavili podatke in spremenljivke, ki smo jih uporabili pri ocenjevanju zaposlitvenih funkcij za vsako državo posebej.

4.1 Spremenljivke in podatki za Slovenijo

V ocenah zaposlitvenih funkcij za Slovenijo smo uporabili naslednje spremenljivke:

- zaposlenost;
- BDP;
- realne plače;
- nepravo spremenljivko za ocenjevanje asimetrije;
- časovni trend;

- nepravo spremenljivko za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja.

Od teh spremenljivk nastopa v zaposlitvenih funkcijah zaposlenost kot odvisna spremenljivka, ostale pa kot pojasnjevalne spremenljivke. V naslednjih podpoglavjih bomo predstavili oznake in podatkovni vir za vsako od naštetih spremenljivk posebej.

Vse podatke v časovnih vrstah za oceno zaposlitvenih funkcij v izvorni obliki in v pretvorbah v verižne indekse za Slovenijo podajamo v Prilogi 1a.

4.1.1 Zaposlenost

Za zaposlenost smo oblikovali dve spremenljivki. Prva je predstavljala celotno zaposlenost v gospodarstvu, druga pa zaposlenost brez javnega sektorja. Razlog za takšno razmejitev je bil pričakovanje boljših rezultatov regresije z uporabo zaposlenosti brez javnega sektorja. Zaposlenost v javnem sektorju je namreč bolj avtonomna in se manj odziva na spremembe realnih kategorij v gospodarstvu.

Podatke v časovni vrsti za celotno zaposlenost smo pridobili iz Eurostat-ove podatkovne baze in jih primerjali s podatki iz podatkovne baze SURS-a. Ugotovili smo, da je v obeh primerih bil pri zbiranju podatkov izbran enak metodološki pristop in da se podatki skladajo. Predstavljajo pa celotno zaposlenost po četrletjih, merjeno v tisoč zaposlenih v vseh sektorjih gospodarstva. Podatke smo nato pretvorili v verižne indekse.

Spremenljivko za celotno zaposlenost smo poimenovali ZAPSLO_t, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

Podatke za zaposlenost brez javnega sektorja smo pridobili iz podatkovne baze SURS. Ker podatki o zaposlenosti, razvrščeni po sektorjih, niso bili dosegljivi na Eurostat-ovi podatkovni bazi, nismo mogli izvesti metodološke primerjave. Pred tem pa smo ugotovili metodološko skladnost med podatkovnima bazama pri celotni zaposlenosti, zato so tudi ti podatki bili ustrezne kakovosti. Podatki tako predstavljajo zaposlenost po četrletjih, merjeno v tisoč zaposlenih, v vseh sektorjih gospodarstva razen javnega sektorja. Podatke smo nato pretvorili v verižne indekse.

Spremenljivko za zaposlenost brez javnega sektorja smo poimenovali ZAPBJSLO_t, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.1.2 Bruto domači proizvod

Podatke v časovni vrsti za BDP smo pridobili iz podatkovne baze Eurostat-a in jih nato po zgoraj opisanem postopku primerjali s podatki iz SURS-a. Ponovno smo ugotovili, da so podatki primerljivi. Predstavljajo pa BDP po stalnih cenah iz leta 1995, preračunan v EUR za obdobje 1995:1 do 2006:4 po prevzemnem tečaju

1 EUR=239,640 SIT, in so nedesezonirani. Podatke smo nato pretvorili v verižne indekse.

Za BDP smo določili spremenljivko $BDPSLO_t$, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.1.3 Realne plače

Za realne plače smo časovne vrste podatkov pridobili iz publikacij Banke Slovenije (BS). Nato smo kot pri prejšnjih časovnih vrstah te podatke preverili preko skladnosti s podatkovno bazo SURS-a. Ugotovili smo minimalna odstopanja, ki pa so rezultat zaokroževanj in ne drugačne metodološke podlage pri zbiranju podatkov.

Izvorni podatki o realnih plačah so nedesezonirani in predstavljajo povprečne realne bruto plače, izražene v stalnih cenah iz leta 1995 za obdobje od 1995:1 do 2007:2. Za obdobje od 1995:1 do 2006:4 so preračunane v EUR po prevzemnem tečaju 1 EUR=239,640 SIT. Podatke smo nato pretvorili v verižne indekse.

Za realne plače smo določili spremenljivko $PLACSLO_t$, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.1.4 Neprava spremenljivka za ocenjevanje asimetrije

Nepravo spremenljivko za ocenjevanje asimetrije, ki lahko zasede vrednosti 0 ali 1, smo določili tako, da ima vrednost 0 v obdobju, ko se BDP poveča ali ostane enak glede na prejšnje obdobje (verižni indeks tedaj zasede vrednost 100 ali več), in vrednost 1, ko se BDP zmanjša glede na prejšnje obdobje (verižni indeks tedaj zasede manjšo vrednost od 100).

Spremenljivko smo poimenovali D_BDPSLO_t , pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.1.5 Časovni trend

Časovni trend smo v ocene zaposlitvenih funkcij uvedli preko spremenljivke T , ki ji je vrednost naraščala v vsakem opazovanem obdobju za eno enoto.

4.1.6 Neprava spremenljivka za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja

Na podoben način kot nepravo spremenljivko za ocenjevanje asimetrije, smo določili tudi nepravo spremenljivko za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja. Zasede lahko vrednost 0 ali 1. Določili smo jo tako, da ima vrednost 0 v prvem tretjem in četrtem četrletju in vrednost 1 v drugem četrletju.

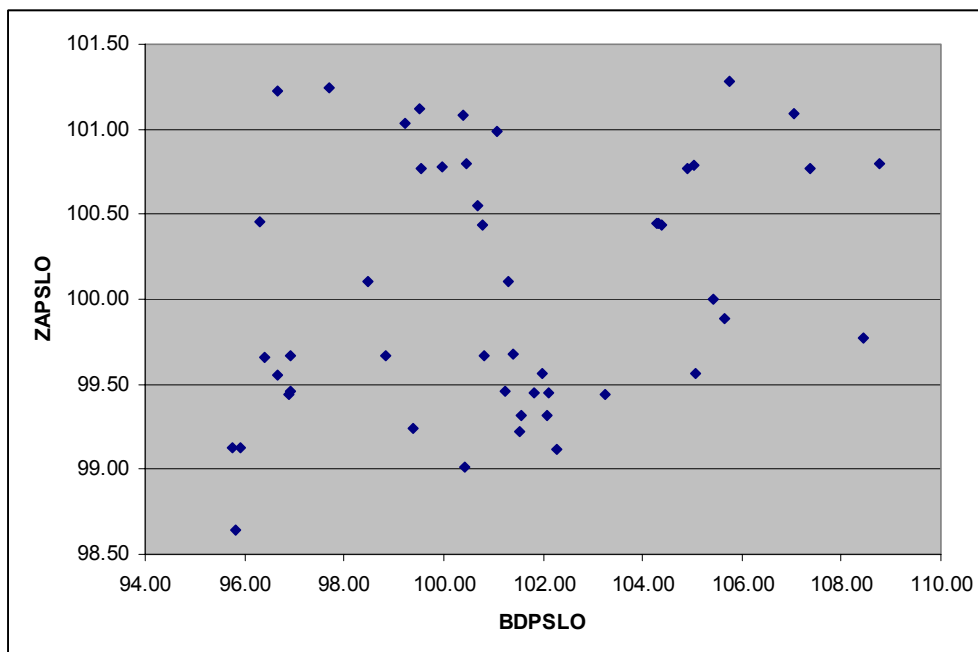
Nepravo spremenljivko za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrtnja smo poimenovali D_S2_t ,⁴ pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.1.7 Razsevni grafikon spremenljivk

Povezave med spremenljivkami v tem podpoglavju prikazujemo v obliki razsevnih grafikonov.

Najprej prikazujemo razsevne grafikone z odvisno spremenljivko celotna zaposlenost in pojasnjevalnimi spremenljivkami na Slikah 1 in 2.

SLIKA 1: RAZSEVNI GRAFIKON MED BDP IN CELOTNO ZAPOSLENOSTJO



Vir: Eurostat (2007).

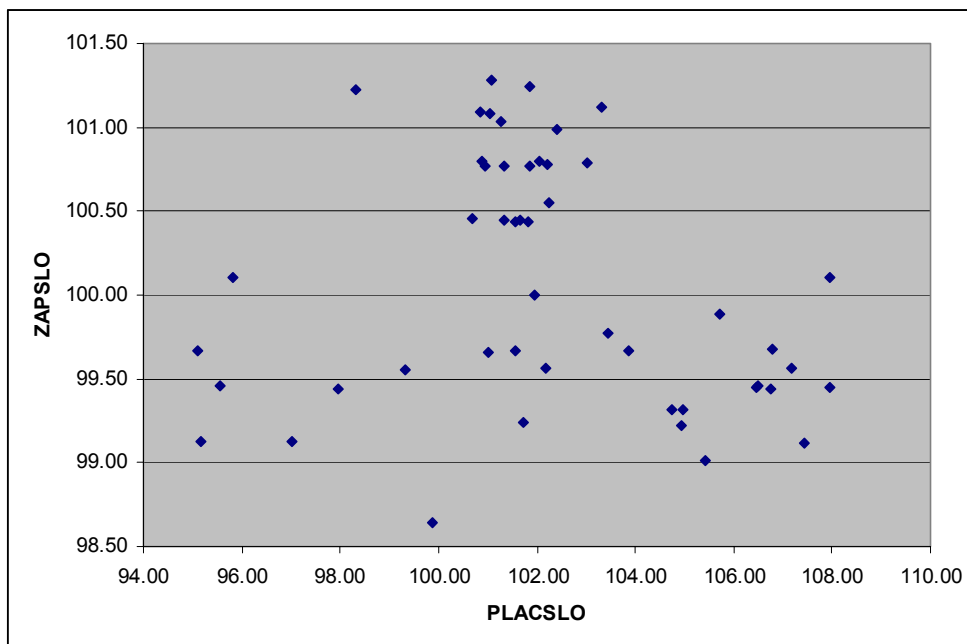
Na Sliki 1 je prikazana zaposlenost v odvisnosti od BDP. Ugotovimo lahko, da obstaja pozitivna povezava med spremenljivkama, ki pa ni preveč močna. To tudi potrjuje teorija, ki predpostavlja pozitivno povezavo med zaposlenostjo in BDP.

Na Sliki 2 pa predstavljamo povezavo med celotno zaposlenostjo in drugo pravo pojasnjevalno spremenljivko, realnimi plačami. Glede te zveze so stališča ekonomske stroke deljena; če neoklasična teorija predpostavlja negativno zvezo, pa veliko empiričnih del te ne potrjuje (Kajzer 1991, 88). Tudi v naši raziskavi ta negativna zveza ni nedvoumno potrjena. Iz Slike 2 je razvidno, da težko govorimo o smeri povezave, ker je ta zelo šibko izražena. Kljub temu pa lahko glede na

⁴ Pripono imena spremenljivke, ki pomeni pripadnost državi (SLO ali HUN), smo pri poimenovanju namenoma izpustili, saj vrednosti neprave spremenljivke za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrtnja niso vezane na druge podatke in so tako za obe državi enake.

vzorec trdimo, da obstaja zelo šibka negativna povezava med celotno zaposlenostjo in realnimi plačami.

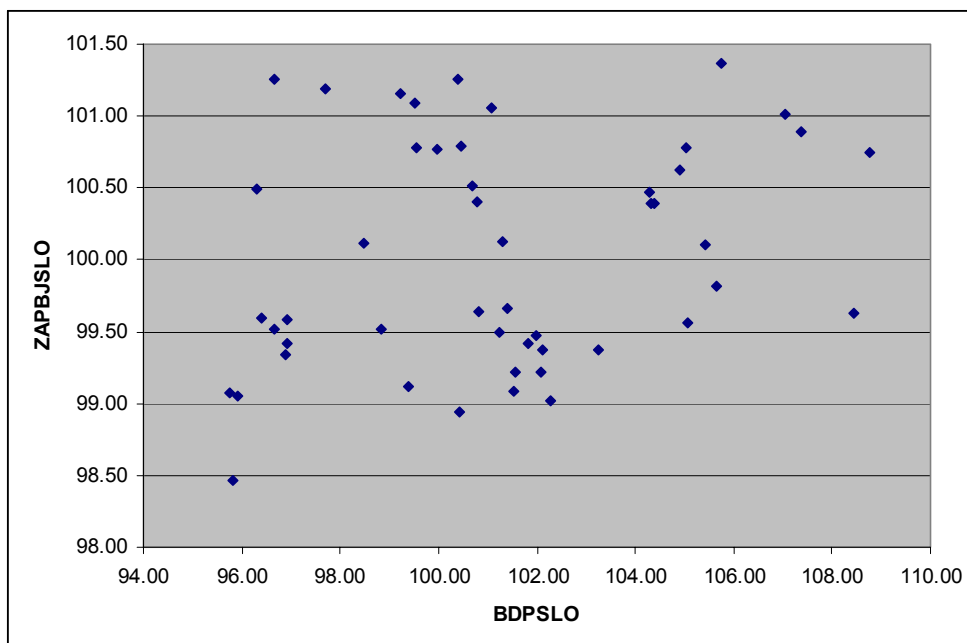
SLIKA 2: RAZSEVNI GRAFIKONI MED REALNIMI PLAČAMI IN CELOTNO ZAPOSLENOSTJO



Viri: BS (2007) in Eurostat (2007).

Nadalje prikazujemo razsevne grafikone z odvisno spremenljivko zaposlenost brez javnega sektorja in pojasnjevalnimi spremenljivkami na Slikah 3 in 4.

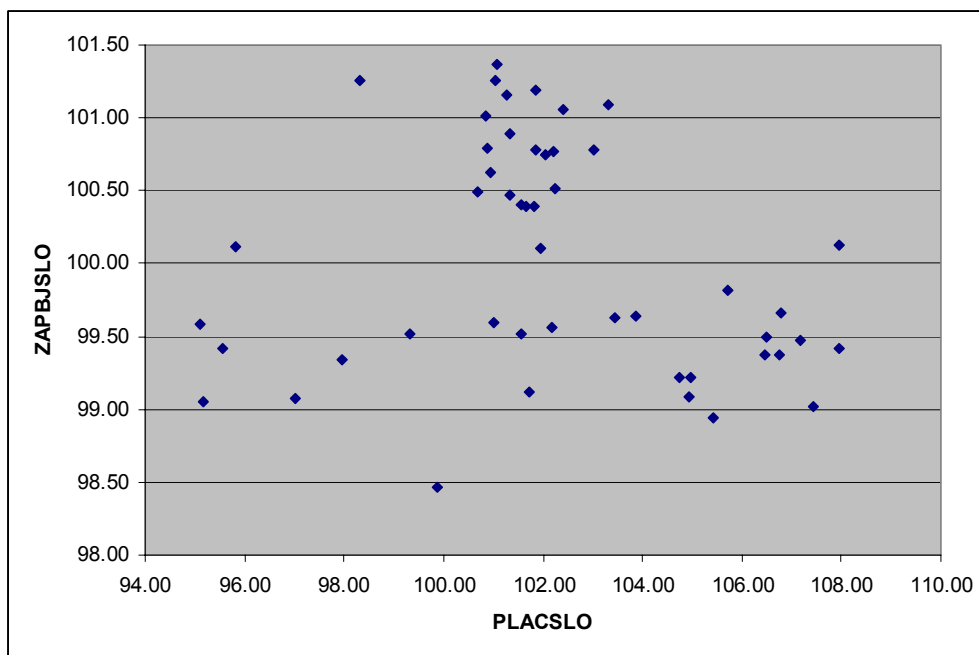
SLIKA 3: RAZSEVNI GRAFIKON MED BDP IN ZAPOSLENOSTJO BREZ JAVNEGA SEKTORJA



Viri: Eurostat (2007) in SURS (2007).

Na Sliki 3 je prikazana povezava med zaposlenostjo brez javnega sektorja v odvisnosti od BDP. Ugotovimo lahko, da obstaja med spremenljivkama šibka pozitivna povezava. Tako smo prišli do enakega sklepa kot pri Sliki 1. Pri nadaljnji grafični primerjavi Slik 3 in 1 pa lahko ugotovimo, da je povezava na Sliki 3 rahlo močnejša kot na Sliki 1. To pa potrjuje našo predpostavko iz podpoglavja 4.1.1, da se zaposlenost brez javnega sektorja bolje odziva na spremembe v gospodarstvu.

SLIKA 4: RAZSEVNI GRAFIKON MED REALNIMI PLAČAMI IN ZAPOSLENOSTJO BREZ JAVNEGA SEKTORJA



Viri: BS (2007) in SURS (2007).

Na Sliki 4 je prikazana zaposlenost brez javnega sektorja v odvisnosti od realnih plač. Tudi tukaj lahko sklepamo podobno kot na Sliki 2. Težko govorimo o smeri povezave, vendar če zajamemo večino opazovanj v grafičen vzorec, lahko ugotovimo prehajanje večine opazovanj iz zgornje leve strani grafikona v spodnjo desno stran. Na podlagi tega lahko, podobno kot na Sliki 2, sklepamo o šibki negativni povezavi.

Zaradi ocenjevanja dvojnolgaritemskih oblik zaposlitvenih funkcij smo primerjali tudi logaritmirane vrednosti spremenljivk v razsevnih grafikonih. Ker se rezultati primerjave ne razlikujejo bistveno od že prikazanih, jih prikazujemo v Prilogi 2a.

V tem in v prejšnjih podpoglavjih smo torej prikazali izhodiščne podatke in spremenljivke za ocenjevanje zaposlitvenih funkcij za Slovenijo. V nadaljevanju pa bomo prikazali izhodiščne podatke in spremenljivke za Madžarsko.

4.2 Spremenljivke in podatki za Madžarsko

V ocenah zaposlitvenih funkcij za Madžarsko smo uporabili naslednje spremenljivke:

- zaposlenost;
- BDP;
- industrijski proizvod;
- realne plače;
- nepravo spremenljivko za ocenjevanje asimetrije;
- časovni trend;
- nepravo spremenljivko za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja.

Od zgoraj naštetih spremenljivk nastopa v ocenah zaposlitvenih funkcij zaposlenost kot odvisna spremenljivka, ostale pa kot pojasnjevalne spremenljivke. Tabela z izvornimi podatki za spremenljivke, kakor tudi preračunane vrednosti v verižne indekse, se nahaja v Prilogi 1b.

V naslednjih podpoglavjih sledi predstavitev naštetih spremenljivk. Opisani so podatkovni viri, načini pridobivanja podatkov in oznake za uporabljene spremenljivke.

4.2.1 Zaposlenost

Podatke za zaposlenost smo na enak način kot pri Sloveniji pridobili iz podatkovne baze Eurostat. Po primerjavi s podatkovno bazo statističnega urada Madžarske (HCSO) smo ugotovili metodološko skladnost podatkov. Podatki predstavljajo celotno zaposlenost na Madžarskem, merjeno v tisoč zaposlenih po četrletjih za obdobje 1995:1–2007:2, in so nedesezonirani. Podatke smo po pridobitvi pretvorili v verižne indekse.

Za zaposlenost smo določili spremenljivko $ZAPHUN_t$, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

Naš namen je bil tudi pridobiti podatke za zaposlenost brez javnega sektorja. To ni bilo mogoče, ker tako razvrščenih podatkov nismo našli. Podobno kot za Slovenijo tudi za Madžarsko podatki o zaposlenosti po sektorjih niso bili dosegljivi v podatkovni bazi Eurostat-a in tudi ne v podatkovni bazi HCSO.

4.2.2 Bruto domači proizvod

Podatki za BDP so bili širše razpoložljivi. Zaradi podatkovne uniformiranosti smo jih pridobili iz Eurostat-ove podatkovne baze in jih nato primerjali s podatki iz podatkovne baze HCSO. Ugotovili smo, da se skladajo. Predstavljajo pa BDP, merjen v mio HUF po stalnih cenah iz leta 1995 za obdobje 1995:1–2007:2, in so

nedesezonirani. Za ocenjevanje zaposlitvenih funkcij smo jih pretvorili v verižne indekse.

Spremenljivko za BDP smo poimenovali $BDPHUN_t$, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.2.3 Industrijska proizvodnja

Spremenljivko industrijska proizvodnja smo uvedli kot morebitni nadomestek spremenljivke BDP. Podatke za industrijsko proizvodnjo smo pridobili iz podatkovne baze Eurostat. Primerjava s podatkovno bazo HCSO ni bila možna, ker četrletni podatki za obdobje 1995:1–2007:2 niso objavljeni.

Podatki predstavljajo četrletno industrijsko proizvodnjo, merjeno v mio HUF po stalnih cenah iz leta 1995, za obdobje 1995:1–2007:2. Podatki so nedesezonirani. Za ocenjevanje zaposlitvenih funkcij smo jih pretvorili v verižne indekse.

Za industrijski proizvod smo določili spremenljivko $INDPHUN_t$, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.2.4 Realne plače

Za realne plače smo podatke iskali na več naslovih. Ker na Eurostatovi podatkovni bazi ni podatkov o plačah, smo podatke iskali na strani HCSO. Razpoložljivi podatki so obsegali povprečne realne bruto plače v industriji za obdobje 2003:1–2007:2. Dalje smo iskali podatke v podatkovni bazi ILO. Tam smo našli primerljive podatke za obdobje od 1995:1 do 2005:4. Ker so se podatki ujemali z minimalnimi odstopanji,⁵ smo oba podatkovna niza združili v eno časovno vrsto. Pri tem se zavedamo, da podatki, ki predstavljajo realne plače v industriji, niso tako primerni za ocenjevanje zaposlitvenih funkcij kot podatki o realnih plačah v celotnem gospodarstvu (Slovenija).

Podatki so nedesezonirani, obsegajo obdobje 1995:1–2007:2 in so izraženi v HUF po stalnih cenah iz leta 1995. Za ocenjevanje zaposlitvenih funkcij smo jih pretvorili v verižne indekse.

Spremenljivko za realne plače smo poimenovali $PLACHUN_t$, pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.2.5 Neprava spremenljivka za ocenjevanje asimetrije

V primeru Madžarske smo tvorili dve nepravi spremenljivki za ocenjevanje asimetrije: eno za ocenjevanje asimetrije na podlagi BDP in drugo za ocenjevanje

⁵ Ta odstopanja pripisujemo zaokroževanju.

asimetrije na podlagi industrijske proizvodnje. Uporaba ene izmed teh spremenljivk je torej vezana na uporabo spremenljivk BDP ali industrijske proizvodnje v zaposlitveni funkciji.

V obeh primerih smo nepravo spremenljivko določili tako, da zasede (izmed vrednosti 0 in 1) vrednost 0 v obdobju, ko se BDP ali industrijska proizvodnja poveča oz. ostane enaka (verižni indeks tedaj zasede vrednost večjo od 100), in vrednost 1 v obdobju, ko se BDP ali industrijska proizvodnja glede na prejšnje obdobje zmanjša (vrednost verižnega indeksa je tedaj nižja od 100).

Nepravo spremenljivko za ocenjevanje asimetrije na podlagi BDP smo poimenovali D_BDPHUN_t , nepravo spremenljivko za ocenjevanje asimetrije na podlagi vrednosti industrijske proizvodnje pa smo poimenovali $D_INDPHUN_t$. V obeh primerih indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.2.6 Časovni trend

Za uvajanje časovnega trenda v ocene zaposlitvenih funkcij smo definirali spremenljivko T . Spremenljivka ima v prvem obdobju vrednost 0, v naslednjih pa za 1 enoto večjo od prejšnjega.

4.2.7 Neprava spremenljivka za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja

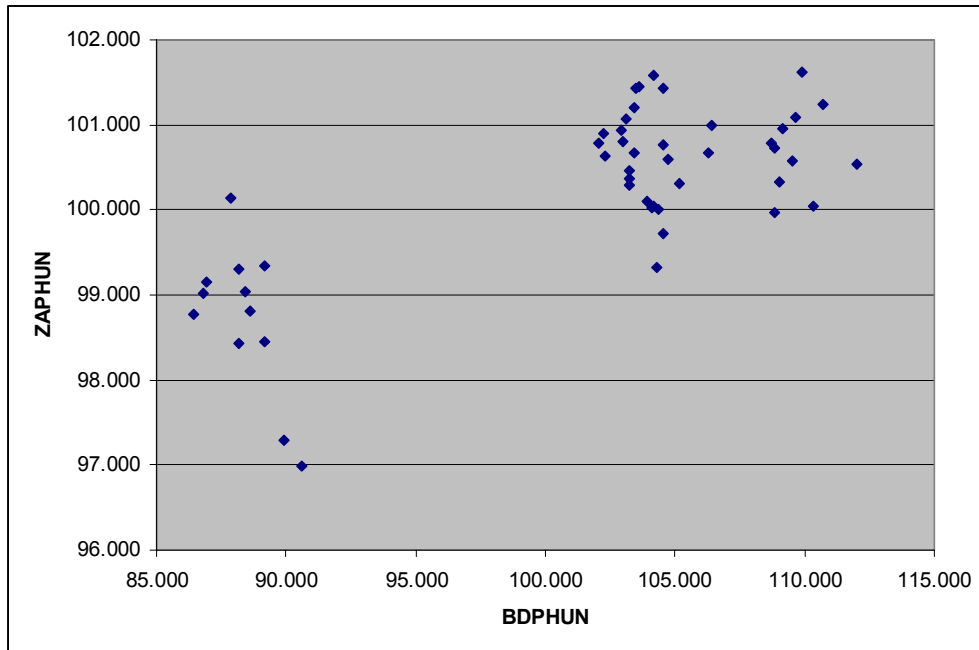
Nepravo spremenljivko za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja smo definirali podobno kot za Slovenijo. Določili smo jo tako, da zasede vrednost 0 v prvem, tretjem in četrtem četrletju in 1 v drugem četrletju.

Nepravo spremenljivko za ocenjevanje sezonskega vpliva 2. četrletja smo poimenovali enako kot prej za Slovenijo D_S2_t , pri čemer indeks t pomeni tekoče časovno obdobje.

4.2.8 Razsevni grafikoni spremenljivk

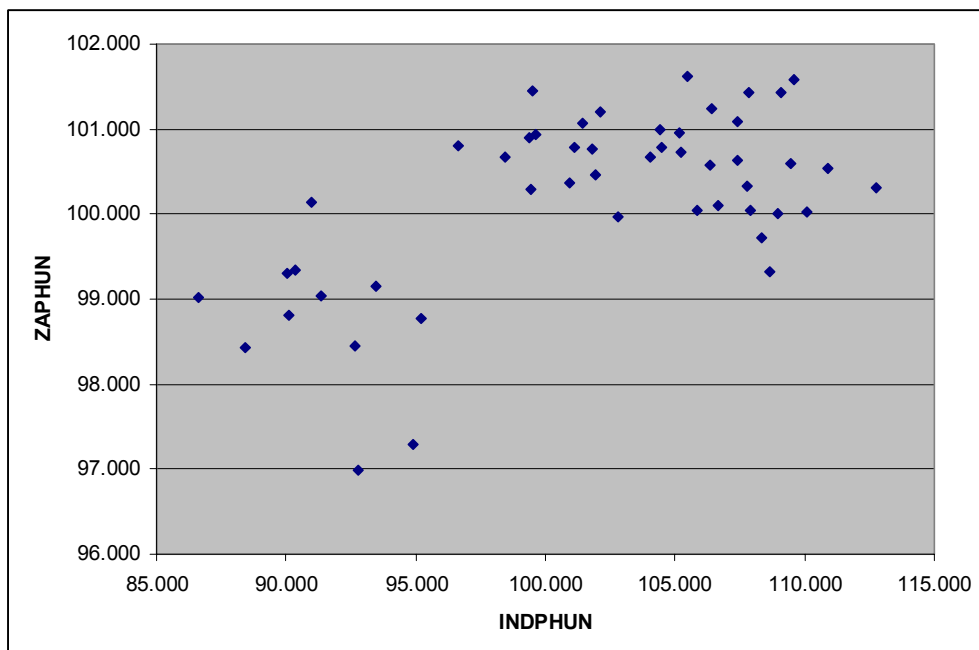
V tem podpoglavju ilustriramo povezave med odvisno spremenljivko in pojasnjevalnimi spremenljivkami z razsevnimi grafikoni.

Na Sliki 5 je prikazana povezava med BDP in zaposlenostjo. Na podlagi vzorca lahko trdimo, da obstaja šibka pozitivna povezava med BDP in zaposlenostjo. To pa je tudi v skladu s teoretičnimi pričakovanji.

SLIKA 5: RAZSEVNI GRAFIKON MED BDP IN ZAPOSLENOSTJO

Vir: Eurostat (2007).

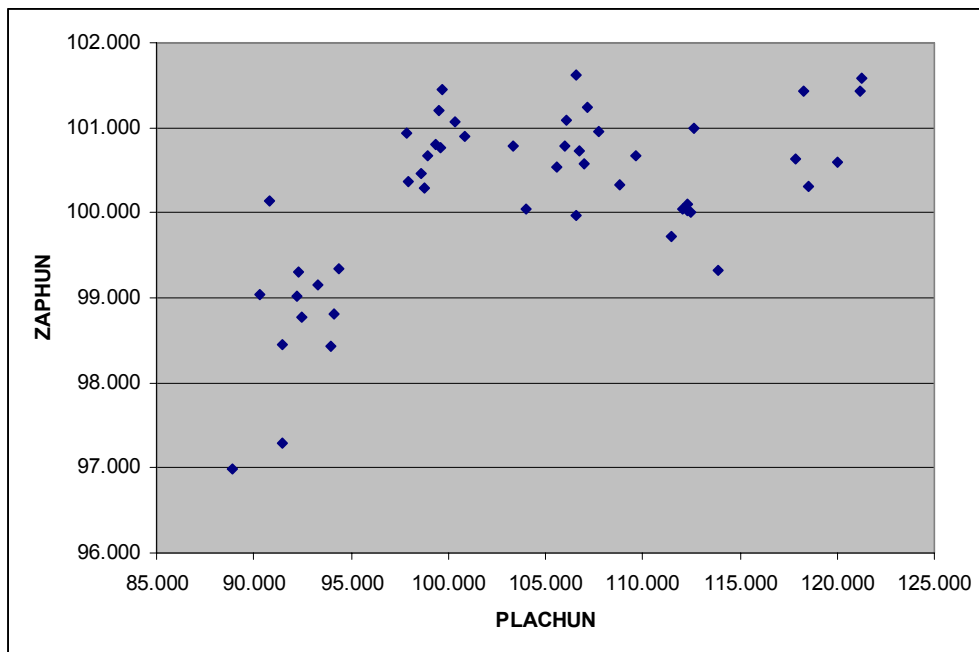
Na Sliki 6 je prikazana zaposlenost v odvisnosti od industrijske proizvodnje. Podobno kot pri BDP je tudi med industrijsko proizvodnjo in zaposlenostjo ugotovljena pozitivna povezava. Primerjava razpršenosti na Slikah 5 in 6 kaže na podobne vzorce. To pa tudi potrjuje izbiro industrijske proizvodnje kot nadomestne spremenljivke za BDP.

SLIKA 6: RAZSEVNI GRAFIKON MED INDUSTRIJSKO PROIZVODNJO IN ZAPOSLENOSTJO

Vir: Eurostat (2007).

Povezavo med realnimi plačami in zaposlenostjo pa prikazuje Slika 7. Iz nje lahko razberemo, da obstaja pozitivna povezava med obema spremenljivkama. To sicer ni v skladu z pričakovani ekonomski stroke, vendar je pojav, ki je opažen v empiričnih raziskavah (Kajzer 1991, 88).

SLIKA 7: RAZSEVNI GRAFIKON MED REALNIMI PLAČAMI IN ZAPOSLENOSTJO



Viri: Eurostat (2007), HCSO (2007) in ILO (2007).

Naredili smo tudi razsevne grafikone med logaritmiranimi vrednostmi pojasnjevalnih spremenljivk in odvisne spremenljivke zaradi ocenjevanja dvojnologaritmskih oblik zaposlitvenih funkcij. Ker pa se razsevni grafikoni logaritmiranih in osnovnih vrednosti paroma ne razlikujejo bistveno, jih prikazujemo v Prilogi 2b.

V tem poglavju smo predstavili izhodiščne podatke in spremenljivke, ki nastopajo v ocenah zaposlitvenih funkcij za obe državi. O podatkih za večino časovnih vrst lahko trdimo, da so glede izvora uniformirani – izhajajo iz iste podatkovne baze (Eurostat 2007). Druge pa smo preverili glede metodološke ustreznosti po več virih. Takšna podatkovna usklajenost je zaželeno, saj s tem ekonometrična raziskava pridobi na verodostojnosti.

5 OCENE ZAPOSLOTIVENIH FUNKCIJ

V tem poglavju bomo prikazali ocene zaposlitvenih funkcij za obe državi in izbrali najustreznejše za nadaljnja testiranja.

Glede na nabor spremenljivk in širok teoretičen okvir, ki dopušča različne funkcijske oblike, smo na začetku imeli na razpolago mnogo različnih funkcijskih oblik. Večina od teh oblik ni bila primerna s stališča ekonometrične teorije, saj je generirala statistično neznačilne rezultate. Tako smo na podlagi lastnosti podatkov in teoretičnih pričakovanj o povezavah med spremenljivkami v procesu eliminacije izbrali za vsako državo štiri oblike zaposlitvenih funkcij. Pri tem smo tudi zasledovali cilj zasnovati čim bolj poenotene oblike zaposlitvenih funkcij za obe državi.

Te štiri oblike zaposlitvenih funkcij bomo predstavili v naslednji podpoglavjih. Najprej bomo predstavili linearno in dvojnologaritemsko obliko zaposlitvene funkcije, ki sloni na naboru spremenljivk, ki ga potrjuje ekonomska teorija: vsebuje pojasnjevalne spremenljivke z odlogi, odložene vrednosti odvisne spremenljivke in nepravo spremenljivko za ocenjevanje asimetrije.

Nato pa bomo predstavili še poenoteno obliko zaposlitvene funkcije za obe državi v linearni in dvojnologaritemski obliki, ki obide določene teoretične predpostavke o odloženih vrednostih pojasnjevalnih spremenljivk in vključuje sezonski vpliv. To je končna oblika zaposlitvene funkcije, pridobljena skozi zgoraj opisani proces eliminacije.

Po predstavitvi zaposlitvenih funkcij bomo na podlagi testov za preverjanje primernosti funkcijske oblike izbrali za vsako državo najprimernejšo obliko zaposlitvene funkcije. Nato pa bomo za izbrano obliko v naslednjem poglavju izvedli teste predpostavk.

5.1 Predstavitev in razlaga ocen zaposlitvenih funkcij

V tem podpoglavju bomo torej predstavili izbrani obliki zaposlitvenih funkcij za vsako državo. Predstavili bomo tudi metodo ocenjevanja in na podlagi izbrane metode izvedli regresijsko analizo.

5.1.1 Predstavitev zaposlitvenih funkcij za Slovenijo

Za Slovenijo najprej predstavljamo zaposlitveno funkcijo v linearni in dvojnologaritemski obliki, ki je glede na uporabljene spremenljivke najbližje teoretičnim izhodiščem in vsebuje koeficient asimetrije (dalje zaposlitvena funkcija s koeficientom asimetrije). Kot populacijsko regresijsko funkcijo (PRF) jo zapišemo v linearni obliki:

$$\begin{aligned} ZAPSLO_t = & \beta_1 + \beta_2 \cdot BDPSLO_t + \beta_3 \cdot BDPSLO_{t-1} + \beta_4 \cdot D_BDPSLO_t + \\ & + \beta_5 \cdot PLACSLO_{t-1} + \beta_6 \cdot T + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

oziroma v dvojnologaritemski obliki:

$$\begin{aligned} \ln(ZAPSLO_t) = & \ln(\beta_1) + \beta_2 \cdot \ln(BDPSLO_t) + \beta_3 \cdot \ln(BDPSLO_{t-1}) + \\ & + \beta_4 \cdot D_BDPSLO_t + \beta_5 \cdot \ln(PLACSLO_{t-1}) + \beta_6 \cdot T + u_t \end{aligned} \quad (3).$$

V PRF u_t predstavlja slučajno spremenljivko PRF⁶ (Pfajfar 1998a, 32).

Ker pa razpolagamo z vzorčnimi podatki, moramo za pridobitev ocene PRF oceniti funkcijo na podlagi vzorčnih podatkov, torej vzorčno regresijsko funkcijo (VRF). Kot VRF zaposlitveno funkcijo zapišemo v linearni obliki:

$$\begin{aligned} ZAPSLO_t = & b_1 + b_2 \cdot BDPSLO_t + b_3 \cdot BDPSLO_{t-1} + b_4 \cdot D_BDPSLO_t + \\ & + b_5 \cdot PLACSLO_{t-1} + b_6 \cdot T + e_t \end{aligned} \quad (4),$$

v dvojnologaritemski obliki pa jo zapišemo kot:

$$\begin{aligned} \ln(ZAPSLO_t) = & \ln(b_1) + b_2 \cdot \ln(BDPSLO_t) + b_3 \cdot \ln(BDPSLO_{t-1}) + \\ & + b_4 \cdot D_BDPSLO_t + b_5 \cdot \ln(PLACSLO_{t-1}) + b_6 \cdot T + e_t \end{aligned} \quad (5).$$

Pri VRF pa e_t predstavlja napake VRF (ibidem, 37). Glede na teoretična izhodišča lahko pojasnimo, da odlogi določenih pojasnjevalnih spremenljivk kakor tudi odložene vrednosti odvisne spremenljivke niso vključene v specifikacijo funkcije zaradi tega, ker se tekom ocenjevanja izkaže, da so statistično neznačilne.

Druga zaposlitvena funkcija, ki jo predstavljamo za Slovenjo, pa se poslužuje manj odloženih vrednosti in vključuje sezonski vpliv (dalje zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom). Kot PRF jo v linearni obliki zapišemo:

$$ZAPBJSLO_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot BDPSLO_{t-1} + \beta_3 \cdot PLACSLO_{t-1} + \beta_4 \cdot T + \beta_5 \cdot D_S2_t + u_t \quad (6)$$

oziroma v dvojnologaritemski obliki:

$$\begin{aligned} \ln(ZAPBJSLO_t) = & \ln(\beta_1) + \beta_2 \cdot \ln(BDPSLO_{t-1}) + \beta_3 \cdot \ln(PLACSLO_{t-1}) + \\ & + \beta_4 \cdot T + \beta_5 \cdot D_S2_t + u_t \end{aligned} \quad (7).$$

Da pa ocenimo PRF, moramo oceniti VRF. Kot VRF drugo zaposlitveno funkcijo zapišemo v linearni obliki:

$$ZAPBJSLO_t = b_1 + b_2 \cdot BDPSLO_{t-1} + b_3 \cdot PLACSLO_{t-1} + b_4 \cdot T + b_5 \cdot D_S2_t + e_t \quad (8),$$

⁶ Zaradi razlik v oznakah spremenljivk v literaturi smo se v tem diplomskem delu odločili za oznake spremenljivk, ki jih uporablja Pfajfar (1998a).

v dvojnologaritemski obliki pa jo zapišemo kot:

$$\ln(ZAPBJSLO_t) = \ln(b_1) + b_2 \cdot \ln(BDPSLO_{t-1}) + b_3 \cdot \ln(PLACCSLO_{t-1}) + b_4 \cdot T + b_5 \cdot D_{-}S2_t + e_t \quad (9).$$

V drugi zaposlitveni funkciji je definirana drugačna odvisna spremenljivka kot v prvi. To je zaradi tega, ker se pokaže kot bolj ustrezna odvisna spremenljivka. Po drugi strani pa se kljub informacijam iz razsevnega grafikona zaposlenost brez javnega sektorja pokaže kot manj ustrezna odvisna spremenljivka v prvi funkciji. Zato smo takšno obliko izločili v procesu eliminacije funkcijskih oblik.

To sta torej izbrani zaposlitveni funkciji za Slovenijo, predstavljeni v linearni in dvojnologaritemski obliki. Zapisani kot VRF sta primerni za ocenjevanje.

5.1.2 Predstavitev zaposlitvenih funkcij za Madžarsko

Nadalje pa predstavljamo zaposlitvene funkcije za Madžarsko. Najprej predstavljamo zaposlitveno funkcijo v linearni in dvojnologaritemski obliki, ki je glede na uporabljene spremenljivke najbližje teoretičnim izhodiščem in vsebuje koeficient asimetrije (dalje zaposlitvena funkcija s koeficientom asimetrije). Kot PRF jo zapišemo v linearni obliki:

$$ZAPHUN_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot INDPHUN_t + \beta_3 \cdot INDPHUN_{t-1} + \beta_4 \cdot D_{-}INDPHUN_t + \beta_5 \cdot PLACHUN_{t-1} + \beta_6 \cdot ZAPHUN_{t-1} + \beta_7 \cdot T + u_t \quad (10),$$

v dvojnologaritemski obliki pa jo zapišemo kot:

$$\ln(ZAPHUN_t) = \ln(\beta_1) + \beta_2 \cdot \ln(INDPHUN_t) + \beta_3 \cdot \ln(INDPHUN_{t-1}) + \beta_4 \cdot D_{-}INDPHUN_t + \beta_5 \cdot \ln(PLACHUN_{t-1}) + \beta_6 \cdot \ln(ZAPHUN_{t-1}) + \beta_7 \cdot T + u_t \quad (11).$$

Za oceno PRF pa moramo na podlagi vzorčnih podatkov oceniti VRF. Kot VRF zapišemo funkcijo v linearni obliki:

$$ZAPHUN_t = b_1 + b_2 \cdot INDPHUN_t + b_3 \cdot INDPHUN_{t-1} + b_4 \cdot D_{-}INDPHUN_t + b_5 \cdot PLACHUN_{t-1} + b_6 \cdot ZAPHUN_{t-1} + b_7 \cdot T + e_t \quad (12)$$

oziroma v dvojnologaritemski obliki:

$$\ln(ZAPHUN_t) = \ln(b_1) + b_2 \cdot \ln(INDPHUN_t) + b_3 \cdot \ln(INDPHUN_{t-1}) + b_4 \cdot D_{-}INDPHUN_t + b_5 \cdot \ln(PLACHUN_{t-1}) + b_6 \cdot \ln(ZAPHUN_{t-1}) + b_7 \cdot T + e_t \quad (13).$$

Glede izbire odvisne spremenljivke INDPHUN lahko komentiramo, da se v takšni specifikaciji zaposlitvene funkcije spremenljivka BDPHUN ne pokaže kot ustrezna. Problem je v njeni statistični značilnosti in predznaku. To smo ugotovili v procesu eliminacije funkcijskih oblik.

Druga zaposlitvena funkcija, ki jo predstavljamo za Madžarsko, pa je zaposlitvena funkcija, ki se poslužuje manj odloženih vrednosti in vključuje sezonski vpliv (dalje zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom). Kot PRF jo v linearni obliki zapišemo:

$$ZAPHUN_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot BDPHUN_{t-1} + \beta_3 \cdot PLACHUN_{t-1} + \beta_4 \cdot T + \beta_5 \cdot D_{-S2} + u_t \quad (14),$$

v dvojnologaritemski obliki pa jo definiramo kot:

$$\ln(ZAPHUN_t) = \ln(\beta_1) + \beta_2 \cdot \ln(BDPHUN_{t-1}) + \beta_3 \cdot \ln(PLACHUN_{t-1}) + \beta_4 \cdot T + \beta_5 \cdot D_{-S2} + u_t \quad (15).$$

Zapisano PRF v obeh oblikah ocenimo na podlagi VRF. Kot VRF drugo zaposlitveno funkcijo za Madžarsko zapišemo v linearni obliki:

$$ZAPHUN_t = b_1 + b_2 \cdot BDPHUN_{t-1} + b_3 \cdot PLACHUN_{t-1} + b_4 \cdot T + b_5 \cdot D_{-S2} + e_t \quad (16)$$

oziroma v dvojnologaritemski obliki:

$$\ln(ZAPHUN_t) = \ln(b_1) + b_2 \cdot \ln(BDPHUN_{t-1}) + b_3 \cdot \ln(PLACHUN_{t-1}) + b_4 \cdot T + b_5 \cdot D_{-S2} + e_t \quad (17).$$

To sta torej obe zaposlitveni funkciji za Madžarsko, predstavljeni v linearni in dvojnologaritemski obliki. V nadaljevanju tega poglavja jih bomo skupaj z zaposlitvenimi funkcijami za Slovenijo ocenili in komentirali rezultate.

5.1.3 Metoda ocenjevanja zaposlitvenih funkcij

Za oceno vzorčne regresijske funkcije in nadaljnje sklepanje na populacijsko regresijsko funkcijo bomo uporabili metodo najmanjših kvadratov (MNKVD). Metoda je v empiričnih raziskavah zelo razširjena, saj ni matematično zapletena in proizvaja dobre ocene regresije (Pfajfar 1998a, 38): ocene regresijskih koeficientov PRF, izračunane po MNKVD, so nepristranske najboljše možne linearne ocene vpliva pojasnjevalnih spremenljivk na odvisno.

V praksi, navaja Studenmund (2001, 34), se za ocenjevanje po MNKVD in drugih metodah ponavadi uporabljajo računalniški programi. Zato bomo tudi v tem diplomskem delu za izračune ocen regresijskih koeficientov uporabili programski paket EViews 4.1 SV.

5.1.4 Ocene zaposlitvenih funkcij za Slovenijo

V tem podpoglavju bomo prikazali ocene zaposlitvenih funkcij za Slovenijo na podlagi enačb (4), (5), (8) in (9). Ocenjevanje enačb je bilo opravljeno z računalniškim programom EViews. Celotni izpisi so predstavljeni v Prilogi 3a, v nadaljevanju navajamo samo pogloblitve rezultate.

Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v linearni obliki

Dobili smo naslednjo oceno zaposlitvene funkcije:

$$\begin{aligned} \hat{ZAP\SLO}_t &= 79,987 + 0,159BDPSLO_t + 0,127BDPSLO_{t-1} + 0,803D_BDPSLO_t - \\ t &= \quad (7,879) \quad (3,096) \quad (4,489) \quad (3,318) \\ p &= \quad (0,000) \quad (0,003) \quad (0,000) \quad (0,002) \\ &\quad -0,093PLACSLO_{t-1} + 0,014T \\ &\quad t = (-2,290) \quad (2,643) \\ &\quad p = (0,027) \quad (0,011) \\ n &= 49 \quad R^2 = 0,583 \quad \overline{R^2} = 0,535 \quad s_e = 0,502. \end{aligned}$$

Iz izpisa ocene zaposlitvene funkcije je razvidno, da znaša konstanta 79,987. Iz stopnje značilnosti, ki je zanemarljivo majhna, lahko sklepamo, da je konstanta statistično značilno različna od nič. Ker teorija ne predvideva razlage za konstanto, ne moremo komentirati vrednosti iz teoretičnega vidika.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $BDPSLO_t$ predstavlja vpliv gibanja tekočega dohodka na tekočo zaposlenost. Pove nam, da če se ob vseh drugih nespremenjenih spremenljivkah BDP v Sloveniji v tekočem obdobju poveča za 1 odstotno točko, se zaposlenost poveča za 0,159 odstotne točke. To je skladno s teorijo, ki predpostavlja pozitivno zvezo med BDP in zaposlenostjo. Po pregledu t-statistike ugotovimo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič pri stopnji značilnosti $\alpha=0,003$.

Kljub spremembam, podanim v odstotnih točkah, pa regresijski koeficient linearne regresijske funkcije ne poda elastičnosti odvisne spremenljivke glede na pojasnjevalno. Če hočemo izračunati koeficient elastičnosti, moramo uporabiti enačbo (Gujarati 2003, 190):

$$EL_i = b_i \cdot \left(\frac{x_i}{y} \right) \quad (18),$$

pri kateri pomeni EL_i koeficient elastičnosti odvisne spremenljivke glede na i-to pojasnjevalno spremenljivko, b_i regresijski koeficient i-te pojasnjevalne spremenljivke, x_i i-to pojasnjevalno spremenljivko in y odvisno spremenljivko. Ker tako izračunan koeficient elastičnosti prestavlja točkovno elastičnost, navaja

literatura, da se v primeru, ko niso navedene vrednosti odvisne in pojasnjevalnih spremenljivk, za izračun točkovne elastičnosti vzamejo povprečne vrednosti spremenljivk (Gujarati 2003, 190).

Na podlagi regresijskega koeficienta pri pojasnjevalni spremenljivki $BDPSLO_t$ lahko torej izračunamo koeficient elastičnosti z uporabo enačbe (18). Tako ob upoštevanju povprečnih vrednosti obeh spremenljivk koeficient elastičnosti znaša 0,161. To pomeni, da če se BDP poveča za 1 %, se zaposlenost v povprečju poveča za 0,161 %.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $BDPSLO_{t-1}$ predstavlja vpliv gibanja BDP iz predhodnega obdobja na tekočo zaposlenost. Po pretvorbi v koeficient elastičnosti lahko ugotovimo, da se ob povečanju BDP v predhodnem obdobju za 1 %, ob drugih nespremenjenih pogojih, zaposlenost tekočega obdobja poveča za 0,128 %. Po pregledu t-statistike ugotovimo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič pri zanemarljivi stopnji značilnosti.

Regresijski koeficient pri nepravi pojasnjevalni spremenljivki D_BDPSLO_t predstavlja koeficient asimetrije. Pove nam, da se v primeru znižanja BDP (ceteris paribus) zaposlenost v povprečju poveča za 0,803 odstotne točke. Ekonomska teorija v tem primeru ne narekuje pravilnega predznaka koeficienta; koeficient samo omogoča empirično razlikovanje med mehanizmi zaposlovanja v obdobjih gospodarske rasti in padcev (Mencinger 2006, 8). Iz t-statistike lahko razberemo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič pri stopnji značilnosti $\alpha=0,002$.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $PLACSLO_t$ predstavlja vpliv gibanja realnih plač na zaposlenost. V skladu z ekonomsko teorijo lahko po uporabi enačbe (18) ugotovimo, da se ob povečanju realnih plač za 1 % zaposlenost zmanjša za 0,095 %. Po pregledu t-statistike sklepamo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič pri stopnji značilnosti $\alpha=0,027$, kar je nižje od ponavadi najvišje še dopustne stopnje značilnosti za zavračanje ničelne hipoteze, $\alpha=0,10$.

Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki T nakazuje na rast zaposlenosti. Je statistično značilno različen od nič pri zadosti nizki stopnji značilnosti in prikazuje, da se je v obdobju 1995:1–2007:2 zaposlenost v povprečju iz četrtega v četrtoletje avtonomno povečala za 0,014 odstotne točke.

Glede sprejemljivosti regresijske funkcije lahko ugotovimo, da multipli determinacijski koeficient znaša 0,583; popravljen pa 0,535. To pomeni, da je 58,3 % variabilnosti odvisne spremenljivke zaposlenosti pojasnjene z variabilnostjo v model vključenih spremenljivk. Glede na uporabo podatkov v časovnih vrstah je to dokaj nizka vrednost, ki nakazuje na to, da regresijska funkcija ne pojasnjuje odvisne spremenljivke zadosti dobro. Po pregledu F-statistike (zabeleženo v Prilogi 3a) sicer ugotovimo, da model statistično značilno pojasnjuje variabilnost odvisne spremenljivke. Kljub temu pa je nizka vrednost multiplega determinacijskega koeficienta razlog, da model izboljšamo.

Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v dvojnologaritemski obliki

Dobili smo naslednjo oceno zaposlitvene funkcije:

$$\ln(\widehat{ZAPSLO}_t) = 3,708 + 0,163\ln(BDPSLO_t) + 0,128\ln(BDPSLO_{t-1}) + 0,008D_BDPSLO_t -$$

$t =$	(7,905)	(3,055)	(4,454)	(3,332)
$p =$	(0,000)	(0,004)	(0,000)	(0,002)

$$-0,098PLACSLO_{t-1} + 0,0001T$$

$t =$	(-2,334)	(2,555)
$p =$	(0,024)	(0,014)

$n = 49$ $R^2 = 0,580$ $\overline{R^2} = 0,531$ $s_e = 0,005$.

Do podobnih sklepov kot pri linearni obliki zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije pridemo tudi pri dvojnologaritemski obliki. Regresijski koeficienti imajo identične predznake in podobne statistične značilnosti. V izogib podvajanju v nadaljevanju prikazujemo samo razlike med funkcijskimi oblikami in posebnosti določenih regresijskih koeficientov.

Dvojnologaritemska funkcijska oblika ima prednost pred linearno v tem, da regresijski koeficienti predstavljajo elastičnost med odvisno in izbrano pojasnjevalno spremenljivko. Zato lahko prihaja do določenih odstopanj med izračuni elastičnosti obeh oblik. Pri linearni funkcijski obliki izračunamo koeficiente elastičnosti iz regresijskih koeficientov na podlagi povprečnih vrednosti spremenljivk in pridobimo parcialne elastičnosti, pri dvojnologaritemski obliki pa regresijski koeficienti že predstavljajo koeficiente elastičnosti, vendar po principu konstantne elastičnosti.

Tako lahko opazimo manjša odstopanja med preračunanimi koeficienti elastičnosti iz linearne oblike zaposlitvene funkcije in koeficienti elastičnosti iz dvojnologaritemske oblike. Bistvena razlika je pri zapisu konstantnega člena, koeficienta asimetrije in regresijskega koeficienta pri trendni spremenljivki. Kljub zapisu pa so komentarji skoraj identični. Če konstantni člen nima ekonomske podlage, pa koeficient asimetrije dokazuje, da se v primeru znižanja BDP (ceteris paribus) zaposlenost v povprečju poveča za 0,8 %. Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki pa prikazuje, da se je v obdobju 1995:1–2007:2 zaposlenost v povprečju iz četrletja v četrletje avtonomno povečala za 0,01 %.

Iz analize t-statistik regresijskih koeficientov lahko razberemo, da so pri tej funkcijski obliki vsi regresijski koeficienti statistično značilno različni od nič pri stopnjah značilnosti, ki so manjše od še dopuščene stopnje značilnosti, pri kateri ničelno hipotezo zavrnamo, $\alpha=0,10$.

Glede sprejemljivosti regresijske funkcije pridemo do podobnih ugotovitev kot za linearno obliko zaposlitvene funkcije. Vrednosti multiplega determinacijskega

koeficienta (0,580) in popravljenega multiplega determinacijskega koeficienta (0,531) sta nizki, kar je razlog za izboljšanje zaposlitvene funkcije. Zaradi različne oblike odvisne spremenljivke pa ti vrednosti nista primerljivi in na podlagi tega ne moremo opraviti primerjave med linearno in dvojnologaritmsko obliko zaposlitvene funkcije.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v linearni obliki

Pridobljena je ocena zaposlitvene funkcije v obliki:

$$\hat{ZAPBJSLO}_t = 84,251 + 0,200BDPSLO_{t-1} - 0,051PLACSLO_{t-1} + 0,017T + 1,476D_S2_t$$

$t =$	(18,314)	(6,910)	(-1,690)	(3,301)	(5,136)
$p =$	(0,000)	(0,000)	(0,098)	(0,002)	(0,000)
$n = 49$	$R^2 = 0,656$	$\overline{R^2} = 0,625$	$S_e = 0,479.$		

Iz izpisa ocene zaposlitvene funkcije je razvidno, da konstanta znaša 84,251. Je brez teoretične razlage in statistično značilna pri zanemarljivi stopnji značilnosti.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $BDPSLO_{t-1}$ predstavlja vpliv gibanja BDP predhodnega obdobja na tekočo zaposlenost brez javnega sektorja. Po pretvorbi v koeficient elastičnosti lahko ugotovimo, da se ob povečanju BDP v predhodnem obdobju za 1 % (ceteris paribus) zaposlenost brez javnega sektorja tekočega obdobja poveča za 0,202 %. Po pregledu t-statistike ugotovimo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič pri zanemarljivi stopnji značilnosti.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $PLACSLO_{t-1}$ predstavlja vpliv realnih plač na zaposlenost brez javnega sektorja. Po pretvorbi v koeficient elastičnosti lahko sklepamo, da se ob povečanju realnih plač v predhodnem obdobju za 1 % (ceteris paribus) zaposlenost brez javnega sektorja tekočega obdobja zmanjša za 0,052 %. Po pregledu t-statistike ugotovimo, da je regresijski koeficient pri stopnji značilnosti $\alpha=0,098$ statistično značilno različen od nič. Ta stopnja značilnosti je višja kot za ostale koeficiente, vendar je še pod dopustno stopnjo značilnosti za zavračanje ničelne hipoteze, $\alpha=0,10$.

Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki T nakazuje na rast zaposlenosti brez javnega sektorja. Je statistično značilno različen od nič pri zadosti nizki stopnji značilnosti in prikazuje, da se je v analiziranem obdobju zaposlenost v povprečju na četrletje avtonomno povečala za 0,017 odstotne točke.

Regresijski koeficient pri nepravi spremenljivki D_S2 prikazuje sezonski vpliv drugega četrletja na zaposlenost. Pove nam, da se zaposlenost brez javnega sektorja v drugem četrletju povprečno dodatno poveča za 1,476 odstotne točke. Po pregledu t-statistike ugotovimo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič.

O sprejemljivosti regresijske funkcije sklepamo na podlagi multiplega determinacijskega koeficienta. Ta znaša 0,656, popravljeni pa 0,625. Slednje pomeni, da je 65,6 % variabilnosti odvisne spremenljivke pojasnjene z variabilnostjo v model vključenih spremenljivk. Takšna vrednost sicer ni optimalna, je pa najvišja izmed vseh funkcijskih oblik, ki smo jih testirali skozi proces eliminacije funkcijskih oblik za Slovenijo. Zaradi tega menimo, da je vrednost multiplega determinacijskega koeficienta primerna. Po pregledu F-statistike (zabeleženo v Prilogi 3a) pa ugotovimo, da model statistično značilno pojasnjuje variabilnost odvisne spremenljivke.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v dvojnologaritemski obliki

Pridobljena je ocena zaposlitvene funkcije v obliki:

$$\ln(\widehat{ZAPBJSLO}_t) = 3,899 + 0,205 \ln(BDPSLO_{t-1}) - 0,054 \ln(PLACSLO_{t-1}) +$$

$t =$	(18,415) (6,868)	(-1,722)	
$p =$	(0,000) (0,000)	(0,092)	
			$+0,0001T + 0,015D_S2_t$
			$t = (3,221) (5,113)$
			$p = (0,002) (0,000)$

$n = 49$ $R^2 = 0,654$ $\overline{R^2} = 0,622$ $S_e = 0,005.$

Iz izpisa je razvidno, da lahko za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v dvojnologaritemski obliki pridemo do podobnih zaključkov kot za funkcijo v linearni obliki. V nadaljevanju izpostavljamo samo razlike med obema funkcijama.

Obstajajo manjša odstopanja med koeficienti elastičnosti obeh funkcij. Kot že poudarjeno, le-te izvirajo iz razlik pri izračunu koeficientov. Razlika je tudi pri razlagi regresijskih koeficientov trendne spremenljivke in neprave spremenljivke za oceno vpliva drugega četrletja. Če je razlaga pri linearni obliki funkcije bila izražena v odstotnih točkah, je sedaj v odstotkih. Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki prikazuje, da se je v analiziranem obdobju zaposlenost v povprečju iz četrletja v četrletje avtonomno povečala za 0,01 %. Regresijski koeficient pri nepravni spremenljivki D_S2 pa kaže, da se zaposlenost brez javnega sektorja v drugem četrletju povprečno dodatno poveča za 1,5 %.

Iz analize t-statistik regresijskih koeficientov razberemo, da so skoraj identične tistim iz linearne oblike zaposlitvene funkcije. Vsi regresijski koeficienti so torej tudi pri dvojnologaritemski obliki zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom statistično značilno različni od nič pri stopnjah značilnosti, ki so manjše od še dopuščene stopnje značilnosti pri kateri ničelno hipotezo zavrnilo, $\alpha=0,10$.

Po proučitvi sprejemljivosti regresijske funkcije pridemo do podobnih ugotovitev kot za linearno obliko. Vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta (0,654) in popravljenega multiplega determinacijskega koeficienta (0,622) sta primerni. Enako je tudi z vrednostjo F-statistike (zavedena v Prilogi 3a). Zaradi različne oblike odvisne spremenljivke pa vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta nista primerljivi in na podlagi tega ne moremo opraviti primerjave med linearno in dvojnolagaritemsko obliko zaposlitvene funkcije.

5.1.5 Ocene zaposlitvenih funkcij za Madžarsko

V tem podpoglavju bomo prikazali ocene zaposlitvenih funkcij za Madžarsko na podlagi enačb (12), (13), (16) in (17). Ocene so opravljene z računalniškim programom EViews. Celotni izpisi rezultatov so navedeni v Prilogi 3b. V nadaljevanju navajamo samo izbrane rezultate.

Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v linearni obliki

Dobili smo naslednjo oceno zaposlitvene funkcije:

$$\begin{aligned} \widehat{ZAPHUN}_t &= 75,426 - 0,041INDPHUN_t + 0,052INDPHUN_{t-1} - 0,105D_INDPHUN_t - \\ t = & \quad (5,024) \quad (-0,844) \quad (1,427) \quad (-0,210) \\ p = & \quad (0,000) \quad (0,404) \quad (0,161) \quad (0,835) \\ & \quad \quad \quad -0,158PLACHUN_{t-1} + 0,404ZAPHUN_{t-1} - 0,019T \\ & \quad \quad \quad t = (-3,312) \quad (1,921) \quad (-2,011) \\ & \quad \quad \quad p = (0,002) \quad (0,062) \quad (0,051) \\ n = 48 \quad R^2 &= 0,520 \quad \overline{R^2} = 0,450 \quad s_e = 0,783. \end{aligned}$$

Iz izpisa rezultatov je razvidno, da znaša konstanta 75,426. Je brez teoretične razlage in statistično značilna pri zanemarljivi stopnji značilnosti.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $INDPHUN_t$ predstavlja vpliv tekoče industrijske proizvodnje na zaposlenost. Po preračunu v koeficient elastičnosti nam pove, da ob drugih spremenljivkah nespremenjenih, 1 % povečanje industrijske proizvodnje tekočega obdobja povzroči zmanjšanje zaposlenosti za 0,041 %. Ta rezultat ni v skladu s teoretičnimi pričakovanji, pa tudi regresijski koeficient ni statistično značilno različen od nič.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $INDPHUN_{t-1}$ predstavlja vpliv gibanja industrijskega proizvoda predhodnega obdobja na tekočo zaposlenost. Po pretvorbi v koeficient elastičnosti lahko ugotovimo, da se ob povečanju industrijske proizvodnje v predhodnem obdobju za 1 % (ceteris paribus) zaposlenost tekočega obdobja poveča za 0,053 %. Predznak koeficienta je v skladu s teoretičnimi pričakovanji. V primerjavi s predhodnim regresijskim koeficientom je tudi

statistično značilen pri bistveno nižji stopnji značilnosti. Kljub temu pa je ta stopnja značilnosti višja od ponavadi najvišje še dopustne stopnje značilnosti za zavračanje ničelne hipoteze, $\alpha=0,10$. Zaradi tega je statistična značilnost regresijskega koeficienta vprašljiva.

Regresijski koeficient pri nepravi pojasnjevalni spremenljivki $D_INDPHUN_t$ predstavlja koeficient asimetrije. Ugotavljamo, da se v primeru znižanja industrijske proizvodnje, ob vseh drugih nespremenjenih pogojih, zaposlenost v povprečju zmanjša za 0,105 odstotne točke. Na podlagi visoke stopnje značilnosti ničelne hipoteze ne moremo zavriniti in lahko trdimo, da regresijski koeficient ni statistično značilno različen od nič.

Regresijski koeficient pri $PLACHUN_{t-1}$ prikazuje vpliv gibanja realnih plač v industrijskem sektorju predhodnega obdobja na tekočo zaposlenost. Po pretvorbi v koeficient elastičnosti lahko ugotovimo, da povečanje realnih plač za 1 % v predhodnem obdobju vodi (ceteris paribus) do zmanjšanja tekoče zaposlenosti za 0,163 %. Iz t-statistike razberemo, da gre za statistično značilen regresijski koeficient.

Regresijski koeficient pri $ZAPHUN_{t-1}$ predstavlja vpliv gibanja zaposlenosti predhodnega obdobja na tekočo zaposlenost. Po uporabi enačbe (18) ugotovimo, da se ob povečanju zaposlenosti v predhodnem obdobju za 1 %, ob vseh drugih nespremenjenih pogojih, tekoča zaposlenost poveča za 0,404 %. Regresijski koeficient je tudi statistično značilno različen od nič pri dovolj nizki stopnji značilnosti.

Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki T nakazuje na zmanjšanje zaposlenosti. Je statistično značilno različen od nič pri zadosti nizki stopnji značilnosti in prikazuje, da se je v opazovanem obdobju zaposlenost v povprečju iz četrtertletja v četrtertletje avtonomno zmanjšala za 0,019 odstotne točke.

Multipli determinacijski koeficient kaže, da je v regresijski funkciji 52 % variabilnosti odvisne spremenljivke pojasnjene z variabilnostjo v model vključenih spremenljivk. Po pregledu F-statistike (zabeleženo v Prilogi 3b) sicer ugotovimo, da model statistično značilno pojasnjuje variabilnost odvisne spremenljivke. Če pa upoštevamo, da določeni regresijski koeficienti bodisi niso statistično značilni ali pa imajo napačne predznake, lahko sklepamo, da regresijska funkcija ne pojasnjuje zadovoljivo odvisne spremenljivke.

Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v dvojnologaritemski obliki

Pridobljena je naslednja ocena zaposlitvene funkcije:

$$\ln(\widehat{ZAPHUN}_t) = 3,544 - 0,018\ln(INDPHUN_t) + 0,052\ln(INDPHUN_{t-1}) -$$

$t =$	(4,888)	(-0,362)	(1,375)	
$p =$	(0,000)	(0,720)	(0,177)	

$$-0,001D_INDPHUN_t - 0,143\ln(PLACHUN_{t-1}) + 0,342\ln(ZAPHUN_{t-1}) - 0,0002T$$

$t =$	(-0,205)	(-2,770)	(1,561)	(-1,656)
$p =$	(0,839)	(0,008)	(0,126)	(0,105)

$n = 48$ $R^2 = 0,494$ $\overline{R^2} = 0,420$ $s_e = 0,008$.

Do podobnih sklepov kot pri linearni obliki zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije pridemo tudi pri dvojnologaritemski obliki. Regresijski koeficienti imajo identične predznake, podobne vrednosti in podobne statistične značilnosti. Zato v nadaljevanju navajamo samo razlike med funkcijskimi oblikami in posebnosti določenih regresijskih koeficientov.

Dvojnologaritemska funkcijska oblika zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije ne odpravlja napak linearne oblike. Ravno nasprotno: regresijski koeficienti, ki niso bili pri linearni obliki statistično značilni, tudi pri tej obliki niso. Povečale so se tudi stopnje značilnosti za regresijske koeficiente, prej statistično značilno različne od nič.

Obstajajo manjša odstopanja med koeficienti elastičnosti obeh funkcij. Kot že poudarjeno, le-ta izvirajo iz razlik pri izračunu koeficientov. Bistvena razlika je pri zapisu konstantnega člena, koeficienta asimetrije in regresijskega koeficienta pri trendni spremenljivki. Kljub zapisu pa so komentarji skoraj identični. Če konstantni člen nima ekonomske podlage, pa koeficient asimetrije dokazuje, da se v primeru znižanja industrijske proizvodnje, ob vseh drugih pogojih nespremenjenih, zaposlenost v povprečju zmanjša za 0,1 %. Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki pa prikazuje, da se je v obdobju 1995:1–2007:2 zaposlenost v povprečju iz četrtertletja v četrtertletje avtonomno zmanjšala za 0,02 %.

Vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta (0,494) in popravljenega multiplega determinacijskega koeficienta (0,420) sta še nižji kot pri linearni obliki. Zaradi različne oblike odvisne spremenljivke pa ti vrednosti nista primerljivi in na podlagi tega ne moremo opraviti primerjave med linearno in dvojnologaritemsko obliko zaposlitvene funkcije. Enako je tudi z vrednostjo F-statistike (zavedena v Prilogi 3b). Tako nizki vrednosti sta poleg določenih napačno ocenjenih oz. neznačilnih regresijskih koeficientov razlog za izboljšanje regresijske funkcije.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v linearni obliki

Dobili smo naslednjo oceno zaposlitvene funkcije:

$$\hat{ZAPHUN}_t = 95,520 + 0,152BDPHUN_{t-1} - 0,104PLACHUN_{t-1} - 0,016T + 1,786D_S2$$

$t =$	(21,230)	(3,823)	(-6,396)	(-2,099)	(2,365)
$p =$	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,042)	(0,023)
$n = 48$	$R^2 = 0,601$		$\overline{R^2} = 0,564$		$s_e = 0,697.$

Iz izpisa rezultatov je razvidno, da znaša konstanta 95,520. Je brez teoretične razlage in statistično značilna pri zanemarljivi stopnji značilnosti.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $BDPHUN_{t-1}$ predstavlja vpliv gibanja BDP iz prejšnjega obdobja na tekočo zaposlenost. Po pretvorbi v koeficient elastičnosti lahko ugotovimo, da se ob povečanju BDP v prejšnjem obdobju za 1 %, ob drugih nespremenjenih pogojih, zaposlenost poveča za 0,154 %. To je v skladu z ekonomsko teorijo. Po pregledu t-statistike pa ugotovimo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič.

Regresijski koeficient pri pojasnjevalni spremenljivki $PLACHUN_{t-1}$ predstavlja vpliv gibanja realnih plač v industrijskem sektorju iz prejšnjega obdobja na tekočo zaposlenost. Po pretvorbi v koeficient elastičnosti ugotavljamo, da povečanje realnih plač za 1 % (ceteris paribus) povzroči zmanjšanje zaposlenosti za 0,108 %. Predznak regresijskega koeficienta je v skladu z ekonomsko teorijo. Iz vrednosti t-statistike pa lahko sklepamo, da je regresijski koeficient statistično značilno različen od nič.

Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki T nakazuje na zmanjšanje zaposlenosti. Je statistično značilno različen od nič pri zadovoljivo nizki stopnji značilnosti in prikazuje, da se je v obdobju 1995:1–2007:2 zaposlenost v povprečju iz četrtega v tretje četrtletje avtonomno zmanjšala za 0,016 odstotne točke.

Regresijski koeficient pri nepravi spremenljivki D_S2 prikazuje sezonski vpliv drugega četrtletja na zaposlenost. Pove nam, da se zaposlenost na Madžarskem v drugem četrtletju povprečno dodatno poveča za 1,786 odstotne točke. Po pregledu t-statistike ugotovimo, da je tudi ta regresijski koeficient statistično značilno različen od nič.

O sprejemljivosti regresijske funkcije sklepamo na podlagi multiplega determinacijskega koeficienta, ki znaša 0,601 (popravljeni pa 0,564). Slednje pomeni, da je 60,1 % variabilnosti odvisne spremenljivke pojasnjene z variabilnostjo modela. Takšna vrednost sicer ni optimalna, je pa najvišja izmed vseh funkcijskih oblik, ki smo jih testirali skozi proces eliminacije funkcijskih oblik za Madžarsko. Zaradi tega menimo, da je na podlagi vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta primerna. Po pregledu F-statistike (zabeleženo v

Prilogi 3b) ugotovimo, da model statistično značilno pojasnjuje variabilnost odvisne spremenljivke.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v dvojnologaritemski obliki

Pridobljena je ocena zaposlitvene funkcije v naslednji obliki:

$$\ln(\widehat{ZAPHUN}_t) = 4,384 + 0,160 \ln(BDPHUN_{t-1}) - 0,111 \ln(PLACHUN_{t-1}) -$$

$t =$	(20,526)	(3,712)	(-6,163)
$p =$	(0,000)	(0,001)	(0,000)

$$-0,0001T + 0,019D_S2$$

$t =$	(-1,857)	(2,298)
$p =$	(0,070)	(0,027)

$n = 48$	$R^2 = 0,583$	$\overline{R^2} = 0,544$	$s_e = 0,007.$
----------	---------------	--------------------------	----------------

Iz izpisa je razvidno, da lahko za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v dvojnologaritemski obliki pridemo do podobnih zaključkov kot za funkcijo v linearni obliki. Opisov ne bomo podvajali, ampak bomo izpostavili le razlike med obema.

Obstajajo manjša odstopanja med koeficienti elastičnosti obeh funkcij. Le-ta izvirajo iz razlik pri izračunu koeficientov.

Razlika je tudi pri razlagi regresijskih koeficientov trendne spremenljivke in neprave spremenljivke za oceno vpliva drugega četrletja. Če je interpretacija pri linearni obliki funkcije bila izražena v odstotnih točkah, je sedaj v odstotkih. Regresijski koeficient pri trendni spremenljivki prikazuje, da se je v opazovanem obdobju zaposlenost v povprečju iz četrletja v četrletje avtonomno zmanjšala za 0,01 %. Regresijski koeficient pri nepravi spremenljivki D_S2 pa daje sklepati, da se zaposlenost v drugem četrletju povprečno dodatno poveča za 1,9 %.

Po pregledu t-statistik regresijskih koeficientov lahko razberemo, da so skoraj identične tistim iz linearne funkcijske oblike. Vsi regresijski koeficienti so torej tudi pri dvojnologaritemski obliki zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom statistično značilno različni od nič pri stopnjah značilnosti, ki so manjše od še dopuščene stopnje značilnosti, pri kateri ničelno hipotezo zavrnamo, $\alpha=0,10$.

Vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta (0,583) in popravljenega multiplega determinacijskega koeficienta (0,544) sta nekoliko nižji od tistih pri linearni obliki zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom. Zaradi različne oblike odvisne spremenljivke pa te vrednosti niso primerljive in na podlagi tega ne moremo opraviti primerjave med linearno in dvojnologaritemsko obliko zaposlitvene funkcije. Po pregledu F-statistike (zabeleženo v Prilogi 3b)

ugotovimo, da model statistično značilno pojasnjuje variabilnost odvisne spremenljivke.

5.2 Preverjanje primernosti zaposlitvenih funkcij

V tem poglavju bomo primerjali med sabo predstavljene ocene zaposlitvenih funkcij. Izvedli bomo tudi teste primernosti rezultatov regresije. Na podlagi tega bomo nato izbrali najprimernejšo obliko zaposlitvene funkcije za vsako državo.

5.2.1 Primerjava glede na vrednost multiplih determinacijskih koeficientov

Primerjavo regresijskih funkcij lahko opravimo na podlagi njihovih multiplih determinacijskih koeficientov. Pri tem načelno velja, da ima regresijska funkcija z najvišjo vrednostjo multiplega determinacijskega koeficienta tudi največjo pojasnjevalno moč.

Omejitev pri takšni primerjavi regresijskih funkcij je v tem, da morata obe vsebovati enako obliko odvisne spremenljivke in enako velikost vzorca (Gujarati 2003, 219). Zaradi tega ne moremo primerjati multiplih determinacijskih koeficientov regresijskih funkcij v linearni in dvojnologaritemski obliki. Lahko le linearne oblike posebej in dvojnologaritemske oblike posebej.

Primerjava zaposlitvenih funkcij za Slovenijo

V primeru zaposlitvenih funkcij za Slovenijo lahko primerjamo zaposlitveno funkcijo s koeficientom asimetrije v linearni obliki z zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v linearni obliki. Pri tem lahko ugotovimo, da ima zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom višjo vrednost multiplega determinacijskega koeficienta (0,656) kot zaposlitvena funkcija s koeficientom asimetrije (0,583). Iz tega lahko sklepamo, da ima večjo pojasnjevalno moč in je zaradi tega primernejša.

Do enakega sklepa pridemo tudi po primerjavi obeh zaposlitvenih funkcij v dvojnologaritemski obliki.

Primerjava zaposlitvenih funkcij za Madžarsko

Podobno kot v primeru Slovenije lahko tudi za Madžarsko primerjamo zaposlitveno funkcijo s koeficientom asimetrije v linearni obliki z zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v linearni obliki. Ugotovimo, da ima zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom višjo vrednost multiplega determinacijskega koeficienta (0,601) kot zaposlitvena funkcija s koeficientom asimetrije (0,520).

Do enakega sklepa pridemo tudi po primerjavi obeh zaposlitvenih funkcij v dvojnologaritemski obliki, kjer se ponovno za primernejšo izkaže zaposlitven funkcija s sezonskim vplivom.

5.2.2 Preverjanje porazdelitve napak VRF

Pri preverjanju rezultatov regresijske funkcije oz. modela ugotavljamo, ali so rezultati statistično značilni. Tako preverjamo statistično značilnost regresijskih koeficientov in modela na podlagi t- in F-statistik.

Testiranje z uporabo t-statistik in F-statistik pa sloni na predpostavki, da je slučajna spremenljivka PRF normalno porazdeljena. Čeprav ne moremo preveriti porazdelitve slučajne spremenljivke PRF, pa lahko preverimo njeno oceno, torej porazdelitev napak VRF. To opravimo z uporabo Jarque-Bera testa.

Jarque-Bera test je test normalnosti porazdelitve napak VRF, ki po izračunu simetričnosti in sploščenosti porazdelitve temelji na testni statistiki (Gujarati 2003, 148):

$$JB = n \cdot \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \approx \chi^2_{(2)} \quad (19),$$

pri tem n pomeni velikost vzorca, S koeficient simetričnosti in K koeficient sploščenosti. Nato postavimo ničelno in alternativno hipotezo:

- H₀: napake VRF so normalno porazdeljene;
 H₁: napake VRF niso normalno porazdeljene.

Glede statistične značilnosti rezultatov regresijske analize je torej pomembno, da so napake VRF normalno porazdeljene. V primeru da niso, se ne moremo več zanašati na statistično značilnost rezultatov in posledične ne moremo iz vzorca sklepati o značilnostih populacije.

Preverjanje porazdelitve napak VRF za Slovenijo

Izračuni Jarque-Bera (JB) testov zaposlitvenih funkcij za Slovenijo so prikazani kot izpisi programa EViews v Prilogi 4a. Na tem mestu komentiramo samo rezultate testov.

Za obe obliki zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije lahko na podlagi hi-kvadrat statistike pri zadosti nizki stopnji značilnosti ničelno hipotezo zavrnilo in trdimo, da napake VRF niso normalno porazdeljene. Iz tega pa sledi, da so t- in F-statistike, na podlagi katerih smo komentirali rezultate, lahko zavajajoče. To je lahko razlog za zavrnitev funkcijske oblike.

Do podobnih rezultatov pridemo tudi pri obeh oblikah zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom. Tudi tukaj lahko na podlagi hi-kvadrat statistike pri zadosti nizki stopnji značilnosti ničelno hipotezo zavrujemo in trdimo, da napake VRF niso normalno porazdeljene. To je razlog za zavrnitev funkcijske oblike.

Pri zaposlitveni funkciji s sezonskim vplivom pa imamo na razpolago več prostosti pri izbiri odlogov spremenljivk, kot pri prvi obliki zaposlitvene funkcije. Zato jo lahko poizkusimo popraviti in ugotovimo, da če zamenjamo pojasnjevalno spremenljivko realne plače z enim odlogom za realne plače z odlogom dveh četrletij, to ne vpliva bistveno na rezultate regresije, ampak le nekoliko poviša vrednosti t-statistik in multiplega determinacijskega koeficienta. Poleg tega pa pri JB-testu vrednost testne statistike pade toliko, da ne moremo več zavrniti ničelne hipoteze in lahko trdimo, da so napake VRF normalno porazdeljene.

Normalna porazdelitev napak VRF, rahlo višja vrednost t-statistik in multiplega determinacijskega koeficienta so razlogi, da za Slovenijo od tukaj naprej upoštevamo popravljeno zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom, kjer ima pojasnjevalna spremenljivka realne plače odlog dveh četrletij. Ocene zaposlitvene funkcije v linearni in dvojnologaritemski obliki, kakor tudi izračun JB testa za obe obliki, prikazujemo v Prilogi 5.

Preverjanje porazdelitev napak VRF za Madžarsko

Izračuni JB testov zaposlitvenih funkcij za Madžarsko so prikazani kot izpisi programa EViews v Prilogi 4b. Na tem mestu komentiramo samo rezultate testov.

Za obe obliki zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije na podlagi testne statistike pri relativno visoki stopnji značilnosti ($p=0,264$ za linearno in $p=0,199$ za dvojnologaritemsko obliko) ničelne hipoteze ne zavrujemo in lahko trdimo, da so napake VRF normalno porazdeljene.

Podobno lahko sklepamo za obe obliki zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom, kjer na podlagi hi-kvadrat statistike pri visoki stopnji značilnosti ničelne hipoteze ne zavrujemo in lahko trdimo, da so napake VRF normalno porazdeljene. Razlika med obema funkcijama je v tem, da so stopnje značilnosti za linearno ($p=0,848$) in dvojnologaritemsko obliko zaposlitvene funkcije ($p=0,805$) s sezonskim vplivom bistveno višje od stopenj značilnosti za zaposlitveno funkcijo s koeficientom asimetrije.

5.2.3 Box-Coxov test

S tem testom ugotavljamo primernost oblike regresijske funkcije. Primerjamo torej linearno z dvojnologaritemsko obliko regresijske funkcije. Zato pridobimo iz ocen obeh oblik regresijskih funkcij nepojasnjeno vsoto kvadratov in nato na podlagi te izračunamo testno statistiko (Pfajfar 1998b, 9):

$$l = \frac{n}{2} \cdot \left| \ln\left(\frac{NVK_I / \bar{y}_G^2}{NVK_{II}}\right) \right| \approx \chi_{(1)}^2 \quad (20),$$

pri tem n pomeni velikost vzorca, \bar{y}_G geometrijsko sredino odvisne spremenljivke, NVK_I nepojasnjeno vsoto kvadratov linearne oblike regresijske funkcije in NVK_{II} nepojasnjeno vsoto kvadratov dvojnologaritemske funkcije. Na podlagi testne statistike nato preverimo veljavnost ničelne in alternativne hipoteze:

- H_0 : obliki regresijske funkcije sta enakovredni;
 H_1 : obliki regresijske funkcije nista enakovredni.

Testiranje zaposlitvenih funkcij za Slovenijo

Za zaposlitveno funkcijo s koeficientom asimetrije smo dobili vrednost testne statistike na podlagi izračuna:

$$NVK_I = 10,850$$

$$NVK_{II} = 0,001$$

$$\bar{y}_G^2 = 10011,803$$

$$l = 0,164 \quad \chi_{c(1;\alpha=0,05)}^2 = 3,841 \Rightarrow l < \chi_c^2$$

Na podlagi vrednosti testne statistike pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne hipoteze ne zavrnamo in lahko sprejmemo sklep, da sta obe obliki zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije za Slovenijo enakovredni.

Za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom pa smo dobili naslednjo vrednost testne statistike:

$$NVK_I = 10.033$$

$$NVK_{II} = 0.001$$

$$\bar{y}_G^2 = 10005,001$$

$$l = 0,103 \quad \chi_{c(1;\alpha=0,05)}^2 = 3,841 \Rightarrow l < \chi_c^2$$

Na podlagi vrednosti testne statistike pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne hipoteze ne zavrnamo in lahko sprejmemo sklep, da sta tudi obliki zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom za Slovenijo enakovredni.

Testiranje zaposlitvenih funkcij za Madžarsko

Za zaposlitveno funkcijo s koeficientom asimetrije smo dobili vrednost testne statistike na podlagi izračuna:

$$NVK_l = 25.124$$

$$NVK_{ll} = 0.003$$

$$\bar{y}_G^2 = 10034,536$$

$$l = 1,570 \quad \chi_{c(1;\alpha=0,05)}^2 = 3,841 \Rightarrow l < \chi_c^2$$

Na podlagi vrednosti testne statistike pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne hipoteze ne zavrnemo in lahko sprejmemo sklep, da sta obe obliki zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije za Madžarsko enakovredni.

Za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom pa smo dobili naslednjo vrednost testne statistike:

$$NVK_l = 20.875$$

$$NVK_{ll} = 0.002$$

$$\bar{y}_G^2 = 10034,536$$

$$l = 1,353 \quad \chi_{c(1;\alpha=0,05)}^2 = 3,841 \Rightarrow l < \chi_c^2$$

Na podlagi vrednosti testne statistike pri stopnji značilnosti $\alpha=0,05$ ničelne hipoteze ne zavrnemo in znova lahko sprejmemo sklep, da sta tudi obliki zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom za Madžarsko enakovredni.

5.2.4 CUSUM test

S CUSUM testom preverjamo pravilnost specifikacije regresijske funkcije na podlagi kumulativne vsote rekurzivnih napak VRF. Test je grafične narave in prikazuje na grafu kumulativno vsoto napak VRF skupaj z linijama, ki prikazujeta meje 5 % intervala. Če se kumulativna vsota giblje v 5 % intervalu, potem so parametri regresijske funkcije stabilni (Seddighi, Lawler in Katos 2000, 85-56). To pa pomeni, da je funkcija pravilno specificirana.

Pri CUSUM testu se uporablja testna statistika (Eviews 2004, 389):

$$W_t = \sum_{r=k+1}^t w_r / s_e \quad (21),$$

pri tem w_r predstavlja rekurzivne napake VRF, s_e pa standardno napako regresije. Če torej vektor regresijskih koeficientov ostaja nespremenjen skozi celoten časovni interval, potem je $E(W_t)=0$. Če pa se spreminja, potem pa se W_t oddaljuje od ničelne povprečne vrednosti. Statistična značilnost tega odklona je ocenjena na podlagi mej 5 % intervala. Linije na mejah 5 % intervala pa povezujejo točke

$$\left[k, \pm -0,948\sqrt{t-k} \right] \quad (22)$$

na spodnji meji intervala in točke

$$\left[t, \pm 3 \cdot 0,948 \sqrt{(t-k)} \right] \quad (23)$$

na zgornji meji intervala (ibidem, 389).

Testiranje zaposlitvenih funkcij za Slovenijo

Izračuni CUSUM testov zaposlitvenih funkcij za Slovenijo so prikazani kot izpisi programa EViews v Prilogi 6a. Na tem mestu komentiramo samo rezultate testov.

CUSUM test za zaposlitveno funkcijo s koeficientom asimetrije v obeh oblikah pokaže, da so odkloni v mejah 5 % intervala. To pomeni, da so regresijski koeficienti obeh funkcijskih oblik stabilni. Na podlagi tega sta s stališča CUSUM testa obe funkcijski obliki pravilno specificirani.

Do podobnih zaključkov lahko pridemo tudi za linearno in dvojnologaritemsko obliko zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom. Tudi tukaj CUSUM test pokaže, da so odkloni v omejitvah 5 % intervala. Zato sta tudi obe obliki te zaposlitvene funkcije na podlagi testirane stabilnosti regresijskih koeficientov pravilno specificirani.

Testiranje zaposlitvenih funkcij za Madžarsko

Izračuni CUSUM testov zaposlitvenih funkcij za Madžarsko so navedeni kot izpisi programa EViews v Prilogi 6b. Ponovno komentiramo samo rezultate testov.

Iz rezultatov CUSUM testa za obe obliki zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije lahko ugotovimo, da so odkloni v mejah 5 % intervala. To pomeni, da so s stališča testa regresijski koeficienti stabilni, kar pa kaže na pravilno specifikacijo obeh funkcijskih oblik.

Podobno lahko sklepamo tudi za linearno in dvojnologaritemsko obliko zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom. Tudi tukaj namreč CUSUM test pokaže, da so odkloni v omejitvah 5 % intervala. To pomeni, da so regresijski koeficienti obeh funkcijskih oblik stabilni. Zato sta tudi obe obliki te zaposlitvene funkcije s stališča uporabljenega testa pravilno specificirani.

5.3 Izbira najprimernejše oblike zaposlitvene funkcije

V tem poglavju smo do sedaj ocenili in testirali različne oblike zaposlitvenih funkcij za obe državi. Na podlagi opravljenih testov bomo v nadaljevanju izbrali najprimernejšo obliko za vsako državo. Le-to bomo pa v naslednjem poglavju testirali glede na predpostavke o regresijskih funkcijah.

5.3.1 Izbira najprimernejše zaposlitvene funkcije za Slovenijo

Izmed ocenjenih oblik zaposlitvenih funkcij za Slovenijo izbiramo najboljšo na podlagi testov primernosti.

Glede na rezultate Box-Coxovega in CUSUM testa, so vse preverjene oblike zaposlitvenih funkcij pravilno specificirane. Poleg tega sta linearna in dvojnologaritemska oblika med sabo enakovredni. To pomeni, da je vseeno, če se odločimo za linearno ali dvojnologaritensko obliko primernejše zaposlitvene funkcije. Ker pa smo v fazi raziskave najprej preverjali značilnosti možnih zaposlitvenih funkcij v linearni obliki in ker je zapis v tej obliki enostavnejši, se v tem primeru odločamo za linearno obliko primernejše zaposlitvene funkcije.

Glede značilnosti porazdelitve napak VRF pa se zaposlitveni funkciji razlikujeta. Za zaposlitveno funkcijo s koeficientom asimetrije napake VRF namreč niso normalno porazdeljene, nasprotno pa za popravljeno obliko zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom tega ne moremo trditi. To je razlog, da izberemo zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom kot primernejšo. To potrjuje tudi nekoliko višja vrednost multiplega determinacijskega koeficienta te zaposlitvene funkcije pred prvo, v linearni in dvojnologaritenski obliki.

Na podlagi testov izberemo tako kot najprimernejšo zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v linearni obliki.

5.3.2 Izbira najprimernejše zaposlitvene funkcije za Madžarsko

Tudi za Madžarsko izbiramo najprimernejšo obliko zaposlitvene funkcije na podlagi testov primernosti.

Glede na rezultate Box-Coxovega testa, CUSUM testa in JB testa so vse analizirane oblike zaposlitvenih funkcij pravilno specificirane in imajo normalno porazdeljene napake VRF. Ker pa smo v fazi raziskave najprej preverjali značilnosti možnih zaposlitvenih funkcij v linearni obliki in ker je zapis v tej obliki enostavnejši, se v tem primeru odločamo za linearno obliko primernejše zaposlitvene funkcije.

Ob primerjavi zaposlitvenih funkcij po vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta pa lahko ugotovimo, da je zaradi višje vrednosti le-tega primernejša zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom.

Na podlagi testov izberemo tako kot najprimernejšo zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v linearni obliki.

6 TESTIRANJE PREDPOSTAVK O REGRESIJSKIH FUNKCIJAH

Uporaba metode najmanjših kvadratov za ocenjevanje regresijskih funkcij nam po oceni omogoča testiranje hipotez rezultatov, sklepanje o pravih populacijskih vrednostih na podlagi vzorca in napovedovanje na podlagi vzorca. Zato pa morajo biti izpolnjene predpostavke klasičnega linearnega regresijskega modela.

V literaturi se število predpostavk razlikuje. Gujarati (2003, 335-339) navaja enajst predpostavk. Po Pfajfarju (1998a, 49-58) pa obstaja šest ključnih predpostavk, in sicer:

1. pri vsaki vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk je pričakovana vrednost slučajne spremenljivke u enaka nič;
2. v regresijski funkciji ni prisotna avtokorelacija;
3. v regresijski funkciji ni prisotna heteroskedastičnost;
4. pojasnjevalne spremenljivke so neslučajne, ali pa so slučajne, toda neodvisne od slučajne spremenljivke u ;
5. v regresijski funkciji ni multikolinearnosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami;
6. slučajna spremenljivka u je normalno porazdeljena.

Prvo, četrto in šesto predpostavko smo že preverili, ko smo testirali pravilnost specifikacije zaposlitvenih funkcij in normalnost porazdelitve napak VRF v prejšnjem poglavju. V tem poglavju pa bomo testirali ostale tri predpostavke, torej o multikolinearnosti, heteroskedastičnosti in avtokorelaciji. Izvedli bomo tudi test stabilnosti regresijskih koeficientov.

6.1 Multikolinearnost

6.1.1 Teoretična izhodišča

Ekonomija kot družbena veda zadeva pri proučevanju na določene omejitve. Ena takšnih je, da pri proučevanju ekonomskih zakonitosti nimamo opravka z opazovanji, ki bi bila plod nadzorovanega eksperimenta. Zaradi tega so opazovani ekonomski pojavi v določeni odvisnosti. To pa pomeni, da so lahko pojasnjevalne spremenljivke, ki jih uporabimo v modelu, med seboj povezane. Pojav, ko obstaja med njimi linearna povezava, imenujemo multikolinearnost.

Ločimo med popolno in nepopolno multikolinearnostjo. Popolna multikolinearnost obstaja takrat, kadar lahko vsaj eno izmed pojasnjevalnih spremenljivk izrazimo kot linearno kombinacijo ostalih. V tem primeru velja povezava (Gujarati 2003, 342):

$$\lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \dots + \lambda_k x_k = 0 \quad (24),$$

pri čemer so λ_j konstante in niso vse istočasno enake nič. V tem primeru metoda najmanjših kvadratov ni definirana, ker je matrika podatkov $X'X$ singularna.

Nepopolna multikolinearnost⁷ pa pomeni, da posamezne pojasnjevalne spremenljivke niso natančne linearne kombinacije preostalih, ampak obstaja le močna povezanost med njimi. V tem primeru velja (ibidem, 342):

$$\lambda_1 x_1 + \lambda_2 x_2 + \dots + \lambda_k x_k + v_i = 0 \quad (25),$$

pri čemer v_i predstavlja slučajno napako in vse konstante λ_j niso istočasno enake nič.

Posledice multikolinearnosti so naslednje (Studenmund 2001, 248-252):

- ocene regresijskih koeficientov kljub prisotnosti multikolinearnosti ostajajo nepristranske.
- Z naraščanjem multikolinearnosti narašča varianca ocen regresijskih koeficientov.
- Zaradi druge posledice so intervali zaupanja za regresijske koeficiente širši in vrednosti t-statistik nižje. Zaradi tega težje zavračamo ničelne hipoteze pri statističnem testiranju.
- Ocene regresijskih koeficientov in ocene njihovih standardnih napak postanejo občutljive na spreminjanje specifikacije modela.
- Zaradi multikolinearnosti ni bistveno prizadeta vrednost multiplnega determinacijskega koeficienta.

Metoda najmanjših kvadratov kljub prisotnosti multikolinearnosti ostaja NENALICE (nepristranska najboljša linearna cenilka) regresijskih koeficientov. Vprašanje pri testiranju je torej, kako močan je vpliv multikolinearnosti v regresijskih funkcijah. Zato bomo v nadaljevanju opravili teste za prisotnost multikolinearnosti.

6.1.2 Testi za prisotnost multikolinearnosti

Kako visoka stopnja multikolinearnosti obstaja med pojasnjevalnimi spremenljivkami lahko testiramo na podlagi različnih metod. Prvi simptomi visoke stopnje multikolinearnosti so razvidni iz ocen regresijske funkcije. Če je ob visoki vrednosti multiplnega determinacijskega koeficienta večina regresijskih koeficientov neznačilnih, to kaže na visoko stopnjo multikolinearnosti (Studenmund 2001, 251).

Stopnjo multikolinearnosti lahko testiramo tudi na podlagi pomožnih regresij. Pri tem določimo za odvisno spremenljivko eno od pojasnjevalnih spremenljivk in ocenimo funkcijo. Če je F-statistika pomožne regresijske funkcije višja od kritične vrednosti pri določeni stopnji značilnosti lahko sklepamo, da je tista pojasnjevalna spremenljivka, ki smo jo določili kot odvisno, povezana z drugimi pojasnjevalnimi spremenljivkami (Gujarati 2003, 361).

⁷ V diplomskem delu bomo nepopolno multikolinearnost od tukaj dalje imenovali multikolinearnost. Takšnega poimenovanja se poslužuje tudi ekonometrična literatura. Po drugi strani pa je tudi samo nepopolna multikolinearnost primerna za testiranje, saj ob prisotnosti popolne multikolinearnosti ni možno pridobiti ocen regresijskega modela.

Namesto tega formalnega testiranja multiplih determinacijskih koeficientov pomožnih regresij pa lahko uporabimo Klientovo pravilo zidarskega palca. Po tem pravilu je stopnja multikolinearnosti problematična v primeru, ko vrednost multiplega determinacijskega koeficienta regresije preseže vrednost multiplega determinacijskega koeficienta osnovne regresije.

Poleg teh metod lahko stopnjo multikolinearnosti testiramo tudi na podlagi variančno inflacijskega faktorja pomožne regresije (VIF_j). VIF_j predstavlja metodo ugotavljanja prisotnosti multikolinearnosti skozi oceno dela variabilnosti pojasnjevalne spremenljivke, ki je pojasnjena z modelom. Čim višji je ta del, tem višja je prisotna stopnja multikolinearnosti v modelu. Izračunamo ga z uporabo enačbe (Studenmund 2001, 256-258):

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (26),$$

pri tem predstavlja R_j^2 multipli determinacijski koeficient pomožne regresije. Po pravilu zidarskega palca je stopnja multikolinearnosti problematična, če vrednost VIF_j pomožne regresije presega 10.

6.1.3 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo

Pri testiranju slovenske izbrane zaposlitvene funkcije za multikolinearnost najprej ponovno pregledamo oceno zaposlitvene funkcije, podano v Prilogi 5. Ob sprejemljivi vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta so t-statistike regresijskih koeficientov zadosti visoke, da so vsi regresijski koeficienti statistično značilno različni od nič. To je dokaz, da je stopnja multikolinearnosti v regresijski funkciji zadosti nizka, da ne vpliva na rezultate.

Dalje testiramo izbrano zaposlitveno funkcijo na podlagi pomožnih regresij za vsako izmed kvantitativnih pojasnjevalnih spremenljivk. Računalniški izpis je zabeležen v Prilogi 7a. Izpis rezultatov pomožne regresije z odloženo odvisno spremenljivko BDP je naslednji:

$$\begin{array}{l}
 BDPSLO_{t-1} = 166,929 - 0,627PLACCSLO_{t-2} - 0,040T - 2,406D_S2 \\
 t = \quad \quad (11,036) \quad (-4,247) \quad \quad \quad (-1,800) \quad (-2,240) \\
 p = \quad \quad (0,000) \quad (0,000) \quad \quad \quad (0,076) \quad (0,030) \\
 n = 50 \quad \quad R^2 = 0,670 \quad \quad \quad \overline{R^2} = 0,648 \quad \quad \quad s_e = 2,119.
 \end{array}$$

Iz pomožne regresije lahko na podlagi F-testa ugotovimo, da je pojasnjevalna spremenljivka linearno povezana z drugimi. Tudi na podlagi Klientovega pravila zidarskega palca lahko sklepamo, da je stopnja multikolinearnosti visoka glede na to, da je vrednost multiplega determinacijskega koeficienta pomožne regresije višja od vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta osnovne regresije.

Kljub temu pa ta stopnja ni problematična, ker je razlika med obema vrednostima majhna.

Za pomožno regresijo izračunamo tudi vrednost VIF_j , s pomočjo enačbe (26), $VIF_{BDPSLO}=3,030$. Vrednost VIF_{BDPSLO} ne presega 10. To pomeni, da po pravilu zidarskega palca stopnja linearne povezave spremenljivke $BDPSLO_{t-1}$ z drugimi pojasnjevalnimi spremenljivkami ni zadosti visoka, da bi predstavljala problem za osnovno oceno zaposlitvene funkcije.

Podajamo tudi rezultate pomožne regresije z odloženo odvisno spremenljivko realne plače:

$$PLACSLO_{t-2} = 148,633 - 0,450BDPSLO_{t-1} - 0,058T + 2,953D_{-S2}$$

$t =$	(13,650)	(-4,247)	(-3,307)	(3,460)
$p =$	(0,000)	(0,000)	(0,002)	(0,001)
$n = 50$	$R^2 = 0,725$	$\overline{R^2} = 0,707$	$s_e = 1,795.$	

Na podlagi F-testa iz pomožne regresije ugotavljamo, da je pojasnjevalna spremenljivka linearno povezana z drugimi. Tudi na podlagi Klienovega pravila zidarskega palca sklepamo, da je stopnja multikolinearnosti visoka glede na to, da je vrednost multiplega determinacijskega koeficienta pomožne regresije višja od vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta osnovne regresije. V primerjavi s prvo pomožno regresijo je ta razlika večja, kar nakazuje na močnejšo linearno povezanost realnih plač z drugimi pojasnjevalnimi spremenljivkami.

Kljub vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta pa iz izračuna VIF_j po enačbi (26) lahko ugotovimo, da ne presega kritične vrednosti 10. Znaša namreč $VIF_{PLACSLO}=3,636$. To pomeni, da po pravilu zidarskega palca stopnja linearne povezave spremenljivke $PLACSLO_{t-2}$ z drugimi pojasnjevalnimi spremenljivkami ni zadosti visoka, da bi predstavljala problem za osnovno oceno zaposlitvene funkcije.

Iz zgoraj navedenih testov za prisotnost multikolinearnosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami izbrane zaposlitvene funkcije lahko sklepamo, da sicer obstaja določena stopnja multikolinearnosti, vendar pa ni zadosti visoka, da bi vplivala na rezultate ocene zaposlitvene funkcije. Ker so ocene regresijskih koeficientov kljub prisotnosti multikolinearnosti še vedno NENALICE, je predvsem pomembno, da so statistično značilne. To pa v primeru linearne zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom za Slovenijo so.

6.1.4 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko

Izbrano zaposlitveno funkcijo za Madžarsko testiramo za prisotnost multikolinearnosti na enak način kot pred tem zaposlitveno funkcijo za Slovenijo. Naprej pregledamo oceno zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom za Madžarsko v linearni obliki, podano v Prilogi 3b. Ob sprejemljivi vrednosti

multiplega determinacijskega koeficienta so t-statistike regresijskih koeficientov zadosti visoke, da so vsi regresijski koeficienti statistično značilno različni od nič. To je dokaz, da je stopnja multikolinearnosti v regresijski funkciji zadosti nizka, da ne vpliva na rezultate.

Nadalje pa teste izvajamo na podlagi pomožnih regresij. Računalniški izpis je zabeležen v Prilogi 7b. Izpis rezultatov pomožne regresije z odloženo odvisno spremenljivko BDP pa je naslednji:

$$BDPHUN_{t-1} = 103,514 + 0,017PLACHUN_{t-1} + 0,006T - 16,904D_{-S2}$$

$$t = \quad (15,227) \quad (0,277) \quad (0,231) \quad (-13,109)$$

$$p = \quad (0,000) \quad (0,783) \quad (0,818) \quad (0,000)$$

$$n = 48 \quad R^2 = 0,897 \quad \overline{R^2} = 0,889 \quad s_e = 2,636.$$

Na podlagi F-testa pomožne regresije lahko ugotovimo, da je pojasnjevalna spremenljivka linearno povezana z drugimi. Po Klientovem pravilu zidarskega palca sklepamo, da je stopnja multikolinearnosti visoka glede na dejstvo, da je vrednost multiplega determinacijskega koeficienta pomožne regresije višja od vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta osnovne regresije. Velika razlika nakazuje na močno linearno povezanost pojasnjevalne spremenljivke $BDPHUN_{t-1}$ z drugimi pojasnjevalnimi spremenljivkami.

S pomočjo enačbe (26) za pomožno regresijo izračunamo tudi vrednost VIF_j , ki znaša $VIF_{BDPHUN} = 9,709$. Vrednost je visoka, vendar ne presega kritične vrednosti 10. Slednje pomeni, da po pravilu zidarskega palca stopnja linearne povezave spremenljivke $BDPHUN_{t-1}$ z drugimi pojasnjevalnimi spremenljivkami ne predstavlja problema za osnovno oceno zaposlitvene funkcije.

Navajamo tudi naslednje rezultate pomožne regresije z odloženo odvisno spremenljivko realne plače:

$$PLACHUN_{t-1} = 98,808 + 0,102BDPHUN_{t-1} - 0,079T - 13,543D_{-S2}$$

$$t = \quad (2,543) \quad (0,277) \quad (-1,171) \quad (-2,028)$$

$$p = \quad (0,015) \quad (0,783) \quad (0,248) \quad (0,049)$$

$$n = 48 \quad R^2 = 0,547 \quad \overline{R^2} = 0,516 \quad s_e = 6,445.$$

F-test pomožne regresije potrjuje, da je pojasnjevalna spremenljivka v linearni povezavi z drugimi spremenljivkami. Na podlagi Klientovega pravila zidarskega palca pa sklepamo, da stopnja multikolinearnosti ni visoka glede na to, da je vrednost multiplega determinacijskega koeficienta pomožne regresije nižja od vrednosti multiplega determinacijskega koeficienta osnovne regresije.

Domnevo o nizki stopnji multikolinearnosti potrjuje tudi izračunana vrednost VIF_j , in sicer $VIF_{PLACHUN} = 2,208$. Ta je dosti nižje od kritične vrednosti 10 in dokazuje, da po pravilu zidarskega palca stopnja linearne povezave spremenljivke $PLACHUN_{t-1}$

z drugimi pojasnjevalnimi spremenljivkami ni zadosti visoka, da bi predstavljala problem za osnovno oceno zaposlitvene funkcije.

Podobno kot prej za Slovenijo lahko tudi za izbrano zaposlitveno funkcijo na primeru Madžarske iz testov za prisotnost multikolinearnosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami sklepamo, da ta sicer obstaja, vendar pa ni zadosti visoka, da bi vplivala na rezultate ocene zaposlitvene funkcije. Bolj izstopa linearna povezava med BDP in ostalimi pojasnjevalnimi spremenljivkami. Kljub temu pa tudi ta po testu z VIF_j ni previsoka. Ključnega pomena je torej statistična značilnost regresijskih koeficientov ocenjene funkcije, ki pa je dosežena.

6.2 Avtokorelacija

6.2.1 Teoretična izhodišča

Avtokorelacija je definirana kot korelacija med členi serije opazovanj, urejenih po času (časovne vrste) oz. po prostoru (presečni podatki). Druga izmed navedenih predpostavk klasičnega linearnega regresijskega modela predpostavlja, da med členi serije slučajne spremenljivke u_i v regresijski funkciji ni prisotna avtokorelacija. Takrat velja (Gujarati 2003, 442):

$$\text{Cov}(u_i, u_j) = E(u_i, u_j) = 0 \quad i \neq j \quad (27).$$

V kolikor pa ta predpostavka ni izpolnjena, imamo v modelu prisotno avtokorelacijo. Pri tem ločimo med pravo avtokorelacijo, pri kateri je vzrok odvisnosti zaporednih členov u_j v sami naravi pojava ter nepravo avtokorelacijo, pri kateri je vzrok odvisnosti zaporednih členov u_j napačno specificirana regresijska funkcija. V primeru prisotnosti avtokorelacije velja (ibidem, 443):

$$\text{Cov}(u_i, u_j) = E(u_i, u_j) \neq 0 \quad i \neq j \quad (28).$$

Najpogostejši razlogi za pojav avtokorelacije so (ibidem, 443-449):

- obstoj inercije v ekonomskih pojavih;
- napake v specifikaciji modela zaradi izpusta pomembne ali vključitve nepomembne spremenljivke;
- napake pri specifikaciji modela zaradi napačne funkcijske oblike regresijskega modela;
- Cobweb fenomen – uporabljene spremenljivke učinkujejo med sabo z odlogom;
- transformacije podatkov;
- vključevanje odložene vrednosti odvisne spremenljivke – problem avtoregresije.

Posledice avtokorelacije pa so (Studenmund 2001, 319-319):

- ocene regresijskih koeficientov kljub temu ostajajo nepristranske;
- ocene regresijskih koeficientov nimajo več najmanjše variance.

Zaradi povečane variabilnosti ocen regresijskih koeficientov metoda najmanjših kvadratov ni več NENALICE, ampak samo še NELICE (nepristranska linearna cenilka).

6.2.2 Preverjanje prisotnosti avtokorelacije

Avtokorelacija je pojav, ki je odvisen od uporabljenih podatkov v regresijski funkciji. Pojavlja se pogosteje pri časovnih vrstah, in sicer različno za različne frekvence: pri letnih podatkih je za pričakovati avtokorelacijo prvega reda, pri četrletnih pa lahko tudi četrtega reda.

Izbrane oblike zaposlitvenih funkcij za obe državi moramo zaradi izbrane frekvence podatkov testirati za prisotnost avtokorelacije višjih redov. To lahko opravimo na podlagi Q-statistik.

Izračun Q-statistike lahko opravimo tako, da s pomočjo programa EViews za zaposlitveno funkcijo pridobimo izpis korelograma. Korelogram je prikaz avtokorelacijske funkcije vzorca, ki je podana v odlogu, ki smo ga določili. Je prikaz koeficientov avtokorelacije od reda 1 pa vse do zadnjega odloga⁸. Njihovo skupno statistično značilno različnost od nič izračunamo na podlagi Ljung-Boxove Q-statistike (EViews 2004, 173):

$$Q_{LB} = n \cdot (n + 2) \cdot \sum_{k=1}^m \left(\frac{\rho_k^2}{n - k} \right) \approx \chi_m^2 \quad (29),$$

kjer ρ_k predstavlja koeficient avtokorelacije k-tega reda in m dolžino odloga. Na podlagi testne statistike nato preverimo veljavnost ničelne in alternativne hipoteze:

- H_0 : v modelu do k-tega odloga ni prisotna avtokorelacija;
 H_1 : v modelu je do k-tega odloga prisotna avtokorelacija.

Izpis programa EViews nam torej omogoča, da ob zadosti nizki izračunani stopnji značilnosti na podlagi Q-statistike ničelno hipotezo zavrnamo in trdimo, da je v modelu prisotna avtokorelacija reda k ali manj.

⁸ Vsebinsko več o avtoregresijski funkciji in korelogramu v Gujarati (2003, 808-813).

6.2.3 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo

Testiranje za prisotnosti avtokorelacije v izbrani zaposlitveni funkciji za Slovenijo opravimo na podlagi korelograma, ki ga kot izpis programa EViews prikazujemo v Prilogi 8a. Na tem mestu pa navajamo samo komentar.

Iz korelograma lahko razberemo vrednosti Q-statistik in pripadajoče izračunane stopnje značilnosti za relevantne odloge. Kot nakazano v prejšnjem podpoglavju, nas zanimajo zaradi frekvenca podatkov prvi štirje odlogi.

Iz Q-statistik prvih štirih odlogov lahko torej za vsakega posebej razberemo, da so njihove izračunane stopnje značilnosti visoke. To pomeni, da na podlagi visokih izračunanih stopenj značilnosti ničelne hipoteze za vsak odlog posebej ne moremo zavrniti in lahko trdimo, da v regresijski funkciji avtokorelacija ni prisotna.

6.2.4 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko

Na enak način kot za Slovenijo tudi za Madžarsko opravimo testiranje za prisotnosti avtokorelacije v izbrani zaposlitveni funkciji na podlagi korelograma, ki ga kot izpis programa EViews prikazujemo v Prilogi 8b.

Iz vrednosti Q-statistik in izračunanih stopenj značilnosti lahko za prve štiri odloge opazimo, da je pri prvem izračunana stopnja značilnosti visoka, pri ostalih pa nizka. Tako je že pri drugem odlogu izračunana stopnja značilnosti zadosti nizka ($p < 0,01$), da lahko na podlagi le-te ničelno hipotezo zavrnemo in trdimo, da je v modelu prisotna avtokorelacija 2. reda.

6.2.5 Odpravljanje avtokorelacije

Proces odpravljanja avtokorelacije poteka v dveh fazah. Najprej pridobimo oceno koeficienta avtokorelacije (ρ). To lahko naredimo s pomočjo iterativnih metod, kot so Cochrane-Orcuttova metoda, Durbinova dvostopenjska metoda ali Hildert-Lujeva metoda (Gujarati 2003, 482).

Ko pa poznamo vrednost koeficienta avtokorelacije, pa transformiramo osnovno regresijsko enačbo z uporabo generalizirane diferenčne enačbe. To naredimo tako, da od vsakega člena v modelu odštejemo predhodno vrednost, pomnoženo s koeficientom asimetrije. Uporabimo torej metodo generaliziranih najmanjših kvadratov. Prikazujemo jo na primeru za odpravljanje avtokorelacije 1. reda (ibidem, 477):

$$y_t - \rho \cdot y_{t-1} = \beta_1 \cdot (1 - \rho) + \beta_2 \cdot (x_{2t} - \rho \cdot x_{2t-1}) + \dots + \beta_j \cdot (x_{jt} - \rho \cdot x_{jt-1}) + u_t - \rho \cdot u_{t-1} \quad (30)$$

in dobimo transformirani model (ibidem, 477):

$$y_t^* = \beta_1^* + \beta_2^* \cdot x_{2t}^* + \dots + \beta_j^* \cdot x_{jt}^* + v_t \quad (31).$$

Z uporabo programa EViews, pa se postopek odpravljanja avtokorelacije opravi drugače. Namesto dveh korakov, se z uporabo nelinearne regresijske metode oba združita v en korak, pri katerem se oceni regresijska enačba (EViews 2004, 315):

$$y_t = \rho \cdot y_{t-1} + f(x_t, \beta) - \rho \cdot f(x_{t-1}, \beta) + u_t \quad (32).$$

V izpisu rezultatov se ocena, popravljena za učinek avtokorelacije, razlikuje od originalne ocene le po vključitvi avtoregresijskega člena.

Odpravljanje avtokorelacije za zaposlitveno funkcijo v primeru Madžarske

Na podlagi testa izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko, je bila ugotovljena prisotnost avtokorelacije 2. reda v regresijski funkciji. To popravimo tako, da v programu EViews dodamo avtoregresijski člen drugega reda (AR(2)). Izpis ocene popravljene zaposlitvene funkcije je podan v Prilogi 9, v nadaljevanju pa navajamo samo zbirne rezultate:

$$\begin{aligned} \widehat{ZAPHUN}_t = & 93,593 + 0,164BDPHUN_{t-1} - 0,098PLACHUN_{t-1} - 0,014T + \\ t = & \quad (17,515) \quad (3,301) \quad (-5,210) \quad (-2,624) \\ p = & \quad (0,000) \quad (0,002) \quad (0,000) \quad (0,012) \\ & +2,135D_S2 - 0,438AR(2) \\ & t = (2,009) \quad (-3,040) \\ & p = (0,051) \quad (0,004) \\ n = 46 \quad R^2 = 0,680 \quad \overline{R^2} = 0,640 \quad s_e = 0,643. \end{aligned}$$

Po primerjavi izpisa popravljene zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom z osnovno zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom ugotovimo, da se vrednosti regresijskih koeficientov in njihove statistične značilnosti niso bistveno spremenile. Razlika je v vključitvi avtoregresijskega člena drugega reda, ki nakazuje na prisotnost negativne avtokorelacije 2. reda ($\rho_2 = -0,438$).

Popravljen obliko zaposlitvene funkcije za Madžarsko testiramo za prisotnost avtokorelacije. To opravimo na podlagi korelograma, ki ga kot izpis programa EViews prikazujemo v Prilogi 9. Tukaj komentiramo samo rezultate.

V primerjavi z ocenami zaposlitvene funkcije brez avtoregresijskega člena, lahko pri popravljeni obliki zaposlitvene funkcije opazimo bistven dvig izračunanih stopenj značilnosti pri drugem, tretjem in četrtem odlogu. Tako so izračunane stopnje značilnosti nad mejo 0,05 (oz. 0,03 za četrti odlog). Na podlagi tega lahko

sprejmemo sklep, da ničelne hipoteze ne zavrnamo, in trdimo, da v popravljenem modelu ni več prisotna avtokorelacija 2. reda.

Zaradi takšnega izboljšanja v nadaljevanju v izračunih in testih upoštevamo za Madžarsko izbrano zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom, popravljenega za učinek avtokorelacije 2. reda.

6.3 Heteroskedastičnost

6.3.1 Teoretična izhodišča

Tretja izmed navedenih predpostavk klasičnega linearnega regresijskega modela predpostavlja, da mora biti varianca slučajne spremenljivke u_i enaka pri vseh vrednostih pojasnjevalnih spremenljivk. Torej mora biti homoskedastična. S simboli je to izraženo na naslednji način (Gujarati 2003, 387):

$$E(u_i^2) = \sigma^2 \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (33).$$

V nasprotju s tem pa je v regresijski funkciji prisotna heteroskedastičnost takrat, ko se varianca slučajne spremenljivke u_i s spreminjanjem vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk tudi spreminja. S simboli je to izraženo kot (ibidem, 388):

$$E(u_i^2) = \sigma_i^2 \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (34),$$

kjer indeks i pri simbolu za varianco nakazuje, da le-ta ni več konstantna.

Tretja predpostavka torej prepoveduje prisotnost heteroskedastičnosti v regresijski funkciji. Le-ta pa se lahko pojavi iz več razlogov, kot so: odločevalčevo učenje iz napak, napake pri zbiranju podatkov, napačna specifikacija modela⁹ idr.

Posledice heteroskedastičnosti so naslednje (Studenmund 2001, 352-354):

- ocene regresijskih koeficientov kljub temu ostajajo nepristranske;
- ocene regresijskih koeficientov nimajo več najmanjše variance;
- MNKVD ob prisotnosti heteroskedastičnosti običajno podcenjuje variance in standardne napake regresijskih koeficientov.

Zaradi povečane variabilnosti ocen regresijskih koeficientov metoda najmanjših kvadratov ni več NENALICE, ampak samo še NELICE.

⁹ V tem primeru je to "neprava" heteroskedastičnost.

6.3.2 Preverjanje prisotnosti heteroskedastičnosti

Testiranje za heteroskedastičnost v regresijski funkciji lahko opravimo na podlagi različnih testov. Studenmund (2001, 355-362) navaja kot največkrat uporabljena Parkov in Whiteov test, Gujarati (2003, 400-415) pa k tema dvema dodaja še Glejserjev, Goldfeld-Quandtov, in Breusch-Pagan-Godfreyev test. Za potrebe diplomskega dela bomo izvedli Whiteov splošni test heteroskedastičnosti.

Whiteov test poteka po korakih. Kratko razlago podajamo za splošno obliko regresijske funkcije s tremi spremenljivkami.

Najprej ocenimo regresijsko funkcijo:

$$y_i = b_1 + b_2x_{2i} + b_3x_{3i} + e_i \quad (35)$$

in iz ocene regresijske funkcije pridobimo napake VRF. Nato izvedemo pomožno regresijo, kjer določimo za odvisno spremenljivko kvadrat napak VRF, pojasnjevalne spremenljivke pa predstavljajo pojasnjevalne spremenljivke osnovne regresijske funkcije in njihove kvadratne vrednosti (Gujarati 2003, 413):¹⁰

$$e_i^2 = a_1 + a_2x_{2i} + a_3x_{3i} + a_4x_{2i}^2 + a_5x_{3i}^2 + v_i \quad (36).$$

Iz te pomožne regresije pridobimo vrednost multiplega determinacijskega koeficienta. Vrednost le-tega pa nadalje uporabimo za izračun testne statistike (ibidem, 413):

$$n \cdot R^2 \approx \chi_{df}^2 \quad (37).$$

Na podlagi testne statistike nato preverimo veljavnost ničelne in alternativne hipoteze:

- H₀: v regresijski funkciji ni prisotna heteroskedastičnost;
 H₁: v regresijski funkciji je prisotna heteroskedastičnost.

6.3.3 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo

Izračun Whiteovega testa zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v linearni obliki za Slovenijo navajamo v Prilogi 10a.

Iz ocene pomožne regresije pridobimo vrednost multiplega determinacijskega koeficienta R²=0,148. Na podlagi te je izračunana vrednost testne statistike, ki znaša 7,251.

¹⁰ Po drugi obliki Whiteovega testa pa kot pojasnjevalne spremenljivke upoštevamo tudi medsebojne zmnožke osnovnih pojasnjevalnih spremenljivk. V diplomskem delu uporabljamo obliko brez medsebojnih zmnožkov pojasnjevalnih spremenljivk.

Glede na vrednost testne statistike pri visoki izračunani stopnji značilnosti $p=0,403$ ničelne hipoteze ne zavrnamo in lahko sklepamo, da v zaposlitveni funkciji s sezonskim vplivom za Slovenijo ni prisotna heteroskedastičnost.

6.3.4 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko

Izpis izvedenega Whiteovega testa za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v linearni obliki na primeru Madžarske je prikazan v Prilogi 10b.

Vrednost multiplega determinacijskega koeficienta, pridobljena iz pomožne regresije, znaša $R^2=0,216$. Na podlagi te je izračunana vrednost testne statistike, 9,933.

Upoštevajoč vrednost testne statistike pri relativno visoki izračunani stopnji značilnosti $p=0,192$ ničelne hipoteze ne zavrnamo in lahko sklepamo, da tudi v zaposlitveni funkciji s sezonskim vplivom za Madžarsko ni prisotna heteroskedastičnost.

6.4 Testiranje stabilnosti regresijskih koeficientov

6.4.1 Teoretična izhodišča

V regresijski funkciji, v kateri so uporabljeni podatki v obliki časovnih vrst, se lahko pripeti, da s spremembo v času pride do strukturnih sprememb v zvezi med odvisno in pojasnjevalnimi spremenljivkami. To pomeni, da se izračunane vrednosti regresijskih koeficientov skozi časovni interval spremenijo.

Zaradi možnosti takšnih sprememb izvajamo teste, s katerimi preverjamo stabilnost regresijskih koeficientov.

6.4.2 Testi stabilnosti regresijskih koeficientov

Za testiranje stabilnosti regresijskih koeficientov izbranih zaposlitvenih funkcij izvajamo Chowov test. Z njim ugotavljamo obstoj prelomov v časovnem vzorcu, ki lahko vodijo do sprememb v vrednostih parametrov regresijske funkcije.

Chowov test

Chowov test torej uporabimo za ugotavljanje prelomov v vzorcu. V testu primerjamo regresijske koeficiente podobdobij in preverjamo statistično značilnost razlik med njimi (Seddighi, Lawler in Katos 2000, 82) .

Test opravimo tako, da časovni vzorec, za katerega pojav proučujemo, razdelimo na dve obdobji in izvedemo pomožne regresije za posamezno obdobje. Iz vsake pomožne regresije pridobimo podatke o nepojasneni vsoti kvadratov (NVK) in izračunamo testno statistiko (Gujarati 2003, 276):

$$F = \frac{(NVK - NVK_1 - NVK_2) / k}{(NVK_1 + NVK_2) / (n_1 + n_2 - 2k)} \approx F_{(k, (n_1 + n_2 - 2k))} \quad (38),$$

pri tem indeksa 1 in 2 nakazujeta na prvo in drugo obdobje. Na podlagi testne statistike nato preverimo veljavnost ničelne in alternativne hipoteze:

- H₀: regresijski koeficienti obeh obdobj so enaki;
 H₁: regresijski koeficienti obeh obdobj se razlikujejo.

6.4.3 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Slovenijo

S pomočjo Chowovega testa iščemo prelom v časovnem obdobju za Slovenijo v prvih četrtletjih med leti 2000 in 2004. Leto 2000 izberemo zaradi tega, ker predvidevamo, da so se do takrat omilili največji šoki tranzicijskega obdobja. Kot alternativo temu podajamo možnost preloma v nadaljnjih treh letih. Leto 2004 pa predvidevamo kot možen prelom zaradi vstopa Slovenije v EU, kar bi lahko spremenilo določene parametre v zvezi z ocenjeno funkcijo.

Izpisi izvedenih Chowovih testov za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v linearni obliki na primeru Slovenije je prikazan v Prilogi 11a.

Iz F-statistik in izračunanih stopenj značilnosti Chowovih testov za omenjena obdobja lahko razberemo, da je za leto 2000 izračunana stopnja značilnosti nizka. Kot takšna dopušča zavračanje ničelne hipoteze in sprejemanje sklepa, da obstajajo razlike med regresijskimi koeficienti obeh obdobj.

Za leti 2001 in 2002 lahko ugotovimo, da sta testni statistiki zadosti nizki in izračunani stopnji značilnosti zadosti visoki, da na podlagi le-teh ničelne hipoteze ne moremo zavrni. To pomeni, da lahko za obe testirani leti trdimo, da se regresijski koeficienti podobdobj ne razlikujejo.

Testna statistika pa je za leto 2003 višja in posledično izračunana stopnja značilnosti nižja. Zato na podlagi testne statistike ničelno hipotezo zavrnemo.

Za testirano leto 2004 pa pridemo do podobnih sklepov, kot za leti 2001 in 2002. Glede na vrednost F-statistike in izračunano stopnjo značilnosti ničelne hipoteze ne moremo zavrni in posledično lahko trdimo, da se regresijski koeficienti obeh podobdobj ne razlikujejo.

Iz pregleda rezultatov Chowovih testov ugotavljamo, da je moč opaziti prelome v več testiranih obdobjih. Glede na naravo teh prelomov lahko komentiramo, da procesi v gospodarstvu, ki povzročajo prelome, niso vezani zgolj na eno časovno

obdobje, ampak so posledica spreminjanja gospodarstva iz obdobja v obdobje. Spreminja se namreč struktura gospodarstva, kot posledica prehajanj skozi faze tranzicije in kot posledica prilagajanj vstopu v EU v letih med 2000 in 2004. Na podlagi narave sprememb v gospodarstvu lahko torej pridemo do sklepa, da prelomi v časovnem vzorcu niso eksogeni in enkratne narave, temveč so posledica ponavljajočih se endogenih sprememb v slovenskem gospodarstvu. Zaradi tega zaposlitvene funkcije ne moremo prilagoditi tako, da bi le-te upoštevali v specifikaciji.

6.4.4 Testiranje izbrane zaposlitvene funkcije za Madžarsko

Za Madžarsko iz istih razlogov kot prej za Slovenijo iščemo prelom časovnega obdobja v prvih četrletjih med leti 2000 in 2004.

Izpis Chowovih testov za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom v linearni obliki na primeru Madžarske je zaveden v Prilogi 11b. V nadaljevanju podajamo samo komentarje rezultatov.

Iz F-statistik in izračunanih stopenj značilnosti za testirana leta lahko ugotovimo, da so izračunane stopnje značilnosti za vsa obdobja nizke. Za vsa leta so nižje od 0,1 in za prva štiri leta nižje od 0,05. Na podlagi tega lahko za vsako testirano leto posebej zavrnemo ničelno hipotezo in za vsako testirano leto trdimo, da se regresijski koeficienti obeh testiranih obdobij razlikujejo.

Po pregledu Chowovih testov za Madžarsko pridemo do podobnih ugotovitev kot prej za Slovenijo. Število možnih prelomov v podatkih nakazuje na strukturne spremembe v madžarskem gospodarstvu, ki se je v opazovanem obdobju še vedno spopadalo s procesi tranzicije in s preurejanjem domačega trga dela. Tranzicija pa je možen vzrok za spreminjanje strukture gospodarstva in posledično razmerij, ki lahko vplivajo na koeficiente regresijske funkcije. Sklepamo lahko torej, da so tudi v primeru Madžarske možni prelomi v časovnem vzorcu posledica endogenih sprememb v gospodarstvu in niso enkratne narave. Zaradi tega pa jih ne moremo upoštevati pri specifikaciji zaposlitvene funkcije.

7 SKLEPNE UGOTOVITVE

Namen tega diplomskega dela je predstavljala empirična analiza zaposlitvene funkcije za Slovenijo in Madžarsko na podlagi četrletnih podatkov med leti 1995 in 2007. Zato so bila v začetnih poglavjih podana teoretična izhodišča za specifikacijo zaposlitvenih funkcij. Najprej so bile analizirane študije na temo zaposlitvene funkcije in nato predstavljena stališča literature glede teoretičnih izhodišč. Ugotovljeno je bilo, da o specifikaciji zaposlitvene funkcije ekonomska teorija ne predpostavlja ustaljene oblike, ampak ponuja različne skupine pojasnjevalnih spremenljivk in njihovih odloženih vrednosti, ki jih je moč uporabiti pri ocenjevanju.

Po orisu teoretičnih izhodišč so bili predstavljeni izhodiščni podatki za analizo zaposlitvenih funkcij Slovenije in Madžarske. Predstavljeni so bili podatkovni viri, način preverjanja kakovosti podatkov preko primerjave podatkovnih virov in na podlagi podatkov osnovane spremenljivke za ocenjevanje zaposlitvenih funkcij Slovenije in Madžarske. Z grafično metodo je bila analizirana tudi korelacija med časovnimi serijami. Glede podatkovnih virov in preverjanja kakovosti podatkov je bilo ugotovljeno, da so časovne vrste podatkov, pridobljene iz različnih spletnih baz, primerljive – do manjših razlik prihaja le zaradi zaokroževanja. Takšna primerljivost je indikator kakovosti podatkov. Po primerjavi definiranih spremenljivk za Slovenijo in Madžarsko je bilo ugotovljeno, da so za obe državi osnovane na podobnih virih: Eurostat in domača statistična urada. Glede korelacije med podatkovnimi časovnimi serijami pa je bilo ugotovljeno, da obstajajo med njimi povezave v skladu s teoretičnimi pričakovanji.

Na podlagi podatkov in ob upoštevanju teoretičnih izhodišč je bila nato izvedena ekonometrična analiza zaposlitvene funkcije za omenjeni državi. Pri tem je bilo za obe državi ocenjenih več oblik zaposlitvene funkcije. Na podlagi rezultatov ocen je bila nato za vsako državo izbrana najprimernejša oblika. Ta pa je nadalje bila testirana glede na predpostavke klasičnega linearnega regresijskega modela, torej za prisotnost multikolinearnosti, avtokorelacije, heteroskedastičnosti in glede na stabilnost regresijskih koeficientov.

Za Slovenijo je bilo ugotovljeno dvoje. Prvič, glede na nabor spremenljivk je bilo ocenjenih mnogo oblik zaposlitvenih funkcij, od katerih pa sta le dve izkazovali statistično značilne regresijske rezultate. Ti dve obliki zaposlitvenih funkcij sta tudi bili primerljivi paroma po vrednostih regresijskih koeficientov. Izkazovali sta negativno zvezo nizke elastičnosti med zaposlenostjo in odloženo vrednostjo realnih plač ter pozitivno zvezo, prav tako nizke elastičnosti, med zaposlenostjo in odloženo vrednostjo BDP. Posebnost prve oblike zaposlitvene funkcije je bila neprava spremenljivka za merjenje asimetrije v zaposlenosti, posebnost druge pa neprava spremenljivka za merjenje sezonskega vpliva. Na podlagi Box-Coxovega testa je bilo ugotovljeno, da sta paroma linearna in dvojnologaritemska specifikacija zaposlitvenih funkcij enakovredni. Po testiranju porazdelitve napak VRF pa, da je primernejša druga oblika zaposlitvene funkcije. Zato je kot najprimernejša bila izbrana druga oblika zaposlitvene funkcije, torej zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom v linearni obliki.

Kot drugič, pa so za najprimernejšo obliko zaposlitvene funkcije bili izvedeni testi predpostavk klasičnega linearnega regresijskega modela, na podlagi katerih je bilo ugotovljeno, da v regresijski funkciji ni bila prisotna previsoka stopnja multikolinearnosti, kakor tudi, da ni bila prisotna avtokorelacija in heteroskedastičnost. Pri preverjanju stabilnosti regresijskih koeficientov pa je bilo ugotovljeno, da obstajajo prelomi v testiranih obdobjih, ki so najbrž posledica spreminjajoče se strukture gospodarstva in ne posledica eksogene spremembe.

Na enak način je tudi za Madžarsko bilo ugotovljeno dvoje. Prvič, po podobnem postopku kot za Slovenijo je bilo iz nabora spremenljivk ocenjenih več oblik zaposlitvenih funkcij. Izmed teh sta ponovno samo dve izkazovali statistično značilne regresijske rezultate. Prva, osnovana z nepravo spremenljivko za merjenje asimetrije, in druga, z nepravo spremenljivko za merjenje sezonskega vpliva. Primerljivi sta bili po vrednostih regresijskih koeficientov pri spremenljivki realne plače, saj sta obe izkazovali negativno nizko elastičnost med zaposlenostjo in realnimi plačami. Pri tem so bile določene vrednosti regresijskih koeficientov v prvi obliki zaposlitvene funkcije statistično neznačilne. Box-Coxov test je potrdil, da sta paroma linearna in dvojnologaritemska specifikacija zaposlitvenih funkcij enakovredni. Test porazdelitve napak VRF pa je potrdil normalnost porazdelitve napak za obe specifikacijski obliki. Na podlagi rezultatov regresije je zato kot najprimernejša bila izbrana druga oblika, torej zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom v linearni obliki.

Drugič, testi predpostavk klasičnega linearnega regresijskega modela so za najprimernejšo obliko zaposlitvene funkcije potrdili, da v le-tej ni prisotna previsoka stopnja multikolinearnosti, kakor tudi, da ni prisotna heteroskedastičnost. Ugotovljena je bila prisotnost avtokorelacije drugega reda, ki pa je bila odstranjena. Po preverjanju stabilnosti regresijskih koeficientov je bila tudi za Madžarsko postavljena trditev, da prelomi niso posledica eksogene spremembe, ampak izvirajo iz strukturnih prilagajanj gospodarstva.

Za obe državi se je torej kot najprimernejša izkazala oblika zaposlitvene funkcije z nepravo spremenljivko za ocenjevanje sezonskega vpliva. Na podlagi tega je moč trditi, da takšna oblika predstavlja poenoteno zaposlitveno funkcijo za Slovenijo in Madžarsko. Ocene takšne funkcijske oblike so namreč na primeru obeh držav izkazovale zapoznelo in nizko odzivnost zaposlenosti na spremembe v BDP in realnih plačah. Na podlagi nizkih parcialnih elastičnosti pa lahko posredno tudi sklepamo na manjšo fleksibilnost trga dela obravnavanih držav. To pa predstavlja indikator na izpostavljenosti trditve v uvodu diplomskega dela glede makroekonomske situacije tranzicijskih gospodarstev in izpeljave poenotene oblike zaposlitvene funkcije. Slednje nakazuje na možno izhodišče za definiranje sorodne oblike zaposlitvene funkcije za države, ki prehajajo oz. so prešle skozi tranzicijske procese.

Trditev o možni sorodni obliki zaposlitvene funkcije za tranzicijske države pa ponuja iztočnico za nadaljnje delo. Za opredeljevanje sorodne oz. poenotene oblike zaposlitvene funkcije tranzicijskih gospodarstev je vsekakor potrebna raziskava na več kot samo dveh državah. Eno možnost predstavlja raziskava na

podlagi podatkov v časovnih vrstah za več tranzicijskih držav, drugo možnost pa raziskava na podlagi panelnih podatkov.

Poleg razširjanja vzorca raziskave pa je možno tudi nadaljevanje raziskovalnega dela z uporabo drugačnih ekonometričnih metod in različnih ravni agregacije. V mnogih študijah je moč zaslediti modele popravljanja napak in uporabo podatkov na ravni skupine podjetij ali sektorjev. Z analizo agregiranih podatkov smo tako podali osnovo, ki jo je moč nadgraditi z nadaljnjim raziskovalnim delom.

POVZETEK

V diplomskem delu predstavljamo empirično analizo zaposlitvene funkcije za Slovenijo in Madžarsko na podlagi četrtnih agregiranih podatkov za obdobje 1995–2007. Najprej obravnavamo teoretična izhodišča in podatke za obe državi. Na podlagi teh nato izvedemo analizo zaposlitvenih funkcij. Za vsako od držav ocenimo in primerjamo različne možne oblike zaposlitvenih funkcij, izmed ocenjenih oblik pa izberemo najprimernejšo. Izbrano obliko nato dalje testiramo glede na predpostavke klasičnega linearnega regresijskega modela.

Na podlagi rezultatov ocen izbranih zaposlitvenih funkcij so za obe državi ugotovljene povezave med zaposlenostjo in pojasnjevalnimi spremenljivkami v skladu s pričakovanji ekonomske teorije. V obeh primerih omenjene povezave kažejo nizko elastičnost. Poleg podobnosti povezav med spremenljivkami, sta tudi izbrani obliki zaposlitvenih funkcij za obe državi po specifikaciji identični. Tako sklepamo, da izbrana funkcijska oblika predstavlja poenoteno obliko zaposlitvene funkcije za obravnavani državi. Predstavlja pa tudi možno izhodišče za obravnavanje sorodne oblike zaposlitvene funkcije za države, ki so prešle oz. prehajajo skozi tranzicijske procese.

Ključne besede: zaposlitvena funkcija, zaposlenost, metoda navadnih najmanjših kvadratov, Slovenija in Madžarska.

ABSTRACT

In this dissertation we present an empirical analysis of the employment function for Slovenia and Hungary based on quarterly aggregated data for the period 1995–2007. First we examine the theoretical background and data. Based on that we analyse the employment function. We provide and compare estimates of different employment functions among which we choose the most suitable. We then further test the selected functions based on the assumptions of the classical linear regression model.

Based on the estimates for both countries it can be concluded that the relationships between employment and explanatory variables are in accordance with the economic theory. The relationships indicate a low elasticity. On top of that the estimates for both countries are identical in functional form. This leads us to conclude that such functional form represents an unified form of employment function for both countries. It also represents a possible starting point for an empirical investigation of a related functional form of employment function for all countries that are overcoming or have overcome a transitional period.

Key words: employment function, employment, method of ordinary least squares, Slovenia and Hungary.

SEZNAM LITERATURE

1. Beenstock, Michael. 1988. *Modelling the Labour Market*. London: Chapman and Hall, Ltd.
2. Borjas, George J. 2005. *Labor Economics*. London: McGraw-Hill, Inc.
3. Briscoe, G., in D. A. Peel. 1975. The Specification of the Short-run Employment Function: An Empirical Investigation of the Demand for Labour in the UK Manufacturing Sector, 1955-1972. *Oxford Bulletin of Economics & Statistics* 37 (2): 115-142.
4. Chletsos, Michael, Christos Kollias, in George Manolas. 2000. The Relationship between Wages, Productivity and Labour Demand in Greece: An Error Correction Approach. *RISEC: Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali* 47 (1): 95-110.
5. Dornbusch, Rudiger, in Stanley Fischer. 1994. *Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill, Inc.
6. Ehrenberg, Ronald A., in Robert S. Smith. 2006. *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. Paris: Pearson Education, Inc.
7. Eurostat. 2005. Concepts and Definitions. Concepts and Definitions Database (CODED) [online]. [2005]. Dostopno na: [\[http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nomenclatures/index.cfm?TargetUrl=LST_NOM_DTL_GLOSSARY&StrNom=CODED2&StrLanguageCode=EN\]](http://ec.europa.eu/eurostat/ramon/nomenclatures/index.cfm?TargetUrl=LST_NOM_DTL_GLOSSARY&StrNom=CODED2&StrLanguageCode=EN). [22.12.2007].
8. EViews. 2004. *EViews 4.1 Student Version User's Guide*. Irvine: Quantitative Micro Software, LLC.
9. Graham, Daniel J., in Nigel Spence. 2000. Manufacturing Employment Change, Output Demand, and Labor Productivity in the Regions of Britain. *International Regional Science Review* 23 (2): 172-200.
10. Gujarati, Damodar N. 2003. *Basic Econometrics*. New York: McGraw-Hill, Inc.
11. Hunt, Jennifer. 2007. Has Work-Sharing Worked in Germany? V *Recent Developments in Labor Economics, Volume I*, urednik J. T. Addison. Cheltenham: Edward Elgar Publishing Limited.
12. Hyclak, Thomas, Geraint Johnes, in Robert Thornton. 2005. *Fundamentals of Labor Economics*. Boston: Houghton Mifflin Company.
13. Kajzer, Alenka. 1991. *Trg delovne sile in povezanost gibanj realnih plač, zaposlenosti in proizvodnje*. Magistrsko delo. Maribor: Ekonomsko-poslovna fakulteta.

14. Kim, Benjamin J. C. 1988. A Time-Series Study of the Employment-Real Wage Relationship: An International Comparison. *Journal of Economics and Business* 40: 67-78.
15. Lehmann, Hartmut, in Mark E. Schaffer. 1995. Productivity, Employment and Labor Demand in Polish Industry in the 1980s: Some Preliminary Results from Enterprise-level Data. *Economics of Planning* 28 (1): 1-27.
16. Mencinger, Jože. 2000. Restructuring by »Firing and Retiring«: The Case of Slovenia. V *Unemployment in Europe*, urednika M. A. Landesmann in K. Pichelmann. New York: St. Martin's Press.
17. Mencinger, Jože. 2006. Prožnost trga dela in brezposelnost. *Gospodarska gibanja* 380: 6-13.
18. Naisbitt, Barry. 1986. Employment Functions and the Slowdown in UK Productivity Growth. *Bulletin of Economic Research* 38 (1): 67-75.
19. Newell, Andrew, in James S. V. Symons. 1989. Stylised Facts and the Labour Demand Curve. *Labour* 3 (3): 3-22.
20. Parkin, Michael. 1994. *Macroeconomics*. Paris: Addison-Wesley Publishing Company, Inc.
21. Pfajfar, Lovrenc. 1998a. *Ekonometrija – 1. del*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
22. Pfajfar, Lovrenc. 1998b. *Ekonometrija – Obrazci in postopki*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
23. Seddighi, H. R., K. A. Lawler, in A. V. Katos. 2000. *Econometrics: A Practical Approach*. London: Routledge.
24. Siebert, W. Stanley. 1997. Overview of European Labour Markets. V *Labour Markets in Europe*, urednika J. T. Addison in W. S. Siebert. London: Harcourt Brace & Company, Ltd.
25. Smith, Jeremy, in Jim Hagan. 1993. Multivariate Cointegration and Error Correction Models: An Application to Manufacturing Activity in Australia. *Scottish Journal of Political Economy* 40 (2): 184-198.
26. Studenmund, A. H. 2001. *Using Econometrics: A Practical Guide*. London: Addison Wesley Longman, Inc.
27. SURS – Statistični urad Republike Slovenije. 2005a. Metodološka pojasnila v področju "Nacionalni računi". SURS [online]. [2005]. Dostopno na: [http://www.stat.si/metodologija_pojasnila.asp?pod=3]. [22.12.2007].

28. SURS – Statistični urad Republike Slovenije. 2005b. Metodološka pojasnila v področju "Trg dela". SURS [online]. [2005]. Dostopno na: [\[http://www.stat.si/metodologija_pojasnila.asp?pod=7\]](http://www.stat.si/metodologija_pojasnila.asp?pod=7). [22.12.2007].
29. Turner, Paul, in Sue Bowden. 1997. Real Wages, Demand and Employment in the UK 1921-1938: A Disaggregated Analysis. *Bulletin of Economic Research* 49 (4): 309-325.
30. Žižmond, Egon. 1998. Brezposelnost. V *Uvod v ekonomijo - makroekonomika*, urednik D. Kračun. Maribor: Studio Linea.

SEZNAM VIROV

1. BS – Banka Slovenije. 2007. Podatkovne serije iz publikacije Bilten BS. Bilten BS [online]. [2007]. Dostopno na:
[\[http://www.bsi.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=I4_6S&ti=4%2E6%2E+Povpre%2E8ne+pla%2E8e&path=Database/slo/serije/04_realni_sektor/&lang=12\]](http://www.bsi.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=I4_6S&ti=4%2E6%2E+Povpre%2E8ne+pla%2E8e&path=Database/slo/serije/04_realni_sektor/&lang=12). [7.10.2007].
2. Eurostat. 2007. Economy and Finance – Quarterly National Accounts. Eurostat [online]. [2007]. Dostopno na:
[\[http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=0,1136173,0_45570701&_dad=portal&_schema=PORTAL\]](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=0,1136173,0_45570701&_dad=portal&_schema=PORTAL). [2.10.2007].
3. HCSO – Hungarian Central Statistical Office. 2007. Employment, labour force, earnings Infra-annual data. HCSO [online]. [2007]. Dostopno na:
[\[http://portal.ksh.hu/portal/page?_pageid=38,591766&_dad=portal&_schema=PORTAL\]](http://portal.ksh.hu/portal/page?_pageid=38,591766&_dad=portal&_schema=PORTAL). [1.10. 2007].
4. ILO – International Labour Organization. 2007. Periodical statistics - Employment, Unemployment, Hours of Work, Wages, Consumer Price Indices: 1976-2007 LABORSTA Internet [online]. [2007]. Dostopno na:
[\[http://laborsta.ilo.org/\]](http://laborsta.ilo.org/). [7.10. 2007].
5. SURS – Statistični urad Republike Slovenije. 2007. Temeljni agregatni nacionalni računi po četrtletjih. SURS [online]. [2007]. Dostopno na:
[\[http://www.stat.si/doc/vsebina/03/BDP_cetrtr_SLO_2007Q2.xls\]](http://www.stat.si/doc/vsebina/03/BDP_cetrtr_SLO_2007Q2.xls). [4.10.2007].

PRILOGE

Priloga 1a: Izhodiščni podatki za oceno zaposlitvenih funkcij za Slovenijo

TABELA 1: IZHODIŠČNI PODATKI ZA SLOVENIJO PO SPREMENLJIVKAH V OSNOVNIH ENOTAH

Obdobje	ZAPSLO [v 1000]	ZAPBJSLO [v 1000]	BDPSLO [mio EUR]	PLACSLO [EUR]
1995q01	921.00	886.6	2389.50	449.78
1995q02	917.00	882.7	2510.50	459.62
1995q03	910.00	875.0	2495.30	467.54
1995q04	901.00	865.7	2505.70	492.88
1996q01	898.00	861.5	2476.40	500.51
1996q02	897.00	859.9	2616.40	529.09
1996q03	894.00	856.8	2637.50	549.49
1996q04	887.00	849.0	2678.10	576.67
1997q01	875.00	835.9	2565.80	575.85
1997q02	873.00	832.9	2782.50	595.65
1997q03	882.00	842.5	2760.50	603.14
1997q04	876.00	835.9	2803.70	633.12
1998q01	873.00	832.5	2702.80	639.58
1998q02	873.00	833.4	2849.10	652.03
1998q03	880.00	840.0	2861.80	657.69
1998q04	874.00	833.4	2921.50	688.79
1999q01	878.00	837.5	2813.40	693.43
1999q02	885.00	843.8	3059.70	707.52
1999q03	896.00	853.9	2989.50	720.59
1999q04	891.00	848.5	3087.00	769.35
2000q01	886.00	843.0	2990.60	753.61
2000q02	893.00	849.5	3141.00	776.42
2000q03	903.00	858.8	3125.70	802.27
2000q04	898.00	853.8	3182.30	866.19
2001q01	894.00	849.6	3075.60	860.32
2001q02	898.00	853.7	3207.70	871.82
2001q03	905.00	860.3	3206.70	891.03
2001q04	897.00	851.8	3280.10	957.21
2002q01	908.00	862.5	3170.70	941.23
2002q02	912.00	865.9	3309.80	958.45
2002q03	917.00	870.4	3332.40	979.84
2002q04	913.00	865.8	3398.20	1050.05
2003q01	905.00	857.8	3253.80	1018.59
2003q02	909.00	861.2	3394.20	1035.51
2003q03	913.00	864.6	3420.40	1051.81
2003q04	908.00	859.2	3492.80	1119.81
2004q01	905.00	855.6	3385.50	1064.93
2004q02	912.00	860.9	3551.70	1075.11
2004q03	921.00	870.0	3590.00	1100.89
2004q04	916.00	865.6	3634.20	1172.42
2005q01	908.00	857.4	3485.90	1115.80
2005q02	915.00	865.1	3742.80	1130.63

2005q03	922.00	871.8	3725.80	1151.49
2005q04	919.00	868.9	3777.40	1229.59
2006q01	914.00	863.8	3661.10	1174.94
2006q02	924.00	872.6	3918.60	1185.03
2006q03	934.00	883.5	3933.70	1197.28
2006q04	935.00	884.6	3985.20	1292.39
2007q01	936.00	885.6	3924.50	1238.43
2007q02	948.00	897.7	4150.10	1251.78

Simboli: ZAPSLO = celotna zaposlenost v Sloveniji;
 ZAPBJSLO = zaposlenost brez javnega sektorja v Sloveniji;
 BDPSLO = BDP v Sloveniji;
 PLACSLO = realne plače v Sloveniji.

Viri: BS (2007), Eurostat (2007) in SURS (2007).

TABELA 2: IZHODIŠČNI PODATKI ZA SLOVENIJO PO SPREMENLJIVKAH V VERIŽNIH INDEKSIH IN NEPRAVE SPREMENLJIVKE

Obdobje	ZAPSLO [indeks]	ZAPBJSLO [indeks]	BDPSLO [indeks]	PLACSLO [indeks]	D_BDPSLO	T	D_S2
1995q01						0	0
1995q02	99.566	99.557	105.064	102.188	0	1	1
1995q03	99.237	99.124	99.395	101.723	1	2	0
1995q04	99.011	98.936	100.417	105.421	0	3	0
1996q01	99.667	99.515	98.831	101.548	1	4	0
1996q02	99.889	99.821	105.653	105.710	0	5	1
1996q03	99.666	99.640	100.806	103.855	0	6	0
1996q04	99.217	99.086	101.539	104.947	0	7	0
1997q01	98.647	98.461	95.807	99.858	1	8	0
1997q02	99.771	99.633	108.446	103.439	0	9	1
1997q03	101.031	101.156	99.209	101.256	1	10	0
1997q04	99.320	99.218	101.565	104.972	0	11	0
1998q01	99.658	99.595	96.401	101.019	1	12	0
1998q02	100.000	100.109	105.413	101.947	0	13	1
1998q03	100.802	100.786	100.446	100.868	0	14	0
1998q04	99.318	99.221	102.086	104.729	0	15	0
1999q01	100.458	100.493	96.300	100.673	1	16	0
1999q02	100.797	100.747	108.755	102.033	0	17	1
1999q03	101.243	101.194	97.706	101.847	1	18	0
1999q04	99.442	99.374	103.261	106.766	0	19	0
2000q01	99.439	99.345	96.877	97.954	1	20	0
2000q02	100.790	100.779	105.029	103.027	0	21	1
2000q03	101.120	101.091	99.513	103.329	1	22	0
2000q04	99.446	99.420	101.811	107.967	0	23	0
2001q01	99.555	99.512	96.647	99.322	1	24	0
2001q02	100.447	100.473	104.295	101.337	0	25	1
2001q03	100.780	100.773	99.969	102.204	1	26	0
2001q04	99.116	99.017	102.289	107.428	0	27	0
2002q01	101.226	101.253	96.665	98.331	1	28	0
2002q02	100.441	100.397	104.387	101.829	0	29	1
2002q03	100.548	100.519	100.683	102.232	0	30	0
2002q04	99.564	99.471	101.975	107.165	0	31	0
2003q01	99.124	99.078	95.751	97.004	1	32	0

2003q02	100.442	100.391	104.315	101.661	0	33	1
2003q03	100.440	100.399	100.772	101.574	0	34	0
2003q04	99.452	99.376	102.117	106.465	0	35	0
2004q01	99.670	99.581	96.928	95.098	1	36	0
2004q02	100.773	100.621	104.909	100.956	0	37	1
2004q03	100.987	101.056	101.078	102.398	0	38	0
2004q04	99.457	99.493	101.231	106.497	0	39	0
2005q01	99.127	99.057	95.919	95.171	1	40	0
2005q02	100.771	100.893	107.370	101.329	0	41	1
2005q03	100.765	100.777	99.546	101.845	1	42	0
2005q04	99.675	99.665	101.385	106.782	0	43	0
2006q01	99.456	99.418	96.921	95.555	1	44	0
2006q02	101.094	101.013	107.033	100.859	0	45	1
2006q03	101.082	101.255	100.385	101.034	0	46	0
2006q04	100.107	100.125	101.309	107.944	0	47	0
2007q01	100.107	100.114	98.477	95.824	1	48	0
2007q02	101.282	101.366	105.749	101.079	0	49	1

Simboli: ZAPSLO = celotna zaposlenost v Sloveniji;
 ZAPBJSLO = zaposlenost brez javnega sektorja v Sloveniji;
 BDPSLO = BDP v Sloveniji;
 PLACSLO = realne plače v Sloveniji;
 D_BDPSLO = neprava spremenljivka za ocenjevanje asimetrije v Sloveniji;
 T = časovni trend;
 D_S2 = neprava spremenljivka za ocenjevanje vpliva druge sezone.

Viri: BS (2007), Eurostat (2007), SURS (2007) in lastni izračuni.

Priloga 1b: Izhodiščni podatki za oceno zaposlitvenih funkcij za Madžarsko

TABELA 3: IZHODIŠČNI PODATKI ZA MADŽARSKO PO SPREMENLJIVKAH V OSNOVNIH ENOTAH

Obdobje	ZAPHUN [v 1000]	BDPHUN [mio HUF]	INDPHUN [mio HUF]	PLACHUN [HUF]
1995q01	3581.00	1318408.40	320205.80	34671.00
1995q02	3605.00	1401570.40	315271.90	38020.00
1995q03	3633.00	1430375.30	318711.90	39286.00
1995q04	3656.00	1463688.00	342304.90	46295.00
1996q01	3546.00	1326142.10	317600.00	41153.00
1996q02	3581.00	1411193.40	331621.70	46341.00
1996q03	3613.00	1443056.40	329472.90	46723.00
1996q04	3665.00	1508861.20	359368.70	56612.00
1997q01	3566.00	1356579.60	341030.10	51769.00
1997q02	3578.00	1478861.30	367587.40	56346.00
1997q03	3616.00	1525239.10	372768.70	56553.00
1997q04	3673.00	1588756.40	408582.90	68560.00
1998q01	3616.00	1416229.80	378519.80	62731.00
1998q02	3637.00	1551282.50	402618.70	67121.00
1998q03	3690.00	1607557.30	400543.50	66904.00
1998q04	3743.00	1663381.80	431887.40	79128.00
1999q01	3748.00	1461112.90	392855.40	71870.00
1999q02	3789.00	1601995.90	421957.50	76264.00
1999q03	3818.00	1674574.80	429692.70	75972.00
1999q04	3830.00	1760995.60	484632.00	90046.00
2000q01	3793.00	1557236.50	442827.70	81344.00
2000q02	3823.00	1692973.00	462743.50	86241.00
2000q03	3869.00	1751256.80	472597.30	85818.00
2000q04	3892.00	1834592.20	517166.10	103005.00
2001q01	3846.00	1625347.50	466135.20	96926.00
2001q02	3845.00	1768649.90	479081.20	103279.00
2001q03	3876.00	1821268.80	463125.00	102656.00
2001q04	3850.00	1899166.50	503137.20	116903.00
2002q01	3825.00	1693770.30	454552.00	110360.00
2002q02	3853.00	1843957.00	478245.20	117826.00
2002q03	3871.00	1904170.10	487525.00	116192.00
2002q04	3873.00	1983638.80	525995.00	130151.00
2003q01	3846.00	1749302.80	473577.00	120090.00
2003q02	3908.00	1922359.00	499545.20	127943.00
2003q03	3934.00	1988492.30	519777.30	126590.00
2003q04	3934.00	2075425.90	566335.60	142361.00
2004q01	3872.00	1830537.60	500671.50	133712.00
2004q02	3874.00	2020092.00	529873.20	139120.00
2004q03	3885.00	2085844.20	526849.70	137463.00
2004q04	3886.00	2171416.60	580036.20	154385.00
2005q01	3848.00	1884720.90	502259.00	142402.00
2005q02	3869.00	2111500.60	557073.30	150309.00
2005q03	3905.00	2173901.60	554923.90	147112.00
2005q04	3894.00	2272813.00	601121.20	164031.00
2006q01	3861.00	1976417.50	561680.00	152983.00

2006q02	3909.00	2188611.60	597571.50	163882.00
2006q03	3923.00	2259396.20	603268.30	160469.00
2006q04	3927.00	2347729.50	643503.20	180148.00
2007q01	3879.00	2028891.40	612660.30	166614.00
2007q02	3916.00	2213911.70	644173.80	179499.00

Simboli: ZAPHUN = celotna zaposlenost na Madžarskem;
BDPHUN = BDP na Madžarskem;
INDPHUN = industrijska proizvodnja na Madžarskem;
PLACHUN = realne plače na Madžarskem.

Viri: Eurostat (2007), HCSO (2007) in ILO (2007).

TABELA 4: IZHODIŠČNI PODATKI ZA MADŽARSKO PO SPREMENLJIVKAH V VERIŽNIH INDEKSIH IN NEPRAVE SPREMENLJIVKE

Obdobje	ZAPHUN [indeks]	BDPHUN [indeks]	INDPHUN [indeks]	PLACHUN [indeks]	D_BDPHUN	D_INDPHUN	T	D_S2
1995q01							0	0
1995q02	100.670	106.308	98.459	109.659	0	1	1	1
1995q03	100.777	102.055	101.091	103.330	0	0	2	0
1995q04	100.633	102.329	107.403	117.841	0	0	3	0
1996q01	96.991	90.603	92.783	88.893	1	1	4	0
1996q02	100.987	106.413	104.415	112.607	0	0	5	1
1996q03	100.894	102.258	99.352	100.824	0	1	6	0
1996q04	101.439	104.560	109.074	121.165	0	0	7	0
1997q01	97.299	89.908	94.897	91.445	1	1	8	0
1997q02	100.337	109.014	107.787	108.841	0	0	9	1
1997q03	101.062	103.136	101.410	100.367	0	0	10	0
1997q04	101.576	104.164	109.608	121.231	0	0	11	0
1998q01	98.448	89.141	92.642	91.498	1	1	12	0
1998q02	100.581	109.536	106.367	106.998	0	0	13	1
1998q03	101.457	103.628	99.485	99.677	0	1	14	0
1998q04	101.436	103.473	107.825	118.271	0	0	15	0
1999q01	100.134	87.840	90.962	90.828	1	1	16	0
1999q02	101.094	109.642	107.408	106.114	0	0	17	1
1999q03	100.765	104.531	101.833	99.617	0	0	18	0
1999q04	100.314	105.161	112.786	118.525	0	0	19	0
2000q01	99.034	88.429	91.374	90.336	1	1	20	0
2000q02	100.791	108.716	104.497	106.020	0	0	21	1
2000q03	101.203	103.443	102.129	99.510	0	0	22	0
2000q04	100.594	104.759	109.431	120.027	0	0	23	0
2001q01	98.818	88.594	90.133	94.098	1	1	24	0
2001q02	99.974	108.817	102.777	106.554	0	0	25	1
2001q03	100.806	102.975	96.669	99.397	0	1	26	0
2001q04	99.329	104.277	108.640	113.878	0	0	27	0
2002q01	99.351	89.185	90.344	94.403	1	1	28	0
2002q02	100.732	108.867	105.212	106.765	0	0	29	1
2002q03	100.467	103.265	101.940	98.613	0	0	30	0
2002q04	100.052	104.173	107.891	112.014	0	0	31	0
2003q01	99.303	88.187	90.035	92.270	1	1	32	0
2003q02	101.612	109.893	105.483	106.539	0	0	33	1
2003q03	100.665	103.440	104.050	98.942	0	0	34	0
2003q04	100.000	104.372	108.957	112.458	0	0	35	0

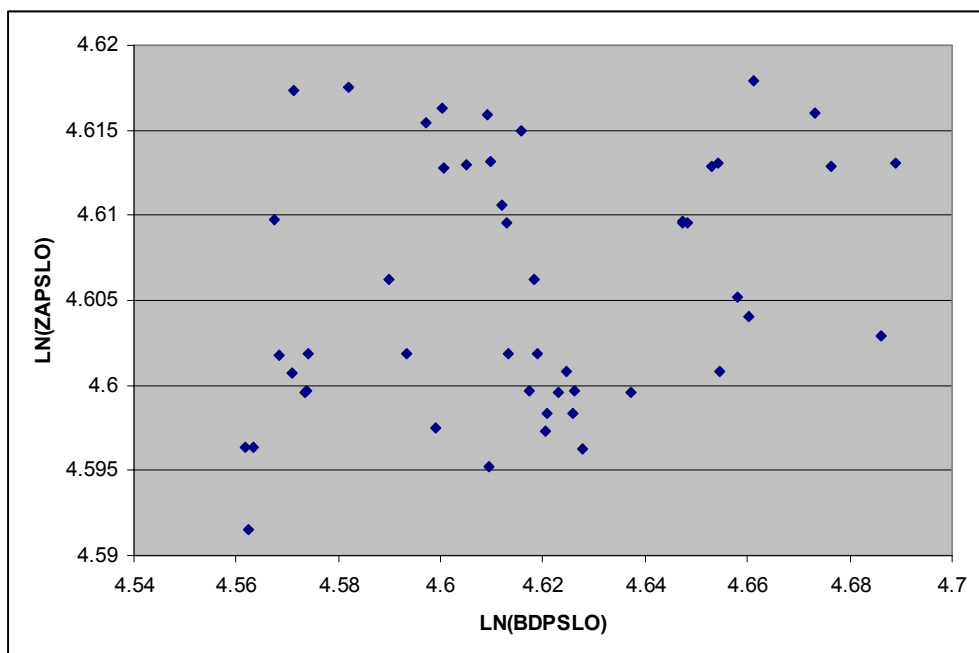
2004q01	98.424	88.201	88.405	93.925	1	1	36	0
2004q02	100.052	110.355	105.833	104.045	0	0	37	1
2004q03	100.284	103.255	99.429	98.809	0	1	38	0
2004q04	100.026	104.103	110.095	112.310	0	0	39	0
2005q01	99.022	86.797	86.591	92.238	1	1	40	0
2005q02	100.546	112.033	110.914	105.553	0	0	41	1
2005q03	100.930	102.955	99.614	97.873	0	1	42	0
2005q04	99.718	104.550	108.325	111.501	0	0	43	0
2006q01	99.153	86.959	93.439	93.265	1	1	44	0
2006q02	101.243	110.736	106.390	107.124	0	0	45	1
2006q03	100.358	103.234	100.953	97.917	0	0	46	0
2006q04	100.102	103.910	106.669	112.263	0	0	47	0
2007q01	98.778	86.419	95.207	92.487	1	1	48	0
2007q02	100.954	109.119	105.144	107.733	0	0	49	1

Simboli: ZAPHUN = celotna zaposlenost na Madžarskem;
BDPHUN = BDP na Madžarskem;
INDPHUN = industrijska proizvodnja na Madžarskem;
PLACHUN = realne plače na Madžarskem;
D_BDPHUN = neprava spremenljivka za ocenjevanje asimetrije po BDP na Madžarskem;
D_INDPHUN = neprava spremenljivka za ocenjevanje asimetrije po industrijski proizvodnji na Madžarskem;
T = časovni trend;
D_S2 = neprava spremenljivka za ocenjevanje vpliva druge sezone.

Viri: Eurostat (2007), HCSO (2007), ILO (2007) in lastni izračuni.

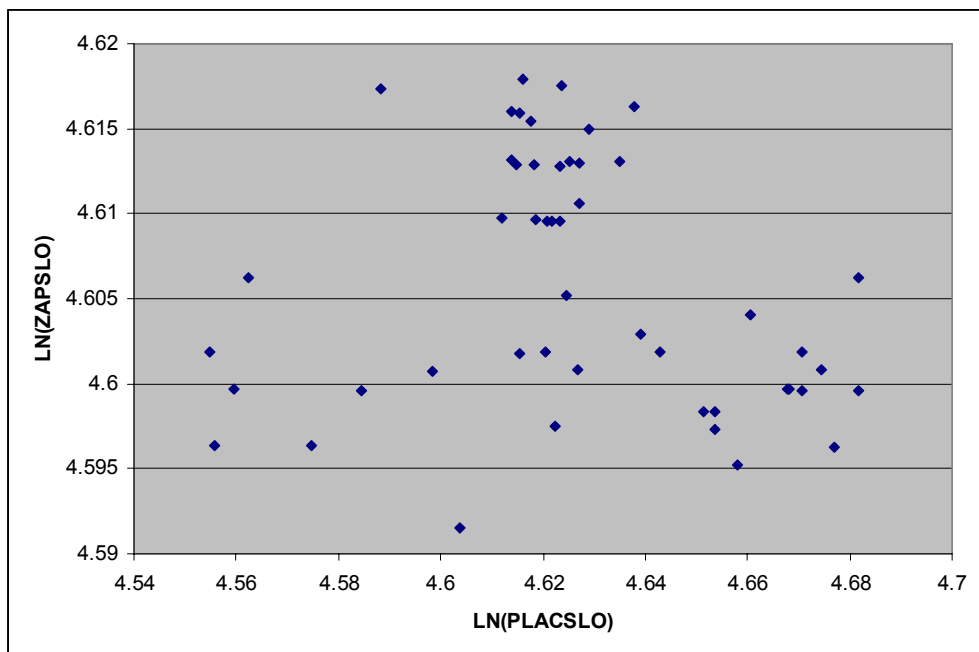
Priloga 2a: Razsevni grafikoni logaritmiranih spremenljivk za Slovenijo

SLIKA 1: RAZSEVNI GRAFIKON MED LOGARITMIRANIMI VREDNOSTMI BDP IN CELOTNE ZAPOSLENOSTI



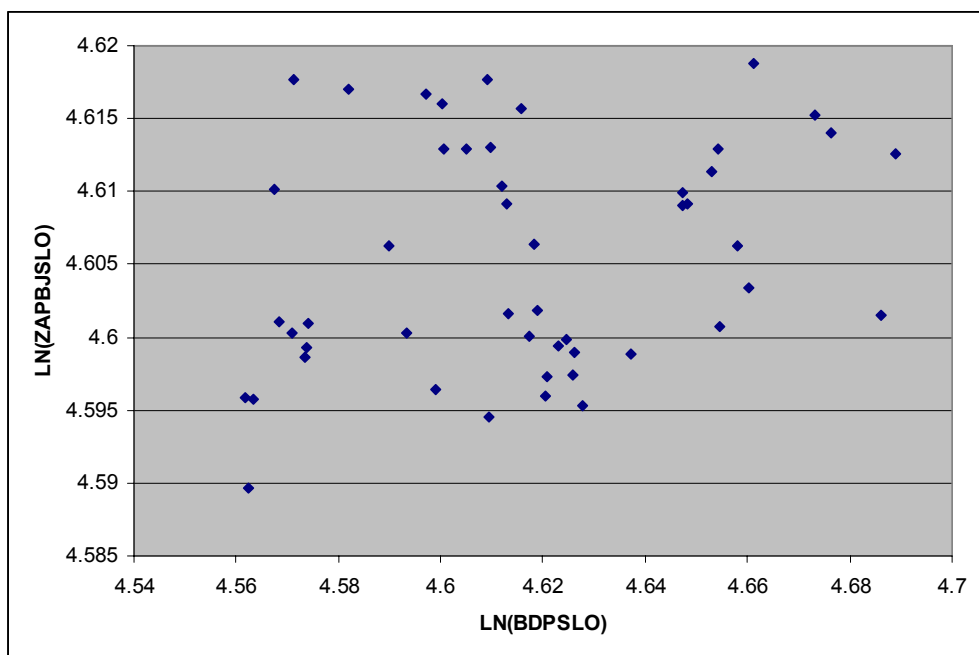
Vir: Eurostat (2007).

SLIKA 2: RAZSEVNI GRAFIKONI MED LOGARITMIRANIMI VREDNOSTMI REALNIH PLAČ IN CELOTNE ZAPOSLENOSTI



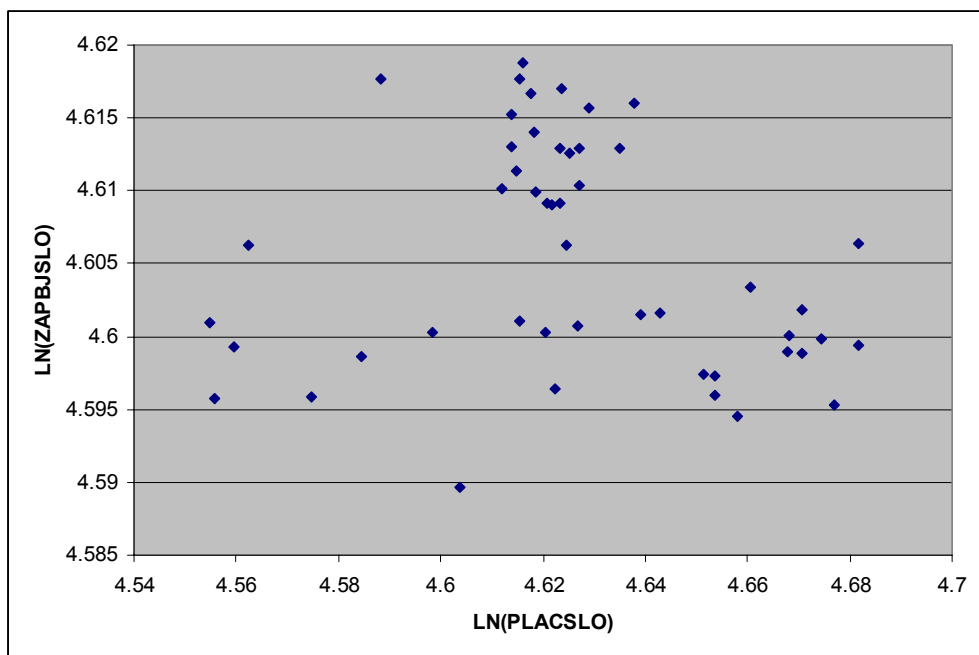
Viri: BS (2007) in Eurostat (2007).

SLIKA 3: RAZSEVNI GRAFIKON MED LOGARITMIRANIMI VREDNOSTMI BDP IN ZAPOSLENOSTI BREZ JAVNEGA SEKTORJA



Viri: Eurostat (2007) in SURS (2007).

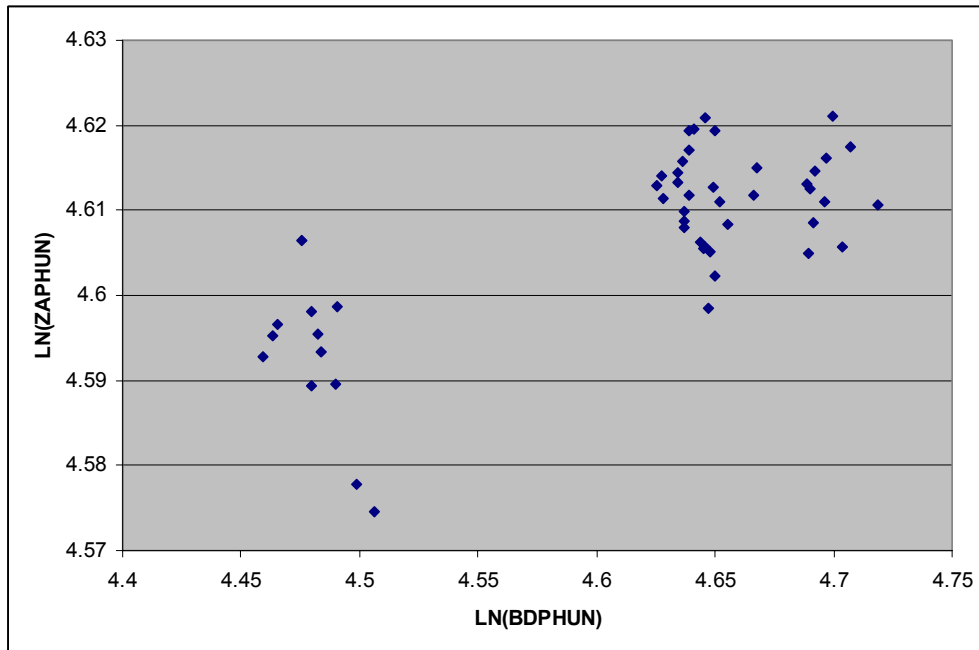
SLIKA 4: RAZSEVNI GRAFIKON MED LOGARITMIRANIMI VREDNOSTMI REALNIH PLAČ IN ZAPOSLENOSTI BREZ JAVNEGA SEKTORJA



Viri: BS (2007) in SURS (2007).

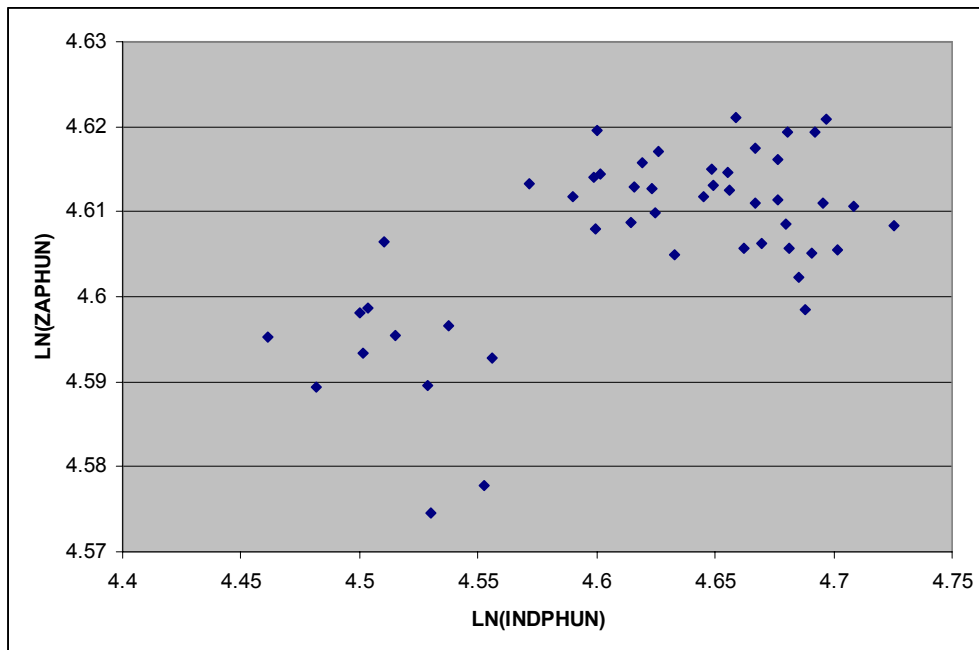
Priloga 2b: Razsevni grafikoni logaritmiranih spremenljivk za Madžarsko

SLIKA 5: RAZSEVNI GRAFIKON MED LOGARITMIRANIMI VREDNOSTMI BDP IN ZAPOSLENOSTI



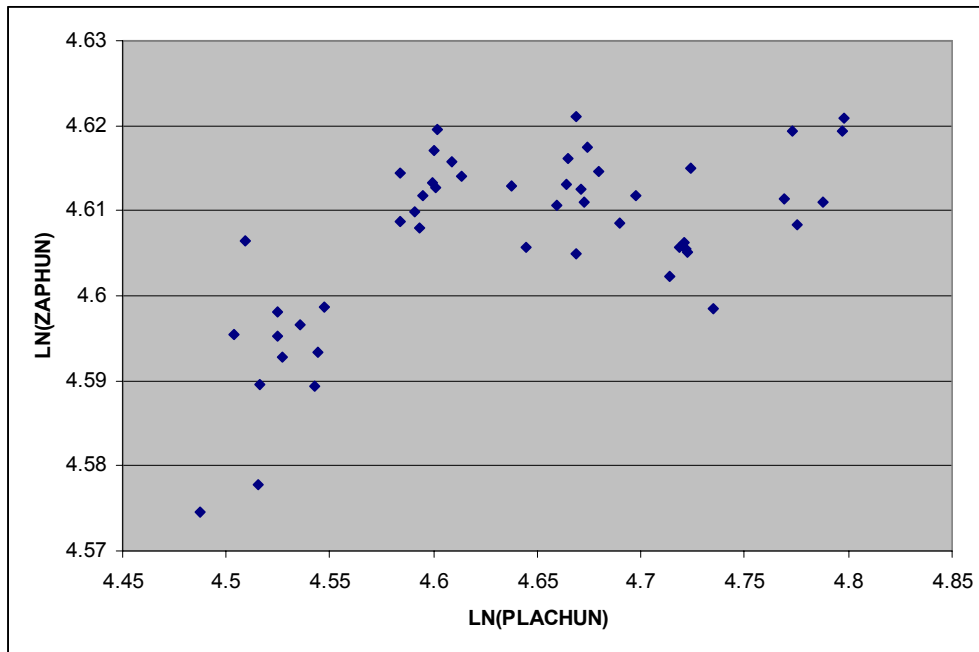
Vir: Eurostat (2007).

SLIKA 6: RAZSEVNI GRAFIKON MED LOGARITMIRANIMI VREDNOSTMI INDUSTRIJSKE PROIZVODNJE IN ZAPOSLENOSTI



Vir: Eurostat (2007).

SLIKA 7: RAZSEVNI GRAFIKON MED LOGARITMIRANIMI VREDNOSTMI REALNIH PLAČ IN ZAPOSLENOSTI



Viri: Eurostat (2007) in ILO (2007).

Priloga 3a: Ocene zaposlitvenih funkcij za Slovenijo**Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v linearni obliki**

Dependent Variable: ZAPSLO

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 13:41

Sample(adjusted): 1995:2 2007:2

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	79.98741	10.15253	7.878568	0.0000
BDPSLO	0.159435	0.051502	3.095713	0.0034
BDPSLO(-1)	0.126978	0.028288	4.488769	0.0001
D_BDPSLO	0.802906	0.242009	3.317666	0.0019
PLACCSLO(-1)	-0.093303	0.040742	-2.290079	0.0270
T	0.014320	0.005419	2.642577	0.0114
R-squared	0.583240	Mean dependent var	100.0616	
Adjusted R-squared	0.534779	S.D. dependent var	0.736462	
S.E. of regression	0.502319	Akaike info criterion	1.575116	
Sum squared resid	10.84996	Schwarz criterion	1.806768	
Log likelihood	-32.59035	F-statistic	12.03536	
Durbin-Watson stat	1.995701	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v dvojnologaritmski obliki

Dependent Variable: LOG(ZAPSLO)

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 13:41

Sample(adjusted): 1995:2 2007:2

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.707973	0.469075	7.904855	0.0000
LOG(BDPSLO)	0.162549	0.053213	3.054701	0.0039
LOG(BDPSLO(-1))	0.127931	0.028725	4.453648	0.0001
D_BDPSLO	0.008191	0.002458	3.331680	0.0018
LOG(PLACCSLO(-1))	-0.097144	0.041525	-2.339414	0.0240
T	0.000140	5.46E-05	2.554709	0.0143
R-squared	0.580213	Mean dependent var	4.605760	
Adjusted R-squared	0.531401	S.D. dependent var	0.007357	
S.E. of regression	0.005036	Akaike info criterion	-7.630137	
Sum squared resid	0.001091	Schwarz criterion	-7.398486	
Log likelihood	192.9384	F-statistic	11.88660	
Durbin-Watson stat	2.001706	Prob(F-statistic)	0.000000	

Opomba: log v izpisu programa EViews ne predstavlja desetiškega logaritma, ampak naravni logaritem.

Vir: lastni izračuni.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v linearni obliki

Dependent Variable: ZAPBJSLO

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 17:42

Sample(adjusted): 1995:2 2007:2

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	84.25157	4.600424	18.31387	0.0000
BDPSLO(-1)	0.200181	0.028972	6.909562	0.0000
PLACSLO(-1)	-0.051330	0.030380	-1.689611	0.0982
T	0.016634	0.005040	3.300675	0.0019
D_S2	1.476476	0.287475	5.136024	0.0000
R-squared	0.655824	Mean dependent var	100.0284	
Adjusted R-squared	0.624536	S.D. dependent var	0.781886	
S.E. of regression	0.479102	Akaike info criterion	1.462644	
Sum squared resid	10.09970	Schwarz criterion	1.655687	
Log likelihood	-30.83477	F-statistic	20.96042	
Durbin-Watson stat	1.985717	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v dvojnologaritemski obliki

Dependent Variable: LOG(ZAPBJSLO)

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 17:42

Sample(adjusted): 1995:2 2007:2

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.898973	0.211723	18.41545	0.0000
LOG(BDPSLO(-1))	0.205376	0.029902	6.868253	0.0000
LOG(PLACSLO(-1))	-0.053882	0.031294	-1.721790	0.0921
T	0.000163	5.07E-05	3.221111	0.0024
D_S2	0.014959	0.002926	5.112960	0.0000
R-squared	0.653800	Mean dependent var	4.605424	
Adjusted R-squared	0.622327	S.D. dependent var	0.007813	
S.E. of regression	0.004802	Akaike info criterion	-7.743246	
Sum squared resid	0.001014	Schwarz criterion	-7.550203	
Log likelihood	194.7095	F-statistic	20.77354	
Durbin-Watson stat	1.983723	Prob(F-statistic)	0.000000	

Opomba: log v izpisu programa EViews ne predstavlja desetiškega logaritma, ampak naravni logaritem.

Vir: lastni izračuni.

Priloga 3b: Ocene zaposlitvenih funkcij za Madžarsko

Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v linearni obliki

Dependent Variable: ZAPHUN

Method: Least Squares

Date: 11/24/07 Time: 12:01

Sample(adjusted): 1995:3 2007:2

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	75.42599	15.01218	5.024321	0.0000
INDPHUN	-0.040869	0.048439	-0.843716	0.4037
INDPHUN(-1)	0.052026	0.036468	1.426588	0.1613
D_INDPHUN	-0.104850	0.499865	-0.209756	0.8349
PLACHUN(-1)	-0.157533	0.047560	-3.312281	0.0019
ZAPHUN(-1)	0.404047	0.210277	1.921498	0.0616
T	-0.018534	0.009217	-2.010886	0.0509
R-squared	0.520253	Mean dependent var	100.1780	
Adjusted R-squared	0.450046	S.D. dependent var	1.055582	
S.E. of regression	0.782808	Akaike info criterion	2.482179	
Sum squared resid	25.12432	Schwarz criterion	2.755062	
Log likelihood	-52.57230	F-statistic	7.410271	
Durbin-Watson stat	2.212647	Prob(F-statistic)	0.000021	

Vir: lastni izračuni.

Ocena zaposlitvene funkcije s koeficientom asimetrije v dvojnologaritmski obliki

Dependent Variable: LOG(ZAPHUN)

Method: Least Squares

Date: 11/24/07 Time: 12:03

Sample(adjusted): 1995:3 2007:2

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.544493	0.725191	4.887665	0.0000
LOG(INDPHUN)	-0.017721	0.049008	-0.361601	0.7195
LOG(INDPHUN(-1))	0.051617	0.037546	1.374766	0.1767
D_INDPHUN	-0.001056	0.005150	-0.205044	0.8386
LOG(PLACHUN(-1))	-0.143332	0.051746	-2.769900	0.0084
LOG(ZAPHUN(-1))	0.341875	0.219059	1.560651	0.1263
T	-0.000155	9.37E-05	-1.655689	0.1054
R-squared	0.493646	Mean dependent var	4.606894	
Adjusted R-squared	0.419545	S.D. dependent var	0.010598	
S.E. of regression	0.008075	Akaike info criterion	-6.666124	
Sum squared resid	0.002673	Schwarz criterion	-6.393240	
Log likelihood	166.9870	F-statistic	6.661833	
Durbin-Watson stat	2.189252	Prob(F-statistic)	0.000057	

Opomba: log v izpisu programa Eviews ne predstavlja desetiškega logaritma, ampak naravni logaritem.

Vir: lastni izračuni.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v linearni obliki

Dependent Variable: ZAPHUN

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 17:46

Sample(adjusted): 1995:3 2007:2

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	95.51985	4.499226	21.23029	0.0000
BDPHUN(-1)	0.152345	0.039848	3.823138	0.0004
PLACHUN(-1)	-0.104247	0.016298	-6.396139	0.0000
T	-0.015508	0.007389	-2.098837	0.0417
D_S2	1.785654	0.754898	2.365424	0.0226
R-squared	0.601384	Mean dependent var	100.1780	
Adjusted R-squared	0.564303	S.D. dependent var	1.055582	
S.E. of regression	0.696761	Akaike info criterion	2.213585	
Sum squared resid	20.87549	Schwarz criterion	2.408502	
Log likelihood	-48.12604	F-statistic	16.21829	
Durbin-Watson stat	1.726096	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Ocena zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v dvojnologaritemski obliki

Dependent Variable: LOG(ZAPHUN)

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 17:46

Sample(adjusted): 1995:3 2007:2

Included observations: 48 after adjusting endpoints

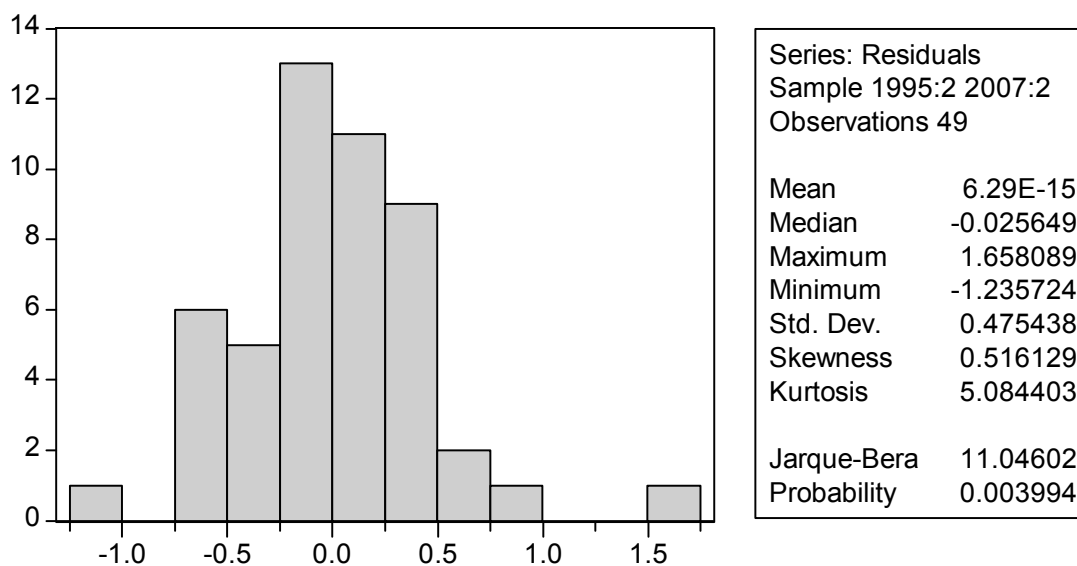
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.384429	0.213603	20.52611	0.0000
LOG(BDPHUN(-1))	0.159933	0.043087	3.711865	0.0006
LOG(PLACHUN(-1))	-0.111406	0.018077	-6.162732	0.0000
T	-0.000141	7.57E-05	-1.856698	0.0702
D_S2	0.019120	0.008320	2.298061	0.0265
R-squared	0.583050	Mean dependent var	4.606894	
Adjusted R-squared	0.544263	S.D. dependent var	0.010598	
S.E. of regression	0.007155	Akaike info criterion	-6.943726	
Sum squared resid	0.002201	Schwarz criterion	-6.748809	
Log likelihood	171.6494	F-statistic	15.03244	
Durbin-Watson stat	1.734152	Prob(F-statistic)	0.000000	

Opomba: log v izpisu programa Eviews ne predstavlja desetiškega logaritma, ampak naravni logaritem.

Vir: lastni izračuni.

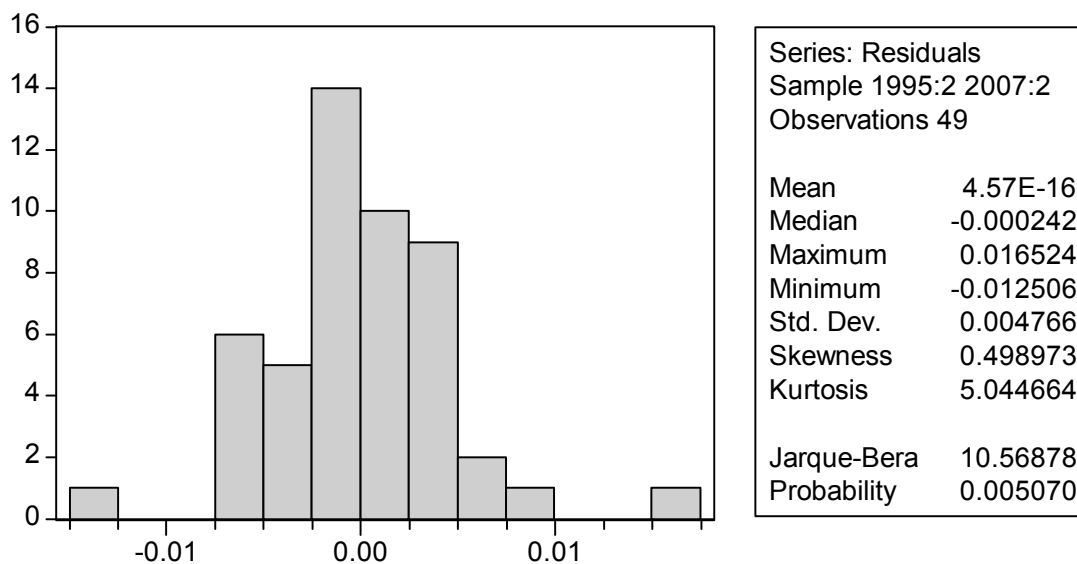
Priloga 4a: Preverjanje porazdelitve napak VRF za Slovenijo

SLIKA 8: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V LINEARNI OBLIKI



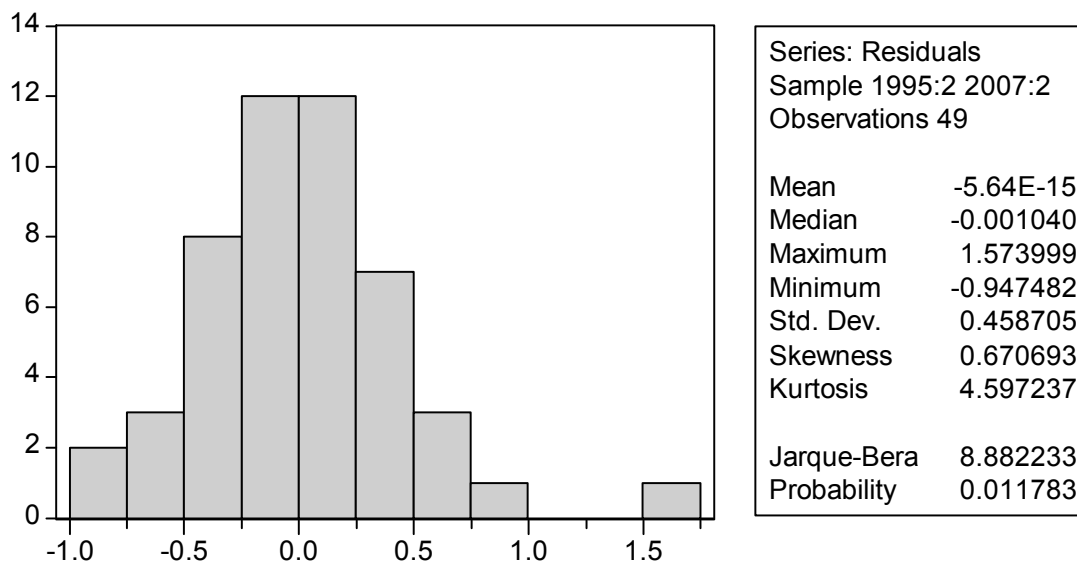
Vir: lastni izračuni.

SLIKA 9: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



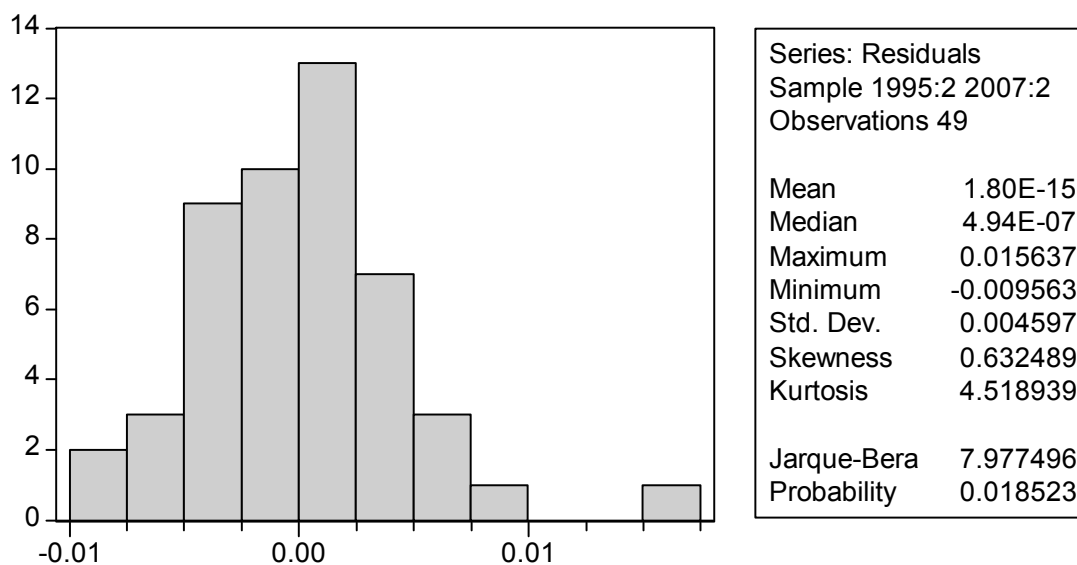
Vir: lastni izračuni.

SLIKA 10: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V LINEARNI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

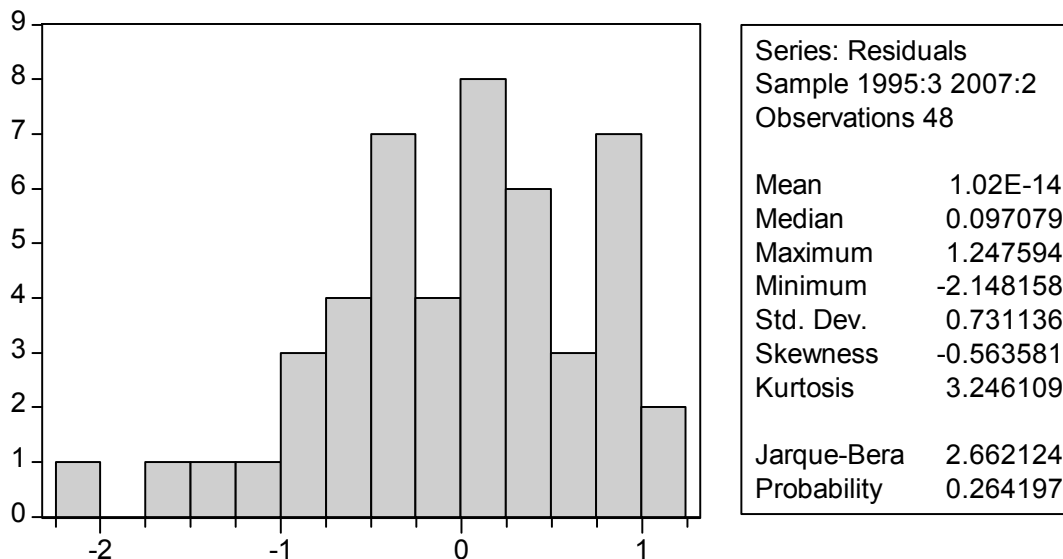
SLIKA 11: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

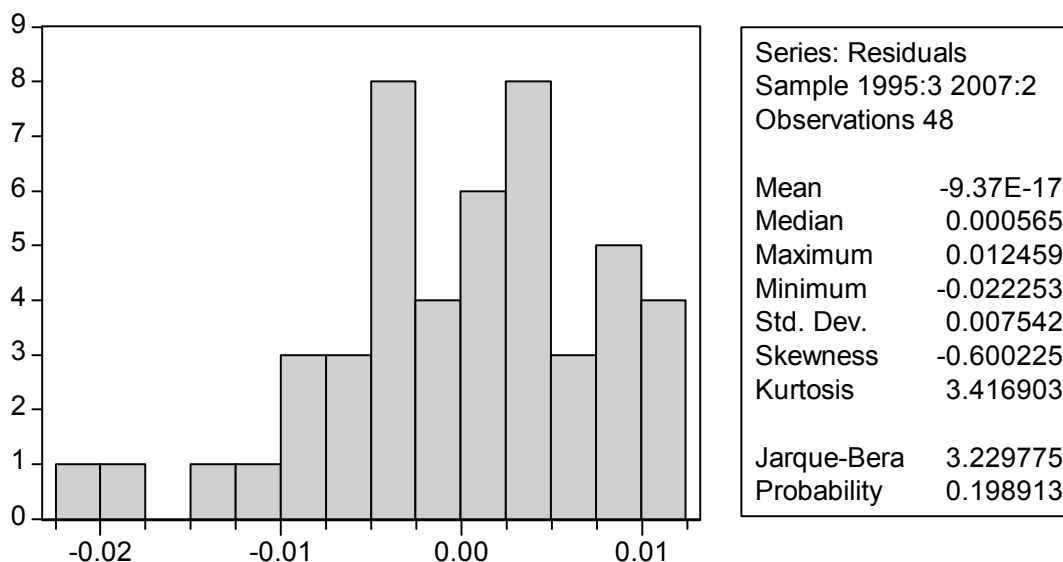
Priloga 4b: Preverjanje porazdelitve napak VRF za Madžarsko

SLIKA 12: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V LINEARNI OBLIKI



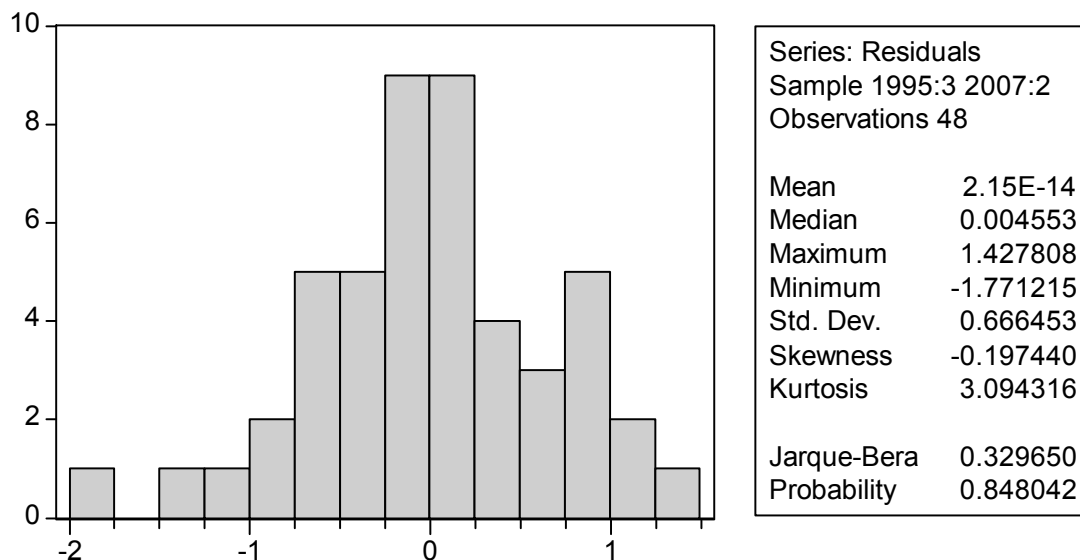
Vir: lastni izračuni.

SLIKA 13: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



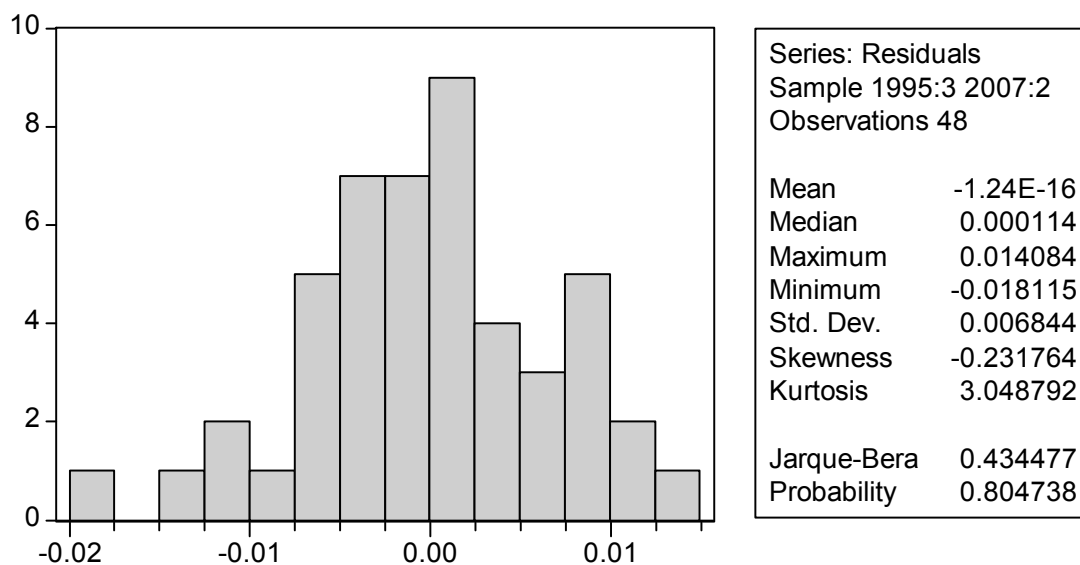
Vir: lastni izračuni.

SLIKA 14: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V LINEARNI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

SLIKA 15: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

Priloga 5: Popravljena zaposlitvena funkcija s sezonskim vplivom za Slovenijo

Ocena popravljene zaposlitvene funkcije s sezonskim vplivom v linearni obliki

Dependent Variable: ZAPBJSLO

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 17:42

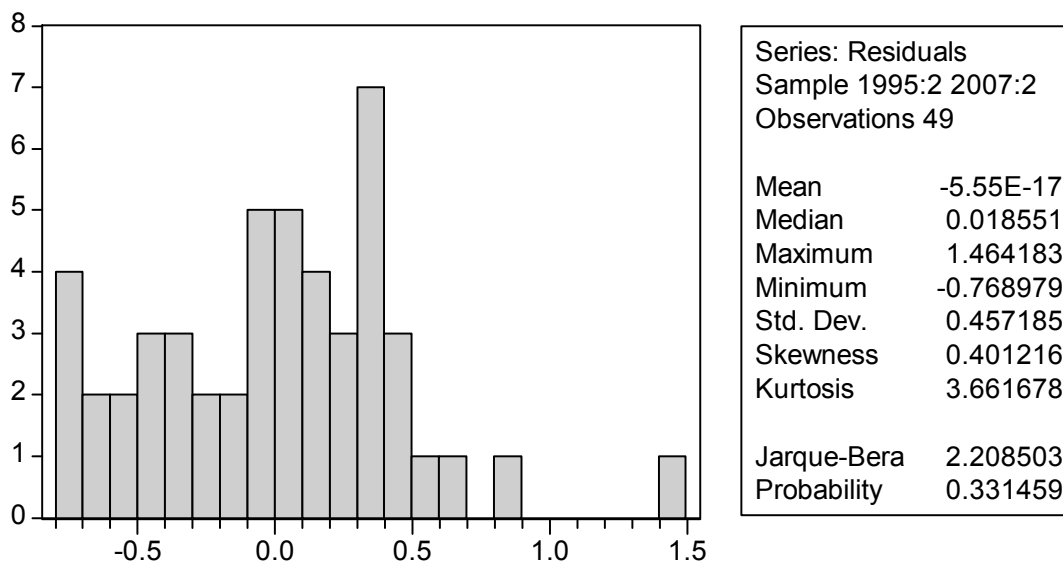
Sample(adjusted): 1995:2 2007:2

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	89.90930	7.161750	12.55410	0.0000
BDPSLO(-1)	0.167891	0.035762	4.694714	0.0000
PLACSLO(-2)	-0.075599	0.042482	-1.779549	0.0821
T	0.015463	0.005219	2.962868	0.0049
D_S2	1.979890	0.256323	7.724211	0.0000
R-squared	0.658101	Mean dependent var	100.0284	
Adjusted R-squared	0.627019	S.D. dependent var	0.781886	
S.E. of regression	0.477515	Akaike info criterion	1.456007	
Sum squared resid	10.03289	Schwarz criterion	1.649050	
Log likelihood	-30.67217	F-statistic	21.17325	
Durbin-Watson stat	2.076416	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

SLIKA 16: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA POPRAVLJENO ZAPOSLOVNO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V LINEARNI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

Ocena zaposlitvene popravljene funkcije s sezonskim vplivom v dvojnologaritemski obliki

Dependent Variable: LOG(ZAPBJSLO)

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 17:42

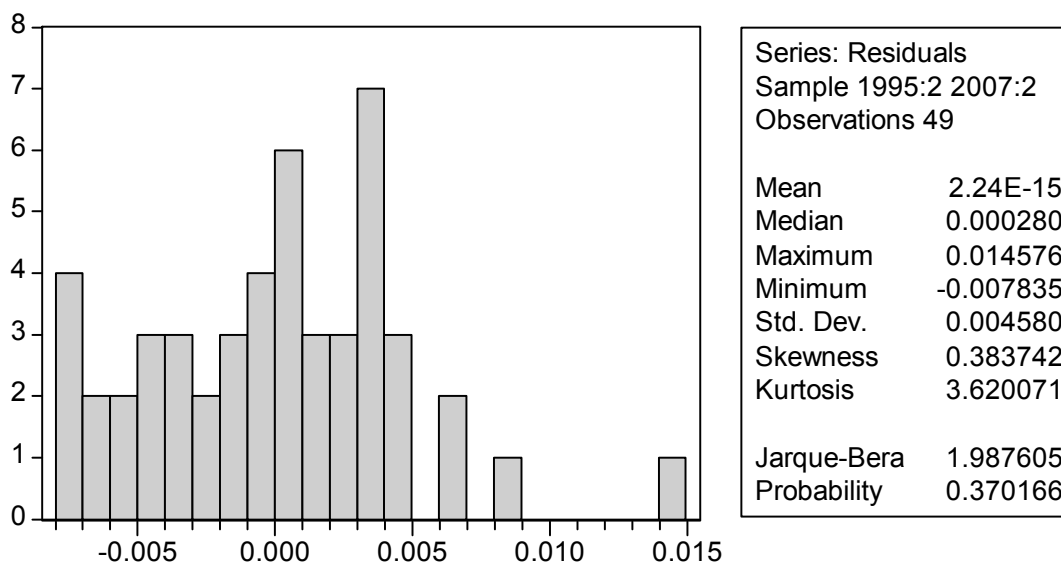
Sample(adjusted): 1995:2 2007:2

Included observations: 49 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.169480	0.330659	12.60962	0.0000
LOG(BDPSLO(-1))	0.170728	0.036995	4.614931	0.0000
LOG(PLACSLO(-2))	-0.077976	0.042848	-1.819824	0.0756
T	0.000152	5.23E-05	2.911068	0.0056
D_S2	0.019952	0.002553	7.813797	0.0000
R-squared	0.656341	Mean dependent var	4.605424	
Adjusted R-squared	0.625099	S.D. dependent var	0.007813	
S.E. of regression	0.004784	Akaike info criterion	-7.750612	
Sum squared resid	0.001007	Schwarz criterion	-7.557569	
Log likelihood	194.8900	F-statistic	21.00843	
Durbin-Watson stat	2.075590	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

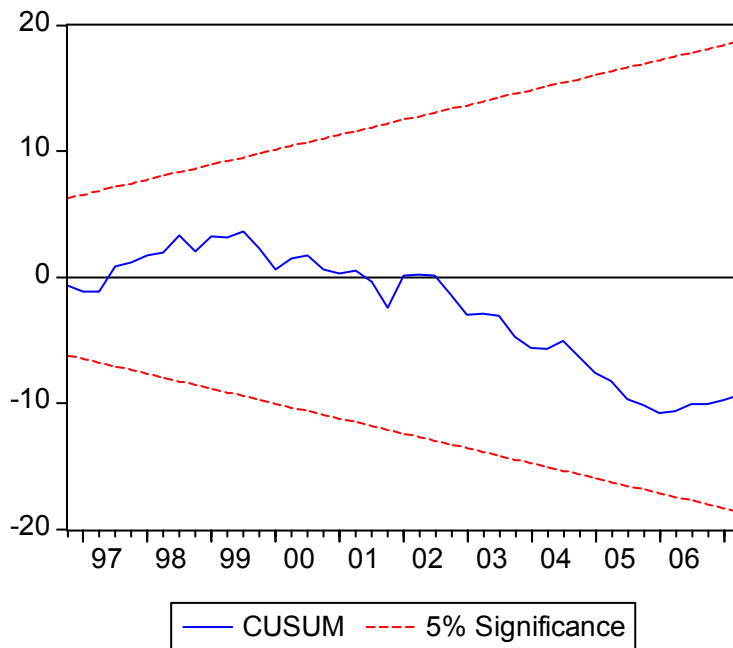
SLIKA 17: PORAZDELITEV NAPAK VRF ZA POPRAVLJENO ZAPOSLITVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

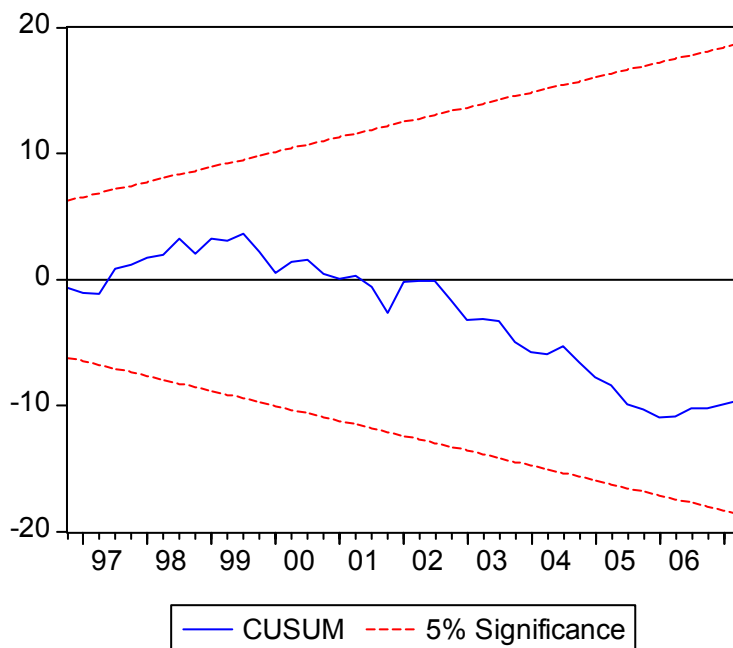
Priloga 6a: CUSUM test zaposlitvenih funkcij za Slovenijo

SLIKA 18: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V LINEARNI OBLIKI



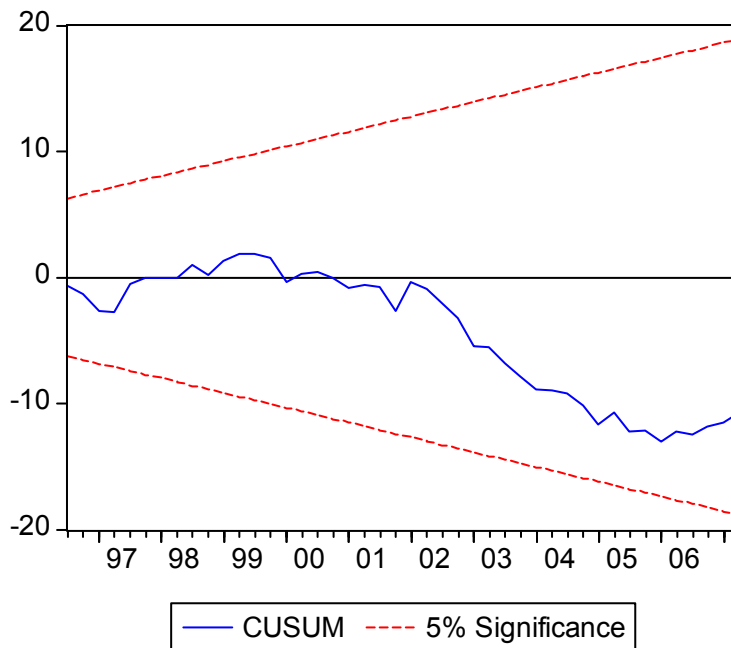
Vir: lastni izračuni.

SLIKA 19: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



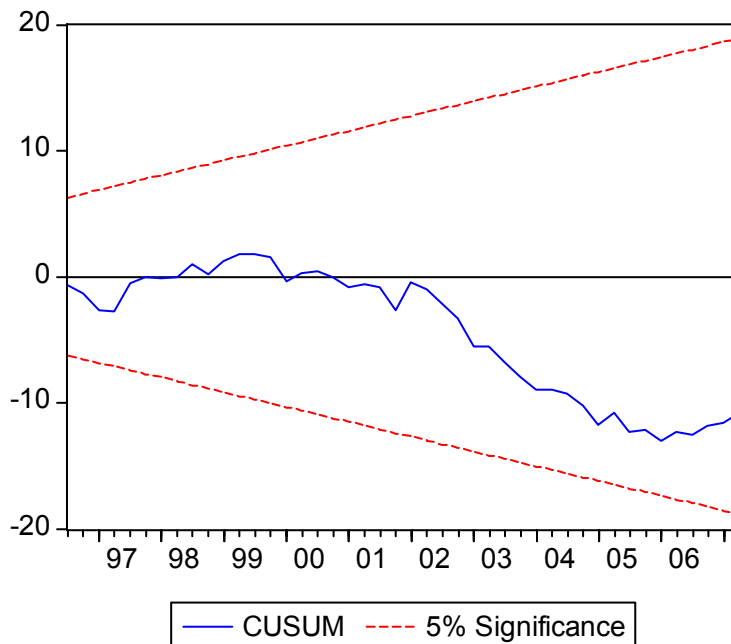
Vir: lastni izračuni.

SLIKA 20: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V LINEARNI OBLIKI

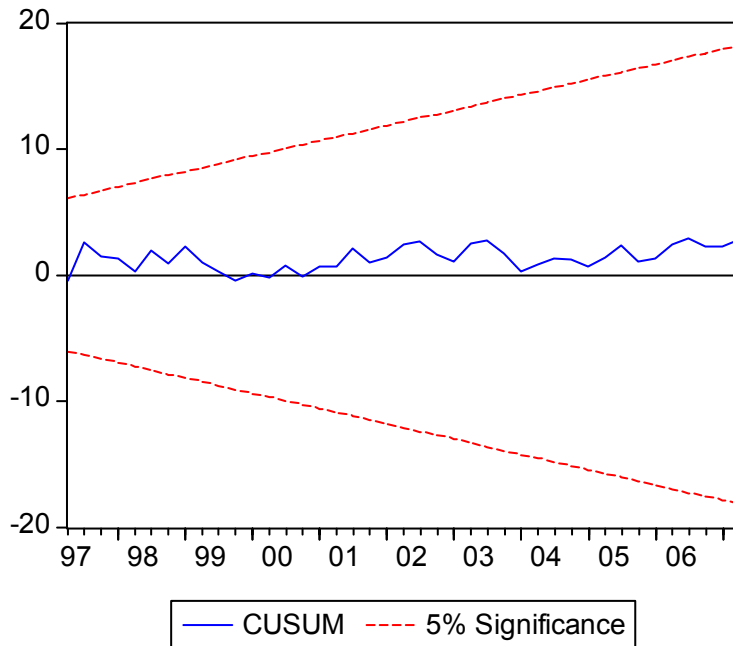


Vir: lastni izračuni.

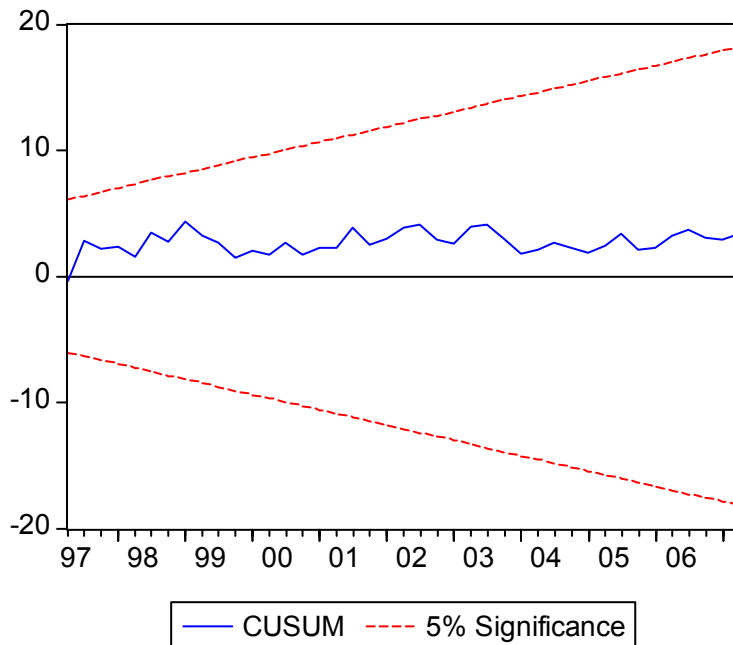
SLIKA 21: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

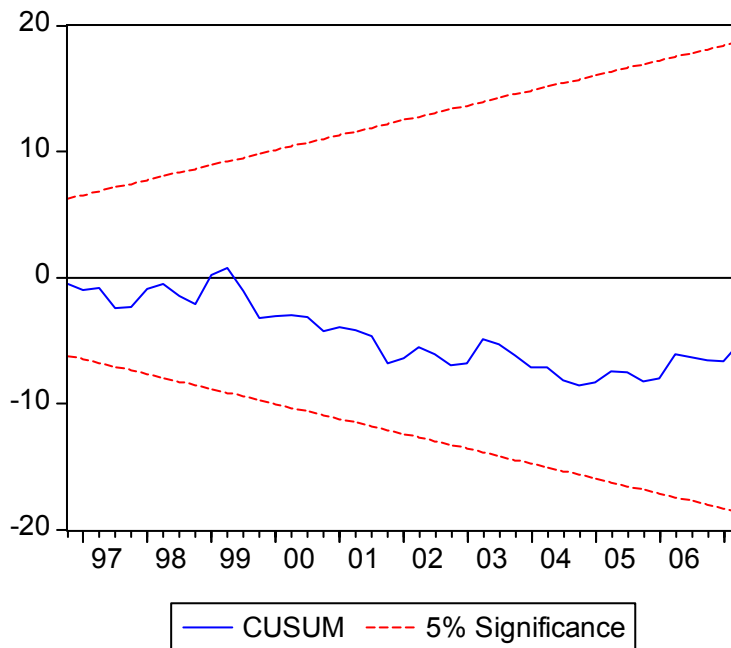
Priloga 6b: CUSUM test zaposlitvenih funkcij za Madžarsko**SLIKA 22: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V LINEARNI OBLIKI**

Vir: lastni izračuni.

SLIKA 23: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S KOEFICIENTOM ASIMETRIJE V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI

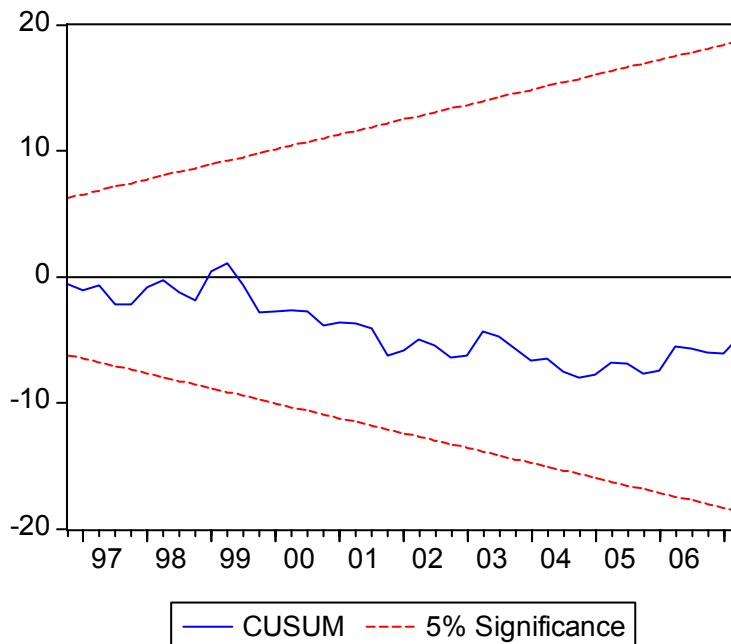
Vir: lastni izračuni.

SLIKA 24: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V LINEARNI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

SLIKA 25: CUSUM TEST ZA ZAPOSLOTIVENO FUNKCIJO S SEZONSKIM VPLIVOM V DVOJNOLOGARITEMSKI OBLIKI



Vir: lastni izračuni.

Priloga 7a: Test multikolinearnosti za Slovenijo**Pomožna regresija z odloženo odvisno spremenljivko BDP**

Dependent Variable: BDPSLO(-1)

Method: Least Squares

Date: 12/01/07 Time: 13:02

Sample: 1995:1 2007:2

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	166.9288	15.12521	11.03646	0.0000
PLACSLO(-2)	-0.626504	0.147524	-4.246784	0.0001
T	-0.040223	0.022351	-1.799634	0.0785
D_S2	-2.406209	1.074151	-2.240104	0.0300
R-squared	0.669955	Mean dependent var	101.0799	
Adjusted R-squared	0.648431	S.D. dependent var	3.574522	
S.E. of regression	2.119452	Akaike info criterion	4.416810	
Sum squared resid	206.6355	Schwarz criterion	4.569772	
Log likelihood	-106.4203	F-statistic	31.12503	
Durbin-Watson stat	2.520312	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Pomožna regresija z odloženo odvisno spremenljivko realne plače

Dependent Variable: PLACSLO(-2)

Method: Least Squares

Date: 12/01/07 Time: 13:02

Sample: 1995:1 2007:2

Included observations: 50

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	148.6328	10.88899	13.64983	0.0000
BDPSLO(-1)	-0.449550	0.105856	-4.246784	0.0001
T	-0.058226	0.017607	-3.307066	0.0018
D_S2	2.953287	0.853593	3.459832	0.0012
R-squared	0.724586	Mean dependent var	102.5336	
Adjusted R-squared	0.706624	S.D. dependent var	3.314651	
S.E. of regression	1.795355	Akaike info criterion	4.084901	
Sum squared resid	148.2717	Schwarz criterion	4.237863	
Log likelihood	-98.12252	F-statistic	40.34034	
Durbin-Watson stat	1.804935	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Priloga 7b: Test multikolinearnosti za Madžarsko**Pomožna regresija z odloženo odvisno spremenljivko BDP**

Dependent Variable: BDPHUN(-1)

Method: Least Squares

Date: 12/01/07 Time: 14:39

Sample(adjusted): 1995:3 2007:2

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	103.5143	6.798019	15.22712	0.0000
PLACHUN(-1)	0.017044	0.061608	0.276659	0.7833
T	0.006451	0.027938	0.230923	0.8184
D_S2	-16.90375	1.289419	-13.10959	0.0000
R-squared	0.896531	Mean dependent var	101.2208	
Adjusted R-squared	0.889476	S.D. dependent var	7.929069	
S.E. of regression	2.636033	Akaike info criterion	4.856083	
Sum squared resid	305.7415	Schwarz criterion	5.012016	
Log likelihood	-112.5460	F-statistic	127.0821	
Durbin-Watson stat	2.369304	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Pomožna regresija z odloženo odvisno spremenljivko realne plače

Dependent Variable: PLACHUN(-1)

Method: Least Squares

Date: 12/01/07 Time: 14:42

Sample(adjusted): 1995:3 2007:2

Included observations: 48 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	98.80840	38.85917	2.542731	0.0146
BDPHUN(-1)	0.101883	0.368261	0.276659	0.7833
T	-0.078783	0.067306	-1.170524	0.2481
D_S2	-13.54264	6.677420	-2.028124	0.0486
R-squared	0.547036	Mean dependent var	103.7264	
Adjusted R-squared	0.516152	S.D. dependent var	9.265234	
S.E. of regression	6.444819	Akaike info criterion	6.644085	
Sum squared resid	1827.570	Schwarz criterion	6.800019	
Log likelihood	-155.4580	F-statistic	17.71267	
Durbin-Watson stat	2.862591	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Priloga 8a: Test avtokorelacije za Slovenijo

Korelogram za izbrano zaposlitveno funkcijo

Date: 12/08/07 Time: 13:08

Sample: 1995:2 2007:2

Included observations: 49

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
.	1 -0.045	-0.045	0.1038	0.747
. * .	. * .	2 0.159	0.157	1.4464	0.485
. ** .	. ** .	3 0.209	0.228	3.8171	0.282
. * .	. * .	4 0.111	0.119	4.4971	0.343
.	5 0.064	0.014	4.7306	0.450
.	6 0.059	-0.019	4.9357	0.552
. * .	. * .	7 0.172	0.125	6.6902	0.462
. * .	. * .	8 -0.104	-0.126	7.3557	0.499
. * .	. ** .	9 -0.087	-0.191	7.8252	0.552
. . .	. * .	10 -0.022	-0.098	7.8560	0.643
. * .	. * .	11 -0.096	-0.061	8.4627	0.671
. * .	. ** .	12 0.103	0.202	9.1791	0.688
. * .	. * .	13 -0.182	-0.093	11.467	0.572
. ** .	. ** .	14 -0.208	-0.291	14.548	0.410
.	15 -0.044	-0.051	14.688	0.474
. ** .	. * .	16 -0.244	-0.123	19.209	0.258
. * .	. * .	17 -0.137	-0.066	20.671	0.241
. *	18 -0.100	-0.038	21.480	0.256
.	19 -0.025	0.028	21.531	0.308
. ** .	. * .	20 -0.243	-0.063	26.606	0.147

Vir: lastni izračuni.

Priloga 8b: Test avtokorelacije za Madžarsko

Korelogram za izbrano zaposlitveno funkcijo

Date: 12/08/07 Time: 13:40

Sample: 1995:3 2007:2

Included observations: 48

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *	. *	1	0.112	0.112	0.6364	0.425
** .	** .	2	-0.416	-0.434	9.6712	0.008
** .	* .	3	-0.252	-0.171	13.061	0.005
. ***	. ***	4	0.431	0.388	23.174	0.000
. *	* .	5	0.141	-0.174	24.290	0.000
** .	. .	6	-0.214	0.011	26.907	0.000
** .	. .	7	-0.218	0.011	29.678	0.000
. *	** .	8	0.070	-0.203	29.975	0.000
. *	. .	9	0.097	0.027	30.553	0.000
. .	. .	10	-0.052	-0.046	30.722	0.001
. .	* .	11	-0.119	-0.091	31.647	0.001
. .	. .	12	-0.035	0.003	31.730	0.002
. .	* .	13	-0.008	-0.140	31.735	0.003
. *	* .	14	-0.068	-0.141	32.059	0.004
. .	. .	15	-0.021	0.026	32.089	0.006
. .	* .	16	0.039	-0.065	32.202	0.009
. *	* .	17	0.115	0.144	33.223	0.011
. .	. .	18	-0.016	0.004	33.243	0.016
. .	* .	19	0.058	0.135	33.524	0.021
* .	** .	20	-0.173	-0.339	36.100	0.015

Vir: lastni izračuni.

Priloga 9: Popravljen izbrana zaposlitvena funkcija za Madžarsko

Ocena popravljenе zaposlitvene funkcije

Dependent Variable: ZAPHUN

Method: Least Squares

Date: 11/15/07 Time: 17:46

Sample(adjusted): 1996:1 2007:2

Included observations: 46 after adjusting endpoints

Convergence achieved after 5 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	93.59263	5.343630	17.51480	0.0000
BDPHUN(-1)	0.163884	0.049640	3.301456	0.0020
PLACHUN(-1)	-0.098374	0.018883	-5.209690	0.0000
T	-0.013851	0.005278	-2.624469	0.0122
D_S2	2.134686	1.062473	2.009166	0.0513
AR(2)	-0.437736	0.144006	-3.039697	0.0042
R-squared	0.680305	Mean dependent var	100.1551	
Adjusted R-squared	0.640344	S.D. dependent var	1.072694	
S.E. of regression	0.643309	Akaike info criterion	2.076725	
Sum squared resid	16.55387	Schwarz criterion	2.315243	
Log likelihood	-41.76467	F-statistic	17.02389	
Durbin-Watson stat	1.567939	Prob(F-statistic)	0.000000	

Vir: lastni izračuni.

Korelogram za popravljen izbrano zaposlitveno funkcijo

Date: 12/08/07 Time: 16:42

Sample: 1996:1 2007:2

Included observations: 46

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *	. *	1	0.132	0.132	0.8553	
. **	. *	2	0.207	0.193	3.0023	0.083
** .	** .	3	-0.215	-0.277	5.3752	0.068
. **	. **	4	0.256	0.322	8.8309	0.032
. .	. .	5	-0.015	-0.026	8.8422	0.065
. .	** .	6	-0.018	-0.237	8.8610	0.115
. * .	. *	7	-0.159	0.074	10.285	0.113
. .	. * .	8	-0.046	-0.080	10.409	0.167
. .	. * .	9	-0.036	-0.068	10.485	0.233
. .	. .	10	-0.056	0.019	10.680	0.298
. * .	. * .	11	-0.120	-0.118	11.589	0.314
. * .	. * .	12	-0.149	-0.115	13.031	0.291
. * .	. .	13	-0.119	-0.054	13.974	0.302
. * .	** .	14	-0.168	-0.189	15.922	0.253
. .	. *	15	0.021	0.140	15.952	0.316
. .	. .	16	-0.010	0.030	15.960	0.385
. **	. *	17	0.218	0.148	19.564	0.240
. * .	. * .	18	-0.124	-0.157	20.768	0.237
. *	. .	19	0.118	0.050	21.900	0.236
** .	*** .	20	-0.297	-0.352	29.389	0.060

Vir: lastni izračuni.

Priloga 10a: Test heteroskedastičnosti za Slovenijo**Whiteov test za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom**

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.017350	Probability	0.433629
Obs*R-squared	7.251465	Probability	0.403176

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/01/07 Time: 22:31

Sample: 1995:2 2007:2

Included observations: 49

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-131.3508	68.68008	-1.912502	0.0628
BDPSLO(-1)	1.770355	1.129103	1.567930	0.1246
BDPSLO(-1)^2	-0.008439	0.005486	-1.538307	0.1317
PLACSLO(-2)	0.746351	0.919034	0.812104	0.4214
PLACSLO(-2)^2	-0.003584	0.004545	-0.788407	0.4350
T	0.008300	0.014519	0.571625	0.5707
T^2	-0.000204	0.000281	-0.727037	0.4713
D_S2	0.325800	0.298353	1.091998	0.2812
R-squared	0.147989	Mean dependent var		0.204753
Adjusted R-squared	0.002524	S.D. dependent var		0.337509
S.E. of regression	0.337083	Akaike info criterion		0.811305
Sum squared resid	4.658612	Schwarz criterion		1.120173
Log likelihood	-11.87697	F-statistic		1.017350
Durbin-Watson stat	2.020011	Prob(F-statistic)		0.433629

Vir: lastni izračuni.

Priloga 10b: Test heteroskedastičnosti za Madžarsko**Whiteov test za zaposlitveno funkcijo s sezonskim vplivom**

White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.495051	Probability	0.198499
Obs*R-squared	9.933002	Probability	0.192402

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 12/02/07 Time: 10:58

Sample: 1996:1 2007:2

Included observations: 46

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	73.92596	57.82351	1.278476	0.2088
BDPHUN(-1)	-1.325691	0.919113	-1.442359	0.1574
BDPHUN(-1)^2	0.005998	0.004361	1.375222	0.1771
PLACHUN(-1)	-0.015742	0.453672	-0.034700	0.9725
PLACHUN(-1)^2	0.000145	0.002093	0.069233	0.9452
T	-0.025958	0.029343	-0.884644	0.3819
T^2	0.000229	0.000534	0.428844	0.6705
D_S2	-2.602496	1.461289	-1.780960	0.0829
R-squared	0.215935	Mean dependent var	0.359867	
Adjusted R-squared	0.071502	S.D. dependent var	0.575974	
S.E. of regression	0.555000	Akaike info criterion	1.817074	
Sum squared resid	11.70495	Schwarz criterion	2.135098	
Log likelihood	-33.79270	F-statistic	1.495051	
Durbin-Watson stat	1.984249	Prob(F-statistic)	0.198499	

Vir: lastni izračuni.

Priloga 11a: Testi stabilnosti regresijskih koeficientov za Slovenijo**Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2000**

Chow Breakpoint Test: 2000:1

F-statistic	2.312341	Probability	0.062220
Log likelihood ratio	12.72201	Probability	0.026128

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2001

Chow Breakpoint Test: 2001:1

F-statistic	1.966508	Probability	0.105348
Log likelihood ratio	11.01693	Probability	0.051045

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2002

Chow Breakpoint Test: 2002:1

F-statistic	1.351121	Probability	0.263707
Log likelihood ratio	7.827881	Probability	0.165980

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2003

Chow Breakpoint Test: 2003:1

F-statistic	3.935095	Probability	0.005522
Log likelihood ratio	20.01455	Probability	0.001242

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2004

Chow Breakpoint Test: 2004:1

F-statistic	1.655265	Probability	0.168468
Log likelihood ratio	9.429955	Probability	0.093096

Vir: lastni izračuni.

Priloga 11b: Testi stabilnosti regresijskih koeficientov za Madžarsko**Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2000**

Chow Breakpoint Test: 2000:1

F-statistic	5.924253	Probability	0.000259
Log likelihood ratio	32.91856	Probability	0.000011

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2001

Chow Breakpoint Test: 2001:1

F-statistic	3.223292	Probability	0.012915
Log likelihood ratio	20.71478	Probability	0.002064

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2002

Chow Breakpoint Test: 2002:1

F-statistic	2.503364	Probability	0.040933
Log likelihood ratio	16.83010	Probability	0.009928

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2003

Chow Breakpoint Test: 2003:1

F-statistic	2.494236	Probability	0.041545
Log likelihood ratio	16.77867	Probability	0.010132

Vir: lastni izračuni.

Chowov test za prelom v prvem četrtletju leta 2004

Chow Breakpoint Test: 2004:1

F-statistic	2.173673	Probability	0.070024
Log likelihood ratio	14.93534	Probability	0.020766

Vir: lastni izračuni.