

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

IRENA MILAŠINOVIĆ

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

**EMPIRIČNA ANALIZA VPLIVA NAFTNIH ŠOKOV NA BDP
IN INFLACIJO V MALIH ODPRTIH GOSPODARSTVIH**

Ljubljana, september 2009

IRENA MILAŠINOVIĆ

IZJAVA

Študentka **Irena Milašinović** izjavljam, da sem avtorica tega diplomskega dela, ki sem ga napisala pod mentorstvom **doc. dr. Igorja Mastena**, in da dovolim njegovo objavo na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 9.9.2009

Podpis: _____

Kazalo

UVOD	1
1 NAFTA.....	2
1.1 Zgodovinski pregled nihanja cen nafte	2
1.1.1 Prvi naftni šok	3
1.1.2 Drugi naftni šok.....	4
1.1.3 Vmesno obdobje.....	5
1.1.4 Tretji naftni šok	5
1.1.5 Obdobje po letu 2000	6
1.2 Kaj povzroči rast cen nafte?	7
1.3 Zakaj naftni šoki različno prizadenejo gospodarstva?	8
1.3.1 Velikost šoka	8
1.3.2 Trajanje naftnega šoka	9
1.3.3 Odvisnost ekonomije od nafte in energije.....	9
1.3.4 Odziv monetarne in fiskalne politike	9
1.3.5 Realna rigidnost mezd.....	10
1.4 Vpliv naftnih šokov na makroekonomske dejavnike	11
1.5 Kako naftni šoki vplivajo na proizvod in inflacijo.....	12
1.5.1 Kako naftni šoki utegnejo vplivati na recesijo?	12
1.5.2 Kako naftni šoki vplivajo na inflacijo?	14
2 EMPIRIČNE RAZISKAVE.....	15
2.1 Vpliv naftnih šokov na ameriško gospodarstvo	15
2.2 Vpliv naftnih šokov na globalno gospodarstvo.....	17
3 METOLOGIJA VAR	18
4 PRIMER SLOVENIJE, SLOVAŠKE, POLJSKE, DANSKE IN ŠVICE	19
4.1 Podatki.....	19
4.1.1 Opis spremenljivk, vključenih v model.....	19
4.1.2 Grafična predstavitev spremenljivk	22
4.2 Ocenjevanje modelov	27
4.2.1 Ocenjen VAR model za Slovenijo	29
4.2.2 Ocenjen VAR model za Slovaško	32
4.2.3 Ocenjen VAR model za Poljsko.....	34
4.2.4 Ocenjen VAR model za Dansko	36
4.2.5 Ocenjen VAR model za Švico	38
4.2.6 Primerjava rezultatov med državami.....	40
SKLEP.....	41

Kazalo slik

Slika 1: Nihanja realne cene nafte in Ameriške recesije v obdobju od leta 1971 do 2003	17
Slika 2: Gibanje nominalne cene zahodnoteksaške lahke nafte v obdobju od prvega kvartala 1970 do prvega kvartala 2008	22
Slika 3: Gibanje gospodarske rasti v Sloveniji, Slovaški in na Poljskem v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	23
Slika 4: Gibanje gospodarske rasti v Švici in na Danskem v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	24
Slika 5: Gibanje stopnje inflacije v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008 v Sloveniji, Slovaški in na Poljskem	24
Slika 6: Gibanje stopnje inflacije v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008 v Švici in na Danskem	25
Slika 7: Gibanje realnega efektivnega deviznega tečaja v Sloveniji, na Slovaškem in Poljskem v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	26
Slika 8: Gibanje realnega efektivnega deviznega tečaja v Švici in na Danskem v obdobju od prvega kvartala leta 1995 do prvega kvartala 2008	26
Slika 9: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Slovenijo za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	32
Slika 10: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Slovaško za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	34
Slika 11: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Poljsko za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	36
Slika 12: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Dansko za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	38
Slika 13: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Švico za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008	40

Kazalo tabel

Tabela 1: Glavni politični dogodki.....	3
Tabela 2: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti	31
Tabela 3: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Slovaško	33
Tabela 4: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Poljsko	35
Tabela 5: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Dansko	37
Tabela 6: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Švico.....	39

UVOD

Cena surove nafte je na svetovnih trgih v zadnjem letu in pol dosegala rekordno visoko raven in s tem kljub že tako težkim gospodarskim razmeram na svetovnih trgih, zaradi hipotekarne krize v Ameriki, prispevala k dodatnemu poslabšanju nekaterih makroekonomskih indikatorjev posameznih ekonomij.

Konstantno zviševanje cene nafte se je začelo že v sedemdesetih letih, ko je bilo za sodček surove nafte potrebno v povprečju odšteti 3,5 dolarja in se je z umestnimi padci in naglimi dvigi vse do danes povzpela do 147 dolarjev za sod, kar predstavlja skoraj 29-kratno zvišanje.

Vzroke za nenehen trend rasti cen te surovine avtorji posameznih študij, ki so narejene na temo naftnih šokov, pripisujejo predvsem zaostrenim političnim razmeram na bližnjem vzhodu, ki so povzročili zmanjšanje količine načrpane nafte (zmanjšanje ponudbe) in ob visokem svetovnem povpraševanju se je cena začela dvigovati. Kljub učinkovitejši izrabi nafte in njenih derivatov (v razvitih delih sveta) je svetovno povpraševanje zaradi razvijajočih se ekonomij še vedno tako visoko, da presega ponudbo, kar se v zadnjem času kaže kot eden najpomembnejših dejavnikov za zviševanje cene te surovine. Cena surove nafte predstavljajo za mala odprta gospodarstva eksogen dejavnik na katerega ne morejo vplivati, zato njeno nihanje lahko potencialno močno prizadene te države.

Nafta je v sedanjem svetu postala glavni vir energije, brez katere si skoraj nebi mogli predstavljali življenja. Že v davni zgodovini so jo začeli uporabljati za različne namene. Skozi zgodovino pa je nafta veliko pripomogla k samemu gospodarskemu razvoju, zato je svetovno gospodarstvo močno odvisno od gibanja cen le te. Problem te surovine pa je v njeni redkosti saj je neobnovljiv vir. Zaradi tega obstaja večni boj med državami bogatimi z nafto in državami, ki bi si rade le te države oziroma njihova črpališča podredile.

Zaradi velike odvisnosti držav od »črnega zlata« (predstavlja kar 40 odstotkov svetovne porabe energije) so številne raziskave pokazale, da ima nihanje cen nafte znatne posledice na realno ekonomsko aktivnost, inflacijo ter poslabšanje mednarodne konkurenčnosti posamezne države. Nepričakovano zvišanje cen nafte je vsekakor slaba novica za države uvoznice te surovine, v katerih naftni šok sproži recesijski in inflacijski učinek ter obenem znižanje konkurenčnosti posameznih držav. To je transmisijski mehanizem skozi katerega imajo cene nafte vpliv na realno ekonomsko aktivnost, ki vključuje kanal ponudbe in povpraševanja. Na strani ponudbe je nafta pomemben input v proizvodnji torej višje cene nafte zvišajo stroške proizvodnje, kar vodi k nižjemu outputu. Prav tako višje cene nafte prizadenejo tudi agregatno povpraševanje.

Prav zaradi naštetih vzrokov in posledic nihanja cene nafte je namen in cilj mojega diplomskega dela, da z uporabo modela vektorske avtoregresije (angl. *vector autoregression*) ocenim vpliv cene nafte na CPI inflacijo, bruto domači proizvod (v nadaljevanju BDP) in

realni učinkoviti devizni tečaj (v nadaljevanju REER) v Sloveniji, Švici, na Slovaškem, Poljskem in Danskem ter odgovorim na dve ključni vprašanji, in sicer: Koliko časa preteče preden so vidni odzivi makroekonomskih indikatorjev posameznih držav na šok, ki ga povzročijo višje cene nafte? in ali so si odzivi makroekonomskih indikatorjev na naftne šoke v posameznih državah med seboj podobni?

Diplomsko delo v katerem bom skušala tako teoretično kot empirično proučiti kako se na naftne šoke odzivajo posamezni makroekonomski indikatorji je razdeljeno na štiri poglavja. V prvem poglavju je predstavljen osnovni teoretični okvir s pomočjo katerega lahko preverjamo smiselnost dobljenih empiričnih rezultatov. Znotraj tega poglavja sem najprej opisala posamezne zgodovinske dogodke ter ostale vzroke, ki so imeli močan vpliv na dvig cene nafte. Sledi pojasnjevanje zakaj različni šoki različno prizadenejo gospodarstva, ter njihov vpliv na posamezne makroekonomske indikatorje. Poudarek drugega poglavja je v pregledu obstoječih empiričnih raziskav, ki so nastajale v obdobju, ki sem ga v diplomskem delu vzela kot obravnavano obdobje. V tretjem poglavju sem opisala metodologijo, ki sem jo uporabljala pri ocenjevanju modela VAR. V četrtem poglavju, ki predstavlja ključni del mojega diplomskega dela, sem najprej opisala posamezne spremenljivki in podatke ter jih grafično predstavila. Temu sledi ocenjevanje posameznih modelov ter razlaga parametrov in primerjava le teh med posameznimi državami. Zadnjemu poglavju sledi zaključni del.

1 NAFTA

Nafto so ljudje začeli uporabljati že pred tisočletji. Poznamo jo že vsaj 8000 let. Zgodovina pravi, da so jo prvi začeli uporabljati Sumerci pred 6000 let pr. na. št., kot vezivo pri pripravi malte. Perzijci so s pomočjo le te začeli graditi ceste in jo tudi prvotno poimenovali. Beseda nafta izvira iz staroperzijske besede »*nafte*« ki pomeni znojiti se. To ime je dobila zato, ker je ponekod nafta sama pritekla iz zemlje, Perzijci menili, da se zemlja znoji in to snov poimenovali znoj zemlje. Stari Kitajci so nafto uporabljali za bakle, v Babiloniji so bitumen iz nafte dodajali zidakom. Egipčani so jo uporabljali za balzamiranje (mumificiranje) trupel in zdravljenje. Feničan pa za premazovanje trupla ladij. Kasneje so jo začeli uporabljati tudi v zdravstvene namene ter razsvetljava, v te namene so nafto uporabljali predvsem Stari Kitajci, Grki in Rimljani. V tistem času so v Evropi iz nje izdelovali razne obkladke za lajšanje bolečin. S samim propadom teh starih civilizacij je uporabnost nafte potonila v pozabo in sicer do leta 1823, ko sta brata Budinin začela z destilacijo nafte, s katero sta pridobila olje za razsvetljava.

1.1 Zgodovinski pregled nihanja cen nafte

Kot sem že v uvodnem delu svojega diplomskega dela omenila in kot bo razvidno iz nadaljevanja so za velika nihanja cen nafte v preteklosti krivi predvsem eksogeni dejavniki (kot eden najpomembnejših, predvsem v preteklosti, se omenjajo nemiri na bližnjem vzhodu).

Nafta je pogosto vzrok za vojne, a tudi nasprotno, vojna je pogosto vzrok za nestabilnost svetovnega naftnega trga. Zato sem se odločila, da bom najprej opisala glavne politične dogodke, ki so v zgodovini pomembno vplivali na gospodarske nestabilnosti držav zaradi nihanj te surovine.

Spodnja Tabela 1 prikazuje glavne zgodovinske dogodke, ki so predvsem v preteklosti bili močno povezani z nenehnimi rastmi cen nafte. Prvi manjši naftni šok je svet pretresel leta 1956 zaradi sueške krize. Toda skok cen je bil v primerjavi z kasnejšimi dogajanja podoben bolj statističnemu odklonu in ni pripeljal do večjih naftnih kriz. Zato sem se odločila, da bom za pomembne zgodovinske dogodke, ki so imeli vpliv na nihanja cene nafte vzela tiste po letu 1973, saj so pred tem obdobjem cene nafte bile stabilne oziroma so rasle zelo počasi.

Tabela 1: Glavni politični dogodki

ČAS	POLITIČNI DOGODEK
Oktober 1973	Jomkipurska vojna
Oktober 1973	Arabski naftni embargo
Oktober 1978	Iranska revolucija
September 1980	Iransko-iraška vojna
Avgust 1990	Vojna v Perzijskem zalivu
Januar 1991	Puščavski vihar
December 2002	Politična kriza v Venezueli
Marec 2003	Vojna v Iraku

Vir: L.Kilian, A comparison of the effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation in the G7 countries, 2008, str. 86.

1.1.1 Prvi naftni šok

Prvi naftni šok, ki je zaznamoval obdobje od septembra 1973 do januarja 1974, je cene nafte zvišale za 350 odstotkov, in sicer iz 2,59 na 11,65 dolarja za sod, kar je pomenilo najvišje odstotno zvišanje cen nafte v zgodovini. Astronomsko zvišanje cen nafte je bil glavni vzrok, da so države članice OPEC in druge za umiritev naraščajočih cen v tem obdobju zvišale celotno svetovno ponudbo nafte za 12,47 odstotka (Matjažič, 2006, str. 7).

OPEC je poskušal cene nadzorovati s spreminjanjem kvot, vendar zaradi nediscipline med članicami in tehničnih problemov ta politika še danes ni uspešna. Na najvišje zvišanje cen nafte sta vplivali predvsem Jomkipurska vojna leta 1973 ter Arabski naftni embargo za zahodne države. Od takrat naprej se naftni trg ni več popolnoma umiril.

Oktober 1973 (Jomkipurska vojna): Do prve naftne krize, ko so cene nafte prvič v zgodovini začele lesti navzgor, je prišlo 6. oktobra 1973 ob izbruhu Jomkipurske vojne (izraelsko-arabske vojne). Vzrok za izbruh vojne je bila izraelska zasedba celotnega Sinajskega polotoka

leta 1967 ter zasedba strateško pomembnega Golanskega višavja. Posledice te vojne pa niso čutili le Arabci in Izraelci, temveč cel svet. Prvi ukrep držav izvoznic nafte je bil zvišanje cene nafte. Na sestanku držav članic OPEC 16. oktobra 1973 je bilo sklenjeno, da bodo članice zvišale cene nafte za 70 odstotkov.

Oktober 1973 (Arabski naftni embargo): Zaradi omenjenih nemirov so se Arabske države članice kartela OPEC, združene v OAPEC prvič v zgodovini odločile za uporabo nafte kot orožja za doseganje političnih ciljev (Goff, 1994, str. 411). Uvedle so embargo na izvoz nafte v ZDA in na Nizozemsko ter se dogovorile za zmanjšanje količine načrpane nafte. Poleg tega so Nemčiji zmanjšanje dobave nafte za 25 odstotkov. Francija, Velika Britanija in ostale svetovne države, so nafto lahko še naprej kupovale, vendar po novi višji ceni. Selektivni embargo je v času, ko posamezne države niso imele omembe vrednih zalog nafte, zmanjšalo skupno ponudbo nafte na svetovnem trgu za tri do štiri tisoč sodov na dan (Dekanić, 1988, str. 21), kar je pomenilo 7 odstotno znižanje svetovne proizvodnje (Sill, 2007, str. 2). Prav tako so se članice OAPEC dogovorile, da bodo vsak mesec za 5 odstotkov zmanjševale načrpano nafto vse do takrat, dokler se Izrael ne bo umaknil iz vseh arabskih ozemelj (Matjažič, 2006, str. 7).

Zahodne države so ob prvih nihanjih cen nafte spoznale, kako zelo je njihovo gospodarstvo odvisno od nafte in tako začele z izvajanjem ukrepov za varčevanje z energijo in iskanjem alternativnih virov energije (Matjažič, 2006, str. 8).

1.1.2 Drugi naftni šok

Po umiritvi cen nafte po prvem naftnem šoku je od leta 1978 do 1980 zaradi Iranske revolucije in Iransko-iraške vojne prišlo do ponovne rast cen nafte. Svetovna produkcija nafte se je v omenjenem obdobju znižala za 10 odstotkov, kar je pognalo cene nafte iz 14 dolarjev na 35 dolarjev za sod, oziroma so se le te zvišale za 150 odstotkov. Visoke cene nafte so prisilile potrošnike in podjetja k varčevanju z energijo (boljša izolacija hiš, energetske varčni avtomobili, energetske varčna oprema v podjetjih,...) (Sill, 2007, str. 2). Posledice revolucije in vojne so bile znatno znižanje načrpane nafte v Iraku in Iranu (Matjažič, 2006, str. 8-10).

V tem obdobju so visoke cene nafte prisilile tudi države, ki niso bile članice OPEC k večjemu črpanju nafte, da bi dosegli njihovo umiritev (Sill, 2007, str. 2).

Oktober 1978 (Iranska revolucija): V Iranu je zaradi tedanjega vodje šaha Mohameda Rez Pahlavija, ki je moral zaradi spremembe države iz zaostale kmečke v moderno industrializirano odstopiti, izbruhnila državljanska vojna. Takrat so se začeli notranji nemiri v državi, ki so vodili do naraščanja cen črnega zlata. V takratnem obdobju je ZDA uvedla embargo na vse naftne proizvode iz Irana, Iran pa je prekinil vse pogodbe z ameriškimi naftnimi podjetji (Matjažič, 2006, str. 9).

September 1980 (Iransko-iraška vojna): Vojna se je začela 22. septembra 1980, ko je Irak po več mejnih spopadih vdrl v Iran. Irak je bil v začetku uspešnejši, kasneje pa se je vojna sprevrgla v obojestransko izčrpavanje. Irak je med vojno uporabil kemično orožje proti Iranu, pa tudi proti iraškim Kurdom. V vojni so požgali naftovode, prekladne postaje in skladišča (Kronika 20. stoletja, 2000, str. 37).

1.1.3 Vmesno obdobje

Obdobje visokih cen nafte je povzročilo marsikatero nestabilnost v svetu zato si je med leti 1982 in 1985 OPEC prizadeval stabilizirati cene nafte s pomočjo produkcijskih kvot s čimer si je okrepil položaj na trgu in si povečal tržni delež. K znižanju cene nafte v letu 1986 na 14 dolarjev za sod pa so prispevale tudi globalna recesija, nižje svetovno povpraševanje, razvoj alternativnih virov, večja učinkovitost izkoriščanja nafte,... (Sill, 2007, str. 2). Trend nizkih cen se je nadaljeval vse do leta 1990, ko je nastopil tretji naftni šok.

Sredi osemdesetih let so bila nihaja cene nafte bistveno manjša kot v predhodnem obdobju. V tem obdobju je delež načrpane OPEC-ove nafte padel iz 55 odstotkov leta 1973 na 42 odstotka. Zmanjšal se je tudi delež uvožene OPEC-ove nafte v Ameriko iz 70,3 odstotka leta 1977 na 43 odstotkov (Sill, 2007, str. 2).

1.1.4 Tretji naftni šok

Odstotkovno zvišanje cene nafte v času tretjega naftnega šoka je znašalo 95,14 odstotka. V tem obdobju se je cena nafte povzpela iz 24,69 dolarja za sod julija 1990 na 36 dolarjev v avgustu medtem, ko je oktobra znašala že 48,18 dolarja za sod (Matjažič, 2006, str. 11). Proizvodnja v Kuvajtu se je v tem obdobju znižala za 90 odstotkov, prav tako se je proizvodnja nafte znatno znižala v Iranu. Obdobje tretjega naftnega šoka sta zaznamovala predvsem vojna v Perzijskem zalivu ter vojaška operacija imenovana Puščavski vihar.

Avgust 1990 (Vojna v Perzijskem zalivu): 2. avgusta 1990 so iraške sile pod vodstvom Sadama Huseina vdrle v Kuvajt in zasedle pomembnejše strateške točke v deželi. Husein si je z napadom hotel omogočiti prost dostop do perzijskega zaliva ter pridobitev nadzora nad naftnimi zalogami na tem območju. Irak je napadel Kuvajt pod pretvezo, da le-ta opravlja črpanje nafte znotraj iraškega ozemlja. Vendar to ni bila najboljša poteza, saj si je s tem Irak nakopal težave z Američani (Kronika 20. stoletja, 2000, str. 41).

Januar 1991 (Puščavski vihar): 17. januarja 1991 so se Američani skupaj z zavezniki odločili za vojaško posredovanje v Kuvajtu in začeli vojaško operacijo imenovano Puščavski vihar. V spopadih je bilo zažganih ogromno naftnih vrelcev tako v Kuvajtu, kot tudi v Iraku, kar je pripeljalo do zmanjšana proizvodnje te surovine. Dogodek je spet močno vplival na

ceno nafte, saj je svetovno gospodarstvo zelo odvisno od nafte iz Perzijskega zaliva (zadovoljuje več kot četrtno dnevni svetovni potrebi po nafti).

1.1.5 Obdobje po letu 2000

Po letu 2000 so skokovite rasti cen nafte posledica predvsem negotovosti in špekulacij na naftnih borzah, rastoče povpraševanje po tej surovini, hiter gospodarski razvoj predvsem v azijskih državah, zmanjšanje proizvodnje OPEC, nestabilnosti političnih razmer na bližnjem vzhodu, močna nihanja v trendu rasti ter naravne katastrofe. Od leta 2000 pa vse do danes se je cena za sod nafte zvišala za skoraj 250 odstotkov.

December 2002 (Politična kriza v Venezueli): Politični nemiri v Venezueli so močno vplivali na ceno nafte (je peta največja izvoznica znotraj OPEC, izvaža nekaj nad 1,7 milijona sodčkov na dan in lahko pomembno vpliva na cene v ZDA, ki uvažajo 15 odstotkov nafte prav iz Venezuele). Ko se je v omenjenem obdobju Venezuelski proizvodnja nafte normalizirala se je marca pričel napad na Irak, ravno v trenutku, ko so bile naftne rezerve v državah OECD zelo nizke.

Marec 2003 (Vojna v Iraku): Začetki Iraške vojne segajo že v leto 2002, ko je ameriški predsednik George W. Bush začel priprave na vojno, z utemeljitvijo obstoja orožja za množično uničenje v Iraku, neprestano obstrukcijo inšpektorjev Združenih narodov, zavračanje pobud za razorožitev s strani iraškega vodstva, agresivno obnašanje Iraka do sosednjih držav, totalitarnega režima v omenjeni državi in insinujacij o povezanosti Iraka z mednarodnim terorizmom. Do vojne je prišlo 16. marca 2003, ko so ZDA, Španija in Velika Britanija na zasedanju varnostnega sveta Organizacije združenih narodov (OZN) umaknile resolucijo o nevojaškem posredovanju v Iraku. Ameriški predsednik George W. Bush je od iraškega predsednika Saddama Huseina zahteval naj le ta v 48 urah zapusti Irak. Ker se Husein na ultimatum ni odzval, so ZDA napadle Irak. Naftna infrastruktura je bila v nevarnosti, pojavljale so se sabotaze naftnih polj in kraje v naftni industriji (Matjažič, 2006, str. 13).

Kot sem že omenila so v obdobju po letu 2000 na rast cene nafte poleg političnih dogodkov vplivali tudi drugi za to obdobje bolj pomembni dejavniki, ki so povzročali neprijetna nihanja cen nafte. Ti dejavniki so:

Rast azijskega povpraševanja: Po letu 2000 so azijske države začele rasti zelo hitro in postajale vse bolj industrijsko razvite. K razviti industriji pa spada tudi višja potrošnja energije, kar se kaže kot višje povpraševanje po nafti. Predvsem so se razvijale Kitajska (10 odstotna stopnja rasti), Indija (7 odstotna stopnja rasti) in Indonezija. Zaradi omenjenega razvoja držav se je svetovno povpraševanje po nafti v letu 2002 glede na predhodno obdobje zvišalo za 0,9 odstotka v letu 2003 pa se je dvignilo za 1,96 odstotka (Matjažič, 2006, str. 14-17).

Naravne katastrofe: V letih 2004 in 2005 je predvsem zaradi naravnih katastrof (uničujoči orkani) v Ameriki prišlo do motenj na ponudbeni strani trga nafte. **Hurikan Ivan** je 17.

septembra 2004 prizadel ameriški del Mehiškega zaliva. Uničenih je bilo 102 naftovodov in 27 naftnih ploščadi. Proizvodnja v Mehiškem zalivu se je zaradi omenjene katastrofe znižala za 86,67 odstotka. 29. avgusta 2005 je na obali Mehiškega zaliva **orkan Katrina** uničil še več naftnih ploščadi kot njen predhodnik. V času trajanja orkana Katrina je bila proizvodnja nafte na tem delu uničena. Komaj so si opomogli od Katrine že je 23. septembra 2005 Ameriko prizadel nov **orkan Rita**. Proizvodnja nafte je v tem času bila le 2,2 odstotna. 21. oktobra pa se je mehiškemu zalivu začel približevati najsilnejši **orkan Vilma**. Proizvodnja nafte se je vnovič spustila na zaskrbljujočo nizko raven (Matjažič, 2006, str. 17-19). Leta 2008 je po obalah mehiškega zaliva opustošil in spet množično rušil vse pred seboj **orkanu Ike**.

Novembra 2006 in februarja 2007 je OPEC zaradi strahu pred rastjo zalog nafte znižal kvote, ukrep je prispeval k temu, da so cene rasle in januarja 2008 prvič presegle psihološko mejo 100 dolarjev za sodček.

Iz zgoraj navedenega lahko sklepam, da so na cene nafte kratkoročno in srednjeročno vplivali naslednji vzroki: Vojna v Iraku, povečanje povpraševanja, nizke rezerve, strategija OPEC, špekulacije, nemiri na Bližnjem vzhodu ter premajhna vlaganja v nova nahajališča, rafinerije in nove tehnologije. Med dolgoročen vzroke rasti cen nafte pa lahko štejem usihanje globalnih rezerv ter zaostrovanje predpisov zaradi spremembe odnosa do okolja.

1.2 Kaj povzroči rast cen nafte?

Vse do sedaj napisano navaja, da so največji krivci za naraščajoče cene nafte eksogeni **politični dogodki** na bližnjem vzhodu. Vendar, če dobro pogledam vsak politični dogodek posebej, lahko vidim, da so nekateri imeli zelo minorne učinke na rast cen nafte oziroma da so za njihovo rast prav tako sokrivi drugi šoki (Barsky & Kilian, 2004, str.12). Ko govorim, da so za višje cene nafte krivi politični dogodki imam v mislih znižanje proizvodne nafte zaradi raznih nemirov in vojn, ki jih avtorji strokovnih člankov poimenujejo kar **eksogeni ponudbeni naftni šoki**.

Kilian (2007, str. 15) je v svoji empirični analizi prišel do zaključka, da so naftni ponudbeni šoki skozi zgodovino imeli sorazmerno majhen prispevek k zvišanju cen nafte. Po njegovih ugotovitvah naj bi večji prispevek k zvišanju cen nafte imel šok agregatnega povpraševanja in še posebej povpraševanje na naftnem trgu, ki sta narekovala zvišanje in znižanje cen le te.

Eden izmed dejavnikov za regulacijo cen nafte je vsekakor **kartelni dogovor** (primer OPEC) držav izvoznic nafte. Moramo si vzeti v zakup, da je lahko vsaka OPEC-ova odločitev, ki se zdi še tako nepomembna, imela zelo pomemben vpliv pri oblikovanju cene črnega zlata.

Predvsem v zadnjem času je eden izmed najpomembnejših eksogenih šokov, ki vplivajo na rast cene nafte, šok na strani **povpraševanja**, ki je zameglil prej zelo pomemben eksogeni ponudbeni šok (Kilian, 2007, str. 4). Za zvišanje cene nafte so po letu 1999 imele zasluge

predvsem višje povpraševanje po nafti v hitro rastočih gospodarstvih, in sicer držav zahodne Evrope, Amerike ter Azije (predvsem Kitajska, Indija in Indonezija).

Ameriški dolar v katerem so denominirane cene nafte je prav tako odigral pomembno vlogo pri oblikovanju cen te surovine. In sicer, če je ameriški dolar depreciral je to pomenilo, da so države združene v OPEC realizirale manjše dobičke, zato so bile prisiljene zvišati ceno nafte. To se je dogajalo predvsem v sedemdesetih letih. Obenem pa je šibak dolar stimuliral svetovno povpraševanje po tej surovini, tako se je ojačal prej omenjeni kartel ter zvišal ceno nafte (Barsky & Kilian, 2004, str. 14).

Vsekakor pa ne smem zanemariti vpliva **embarga** na ceno nafte. Leta 1973, ko je OPEC zaradi arabsko-izraelske Jomkipurske vojne uvedel embargo, je cena nafte zaradi pomanjkanja na ponudbeni strani skočila v nebo. Avtorja študije Barsky in Kilian (2004, str. 15) komentirata, da ima embargo bistveno različnejši vpliv na ceno nafte kot vojna, saj naj bi ta bil v primerjavi z vojno endogene narave.

V zadnjem času na ceno nafte vplivajo predvsem **špekulacije** (Svetovne borze, še posebej ameriške, hitro reagirajo na vsako spremembo oz. krizo). Borze so idealne za špekulante, ki ne špekulirajo samo na sedanjih pogodbah, pač pa tudi s pogodbami, odloženimi za 2 meseca vnaprej, **naravne katastrofe** (hurikani, ki se pojavljajo na zahodni obali Amerike) in **mrzle zime** (višje potrebe po intenzivnejšem ogrevanju ter posledično višje povpraševanje po nafti).

1.3 Zakaj naftni šoki različno prizadenejo gospodarstva?

Dejstvo je, da je vsak naftni šok imel drugačne stagflacijske učinke na gospodarstvo posameznih držav uvoznic nafte. Nekateri naftni šoki so posamezno gospodarstvo do onemoglosti izčrpali medtem, ko drugi skoraj niso imeli nobenih učinkov na znižanje gospodarske aktivnosti. Rotemberg (2007, str. 1) je v svoji študiji opozoril na tri glavne vrste dejavnikov, ki so po njegovem mnenju v sedemdesetih in osemdesetih letih tega stoletja imeli pomemben vpliv pri tako drastičnem znižanju gospodarske aktivnosti zaradi zviševanja cen nafte. Ti dejavniki so (1) realna rigidnost mezd (v preteklosti je imela veliko večjo težo kot danes), (2) kredibilnost monetarne politike (v preteklosti bistveno šibkejša) in (3) delež energije v nekem gospodarstvu (v preteklosti je predstavljal večji delež BDP).

Roubini (2004, str. 1) je v svoji študiji *The effects of the recent oil price shock on the U.S. and global economy* opozoril na dejavnike, ki so skozi zgodovino imeli različen vpliv na gospodarsko aktivnost držav pri posameznem naftnem šoku. Ti dejavniki so:

1.3.1 Velikost šoka

Prvi dejavnik, ki je vplival na različnost vpliva naftnega šoka na ekonomijo je velikost šoka. Ta velikost se nanaša tako na realni nivo zvišanja cen nafte, kot na odstotno povečanje le teh.

Prav zaradi tega dejavnika je v številnih študijah poudarjeno, da sta šoka v sedemdesetih in osemdesetih letih močno prizadela gospodarstvo. Če za primer pogledam leto 1973/74, ko se je cena nafte zvišala za 367 odstotkov vidim, da je bilo to bistveno več kot v drugem naftnem šoku, ko se je ta zvišala za 97 odstotkov oziroma v tretjem naftnem šoku, ko je bilo zvišanje 95 odsotno (Matjažič, 2006, str. 31-32).

1.3.2 Trajanje naftnega šoka

Pomembno vlogo pri prizadetosti gospodarstva igra vsekakor trajanje naftnega šoka. Trajanje naftnega šoka lahko definiramo kot čas, ki mora poteči preden se cene nafte, če sploh se, vrnejo v začetni položaj oziroma kako hitro se cena nafte dvigne. Tudi ta dejavnik se je kazal predvsem v prvem in drugem naftnem šoku, saj se je cena nafte v samo sedmih mesecih dvignila za kar 367 odstotkov (prvi naftni šok). Posledice tega šoka niso bile nikoli popravljene saj se cene niso nikoli več vrnile na izhodiščno raven, kar je pomenilo konec nizkih cen nafte.

1.3.3 Odvisnost ekonomije od nafte in energije

Odvisnost posamezne ekonomije od nafte merimo kot odstotek potrošnje nafte na enoto BDP. Ta odvisnost ekonomije od nafte se je skozi zgodovino spreminjala, če za primer vzamem podatke, ki jih je analizirala US Energy Information Administration vidim, da je odvisnost ameriškega gospodarstva od nafte skozi zgodovino upadala, in sicer se je indeks 100 leta 1980 znižal na 62 v letu 2000 (Roubini, 2004, str. 1).

Ameriško gospodarstvo je danes manj odvisno od nafte kot je bilo v sedemdesetih letih prejšnjega stoletja, vendar je kljub temu veliko večje in poleg uvoza tudi sama proizvede nekaj surove nafte. V zadnjih 20. letih se je potrošnja nafte na enoto BDP znižala za 50 odstotkov (Roubini, 2004, str. 1).

Bolj fleksibilni trgi, ki imajo možnost prehoda iz ene v drugo dejavnost se bodo v primeru naftnega šoka npr. transportna podjetja oziroma družbe s staro opremo, ki so bistveno energetske bolj učinkovite alocirale v nove dejavnosti oziroma zamenjale staro opremo za novo in energetske bolj učinkovito. S tem bodo izničile učinke višjih cen ter prispevale k manjši potrošnji nafte na enoto BDP.

1.3.4 Odziv monetarne in fiskalne politike

K temu, da sta prva dva naftna šoka močno prizadela države uvoznice nafte gre pripisati tudi slabemu odzivu monetarne in fiskalne politike. V primeru, da se politika na visoke cene nafte odzove z napačnimi ukrepi bo to vodilo do še dodatnega zvišanja inflacije ter poslabšanja gospodarske rasti. Centralne banke v takem primeru nikakor ne smejo dovoliti padca obrestnih mer, saj bi le te še dodatno zviševale inflacijo.

Rogoff (2005, str. 9) v svoji študiji skuša odgovoriti na vprašanje Ali je monetarna politika v sedemdesetih in osemdesetih letih imela pomembno vlogo za slab gospodarski razvoj države po naftni krizi. Prišel je do pritrdilnega odgovora. Če za primer vzamem ZDA, ki jo je takrat dušila visoka rast inflacije, lahko vidim, da brez ustreznih ukrepov s strani Ameriške centralne banke (FED) ne bi ZDA splavala iz nevarne inflacije. Kljub vsem neljubim dogodkom je v tem času Amerika bila zaznamovana tudi po propadu Bretton Woodskega sistema z režimom prilagodljivega fiksnega deviznega tečaja, ki ga je nadomestil režim uravnavanega drsenja z intervencijami države (Centralne banke) oziroma režim prostega drsenja. Istočasno, delno tudi kot posledica spremembe režima deviznega tečaja, je output v mnogih državah zelo nihal. Rezultat tega je bil pritisk na cene blaga, kar je še dodatno zvišalo zaskrbljujoče visoko inflacijo. Zato lahko z veliko verjetnostjo trdim, da je visoka inflacija v sedemdesetih letih bila posledica neustrezne ekonomske politike in ne toliko posledica nekega zunanjega šoka.

Monetarna politika je danes bistveno bolj stabilna kot je bila pred tridesetimi oziroma petdesetimi leti, kar kaže na to, da novi naftni šoki nimajo tako velikega vpliva na gospodarstvo. Centralne banke so danes bistveno bolj neodvisne, transparentne ter mnogo bolj učinkovite pri blaženju inflacijskih pretresov. Po nekaterih izračunih naj bi monetarna politika zmanjšala rast inflacije zaradi naftnih šokov od 15 do 25 odstotkov (Rogoff, 2005, str. 11).

Monetarna politika je danes bolj učinkovita zato, ker ima večjo moč napovedovanja bodočih dogodkov in se s pomočjo napovedovanja lahko pravočasno zaščiti. To pa vsekakor ni bilo v tolikšni meri mogoče pred letom 1990. Dobra napovedljivost ter pravočasno reagiranje monetarne politike se odraža v stabilnejših ekonomijah po letu 1990. Avtorji študij na temo naftnih šokov so si enotni pri mnenju, da z dobro monetarno politiko lahko blažimo vpliv naftnih šokov.

1.3.5 Realna rigidnost mezd

Raziskovalci so na podlagi študij prišla do dejstva, da zvišanje cen nafte prisili znižanje realnih mezd, saj delavci v tem času proizvedejo nižjo vrednost neto outputa. Nižja produktivnost delavcev, ki pomeni znižanje plač lahko privede podjetja tudi do odpuščanja.

Pomembnost rigidnosti realnih plač je v tem, da je deflator mezd v primerjavi z deflatorjem dodane vrednosti upadel pred letom 1984, ko so rasle cene nafte (Rotemberg, 2007, str. 5), kar je pomenilo, da se je zaradi višjih cen nafte znižala stopnja zaposlenost ter output kar je vodilo v zvišanje marž in s tem upočasnitev gospodarske rasti. Nekaterim bi se ob tem utrnila misel, da zvišanje marž v tem primeru igra glavno vlogo vendar temu ni tako. Glavno vlogo igra mehanizem rigidnih plač, ki ne dovoli, da bi se te zniževale v nedogled ampak povzroči nekoliko višjo stopnjo brezposelnosti. Zato Blanchard in Gail predlagata, da bi se z večjo fleksibilnostjo mezd, znižali stroški podjetji ter bi s tem, v primeru raznih šokov, bila stopnja brezposelnosti nižja (Rotemberg, 2007, str. 5).

Poleg navedenih dejavnikov pa so pomembno vlogo pri zmanjševanju vpliva naftnih šokov na stagflacijo gospodarstva imeli tudi dejavniki kot so: **bolj učinkovita poraba energetskih virov**, **boljša učinkovitost finančnih trgov**, ter **boljša globalna monetarna politika**, ki bi bila v veliko pomoč pri blaženju stroškov spremenljivosti cen nafte (Rogoff, 2005, str. 1).

1.4 Vpliv naftnih šokov na makroekonomske dejavnike

Naftni šoki ne prizadenejo samo BDP in inflacije, kot to poudarjajo številne študije ampak tudi druge pomembne kazalce gospodarske vitalnosti v neki ekonomiji. Na naftne šoke se odzivajo tudi dejavniki, kot so realne mezde, obrestne mere, nihanje domače valute v primerjavi z dolarjem (deperciacija domače valute v primerjavi z dolarjem), brezposelnost (Kilian, 2007, str. 1).

Nihanje cen nafte direktno vpliva na transportne stroške, stroške ogrevanja in cene proizvodov. Zaradi višjih stroškov pa se posledično podjetja in gospodinjstva odločajo za zmanjšanje potrošnje in investicij. Višje cene nafte prav tako vodijo v realokacijo dela in kapitala iz energetsko intenzivnih panog v energetsko manj intenzivne. Zaradi omenjenih vzrokov, rast cen nafte lahko vodi v znižanje ekonomske aktivnosti (Sill, 2007, str. 1).

Pomembni dejavniki na katere vplivajo naftni šoki so:

- **Devizni tečaj:** Ponudbeni šok, ki vodi v zvišanje cene nafte ima pogosto učinke na relativno vrednost glavnih valut, kot so dolar, jen in evro. Valute držav, ki so močno odvisne od nafte se bodo v takem primeru pocenile. Če za primer vzamemo Japonsko in Evropo, ki sta bili močno odvisni od uvoza nafte, jih je naftna kriza prizadela dvojno. Prvič, ker se je vrednost dolarja zvišala in so ob nakupu nafte, ki je denominirana v dolarjih morali plačati višjo ceno, drugič, ker je njihova valuta oslabela v primerjavi z dolarjem (Roubini, 2004, str. 4). Zaradi visokega ameriškega zunanjetrgovskega primanjkljaja ter velikega uvoza nafte smo priča, da so skokovite rasti cen nafte v zadnjem letu privedle do relativne oslabitve ameriške valute. V zadnjem četrtletju 2007 je prišlo do poslabšanja mednarodnih pogojev menjave. Banka Slovenije je v decembrskemu biltenu 2007 ocenila, da podobna gibanja na svetovnih valutnih in naftnih trgih povečujejo tveganja za nadaljnjo rast slovenskega izvoza.
- **Stopnja brezposelnosti:** Višje cene nafte za podjetje predstavljajo višje stroške, ker so plače navzdol rigidne to pomeni dodatno odpuščanje delavcev.
- **Cene ostalih dobrin:** Ker višje cene imajo posredni učinek tudi na cene ostalih dobrin se le te z zviševanjem cen nafte zvišujejo. Do zvišanja cen ostalih dobrin pride zaradi zviševanja stroškov produkcije, ki se odraža v višjih cenah outputov. Te višje cene pa posledično vplivajo na višjo inflacijo.

- **Inflacija:** Študije, ki so bile narejene na temo naftnih šokov potrjujejo dejstvo, da imajo naftni šoki stagflacijski učinek na makroekonomske indikatorje v državah uvoznicah te surovine. Teorija nas uči, da omenjeni šoki upočasnijo gospodarsko rast ter vodijo v zviševanje cen kar potencialno vpliva na višjo inflacijsko stopnjo.
- **BDP:** Zvišanje cene nafte je največji krivec za nastanek recesije, obdobja visokih inflacij, zmanjšanje proizvodnje in posledično nižja gospodarska rast.

1.5 Kako naftni šoki vplivajo na proizvod in inflacijo

Motnje na naftnem trgu imajo tako direktne kot indirektne učinke na output, cene in produktivnost v nekem gospodarstvu. V nadaljevanju bom opisala kanale skozi katere naftni šoki potiskajo neko gospodarstvo v recesijo.

1.5.1 Kako naftni šoki utegnejo vplivati na recesijo?

Predpostavimo, da je dana funkcija bruto outputa (Y) v obliki:

$$Y=Q[K,L,O] \quad (1)$$

kjer O , L in K v funkciji (1) predstavljajo količino uvožene nafte, delo in kapital. Iz funkcije je razvidno, da nafta predstavlja določen delež v outputu in zato ob enaki količini dela in kapitala tudi neposredno prizadene le tega. Ena odstotno znižanje nafte običajno zniža bruto output za odstotek, ki ga predstavlja delež nafte v celotnem outputu. Pomembna je substitucijska elastičnost med nafto in dodano vrednostjo. Npr. 10-odstotno zvišanje cene nafte zniža output za 0,5 odstotka (Barsky & Kilian, 2004, str. 5). Takšna oblika funkcije predpostavlja direkten vpliv spremembe cene nafte na output in kaže nekoliko zamegljeno sliko z realnostjo. Nekoliko jasnejšo sliko daje vpliv naftnega šoka na dodano vrednost, in sicer je tu funkcija Y sledeča:

$$Y=Q[V(K,L),O] \quad (2)$$

kjer $V(K,L)$ v funkciji (2) predstavlja domačo dodano vrednost (seštevek dodane vrednosti v domači produkciji predstavlja domači realni BDP). V primeru popolne konkurence ne bo neposrednega vpliva naftnega šoka na dodano vrednost, zato ker spremembe v količini nafte ne bodo premaknile krivulje povpraševanja po delu in kapitalu, ki predstavljata funkcijo plač in rent (mera za dodano vrednost). Ob opustitvi predpostavke popolne konkurence in uvedbi dodatka na cene (angl. *mark-up pricing*) se stvari nekoliko spremenijo. V tem primeru zvišanje cene nafte zniža povpraševanje gospodarskih subjektov, saj podjetja imajo sedaj višje stroške tako s kapitalom in delom kot z uvoženo nafto in posledično se Y zniža.

Znižanje BDP, predvsem v sedemdesetih in osemdesetih letih, je bila posledica starih energetske ne varčnih proizvodnj, ki so jih zaradi visokih cen nafte, ki so enormno zvišale stroške podjetja, morali zapreti. S tem se je znižal delež K v Y kar je doprineslo k nižjemu outputu. Vendar o tej predpostavki ni narejene nobene resnejše empirične raziskave, ki bi potrdila to dejstvo (Barsky & Kilian, 2004, str. 5).

Naslednji model, ki ga je leta 1988 izdelal Hamilton in pojasnjuje kako naftni šok vpliva na znižanje realnega BDP se imenuje »Model sektorskega premika« (angl. *Sectorial shifts model*). Osnovna ideja tega modela je, da bo zvišanje cene nafte imelo velik pritisk pri nakupu trajnih dobrin, ki za svojo uporabo potrebujejo energijo, kot na primer avtomobili. To zmanjšanje povpraševanja po omenjenih dobrinah bo povzročilo realokacije delavne sile iz enega sektorja v drug sektor. Pomembna opazka tega modela je, da naj bi bil odziv outputa sorazmeren, ne glede na to, če bi se cena znižala ali zvišala. Na primer v letih 1979-80 se je zaradi višjih cen nafte zvišala tudi brezposelnost, medtem ko tega ne moremo trditi za leto 1986, ko se kljub naftnemu šoku brezposelnost ni zmanjšala, kar napeljuje na dvome tega modela (Barsky & Kilian, 2004, str. 7).

Bernanke (1983) je s pomočjo kanala obveščanja pokazal delni model ravnovesja (angl. *Partial equilibrium model*). Po njegovih ugotovitvah bo naftni šok znižal dodano vrednost, zato ker bodo podjetja načrtovane investicije, v času naraščajočih cen nafte, premestila na poznejše obdobje, saj se zavedajo dejstva, da so naftni šoki začasnega značaja (Barsky & Kilian, 2004, str. 7).

Nominalni BDP lahko predstavimo kot sledečo funkciji:

$$P_t Y_t - P_t^0 O_t \quad (3)$$

kjer P_t^0 predstavlja ceno uvožene nafte P_t pa ceno bruto outputa. Barsky in Kilian sta funkcij $Y_t = Q(V_t(L_t), Q_t)$ in $M_t = k P_t Y_t$ izračunala difference logaritmov in dobila naslednji dve funkciji:

sprememba proizvodnje bruto outputa je:

$$\Delta Y_t = -(s_o / (1 - s_o)) \varepsilon_{o,v} \Delta P_t^0 \quad (4)$$

in sprememba cene bruto outputa je:

$$\Delta P_t = (s_o / (1 - s_o)) \varepsilon_{o,v} \Delta P_t^0 \quad (5)$$

Kjer s_o v enačbi (4) in (5) predstavlja delež stroškov nafte v bruto outputu, $\varepsilon_{o,v}$ je elastičnost substitucije med dodano vrednostjo in nafto. Zvišanje cene uvožene nafte vodi v zmanjšanje količine bruto outputa in zvišanje cene bruto outputa. Iz tega sledi, da bi deflator za dodano vrednost lahko bil definiran kot:

$$P_t^v = (P_t Y_t - P_t^0 O_t) / (V_t(L_t)) = (P_t Y_t (1 - s_0)) / (V_t(L_t)) \quad (6)$$

V enačbi (6) $V_t(L_t)$ predstavlja domačo dodano vrednost združeno z delom in kapitalom. Domača dodana vrednost naj bi predstavljala realni BDP, zato zvišanje cen uvožene nafte iz zgornje enačbe ne bi smelo vplivati na imenovalce. Do takrat, ko bo nominalen bruto output določen izključno z količino denarja, kljub temu, da bodo cene nafte rasle, bo števec padel le v primeru, če bo ponudba denarja ostala konstantna. Ko se bo nominalni BDP znižal bo realni BDP konstanten, v tem primeru model napeljuje na možnost znižanja BDP deflatorja. Če v primeru nastopa naftnega šoka BDP deflator sproži inflatorni učinek, bo to pomenilo znižanje realne dodane vrednosti ali proporcionalno zvišanje nominalnega bruto outputa. Ta model, ki sta ga skonstruirala Kilian in Barsky, obdrži realni BDP konstanten zato ker naftni šok na kratek rok nima vpliva na domačo dodano (Kilfoil, 2006, str. 13-15).

Model nam pokaže, da naftni šok vodi v deflatorski pritisk na BDP deflator medtem ko istočasno daje inflatorni pritisk na CPI.

$$P_{\text{NAFTA}} \uparrow \rightarrow P_{\text{ostalo}} \uparrow \rightarrow \text{BDP} \downarrow \rightarrow \text{Recesija}$$

1.5.2 Kako naftni šoki vplivajo na inflacijo?

Barsky in Kilian v svoji študiji navajata ilustrativni primer, ki so ga zgradili Gordon, Rotemberg in Woodford, in sicer pravijo naj bi naftni šok jasno in nedvomno inflatorno vplival na cene bruto outputa. Naftnemu šoku sledi stagflacija, ki se kaže v znižani industrijski produkciji ter naraščajoči inflaciji merjeni z CPI. Isti model nam pokaže, da ni nobenih teoretičnih domnev, da bi se v primeru naftnega šoka zvišal BDP deflator razen v določenih pogojih. Ta raziskava je zelo pomembna saj pokaže razliko med opazovanimi odzivi CPI inflacije in inflacije v BDP deflatorju ob nastanku naftnega šoka (Barsky & Kilian, 2004, str. 10).

Vsekakor manj enostavnejši teoretični modeli, v katerih bi bile zajete tudi druge spremenljivke, ne bi dali istih ugotovitev kot zgoraj navedeni primer. Vendar glede na vse raziskave, ki so bile narejene lahko z veliko verjetnostjo trdim, da bo naraščajoča inflacija vsekakor posledica nepričakovanega naftnega šoka, ki bo zvišal ceno nafte.

Indeks potrošniških cen je na kratek rok inflatoren zaradi tega, ker je košarica potrošniških dobrin po naftnem šoku dražja.

$$P_{\text{NAFTA}} \uparrow \rightarrow P_{\text{ostalo}} \uparrow \rightarrow \pi \uparrow$$

2 EMPIRIČNE RAZISKAVE

Iz študij, ki so bile narejene na tem področju je lepo razvidno, da sta imela eksogena naftna šoka v sedemdesetih in osemdesetih letih bistveno večji ter močnejši vpliv na zmanjševanje gospodarske aktivnosti in zvišanje stopnje inflacije, kot tisti iz let 1990/91, 1999/00 in 2002/03. To me pripelje do sklepa, da so se vplivi naftnih šokov na makroekonomske indikatorje skozi zgodovino zmanjševali.

Kilian (2007, str. 2) je v svoji študiji prišel do zaključka, da si nobeden izmed naftnih šokov med seboj ni bil enak. Vsaka skokovita rast cen nafte po sedemdesetih letih bi lahko bila posledica višjega globalnega agregatnega povpraševanja po industrijskih proizvodih oziroma višjega povpraševanje na naftnem trgu. Zadnji premiki povpraševanja so skladni z silovitim svetovnim povpraševanjem po naftnih derivatih v nasprotju z naftnimi šoki iz preteklosti, ki so nastajali zaradi zmanjšanega črpanja nafte, ki vedno bolj zgublja na pomenu. Velik padec cen nafte v času Azijske krize je dober pokazatelj eksogenega šoka povpraševanja.

Dejstvo je, da nihanje cen nafte prizadene tako stran ponudbe kot stran povpraševanja. Stran ponudbe prizadene zato, ker so višji stroški proizvodnje zaradi višjih cen nafte, stran povpraševanja pa je prizadeta zaradi vpliva na premoženje ter izzove negotovost glede prihodnosti (Sill, 2007, str. 3).

2.1 Vpliv naftnih šokov na ameriško gospodarstvo

Prva dva avtorja, ki sta ocenila vpliv zvišanih cen nafte na ameriški BDP in druge razvijajoče se države sta bila Darby (1982) in Hamilton (1983). Derby je predvsem razložil največje recesije, ki so karakterizirale ameriško ekonomsko zgodovino, medtem, ko je Hamilton uporabil povojne podatke ter dobil statistične značilnosti med nihanjem cen nafte ter realnim padcem BDP-ja (Cognigni, Manera, 2006, str. 3). Podobne rezultate, kot jih je takrat dobil Hamilton dobivajo sodobnejši raziskovalci.

Novejše študije so pokazale, da 10-odstotno zvišanje cen nafte vodi v 0,10- oziroma 0,15-odstotno znižanje gospodarske aktivnosti v enem oziroma enem letu in pol v ZDA (Rogoff, 2005, str. 5).

V sedemdesetih letih prejšnjega stoletja je bila Amerika znana po visoki inflaciji, ki so jo po mnenju mnogih raziskovalcev vodili pozitivni naftni šoki. Ekonomska teorija, podprta z empiričnimi analizami trdi, da so odzivi inflacije na naftne šoke kratkotrajnega značaja, saj je le ta vodena z monetarno politiko, katera vpliva na dolgoročno nihanje inflacije (Klifoil, 2006, str.1).

Naftni šoki, ki so po Kilianovem in prav tako tudi Hamiltoniovem prepričanju prizadeli ameriško gospodarstvo so: Iranska in Izraelska vojna leta 1973, naftni embargo leta 1973 in

1974, Iranska revolucija od leta 1978 do 1979, Iransko-iraška vojna med letoma 1980 in 1988, zalivska vojna 1990, civilne demonstracije v Venezueli 2002 in 2003 ter Iraška vojna 2003. Omenjeni dogodki so bili eksogene narave za ameriško gospodarstvo vendar niso vsi šoki enako vplivali na zvišanje inflacije in znižanje BDP. Nekateri eksogeni naftni šoki celo niso imeli nobenega vpliva na to gospodarstvo (Kilfoil, 2006, str. 19).

Hamilton (2003) je za potrebe empirične analize vzela realne cene nafte, ki naj bi boljše razlagale relativne pomembnosti različnih naftnih šokov, medtem ko je Kilian (2006, str. 24) dejal, da z uporabo realnih cen nafte v empirični analizi ne moremo prikazati naftnega šoka, ki se je zgodil leta 2002 z Venezuelo krizo ali leta 2003 zaradi Iranske vojne. Pravi, da uporaba realnih cen kaže na zvišanje inflacije v letih 1996/97, 1999/2000 in 2004, ki v ozadju nimajo nobenega naftnega šoka (Kilfoil, 2006, str. 19).

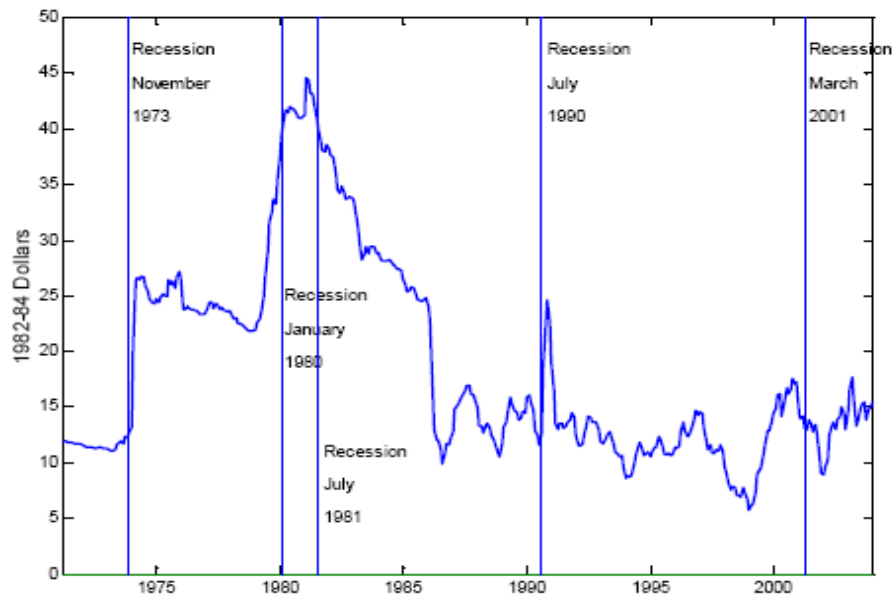
Hamilton (2005) je v svoji raziskavi prišel do ugotovitve, da je za povprečno 2,9 odstotno znižanje rasti BDP v Ameriki krivi naftni šoki od leta 1949 do 1980. Medtem ko je BDP v letih od 1949 do 2005 v povprečju upadel za 0,7 odstotka. Za to imajo zasluge predvsem boljše usklajevanje ponudbe nafte s strani OPEC, vodenje drugačne monetarne politike v Ameriki in večja odvisnost od uvoza nafte (Kilfoil, 2006, str. 3).

Hamilton je prav tako v svoji študiji ugotovil, da je od desetih recesij po drugi svetovni vojni bilo devet takih, ki so bile posledica naftnih šokov. Iz tega sledi, da so naftni šoki v negativni korelaciji z rastjo BDP (Kilfoil, 2006, str. 1). Omenjeni avtor je skupaj z Hookerjem (1996) ugotovil, da od leta 1973 do sredine devetdesetih let prejšnjega stoletja naftni šoki niso bili statistično značilni na vpliv rasti BDP.

Kilian (2008, str. 92) je s pomočjo VAR modela ocenil impulzne odzive BDP in CPI inflacije ZDA na šok, ki ga povzročijo cene nafte. Rezultati raziskave so pokazali, da bo realna rast BDP upadla med petim in sedmim kvartalom po nastalem šoku, medtem ko se bo rast CPI inflacije odzvala že po tretjem kvartalu.

Iz slike 1 na naslednji strani je razvidno, da so posamezni politični dogodki na bližnjem vzhodu, ki so povzročili dvig cen nafte imeli velik vpliv na ameriško recesijo. Na grafu so z vodoravnimi črtami prikazane pomembnejše recesije v ZDA po letu 1971. Velika večina teh recesij se je zgodila po političnih nemirih v državah izvoznicah nafte, katerim je sledilo znatno zvišanje cene nafte, ki je prizadelo države uvoznice te surovine. Kot primer lahko navedem povezavo med Iransko revolucijo in recesijo januarja 1980 oziroma izbruh Iransko-iraške vojne ter recesije julija 1981. Recesiji, ki sta se začeli novembra 1973 in julija 1990 sta se zgodili pred visokimi znižanji cen nafte (Barsky & Kilian, 2004, str. 2). Iz tega sledi, da visoke cene nafte skozi zgodovino ZDA niso bile vedno krivec za nestabilna nihanja v gospodarstvu, vendar kljub temu avtorji raziskav dajejo še vedno velik pomen vpliva naftnih šokov na zvišanje inflacije in zmanjšanje gospodarske aktivnosti.

Slika 1: Nihanja realne cene nafte in Ameriške recesije v obdobju od leta 1971 do 2003



Opomba: Na sliki so prikazana nihanja cen nafte v ameriških dolarjih. Navpične črte predstavljajo posamezne recesije, ki so prizadele ameriško gospodarstvo.

Vir: R. Barsky & L. Kilian, *Oil and the macroeconomy since the 1970s*, 2004, str.1 (Priloge).

2.2 Vpliv naftnih šokov na globalno gospodarstvo

Kilian (2007, str. 1) je v svoji študiji, kjer je proučeval vpliv eksogenih ponudbenih naftnih šokov na največja gospodarstva ugotovil, da se vpliv višjih cen nafte na BDP kaže približno v povprečju drugo leto po nastalem šoku medtem, ko se mediana inflacije odzove nekoliko prej, in sicer v tretjem do četrtem kvartalu. Rezultati empirične analize kažejo, da so stagflacijski odzivi na eksogene šoke močnejši v Nemčiji na Japonskem in Kanadi medtem, ko so bistveno nižji v Veliki Britaniji in Italiji.

Leta 2003 je International Monetary Fund (v nadaljevanju IMF) World Economic Outlook s pomočjo 2000 analiz narejenih na osnovi »multi-country« modela prišel do naslednjih ugotovitev, in sicer če se cena soda nafte zviša za 5 dolarjev se globalni output naslednjem letu v povprečju zniža za 0,3 odstotka. Znižanje outputa je nekoliko višje v Aziji in Evropi kot v Ameriki. Novejše IMF raziskave kažejo, da šok vzpodbujen z funkcijo povpraševanja, ki zviša cene nafte za 10 odstotkov (npr. iz 50 dolarjev za sod na 55 dolarjev) vodi v globalno znižanje outputa za 0,1 do 0,15 odstotka po četrtem do šestem kvartalu (Rogoff, 2005, str. 12-14).

Nekoliko drugačne rezultate izkazuje raziskava, ki so jo naredili International Energy Agency (v nadaljevanju IEA), ki je za proučevanje izbrala drugačen model kot prej omenjeni IMF. Sklepi raziskave so bili naslednji, če se cena nafte zviša za 10 dolarjev za sod (npr. iz 25 dolarjev za sod na 35 dolarjev) se globalni output po enem letu zniža za 0,4 odstotka.

Nekoliko višji učinek je viden v tranzicijskih državah ter državah uvoznicah nafte. V Indiji in na Kitajskem je ta učinek dvakrat ali celo večkrat višji, medtem ko so države tretjega sveta najbolj prizadete (Rogoff, 2005, str. 13).

3 METOLOGIJA VAR

Ekonomisti, ki se ukvarjajo z analizo vpliva naftnih šokov na glavne makroekonomske indikatorje pri proučevanju omenjenih vplivov največkrat uporabljajo metodo vektorske avtoregresije ali VAR. Tej metodi dajejo prednost predvsem zaradi svoje preprostosti in enostavnosti. Prav zaradi tega razloga sem se tudi same odločila za uporabo te metode pri proučevanju vpliva naftnih šokov na BDP, CPI inflacijo in REER v malih odprtih gospodarstvih v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008.

Značilnost modela VAR je, da vsaka spremenljivka v modelu ni odvisna samo od svojih odloženih vrednosti, ampak tudi od odloženih vrednosti ostalih spremenljivk v modelu. Vse spremenljivke v modelu so zato obravnavane kot endogene. Oblika vektorske avtoregresije, ki jo predlaga Sims (1980), je regresija vektorja Y_t in časovnih odlogov (angl. *lags*) tega vektorja. Formulo VAR zapišemo kot sistem enačb, ki ga v matrični obliki ponazorimo takole:

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad (7)$$

Kjer simboli formule (7) predstavljajo:

- Y_t – vektor endogenih spremenljivk ($n \times 1$), ki vsebuje vse spremenljivke, vključene v model
- A_0 – vektor ($n \times 1$) konstant
- A_t – matrika ($n \times n$) koeficientov
- e_t – vektor ($n \times 1$) impulzov ali šokov

Vsaka enačba v modelu VAR se lahko oceni z uporabo OLS. OLS ocenjuje regresijske koeficiente kot linearno funkcijo, zaradi tega je linearna cenilka. Ker z njo dobimo nepristranske ocene regresijskih koeficientov je tudi nepristranska cenilka. Pri izračunu variance ocene regresijskih koeficientov na podlagi ponovljivih vzorcev se da dokazati, da je dobljena varianca najmanjša možna v primerjavi z drugimi možnimi linearnimi cenilkami. Ocene regresijskih koeficientov so učinkovite in nepristranske. Zaradi omenjenih lastnosti, imenujemo metodo najmanjših kvadratov NENALICE (angl. *BLUE*) (Pfajfar, 2000, str. 64).

Številni zagovorniki uporabe metode VAR navajajo kot njene osnovne prednosti predvsem naslednje značilnosti (Gujarati, 2004, str. 853):

- Enostavnost modela: vse spremenljivke so endogene;
- ocenjevanje je preprosto, saj lahko za vsako posamezno enačbo uporabimo metodo OLS;
- dobljene napovedi so v večini primerov boljše od tistih, ki so pridobljene na podlagi kompleksnejših modelov.

Na drugi strani kritiki njene uporabe izpostavljajo naslednje slabosti (Gujarati, 2004, str. 853-854):

- VAR v nasprotju s klasičnimi modeli ne upošteva teoretičnih predpostavk, ki so v klasičnih modelih ključnega pomena za vključitev ali izključitev posamezne spremenljivke v model;
- največji izziv pri uporabi metode VAR je določitev primerne števila časovnih odlogov, v primeru velikega števila odlogov bomo imeli namreč manjše število stopinj prostosti;
- v primeru pretvorbe podatkov (npr. z diferenciranjem) se lahko zgodi, da rezultati modela ne bodo zadovoljivi;

4 PRIMER SLOVENIJE, SLOVAŠKE, POLJSKE, DANSKE IN ŠVICE

4.1 Podatki

V diplomski nalogi sem se osredotočila na analizo vpliva naftnega trga na makroekonomske indikatorje v Sloveniji, Švici, na Slovaškem, Danskem in Poljskem. S pomočjo VAR modela bom poskusila oceniti odzive CPI inflacije, BDP in REER na spremembo cene nafte. Za proučevanje sem vzele trinajstletno obdobje, pri katerem sem upoštevala četrtletne podatke. Proučevano obdobje je tako od prvega kvartala v letu 1995 do prvega kvartala v letu 2008, kar pomeni 53 opazovanih enot.

4.1.1 Opis spremenljivk, vključenih v model

- Cena nafte

Nihanje cen nafte predstavlja za mala odprta gospodarstva eksogen šok, ki je od leta 1973 postal pomemben dejavnik, saj nihanja cene te surovine ne malokrat povzroči velike nestabilnosti tako posameznih kot globalne ekonomije. V svoji diplomski nalogi sem vzela cene zahodnoteksaške lahke nafte, ki se je v zadnjem času tudi najbolj podražila. Cene nafte so preračunane v evre za sod, in sicer sem za izračun cen nafte iz dolarjev v evro od leta 1973 do 1999 uporabila devizni tečaj UDS/ECU po tem letu pa USD/EUR in nato iz dobljenih cen v evrih izračunala difference logaritmov. V modelu sem za nihanje cene zahodnoteksaške lahke nafte uporabila okrajšavo »cenanaft«

- CPI Inflacija

Inflacija označuje povečanje splošne ravni cen, stopnja rasti inflacije pa prikazuje spremembo ravni cen, ki jo merimo takole:

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} * 100 \quad (8)$$

Kjer simboli iz formule (8), na naslednji strani, predstavljajo:

π_t - stopnja inflacije v letu t

P_t - raven cen v letu t

P_{t-1} - reven cen v letu t-1

Najpomembnejši cenovni indeksi, s katerimi merimo stopnje inflacije, so indeks potrošniških cen (CPI), harmonizirani indeks cen življenjskih potrebščin (HIPC), deflator BDP in indeks proizvajalčevih cen. V praksi je najboljše razširjena mera inflacije CPI (angl. *consumer price index*), ki sem jo tudi sama uporabila. Indeks izračunamo tako, da tehtamo vsako ceno v skladu z ekonomskim pomenom dane dobrine. Cene 364 različnih razredov dobrin in storitev zberejo v 21.000 ustanovah v 91 področjih države (Samuelson, 1998, str. 406-409).

V svoji diplomski nalogi sem podatke za CPI inflacijo dobila iz baze Bloomberg. V model je ta spremenljivka vstopala kot cena nafte, in sicer diferenca logaritma CPI inflacija. Za okrajšavo spremenljivke sem uporabila kar CPI ter dodala okrajšavo države.

- Bruto domači proizvod

Bruto domači proizvod (v nadaljevanju BDP) je oznaka za celotno denarno vrednost končnih proizvodov in storitev, proizvedenih v državi v danem letu. Je številka, ki jo dobimo, ko uporabimo denarno mero za različne dobrine in storitve, ki jih je gospodarstvo proizvedlo z zemljo, delom in kapitalom. BDP je enak vsoti denarne vrednosti vseh potrošnih in naložbenih dobrin vladnih nakupov in neto izvoza v druge države. Z BDP najpogosteje merimo celotno uspešnost in delovanje gospodarstva (Samuelson, 1998, str. 390).

Podatke za BDP sem dobila iz baze Evropskega statističnega urada (v nadaljevanju EUROSTAT). BDP je izražen v stalnih cenah v evrih, očiščen sezonske komponente. V modelu je ta spremenljivka pod okrajšavo BDP kateri je dodana posamezna okrajšava proučevane države.

- Realni efektivni devizni tečaj

Realni efektivni devizni tečaj (angl. *Real Effective Exchange Rate*) je indeks menjalnih tečajev z vsemi valutami, ki so pomembne za menjavo države, za katero ga izračunavamo. Da

bi ta indeks postal uporaben za merjenje mednarodne konkurenčnosti države, ga je potrebno prilagoditi na način, da bo pri izračunu upoštevano tudi gibanje cen, tako v domači državi kakor tudi v vseh tistih državah, katerih valute so vključene v košarico valut (Mrak, 2002, str. 51).

Osnovni razlog za oblikovanje tako imenovanega nominalnega ter z deflacijo le tega dobljenega realnega efektivnega deviznega tečaja se je pojavila v obdobju propada Brettonwoodskega sistema, ko so se povečevala gibanja deviznih tečajev posameznih valut.

Za državo, ki opravlja ekonomske transakcije z številnimi državami ni tako pomembno, kaj se dogaja s tečajem njene valute v odnosu na enega samega partnerja, temveč jo mnogo bolj zanima, kaj se dogaja v odnosu med njeno valuto in tako imenovano »košarico« tujih valut, v katero so z različnimi utežni vključene valute tistih držav, ki so njeni najbolj pomembni gospodarski partnerji (Mrak, 202, str. 48-50).

Za izračun realnega efektivnega deviznega tečaja je v prvi fazi potrebno zbrati indekse gibanja realnih bilateralnih deviznih tečajev za vse valute, vključene v košarico, v drugi fazi pa je potrebno tehtano povprečje teh realnih bilateralnih deviznih tečajev, z uporabo ponderjev, ki so bili dodeljeni vsaki od v košarico vključenih tujih valut. Realni efektivni devizni tečaj je mogoče zapisati z naslednjo formulo:

$$R_t = \frac{Rp^*}{p} \quad (9)$$

R_t – indeks realnega efektivnega deviznega tečaja

R – indeks nominalnega efektivnega deviznega tečaja (kjer je devizni tečaj izražen kot število enot domačega denarja za enoto tujega denarja)

p^* - deflator (npr. indeks cen, stroški dela,...) v tujini

p – deflator v domači državi

Če se R_t znižuje, to pomeni, da se konkurenčna sposobnost države zmanjšuje. Država namreč beleži višji deflator kot države partnerice in ta razlika v deflatorju ni bila kompenzirana z nominalnimi spremembami deviznega tečaja. Takšno zniževanje konkurenčnosti države se seveda kaže v poslabševanju tekočega dela plačilne bilance (Mrak, 2002, str. 51-52).

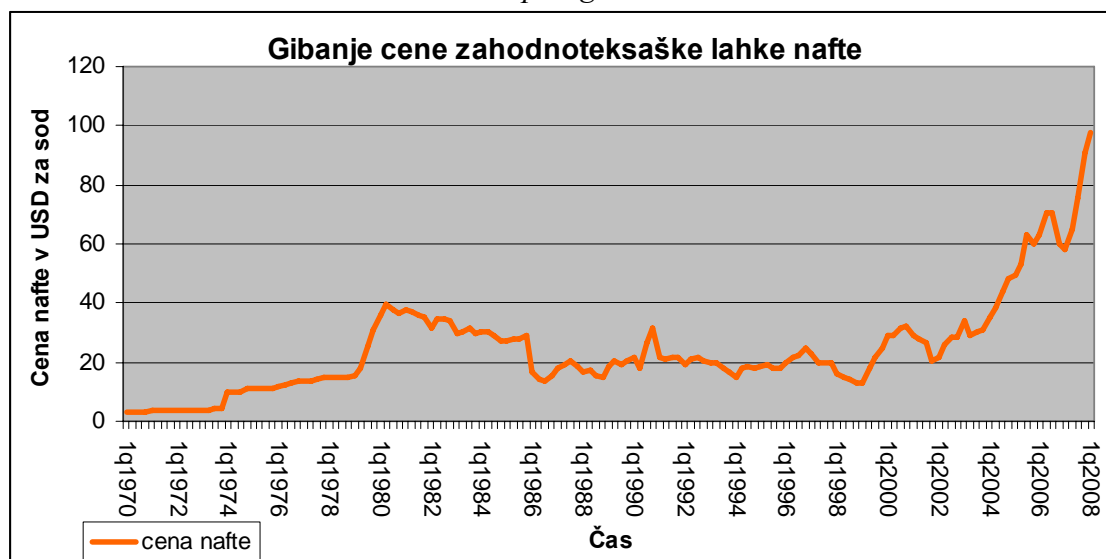
Zviševanje indeksa realnega efektivnega deviznega tečaja države kaže na realno efektivno depreciacijo oziroma razvrednotenje domače valute v odnosu do te košarice in s tem tudi na izboljšanje mednarodne konkurenčnosti, ki jo je država uspela ustvariti v mednarodnem poslovanju. Za valute, ki so realno efektivno aprecirale glede na bazno obdobje, velja, da so precenjene, in obratno, valute, ki so realno efektivno deprecirale v tem obdobju, veljajo za podcenjene.

V modelu sem uporabila realni efektivni devizni tečaj, ki je bil deflacioniran s stroški dela za okrajšavo pa sem uporabila besedo REER (Mrak, 2002, str. 52). Podatke sem črpala iz baze EUROSTAT.

4.1.2 Grafična predstavitev spremenljivk

Spodnji grafi nam prikazujejo gibanje posameznih spremenljivk vključenih v model. Na prvem grafu je razvidno gibanje cene zahodnoteksaške nafte v dolarjih, ostali grafi pa prikazujejo gibanje CPI inflacije, BDP in REER, ki so razdeljeni tako, da so najprej predstavljena gibanja omenjenih spremenljivk v državah vzhodne Evrope (Slovenija, Slovaška in Poljska) nato pa v državah zahodne Evrope (Švica in Danska). Iz pričujočih grafov je že takoj mogoče opaziti dokaj podobno gibanje BDP v vseh obravnavanih državah, medtem ko tega ne morem trditi pri gibanju inflacije in nominalnega efektivnega deviznega tečaja. Ker v gibanju spremenljivk nikjer nisem opazila tendence spremembe gibanja zgolj v eno smer, v svojo analizo nisem vključila trenda.

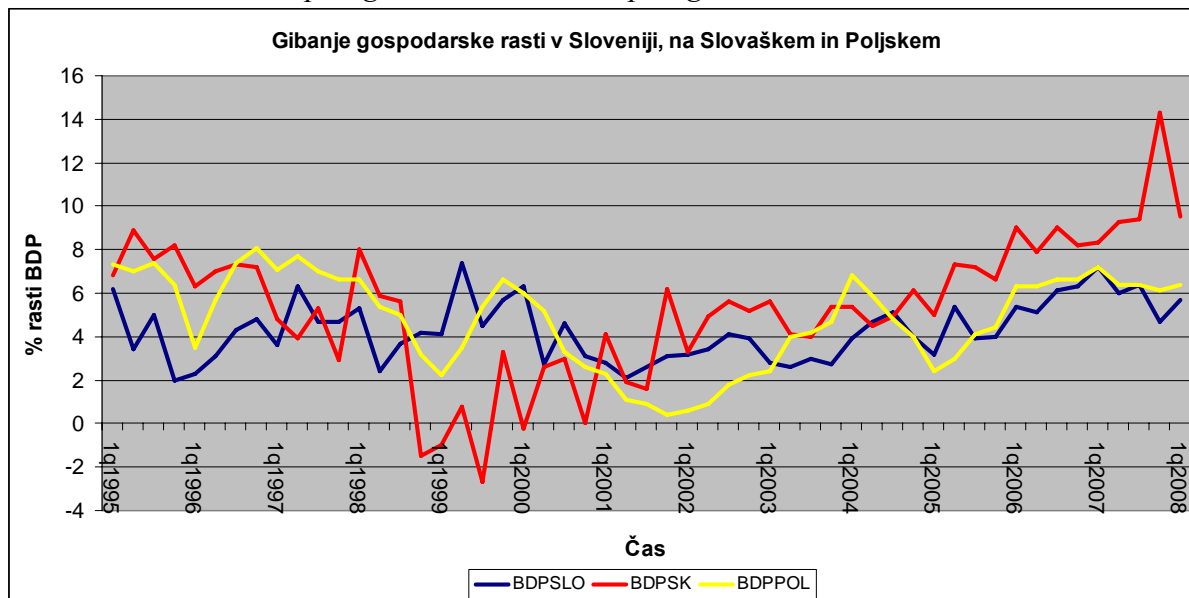
Slika 2: Gibanje nominalne cene zahodnoteksaške lahke nafte v obdobju od prvega kvartala 1970 do prvega kvartala 2008



Cena nafte se je v opazovanem obdobju gibala različno, vendar je predvsem sledila trendu naraščanja. Na najnižji ravni je bila cena nafte v obdobju od leta 1970 do leta 1973, ko se je le ta gibala med 3,5 dolarja za sod. Po letu 1973 je cena nafte začela strmo naraščati vse do 1 kvartala leta 1986, ko so se cene nafte nekoliko umirile in zdrsile iz 30 dolarjev na 17 dolarjev za sod. V obdobju med letom 1986 in 2000 se je cena nafte gibala nekoliko konstantnejše z izjemo v četrtem kvartalu leta 1990, ko se je cena le te povzpela na skoraj 32 dolarja za sod. Od leta 2000 pa smo priča progresivno naraščajočemu trendu rasti, kateremu v zadnjem času ni videti konca. Trend visokih cen se je začel leta 2003 v naslednjem letu so se cene črnega zlata samo še okrepile in nadaljevale rast v letu 2005, ko so presegle mejo 60 dolarjev za sod. Že naslednje leto se je cena nafte zvišala na 70 dolarjev za sod, sledil je rahel padec, ki pa se je v tretjem kvartalu leta 2007 močno okrepil in dosegel vrednost 80 dolarjev

za sod. Svoj maksimum je nafta v proučevanem obdobju dosegla v prvem kvartalu letošnjega leta, ko je le ta znašala 98 dolarjev za sod.

Slika 3: Gibanje stopnje gospodarske rasti v Sloveniji, Slovaški in na Poljskem v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008

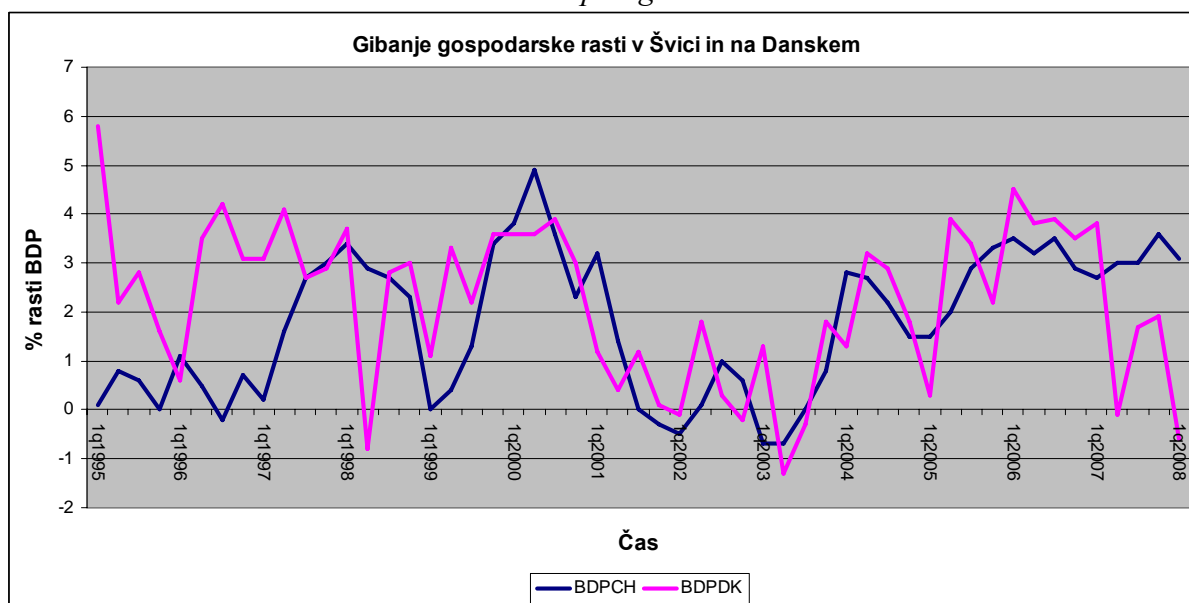


Vir: Podatkovna baza Bloomberg, 2008.

Tako v Sloveniji kot tudi na Slovaškem in Poljskem je nihanje stopnje gospodarske rasti bilo v obravnavanem obdobju zelo različno. Iz slike 3 je lepo razvidno, da sta se Slovenska in Slovaška stopnja gospodarske rasti vse do leta 2002 gibali v obratni smeri, ko je Slovenska stopnja gospodarske rasti naraščala je bila Slovaška v upadu in obratno. Slovenija je maksimalno stopnjo gospodarske rasti dosegla v drugem kvartalu leta 1999, ko je le ta znašala 7,4 odstotka, najnižjo stopnjo gospodarske rasti pa v četrtem kvartalu leta 1995, in sicer 2 odstotka. Slovaška stopnja gospodarske rasti je svoj maksimum dosegla v zadnjem kvartalu leta 2007, ko je le ta znašala 14,3 odstotka nato pa je v prvem kvartalu 2008 zdrsnila za 4,8 odstotne točke. Poljska stopnja gospodarske rasti je prvi večji padec doživela v prvem kvartalu 1996, ko je skokovito padla iz 6,4 odstotka v predhodnem obdobju na 3,5 odstotka. Drug večji padec se je zgodil v prvem kvartalu 1999, ko se je stopnja gospodarske rasti spustila na raven 2,2 odstotka. Najnižjo gospodarsko rast na ravni 0,4 odstotka je Poljska dosegla v zadnjem kvartalu 2001. Od prvega kvartala 2006 se je Poljska gospodarska rast ustalila na ravni okrog 6,5 odstotka.

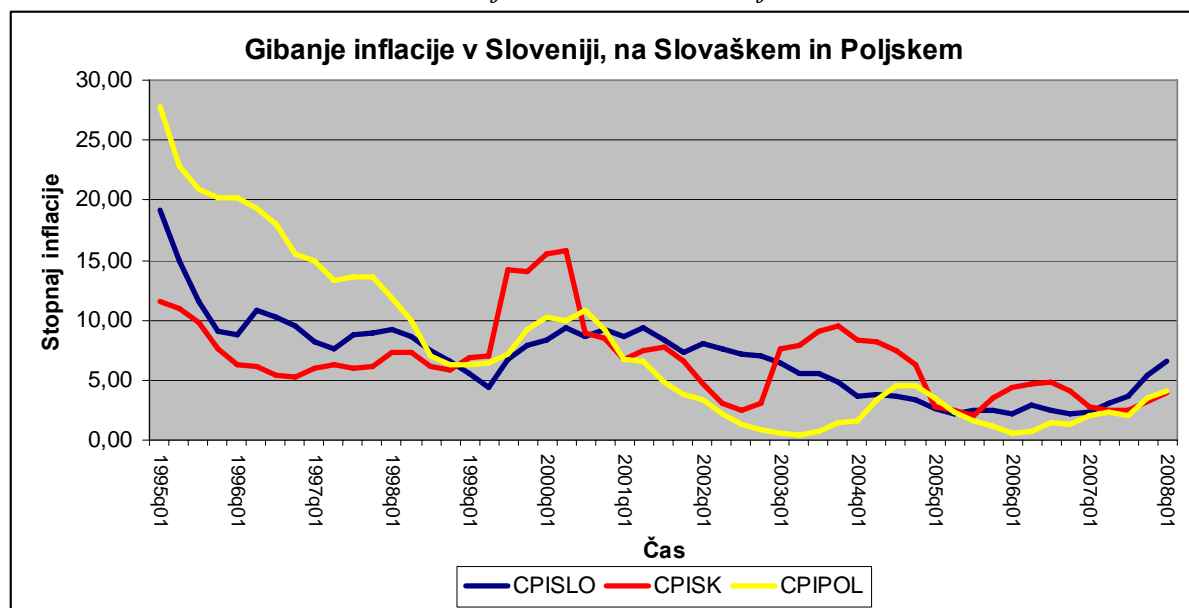
Iz slike 4 na naslednji strani je razvidno, da je stopnja gospodarske rasti v Švici in na Danskem zelo močno nihala. V proučevanem obdobju je maksimalno stopnjo gospodarske rasti Švica dosegla v drugem kvartalu leta 2008, ko je ta znašala 4,9 odstotka, minimalno pa v prvem in drugem kvartalu 2003, in sicer -0,7 odstotka. Danska je svojo maksimalno rast dosegla pri 5,8 odstotkih v prvem kvartalu 1995, z rastjo -0,8 odstotka je v drugem kvartalu 1998 dosegla minimalno vrednost. Iz slike je lepo razvidno, da sta zahodni Evropski državi, ki sta bistveno bolj razviti kot vzhodne države rasli z nižjo stopnjo gospodarske rasti.

Slika 4: Gibanje stopnje gospodarske rasti v Švici in na Danskem v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008



Vir: Podatkovna baza Bloomberg, 2008.

Slika 5: Gibanje stopnje inflacije v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008 v Sloveniji, Slovaški in na Poljskem



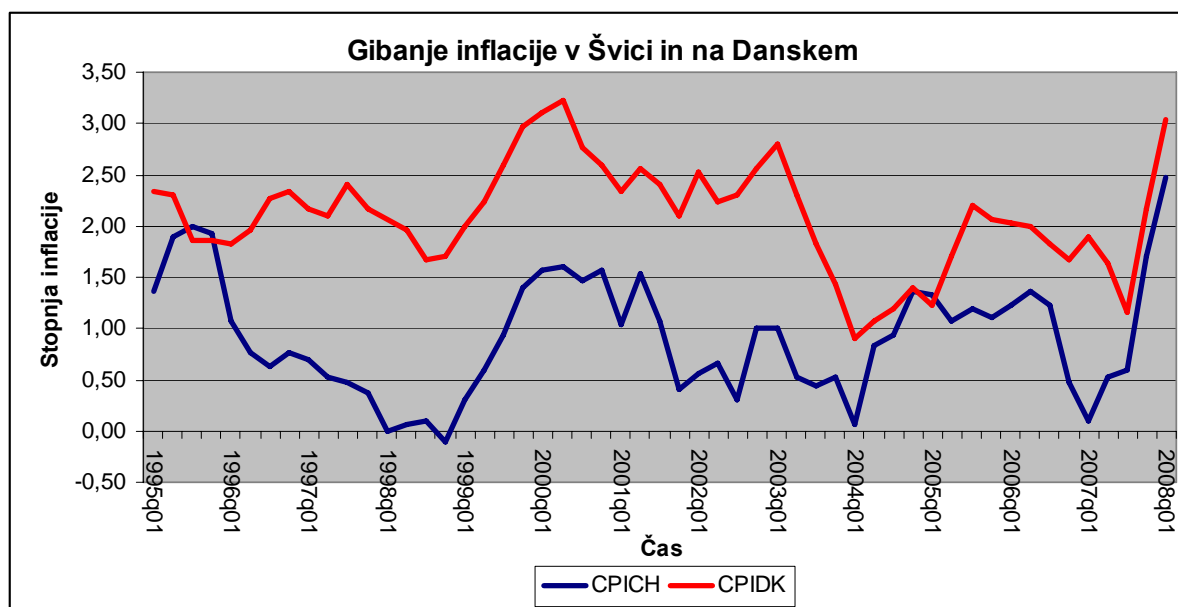
Vir: Podatkovna baza Bloomberg, 2008.

Iz slike 5 je razvidno, da je stopnja inflacije v Sloveniji, na Slovaškem in Poljskem od leta 1995 do leta 2007 imela trend upadanja. Najvišjo stopnjo inflacije je v prvem kvartalu leta 1995 beležila Poljska, in sicer 27,87 odstotka. Po tem letu je ta začela strmo upadati in dosegla svoj minimum v drugem kvartalu leta 2003 pri 0,50 odstotka. Slovaška stopnja inflacije je svoj maksimum dosegla v drugem kvartalu leta 2000 pri 15,77 odstotka, medtem, ko je minimum 2,07 odstotka dosegla v tretjem kvartalu letu 2005. Slovenija je prav tako najvišjo inflacijo dosegla v prvem kvartalu letu 1995, ko je le ta znašala 19,23 odstotka nato

je do leta 1996 drastično upadla in se naprej gibala konstantnejša z umestnimi nihanji. Najnižjo stopnjo inflacije je Slovenija dosegla v prvem kvartalu leta 2006, ko je le ta znašala 2,17 odstotka.

V Švici in na Danskem je zaznati fluktuacijsko gibanje stopnje inflacije, kar je lepo razvidno iz slike 6. Inflacija je v Švici vedno nekoliko nižja kot na Danskem. Na Danskem je stopnja inflacije svojo zgornjo mejo dosegla pri 3,23 odstotka v drugem kvartalu leta 2000, medtem ko je minimum dosegla v prvem kvartalu leta 2004, ko je stopnja inflacije znašala 0,90 odstotka. Od sredine leta 2007 je zaznati tako v Švici kot na Danskem močan trend naraščanja stopnje inflacije, kar je najverjetneje posledica dogajanj rasti stopnje inflacije na celotnem Evro območju. Najvišjo inflacijsko stopnjo je Švica beležila v 1. kvartalu 2008, in sicer 2,47 odstotka. Najnižjo inflacijo, ki je prestopila mejo pozitivnega ter prešla v negativno inflacijo oziroma deflacijo je Švica beležila v četrtem kvartalu leta 1998 pri stopnji -0,10 odstotka.

Slika 6: Gibanje stopnje inflacije v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008 v Švici in na Danskem

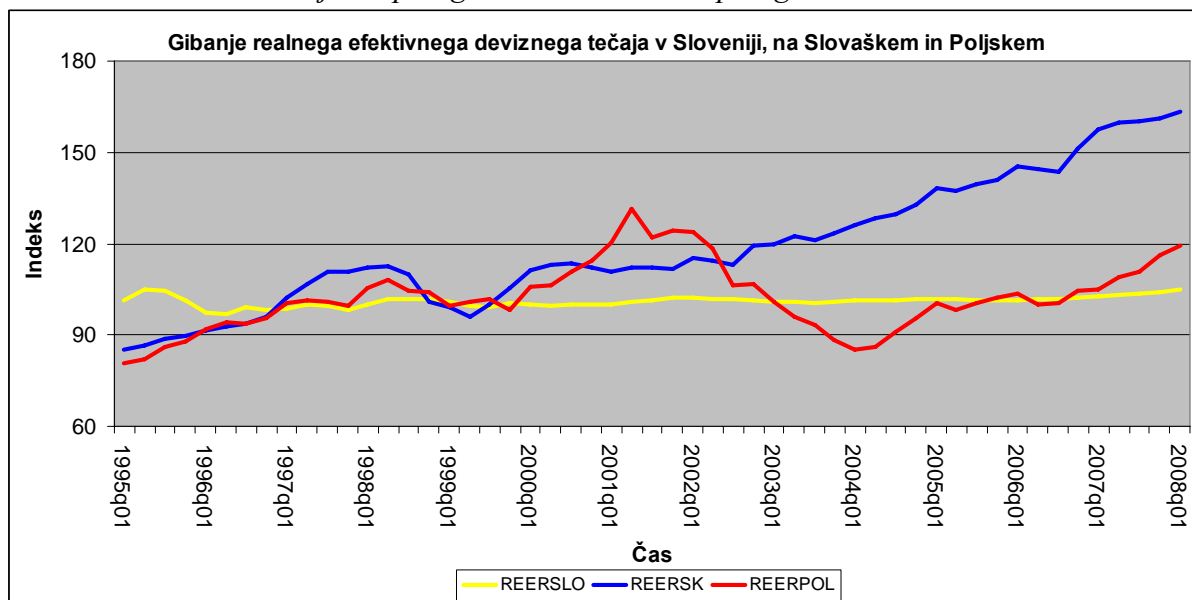


Vir: Podatkovna baza Bloomberg, 2008.

Iz slike 7 na naslednji strani, ki prikazuje gibanje realnega efektivnega deviznega tečaja v Sloveniji, na Slovaškem in Poljskem v obdobju od prvega kvartala leta 1995 do prvega kvartala letošnjega leta, deflacioniranega s stroški dela, je razvidno, da se REER v Sloveniji giblje enakomerno z rahlim trendom naraščanja. Na Slovaškem je zaznati naraščajoči trend medtem, ko na Poljskem ne moremo govoriti o nekem trendu, saj se REER giblje zelo neenakomerno. Slovenski REER je najvišjo depreciacijo v primerjavi z ponderirano košarico tujih valut njenih najboljših gospodarskih partnerjev doživel v drugem kvartalu leta 1995, kar pomeni, da se je takrat slovenski tolar razvrednotil in s tem se je izboljšala mednarodna konkurenčnost države. Najvišjo apreciacijo pa smo beležili v prvem kvartalu leta 1996, ko se je indeks znižal za 4,15 indeksne točke, in sicer iz 101,24 na 97,09. Slovaški REER je od tretjega kvartala 1999 naprej začel rasti in do danes ni vidnega padca, kar pomeni, da se je

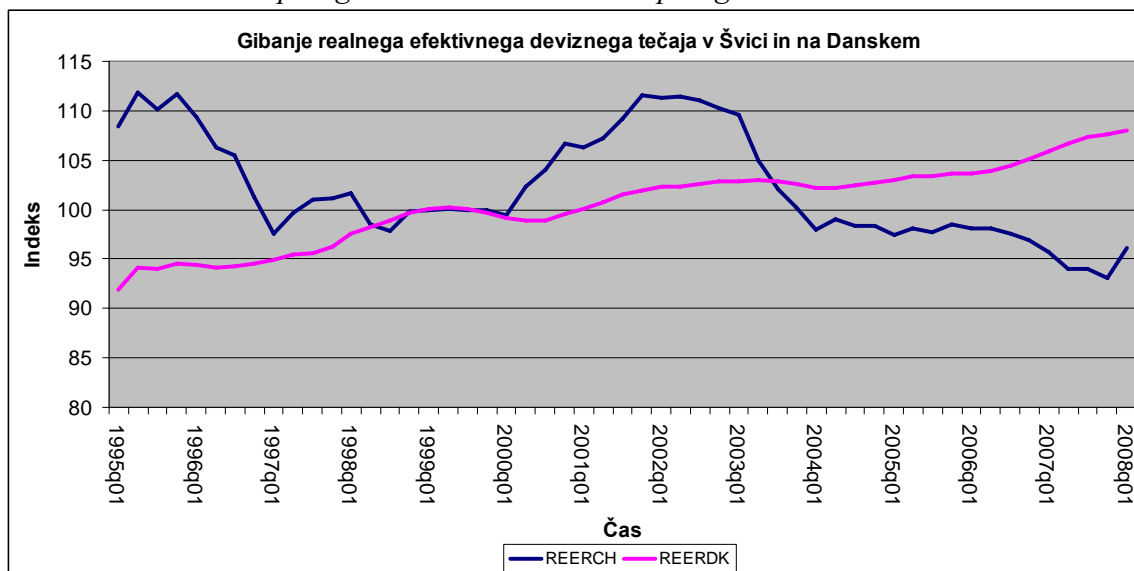
mednarodna konkurenčnost države od tega obdobja dalje le izboljševala. Na Poljskem pa je do drugega kvartala leta 2001 zaznati močno depreciacijo domače valute in s tem izboljšanje mednarodne konkurenčnosti, po tem obdobju pa je razvidna skokovita apreciacija, ki je trajala vse do prvega kvartala 2004, ko se je trend spet obrnil v drugo smer.

Slika 7: Gibanje realnega efektivnega deviznega tečaja v Sloveniji, na Slovaškem in Poljskem v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008



Vir: Podatkovna baza Eurostat, 2008.

Slika 8: Gibanje realnega efektivnega deviznega tečaja v Švici in na Danskem v obdobju od prvega kvartala leta 1995 do prvega kvartala 2008



Vir: Podatkovna baza Eurostat, 2008.

Danska je v obdobju od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala leta 2008 imela trend naraščanja REER, kar je lepo razvidno iz zgornje slike 8. Minimalni indeks 91,85 je Danska dosegla v prvem kvartalu leta 1995 nato pa je danska krona začela depreciirati, kar pomeni, da

se je mednarodna konkurenčnost države od tega obdobja naprej le izboljševala. Medtem ko je na Danskem zaznati naraščajoči trend, tega ne moremo trditi za Švico. Švica je v začetnem obdobju pa vse do leta 2000 beležila apreciacijo švicarskega franka oziroma precenjenost omenjene valute, po prvem kvartalu 2000 pa je REER načel naraščati in v četrtem kvartalu 2001 dosegel maksimalno vrednost pri indeksu 111,61. Po tem obdobju je indeks REER začel upadati tako, da se je švicarska mednarodna konkurenčnost spet poslabšala.

4.2 Ocenjevane modelov

Za ocenjevanje modela z metodo VAR s pomočjo katerega sem ocenjevala vpliv gibanja cene nafte na BDP, CPI inflacijo in REER je včasih pomemben tudi vrstni red vključevanja spremenljiv, vendar, ker med strokovnjaki ne obstaja splošno doseženo soglasje sem se v svojem modelu subjektivno odločila o lastni izbiri vključevanja spremenljivk v model. V mojem primeru si spremenljivke v vseh VAR modelih sledijo po naslednjem vrstnem redu: logaritem BDP, logaritem REER, diferenca logaritma CPI inflacije in diferenca logaritma cene nafte, ki v enačbo vstopa kot ekosogena spremenljivka.

Za oblikovanje pravega modela je ključnega pomena tudi določitev števila časovnih odlogov spremenljivk. Te odloge lahko določimo s pomočjo F-statistike ali pa s pomočjo informacijskih kriterijev. Pri iskanju primerne števila časovnih odlogov strokovnjaki večinoma uporabljajo enega izmed informacijskih kriterijev, in sicer Akaike, Schwarz ali Hannan-Quinn. Izberemo tisti model, ki ima najnižjo vrednost izbranega informacijskega kriterija. Pri izbiri števila časovnih odlogov sem se večinoma odločala na podlagi Schwarzovega informacijskega kriterija, saj je ta strožji od informacijskega kriterija Akaike, pri katerem se lahko pojavi problem precenjenosti modela (Enders, 1995, str. 88). Preveliko število odlogov lahko povzroči zmanjšanje stopinj prostosti oziroma privede do prisotnosti multikolinearnosti v modelu, medtem ko lahko premajhno število pripelje do napačne specifikacije modela.

Po določitvi primerne števila časovnih odlogov sem v izbranem modelu testirala še prisotnost avtokorelacije, heteroskedastičnosti in pogledala test normalnosti:

Avtokorelacija je definirana kot korelacija med členi serije (vrste) opazovanj urejenih po času (v časovnih vrstah) ali prostoru (pri presečnih podatkih) (Pfajfar, 2000, str. 51). Ker sem se v svojem diplomskem delu odločila za proučevanje vpliva naftnih šokov na posamezne makroekonomske indikatorje ter so to podatki časovne vrste imam opravka z avtokorelacijo med posameznimi členi časovnih vrst.

Ena od temeljnih predpostavk modela je, da ne obstaja odvisnost med vrednostmi slučajne spremenljivke u , oziroma, da v modelu ne sme biti prisotna avtokorelacija slučajne napake (vsebinsko to pomeni, da je kovarianca med vrednostmi spremenljivke u enaka nič):

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

Kadar je izpolnjen zgornji kriterij, takrat v modelu ni avtokorelacije.

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

Ko je kovarianca med vrednostmi slučajne napake od nič različna imamo v modelu prisotno avtokorelacijo.

V modelu se avtokorelacija pojavlja predvsem zaradi prikrite inercije (razvoj v času v odvisnosti od pojava v predhodni ali predhodnih časovnih enotah), napake pri specifikaciji modela, neupoštevanje odloženih spremenljivk ter uporaba transformacij pri preoblikovanju časovnih vrst.

Za testiranje avtokorelacije sem uporabila test Lagrangeovega multiplikatorja oziroma LM test, ki sta ga razvila Breusch in Godfrey (1978) in je postal standardno orodje v sodobni ekonometriji. Z omenjenim testom sem testirala ničelno domnevo, ki pravi, da v modelu ni prisotna avtokorelacija.

Heteroskedastičnost je ena izmed predpostavk, na kateri temelji metoda najmanjših kvadratov

Ta predpostavka pomeni, da so variance spremenljivke u pri posameznih vrednostih pojasnjevalnih spremenljivk neka pozitivna vrednost, enaka σ^2 . Se pravi, da je razpršenost vrednosti u enaka ne glede na to, kolikšna je vrednost pojasnjevalne spremenljivke. Če pa sledeče velja za spremenljivko u , velja tudi za odvisno spremenljivko y in varianci sta zato tudi vrednostno enaki. Predpostavka je sledeča:

$$\text{var}(u_i) = E(u_i - E(u_i))^2 = E(u_i)^2 = \sigma^2 \quad (\text{Pfajfar, 2000, str. 52}).$$

Kadar pa se vrednosti variance spreminjajo s spreminjanjem vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk, imamo opravka s heteroskedastičnostjo. Vrednosti spremenljivke u so tedaj različno razpršene pri različnih vrednostih spremenljivk, torej velja $\text{var}(u_i) = \delta_i^2$.

Posledice heteroskedastičnosti so lahko različne. Pozitivno je predvsem to, da ocene regresijskih koeficientov ostanejo nepristranske, vendar pa le-te niso več najboljše, najbolj učinkovite. Ocene regresijskih koeficientov tako niso več NENALICE, temveč le še NELICE, saj obstajajo cenilke, katerih varianca je lahko manjša od variance, ki jo izračunamo po metodi najmanjših kvadratov (Pfajfar, 2000, str. 52).

Za testiranje heteroskedastičnosti sem uporabila Whiteov test, ki ga je razširil Kelejian (1982). Testirala sem ničelno domnevo, ki pravi, da v modelu ni prisotna heteroskedastičnost. Omenjeno domnevo v modelu skušam potrditi.

Test normalnosti oziroma Jarque–Bera (v nadaljevanju JB) test, temelji na porazdelitvi OLS napak in se navadno uporablja za testiranje na večjih vzorcih (Gujarati, 2003, str.148-149). Z JB testom izračunamo sploščenost (angl. *kurtosis*) in asimetričnost (angl. *skewness*) porazdelitve slučajne napake oziroma ničelna hipoteza testa predpostavlja, da se slučajna spremenljivka u v oblikovanem modelu porazdeljuje normalno.

V mojem konkretnem primeru imam dokaj majhen vzorec (53 opazovanj) in striktno gledano JB test niti ne pride v poštev za to analizo. Kljub temu sem test normalnosti izvedle za vsak posamezen ocenjeni model.

Impulzni odzivi in maksimum efekt

Če želim oceniti parametre mojih modelov za proučevane države, je potrebno enačbe preurediti v naslednjo obliko:

$$X_t = A(L)X_{t-1} + e_t \quad (10)$$

Kjer je $A(L) = B^{-1} \Gamma(L)$ in $e_t = B^{-1} \varepsilon_t$. Ko enkrat ocenimo sistem enačb in poznamo vrednost e_t , je potrebno v matriki strukturnih parametrov B postaviti omejitve teh parametrov, tako da lahko iz enačbe $\varepsilon_t = B e_t$ rekonstruiramo vrednost vektorja slučajnih odklonov ε_t . Pri tem si pomagamo z zvezo med variančno-kovariančno matriko slučajnih ostankov modela (Σ_e) in variančno-kovariančno matriko slučajnih odklonov, ki ima naslednjo obliko: $\Sigma_e = B \Sigma_e B'$ (Cerar, 2006, str. 35). Z uporabo Cholesky dekompozicije, ki zahteva, da v model z m enačbami uvedemo $(m^2 - m)/2$ omejitev, lahko rekonstruiramo vsak ε_{jt} .

Zaradi najbolj eksogenega značaja sem izbrala šok na ceno nafte in posledično opazovale različne impulzne odzive in maksimum efekte na makroekonomske indikatorje proučevanih držav. Odzivi posameznih spremenljivk so prikazani za obdobje desetih kvartalov, ki sledijo začetnemu šoku. Velikost začetnega šoka je enaka dvema standardnima odklonoma. Neprekinjena krivulja v grafu označuje funkcijo impulznega odziva, črtkasti krivulji rdeče barve pa spodnjo in zgornjo mejo 95-odstotnega intervala zaupanja za točkovne ocene impulznih odzivov. Posamezen odziv vsake od spremenljivk je statistično značilno različen od nič, če obe meji intervala zaupanja skupaj s točkovno oceno ležita v celoti nad ali pod abscisno osjo pri vrednosti nič (Cerar, 2006, str. 35).

Za ocenjevanje vpliva naftnih šokov na posamezne makroekonomske indikatorje sem uporabila programski paket EViews.

4.2.1 Ocenjen VAR model za Slovenijo

V diplomski nalogi sem ocenjevala strukturni VAR, kjer sem preverjala odzivnost posameznih makroekonomski indikatorjev v Sloveniji na gibanje cene nafte.

Za ocenjevanje modela je ključnega pomena določitev ustreznega števila časovnih odlogov spremenljivk, zato sem s pomočjo informacijskega kriterija Schwarz najprej preverila potrebno število odlogov. To sem naredila tako, da sem najprej preverila model z dvema nato s štirimi in nazadnje z šestimi odlogi. Izbrala sem tisto število odlogov pri katerem je bila vrednost Schwarzovega informacijskega kriterija najnižja. Schwarzov informacijski kriterij je pokazal, da je pri vrednosti -14,561 optimalno število odlogov dva (glej Prilogo 1). Ocena funkcije za Slovenijo z dvema odlogoma je sledeča:

$$\begin{bmatrix} \log BDP_{slo} \\ \log REER_{slo} \\ d \log CPI_{slo} \\ d \log cenanafte_{slo} \end{bmatrix} = \beta + A_1 \begin{bmatrix} \log BDP_{slo}(-1) \\ \log REER_{slo}(-1) \\ d \log CPI_{slo}(-1) \\ d \log cenanafte_{slo}(-1) \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} \log BDP_{slo}(-2) \\ \log REER_{slo}(-2) \\ d \log CPI_{slo}(-2) \\ d \log cenanafte_{slo}(-2) \end{bmatrix} + u_t$$

Vsak vektor A_i ($i=1,2$) je sestavljena iz koeficientov $A_i = \begin{bmatrix} a_{11}^i & a_{12}^i & a_{13}^i & a_{14}^i \\ a_{21}^i & a_{22}^i & a_{23}^i & a_{24}^i \\ a_{31}^i & a_{32}^i & a_{33}^i & a_{34}^i \\ a_{41}^i & a_{42}^i & a_{43}^i & a_{44}^i \end{bmatrix}$, pri čemer i pomeni

število odlogov.

Za testiranje avtokorelacije sem uporabila LM test, ki je del programskega paketa EViews. Zgoraj omenjeni VAR model se vse do četrtega odloga ne sooča s problemom avtokorelacije, saj so regresijski koeficienti časovnih zamikov ostankov modela statistično neznačilni, kar pomeni, da ne morem zavrniti ničelne hipoteze. Problem avtokorelacije se od dvanajstih testiranih odlogih pojavi le pri četrtem, kjer je vrednost $p=0,012$ (glej tabelo 2). Ker so vsi ostali testirani odlogi razen četrtega statistično neznačilni sprejemem sklep, da v modelu ni prisotnosti avtokorelacije.

V omenjenem modelu sem nato preverjali še prisotnost heteroskedastičnosti. Vrednost verjetnosti p je tako v primeru »non-cross terms« ($p=0,759$), kot v primeru »include cross terms« ($p=0,321$) bila statistično neznačilna. Zaradi statistične neznačilnosti p v modelu nisem mogla zavreči ničelne domneve, kar pomeni da v modelu ni zaznati prisotnosti heteroskedastičnosti (glej tabelo 2).

Pogoj za pravilno specifikacijo modela je tudi normalna porazdelitev ostankov, ki jo preverjamo z testom normalnosti. Normalnost porazdelitve ostankov preverjamo s testom za asimetričnost in sploščenost. Izvedeni JB test normalnosti v primeru ocenjevanja vpliva cene nafte na glavne makroekonomske indikatorje ni pokazala težav niti s sploščenostjo, kakor tudi ne z asimetričnostjo porazdelitve slučajne spremenljivke u v modelu. Iz izračuna (glej tabelo 2) je razvidno, da v primeru tega modela ne moremo zavrniti ničelne hipoteze, saj je vrednost $p=0,594$ statistično neznačilna.

Tabela 2: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti

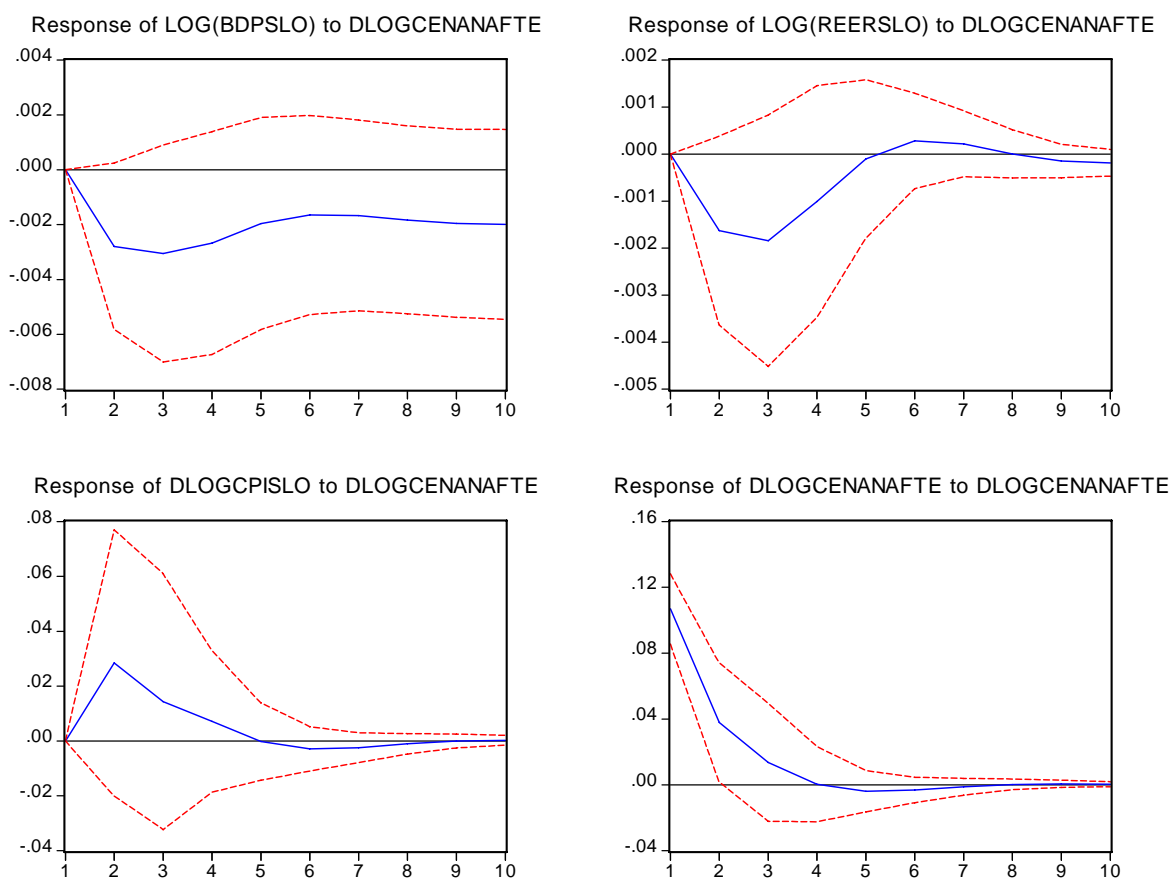
AVTOKORELACIJA		HETEROSKEDASTIČNOST		TEST NORMALNOSTI	
Odlog 1	$p=0,0941$	No Cross	Chi-sq=147,09	Simetričnost	$p=0,4365$
Odlog 2	$p=0,5725$	Terms	$p=0,7593$	Sploščenost	$p=0,6113$
Odlog 3	$p=0,5955$	Includes Cross	Chi-sq=443,03	Jarque-Bera	$p=0,5948$
Odlog 4	$p=0,0120$	Terms	$p=0,3218$		

Pri ocenjevanju modela me je zanimala predvsem impulzna odzivnost funkcije (angl. *Impulse response function*), ki predstavlja dinamične učinke spremenljivk, vključenih v model.

Na sliki 9 so prikazani ocenjeni odzivi vseh spremenljivk, vključenih v model, na šok, ki ga povzroči zvišanje cene nafte. Kot je razvidno iz slike lahko na prvem grafu opazimo, da pozitiven šok na ceno nafte (zvišanje cene nafte) povzroči znižanje slovenskega BDP. Odziv ima vseskozi padajoč trend. Maksimalen efekt je dosežen v tretjem kvartalu nato pa začne impulzna odzivna funkcija konvergirati proti izhodiščni vrednosti (vrednost nič pred šokom), vendar je na omenjeni sliki še ne doseže. V principu je potrebno daljše časovno obdobje, da vrednost BDP doseže prvotno vrednost. Naslednji graf nam prikazuje odzivnost REER Slovenije na šok, ki ga povzroči rast cene nafte. Skladno s teorijo je ob omenjenem šoku iz grafa razviden padec REER. Maksimalen efekt je dosežen v tretjem kvartalu nato pa funkcija impulznih odzivov začne konvergirati proti ničli in jo doseže v obdobju med petim in šestim kvartalom. Na tretjem grafu pa pozitiven šok povzroči rast impulzne odzivne funkcije. Maksimum efekt je tako dosežen v drugem kvartalu, kar je skladno s teorijo o veliki občutljivosti inflacije na zvišanje cene nafte, katera predstavlja pomemben delež pri izračunu le te. Po doseženem maksimalnem efektu začne impulzno odzivna funkcija padati in vrednost nič doseže v petem kvartalu. Odziv omenjene funkcije je statistično neznačilen.

Slika 9: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Slovenijo za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Opombe: Uporabljena dekompozicija Choleskega

Povečanje cen tekočih goriv vpliva na slovensko gospodarstvo prek substitucijskega in dohodkovnega učinka. Substitucijski učinke poveča povpraševanje po ostalih energetskih dobrinah in vpliva na rast gospodarske dejavnosti, zaposlenosti, plač, uvoza in cen. Dohodkovni učinek pa vpliva na manjši dohodek in krčenje gospodarske dejavnosti, zaposlenosti, plač in uvoza. Dvig tekočih cen goriv vpliva na inflacijo zaradi povečanih stroškov in zaradi spremenjene strukture porabe. Posledica je upad konkurenčnosti ter nižji izvoz.

4.2.2 Ocenjen VAR model za Slovaško

Pri ocenjevanju VAR modela za Slovaško sem tako kot v zgornjem primeru najprej ugotavljala primerno število odlogov. Pri preverjanju z informacijskim kriterijem Akaike sem ugotovilo, da je optimalno število odlogov štiri medtem, ko je Schwarzov kriterij pokazal da sta optimalna dva odloga. Ravnala sem se po Schwarzovem kriteriju, ki je bolj natančen in zato operirala s funkcijo z dvema odlogoma. Ocena funkcije za Slovaško z dvema odlogoma zglada takole:

$$\begin{bmatrix} \log BDP_{sk} \\ \log REER_{sk} \\ d \log CPI_{sk} \\ d \log cenanafte_{sk} \end{bmatrix} = \beta + B_1 \begin{bmatrix} \log BDP_{sk}(-1) \\ \log REER_{sk}(-1) \\ d \log CPI_{sk}(-1) \\ d \log cenanafte_{sk}(-1) \end{bmatrix} + B_2 \begin{bmatrix} \log BDP_{sk}(-2) \\ \log REER_{sk}(-2) \\ d \log CPI_{sk}(-2) \\ d \log cenanafte_{sk}(-2) \end{bmatrix} + u_t$$

Pri preverjanju avtokorelacije v zgornjem VAR modelu je p prvega reda znašal 0,3587, drugega 0,0744, tretjega 0,3838 in četrtega 0,1098 (glej tabelo 3 ali prilogo 6), kar pomeni, da so vse navedene točne stopnje značilnosti bile statistično neznačilne. Statistično neznačilni pa so bili tudi vsi ostali testirani p vse do zadnjega dvanajstega odloga. Ker je to model s četrletnimi podatki bi bil zadosten pregled le prvih štirih odlogov, zato lahko z veliko verjetnostjo trdim, da v modelu ni prisotnosti avtokorelacije.

Prav tako kot avtokorelacija v modelu ni zaznati prisotnosti heteroskedastičnosti, saj znaša χ^2 pri »No Cross Terms« 153,2425, vrednosti p je 0,6353 pri »Includes Cross Terms« pa $\chi^2=439,8779$ in $p=0,3606$ (glej tabelo 3). Ker so navedeni stopnje značilnosti statistično neznačilne ne moremo zavrniti ničelne domneve, ki pravi da v modelu ni prisotnosti heteroskedastičnosti.

V modelu VAR za Slovaško lahko na podlagi izračunov o testu normalnosti predstavljenih v Tabeli 3 opazimo, da s sploščenostjo porazdelitve u spremenljivke ni težav, saj je vrednost p enaka 0,0943 prav tako v modelu ni zaznati asimetričnosti ($p=0,2396$). Skupni test z izračunano JB spremenljivko oziroma natančna stopnja značilnosti znaša v tem modelu $p=0,0980$, kar pomeni, da ne moremo zavrniti ničelne domneve o normalni porazdelitvi slučajne spremenljivke u.

Tabela 3: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Slovaško

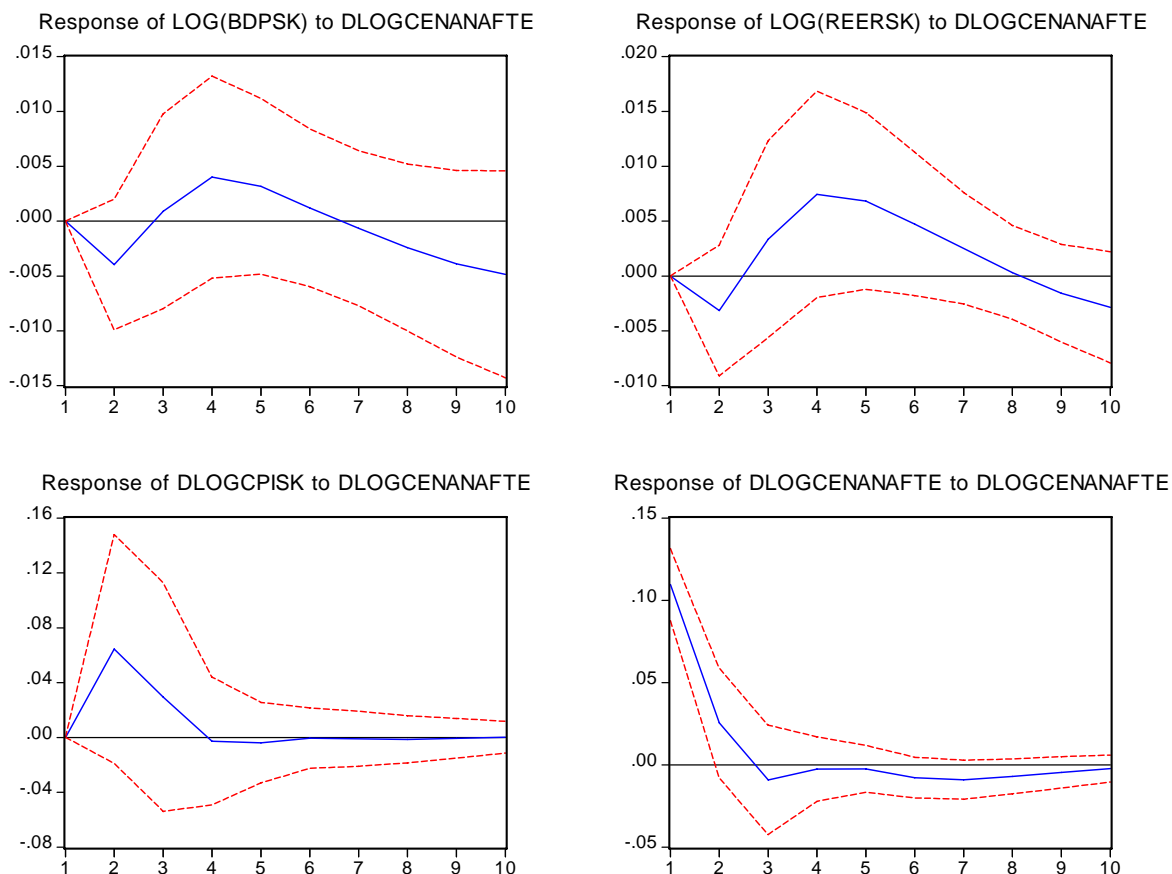
AVTOKORELACIJA		HETEROSKEDASTIČNOST		TEST NORMALNOSTI	
Odlog 1	p=0,3587	No Cross Terms	Chi-sq=153,24	Simetričnost	p=0,2396
Odlog 2	p=0,0774		p=0,6353	Sploščenost	p=0,0943
Odlog 3	p=0,3838	Includes Cross Terms	Chi-sq=439,87	Jarque-Bera	p=0,0980
Odlog 4	p=0,1098		p=0,3606		

Na sliki 10 so prikazani ocenjeni impulzni odzivi posameznih spremenljiv na šok, ki ga povzroči rast cene nafte. Na prvem grafu lahko vidimo znatno zmanjšanje slovaškega BDP, ki svoj maksimalen efekt doseže v drugem kvartalu nato pa začne funkcija hitro konvergirati proti ničli in jo doseže nekje okrog tretjega kvartala, med šestim in sedmim kvartalom pa začne funkcija impulznih odzivov spet padati. Podobno sliko nam kaže tudi naslednji graf, ki prikazuje odzivnost REER na šok, ki ga povzroči višja cena nafte. Prav tako kot BDP doseže REER svoj maksimalen efekt v drugem kvartalu. Pozitiven šok v cene nafte na tretjem grafu povzroči zvišanje impulzne funkcije odzivnosti. Inflacija na Slovaškem doseže Makimum

efekt v drugem četrtletju, po preteku štirih kvartalov pa se funkcija vrne v prvotno stanje. Vse odzivnostne funkcije so v tem primeru statistično značilno različne od nič.

Slika 10: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Slovaško za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Opombe: Uporabljena dekompozicija Choleskega

4.2.3 Ocenjen VAR model za Poljsko

Tako kot v predhodnih primerih sem tudi za VAR model za Poljsko najprej preverila optimalno število odlogov. Pri preverjanju z Schwarzovim informacijskim kriterijem, kateri je pri vrednosti -8,483 pokazal, da je optimalno število odlogov dve, sem se zaradi slabe specifikacije modela odločila, da bom v tem primeru preverila še z informacijskim kriterijem Akaike, kateri je za optimalno število odlogov pokazal štiri. Ker je v tem primeru model bil bistveno bolj specifičan sem se odločila, da pri analize VAR modela za Poljsko izjemoma upoštevam informacijski kriterij Akaike in uporabim spremenljivke, ki so odložene za štiri časovnih enot.

Ocena funkcije za Poljsko s štirimi odlogi je sledeča:

$$\begin{bmatrix} \log BDP_{pl} \\ \log REER_{pl} \\ d \log CPI_{pl} \\ d \log cenanafte_{pl} \end{bmatrix} = \beta + A_1 \begin{bmatrix} \log BDP_{pl}(-1) \\ \log REER_{pl}(-1) \\ d \log CPI_{pl}(-1) \\ d \log cenanafte_{pl}(-1) \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} \log BDP_{pl}(-2) \\ \log REER_{pl}(-2) \\ \log CPI_{pl}(-2) \\ d \log cenanafte_{pl}(-2) \end{bmatrix} + \\ + A_3 \begin{bmatrix} \log BDP_{pl}(-3) \\ \log REER_{pl}(-3) \\ d \log CPI_{pl}(-3) \\ d \log cenanafte_{pl}(-3) \end{bmatrix} + A_4 \begin{bmatrix} \log BDP_{pl}(-4) \\ \log REER_{pl}(-4) \\ d \log CPI_{pl}(-4) \\ d \log cenanafte_{pl}(-4) \end{bmatrix} + u_t$$

V modelu je p pri prvem odlogu znašal 0,750, pri drugem 0,721, pri tretjem 0,589 in pri četrtem 0,074 (glej tabelo 4). Ker so vsi omenjeni p-ji bili statistično neznačilni nisem mogla zavrniti ničelne hipoteze o neobstoju avtokorelacije. Prav tako pa avtokorelacije ni zaznati niti v nadaljnjih odlogih.

Pri preverjanju heteroskedastičnosti v primeru VAR modela za Poljsko je χ^2 (no cross terms) znaša 359,954, vrednost p pa je 0,061. Iz navedenega izhaja da v modelu ni prisotnosti heteroskedastičnosti.

V modelu lahko na podlagi izračunov predstavljenih v tabeli 4 opazimo, da z asimetričnostjo porazdelitve napake nimamo težav (vrednost p znaša 0,984), medtem ko pri sploščenosti ne moremo zavrniti ničelne domneve. Skupni test z izračunano JB spremenljivko oziroma natančno stopnjo značilnosti znaša v tem modelu p=0,0003, kar pomeni, da zavrnemo ničelno domnevo o normalni porazdelitvi slučajne spremenljivke u.

Tabela 4: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Poljsko

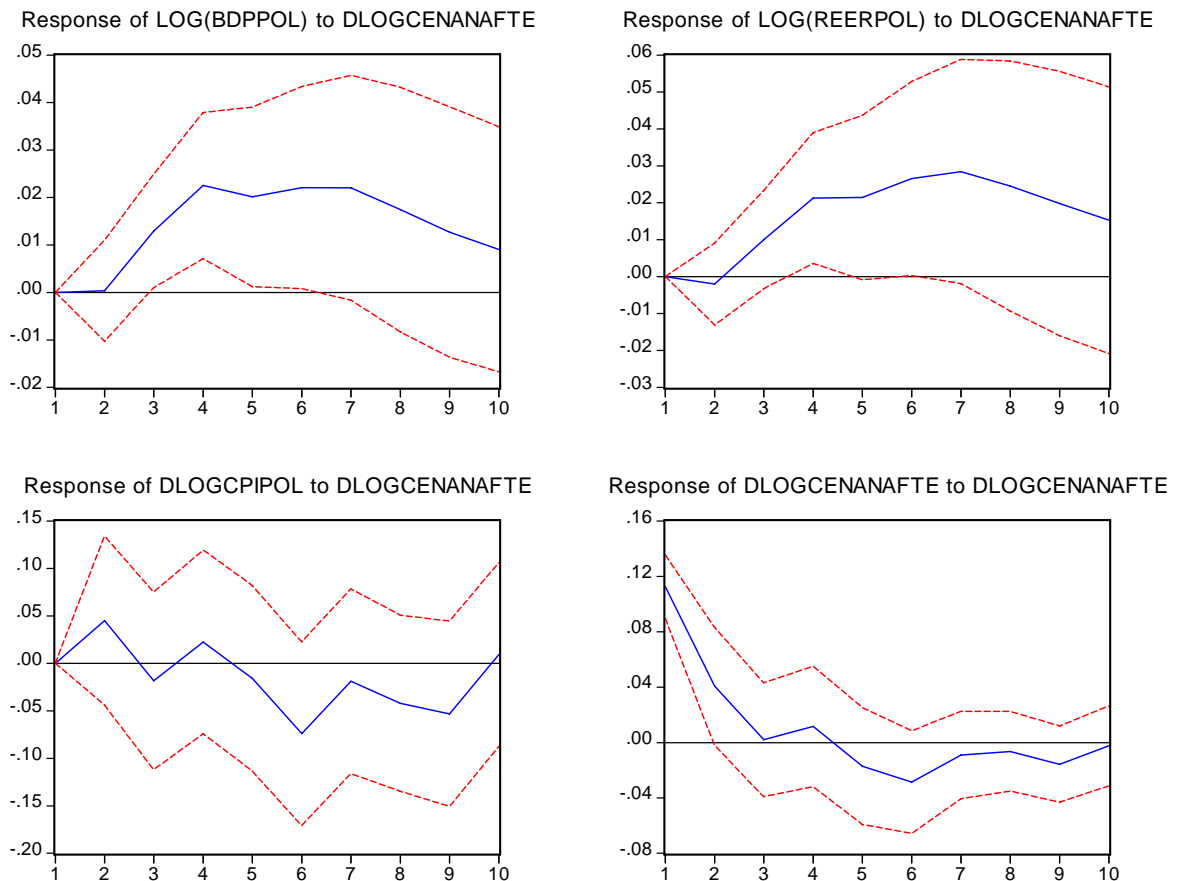
AVTOKORELACIJA		HETEROSKEDASTIČNOST		TEST NORMALNOSTI	
Odlog 1	p= 0,7500	No Cross Terms	Chi-sq= 359,954 p= 0,0613	Simetričnost	p= 0,9843
Odlog 2	p= 0,7215			Sploščenost	p= 0,0000
Odlog 3	p= 0,5894			Jarque-Bera	p= 0,0003
Odlog 4	p= 0,0747				

Na sliki 11 so prikazani impulzni odzivi BDP, REER in CPI inflacije na šok, ki ga povzroči zvišanje cene nafte. Prvi graf, ki nam prikazuje odzivnost BDP na naftni šok je neskladen s teorijo. V tem primeru impulzno odzivna funkcija naraste, doseže svoj maksimum v četrtem kvartalu in nato začne počasi konvergirati k ničli. Po teoriji pa bi se BDP v primeru naftnega šoka moral znižati. Na naslednjem grafu je prikazan impulzni odziv REER na šok v cene nafte. Odziv REER je nekoliko neskladen s teorijo, saj le ta najprej pade in nato začne strmo naraščati. Odziv je statistično značilno različen od nič do četrtega kvartala. Na tretjem grafu je

odziv inflacije statistično neznačilen. Impulzna funkcija inflacije se odzove z rahlim zvišanjem, maksimum efekt je dosežen v drugem kvartalu, nato lahko opazimo fluktuacijo omenjene funkcije.

Slika 11: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Poljsko za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Opombe: Uporabljena dekompozicija Choleskega

4.2.4 Ocenjen VAR model za Dansko

Tako kot v predhodnih primerih sem tudi pri VAR modelu za Dansko najprej preverila optimalno število odlogov. Schwarzov informacijski kriterij je pri vrednosti -15,976 pokazal, da je optimalno število odlogov dve. Ocenjeni VAR model za Dansko je naslednji:

$$\begin{bmatrix} \log BDP_{Dk} \\ d \log CPI_{Dk} \\ \log REER_{Dk} \\ d \log cenanafte_{Dk} \end{bmatrix} = \beta + A_1 \begin{bmatrix} \log BDP_{Dk}(-1) \\ d \log CPI_{Dk}(-1) \\ \log REER_{Dk}(-1) \\ d \log cenanafte_{Dk}(-1) \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} \log BDP_{Dk}(-2) \\ d \log CPI_{Dk}(-2) \\ \log REER_{Dk}(-2) \\ d \log cenanafte_{Dk}(-2) \end{bmatrix} + u_t$$

Pri preverjanju avtokorelacije je vrednost p pri prvem odlogu znašala 0,3919, pri drugem pa 0,357 s čimer lahko sprejmemo ničelno domnevo o neobstoju avtokorelacije. Problem se je pojavil pri preverjanju avtokorelacije tretjega reda, saj je p v tem primeru bil statistično značilen. Iz tega sledi, da je v modelu pri tretjem redu prisotna avtokorelacija. Nadaljnje preverjanje možnosti obstoja avtokorelacije je pokazalo, da vse do dvanajstega odloga v modelu ni zaznati avtokorelacije zato sem predpostavko o morebitnem obstoju le te izključila in sprejela sklep, da v modelu avtokorelacija ni prisotna.

Prav tako kot v zadnjih dveh primerih (primer Slovaške in Poljske) tudi v primeru VAR modela za Dansko ni zaznati heteroskedastičnosti. Vrednost χ^2 znaša 170,1528 točna stopnja značilnosti p pa 0,2766 (glej tabelo 5) in je s tem statistično neznačilna. Glede na rezultate vsekakor ne moremo zavrniti ničelne domneve, ki pravi, da v modelu ni prisotnosti heteroskedasričnosti.

Pri preverjanju asimetričnosti u spremenljivke je test pokazal, da je vrednosti $\chi^2=0,4363$ pri točni stopnji značilnosti p 0,992, kar pomeni, da v modelu ni zaznati asimetričnosti u spremenljivke. Prav tako kot z asimetričnostjo u spremenljivka v modelu ni zaznati problemov s sploščenostjo. Iz navedenega lahko sklepamo, da se u spremenljivka porazdeljuje normalno kar je razvidno iz JB tesat (glej tabelo 5).

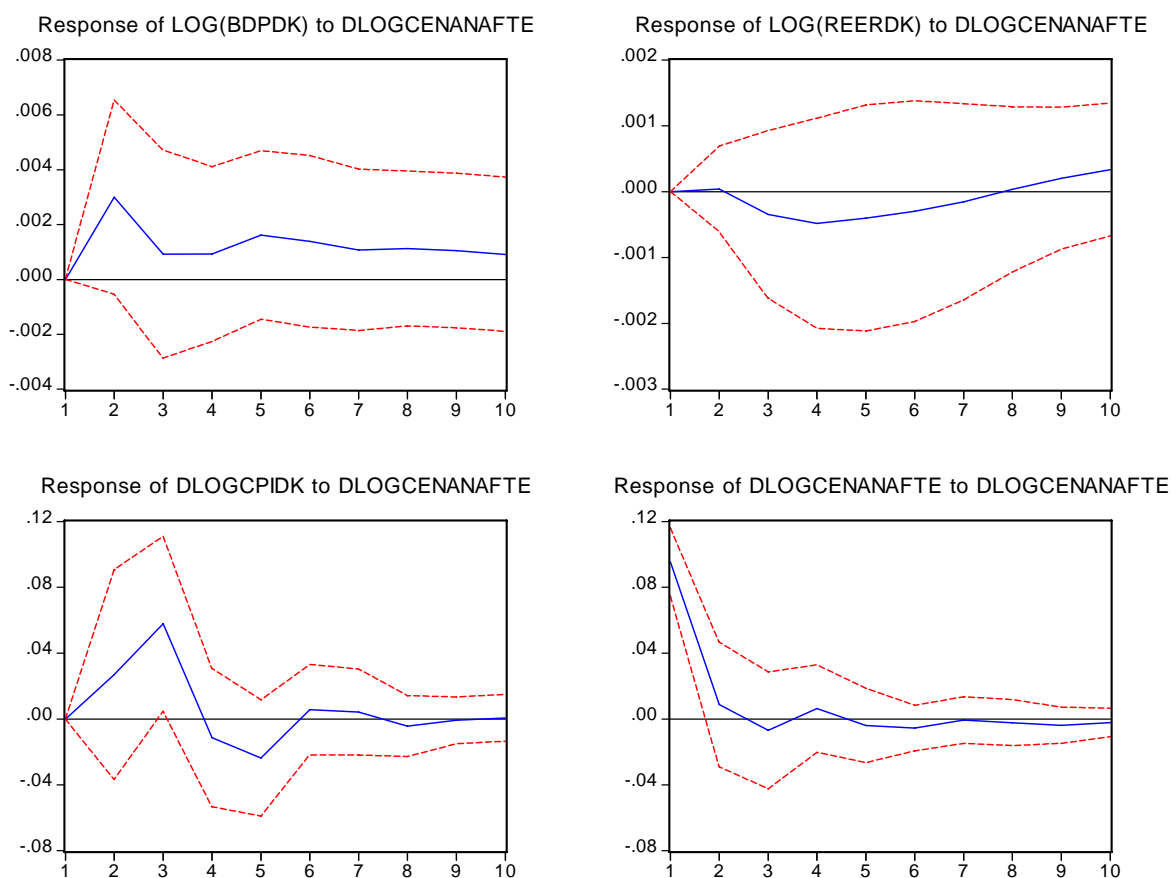
Tabela 5: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Dansko

AVTOKORELACIJA		HETEROSKEDASTIČNOST		TEST NORMALNOSTI	
Odlog 1	p= 0,3919	No Cross	Chi-sq=170,15	Simetričnost	p= 0,9920
Odlog 2	p= 0,3570	Terms	p= 0,2766	Sploščenost	p= 0,5134
Odlog 3	p= 0,0110	Includes Cross	Chi-sq=423,06	Jarque-Bera	p= 0,5134
Odlog 4	p= 0,2558	Terms	p= 0,3175		

Kot je razvidno iz slike 12 je prvi graf (tako kot pri Poljski) nekoliko neskladen s teorijo, ki pravi, da se ob zvišanju cene nafte BDP v določenem časovnem obdobju zniža. Omenjeni graf nakazuje na to, da impulzno odzivna funkcija ob pozitivnem šoku v ceno nafte naraste, doseže maksimalen efekt v drugem četrtletju in nato začne konvergirati k ničli. Najnižjo vrednost doseže med tretjim in četrtem kvartalom. Na naslednjem grafu lahko opazimo padec REER. Tu funkcija impulznih odzivov doseže maksimalen odziv na šok v četrtem kvartalu ter v osmem kvartalu doseže vrednost nič. CPI inflacija pa se na naftni šok, ki ga predstavlja zvišanje cene nafte odzove z naglim porastom funkcije impulznih odzivov, kar je razvidno iz tretjega grafa. Maksimalen efekt je dosežen v tretjem kvartalu, nato pa začne funkcija strmo padati in v četrtem kvartalu doseže izhodiščno vrednost. Vsi trije odzivi so statistično značilno različni od nič.

Slika 12: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Dansko za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Opombe: Uporabljen dekompozicija Choleskega

4.2.5 Ocenjen VAR model za Švico

Za VAR v primeru odziva BDP, CPI inflacije in REER na nihanje cene nafte v Švici, sem tako kot pri predhodnih modelih, najprej določila ustrezno število potrebnih časovnih odlogov. Schwarzov informacijski kriterij je pokazal, da je optimalno število odlogov v zgoraj omenjenem modelu dve, saj je pri preverjanju modela z štirimi odlogi omenjeni kriterij imel vrednost -9,360 pri šestih odlogih pa vrednost -8,191 (glej prilogo). Ker je pri dveh odlogih bila vrednost -10,484 in je to bistveno manj kot v primeru štirih ali šestih odlogov sem se odločila, da kot primeren model za ocenjevanje vpliva naftnih šokov na nekatere makroekonomske indikatorje vzamem dva odloga. VAR model z dvema odlogoma za Švico zglada takole:

$$\begin{bmatrix} \log BDP_{ch} \\ \log REER_{ch} \\ d \log CPI_{ch} \\ d \log cenanaft_{ch} \end{bmatrix} = \beta + A_1 \begin{bmatrix} \log BDP_{ch}(-1) \\ \log REER_{ch}(-1) \\ d \log CPI_{ch}(-1) \\ d \log cenanaft_{ch}(-1) \end{bmatrix} + A_2 \begin{bmatrix} \log BDP_{ch}(-2) \\ \log REER_{ch}(-2) \\ d \log CPI_{ch}(-2) \\ d \log cenanaft_{ch}(-2) \end{bmatrix} + u_t$$

Pri preverjanju avtokorelacije zgornjega VAR modela za Švico sem ugotovila, da se le ta vse do testiranega dvanajstega odloga ne sooča s problemom avtokorelacije, (glej tabelo 6) saj so vsi testirani odlogi statistično neznačilni. Zaradi statistične neznačilnosti vseh p ne morem zavrniti ničelne hipoteze, ki pravi, da v modelu ni prisotna avtokorelacija.

V primeru VAR modela za primer vpila naftnega šoka na izbrane makroekonomske indikatorje Švice χ^2 znaša 137,833 (glej tabelo 6), vrednost p pa je 0,896 («no cross terms»). Zaradi statistične neznačilnosti p ne morem zavrniti ničelne domneve, iz česar sledi, da v modelu ni heteroskedastičnosti. Za heteroskedastičnost »cross terms included« je bilo za izračun na voljo premalo stopinj prostosti.

Test normalnosti je pokazal, da pri preverjanju sploščenosti ($p=0,1024$) in asimetričnosti ($p=0,4761$) spremenljivke u, ne morem v nobenem primeru zavrniti ničelne domneve in sprejemam sklep, da se spremenljivka u porazdeljuje normalno. To trditev potrdimo z JB testom katerega točna stopnja značilnosti znaša 0,1889 (glej tabelo 6).

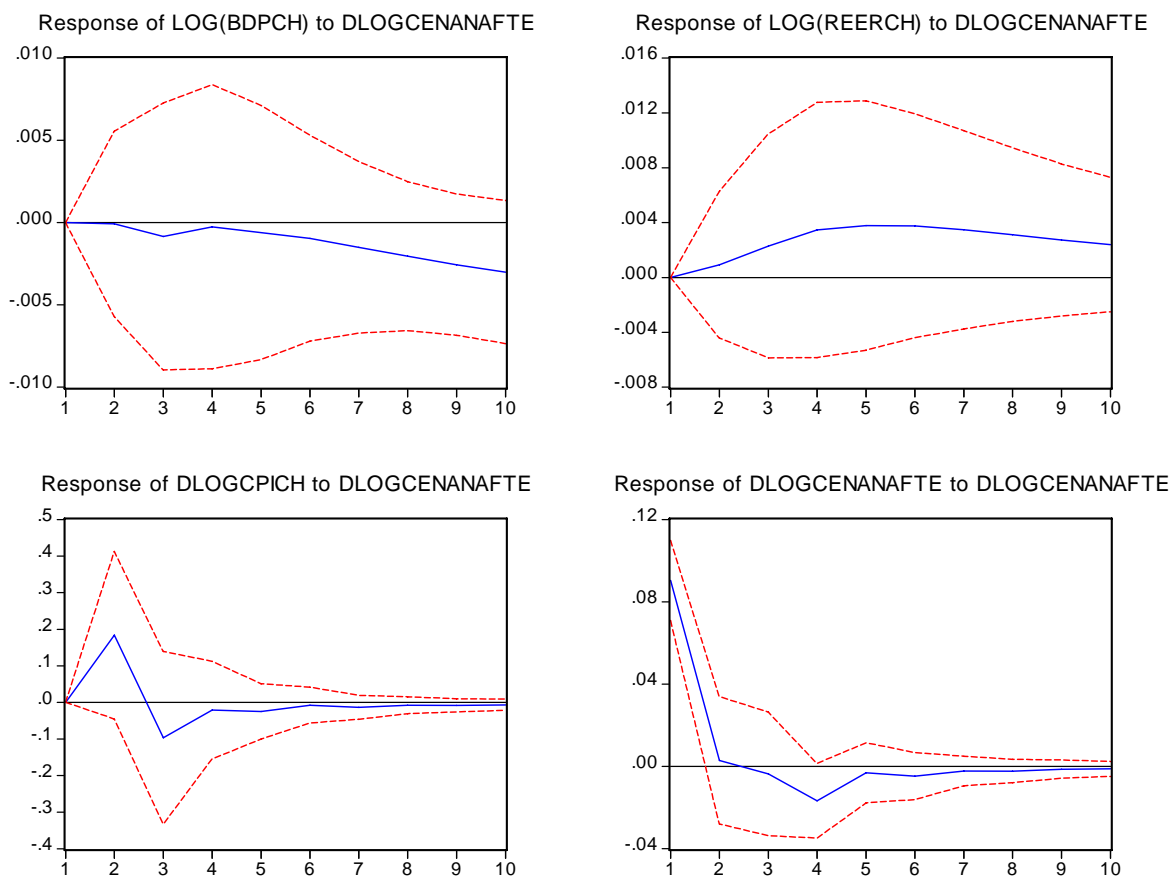
Tabela 6: Prikaz verjetnosti p za avtokorelacijo, heteroskedastičnost in test normalnosti v primeru VAR modela za Švico

AVTOKORELACIJA		HETEROSKEDASTIČNOST		TEST NORMALNOSTI	
Odlog 1	p= 0,5360	No Cross Terms	Chi-sq=137,83	Simetričnost	p= 0,4761
Odlog 2	p= 0,4406		p= 0,8968	Sploščenost	p= 0,1024
Odlog 3	p= 0,3211			Jarque-Bera	p= 0,1889
Odlog 4	p= 0,0501				

Na sliki 13 so prikazani impulzni odzivi makroekonomskih indikatorjev v Švici na šok, ki ga povzroči višja cena nafte. Prvi graf prikazuje odzivnost BDP na omenjeni šok. Iz grafa lahko opazim, da pozitiven šok cene nafte povzroči padec odzivnostne funkcije. Impulzna funkcija počasi pada vse do tretjega četrtletja, nato začne konvergirati k ničli ter v četrtem kvartalu začne spet padati. Naslednji graf, ki prikazuje odzivnost REER je nekoliko neskladen s teorijo, ki pravi, da REER v primeru zvišanja cen nafte začne padati. V mojem primeru le ta narašča, med petim in šestim kvartalom doseže maksimum in nato začne počasi drseti navzdol. Inflacija v Švici pa se na omenjeni šok, ki ga povzroči cena nafte odzove z dvigom. Maksimalen efekt je dosežen v drugem kvartalu, nato začne impulzna funkcija strmo padati. Po šestem kvartalu se inflacija umiri in pride spet v izhodiščno točko.

Slika 13: Funkcija impulznih odzivov VAR modela za Švico za obdobje od prvega kvartala 1995 do prvega kvartala 2008

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Opombe: Uporabljena dekompozicija Choleskega

4.2.6 Primerjava rezultatov med državami

Pri primerjavi dobljenih rezultatov med državami je med nekaterimi zaznati zelo velika odstopanje medtem, ko so rezultati raziskav med drugimi državami dokaj podobni.

Če najprej pogledam primerjavo odzivnosti impulzne funkcije BDP na šok, ki ga povzroči zvišanje cene zahodnoteksaške nafte lahko vidim, da imata Slovenija, Slovaška in Švica podoben odziv. Impulzna funkcija v vseh primerih začne padati. V primeru Slovenije impulzna funkcija doseže maksimalen efekt v tretjem kvartalu, Slovaške v drugem in Švice prav tako kot Slovenije v tretjem kvartalu. Največjo odzivnost na naftni šok pa je zaznati na Slovaškem, saj se tu BDP zniža najbolj. Iz tega lahko sklepam, da je Slovaško gospodarstvo od vseh petih proučevanih držav najbolj prizadeto ob zvišanju cene nafte na svetovnem trgu. Nekoliko neskladne rezultate s teorijo lahko pripišem Poljski in Danski saj se v teh primerih impulzna funkcija odzove v nasprotno smer. Tu lahko zaključim, da zvišanje cene črnega zlata ima pozitiven vpliv na omenjeni gospodarstvi. Dobljeni rezultati bi lahko nakazovali na to, da so nekatere države bolj odvisne od nafte in jih zato nihanje v ceni le te močno prizadene

medtem, ko so druge manj odvisne. Vsekakor pa ne smem zanemariti dejstva učinkovitosti izrabe energije oziroma nadomeščanje nafte z drugimi, cenejšimi, alternativnimi viri.

Iz dobljenih grafov, pri proučevanju odziva impulznih funkcij CPI inflacije, lahko razberem, da so pri vseh državah dobljeni rezultati skladni s teorijo, ki pravi, da se ob šoku v ceno nafte CPI inflacija v določenem časovnem obdobju nekoliko zviša. Maksimalen efekt je pri vseh državah razen Danske dosežen razmeroma hitro, in sicer v drugem kvartalu v primeru Danske pa je le ta dosežen v tretjem kvartalu. Pri vseh državah funkcija razmeroma hitro doseže vrednost inflacije, ki je ista kot tista pred šokom. V primeru Slovenije je ta dosežena po petem kvartalu, Slovaške in Danske po četrtem kvartalu ter Poljskem in Švice po tretjem kvartalu.

Pri proučevanju odziva impulzne funkcije REER na naftni šok je pri vseh državah, razen Švice, opazen padec funkcije. V primeru Slovenije je maksimalen efekt dosežen v tretjem kvartalu, Slovaške in Poljske v drugem kvartalu, Danske pa šele v četrtem kvartalu. Rezultati raziskava so pokazali, da v primeru naftnega šoka na REER je najbolj prizadeta Slovaška, ki ob omenjenem šoku zabeleži največje znižanje kvartalnega REER. Iz tega sledi, da bo domača valuta v primerjavi z košarico tujih valut aprecirala, s tem se bodo domači proizvodi in storitve za tujce podražili, kar bo znižalo povpraševanje po teh dobrinah s strani tujcev ter tako znižalo mednarodno konkurenčnost države. Nekoliko drugače je v Švici, saj impulzna funkcija v tem primeru naraste, kar je nekoliko neskladno s teorijo, ki pravi, da bi se ob naftnem šoku konkurenčnost države znižala.

SKLEP

Ob pregledu obstoječe literature o naftnih šokih sem ugotovila, da le ti imajo pomemben vpliv na stagflacijo gospodarstva, saj z rastjo cen nafte in njenih derivatov povzročijo nemalokrat višje stroške produkcije, ki se izražajo v višjih cenah produktov in nižji produktivnosti, kar vodi v zvišanje inflacije in zmanjšanje gospodarske aktivnosti, na drugi strani pa posledično privede do slabše konkurenčnosti posamezne države.

V svojem diplomskem delu sem vpliv naftnih šokov na posamezne makroekonomske indikatorje proučevala na primerih malih odprtih gospodarstev (Slovenija, Slovaška, Poljska, Švica in Danska), za katere je cene nafte eksogeno dana spremenljivka, kar pomeni, da na njeno gibanje posamezna država nima vpliva. Povezave med posameznimi makroekonomskimi indikatorji (CPI inflacijo, BDP in realni efektivni devizni tečaj) sem proučevala s pomočjo VAR modela, v katerega sem vključila odložene endogene spremenljivke.

S pomočjo VAR modela, ki sem ga ocenila za posamezno državo posebej sem ugotovila, da so rezultati razen v nekaterih primeru skladni s teorijo. Glede na rezultate lahko sklepam, da je v primeru zvišanja cen nafte od vseh proučevanih držav najbolj prizadeta Slovaška, saj se

njen BDP v tem primeru zniža za največ prav tako, pa se tudi najbolj zniža REER, ki obenem pomeni največjo poslabšanje konkurenčnosti države.

V primeru Slovenije bi lahko rekla, da so njeni rezultati glede vpliva naftnih šokov na posamezne makroekonomske indikatorje primerljivi s tistimi vplivi iz malih odprtih gospodarstev, ki so bolj razvita (Danska in Švica). Slovenski kvartalni BDP se ob predpostavki »*ceteris paribus*« na naftni šok odzove v tretjem kvartalu, ko le ta doseže najnižjo raven, CPI inflacija maksimalno zvišanje doseže v drugem kvartalu po šoku medtem ko REER prav tako kor BDP doseže najnižjo vrednost po tretjem kvartalu od nastalega šoka. Da so rezultati za Slovenijo nekoliko drugačni nakazuje dejstvo, da Slovenija v celoti uvaža nafto in njene derivate, zato je naše gospodarstvo ob visokih nihanjih nafte toliko bolj ranljivo.

Vsi dobljeni rezultati nakazujejo na to, da so eksogeni naftni šoki v veliki meri krivci za nastanek stagflacije, ki jo spremlja padec gospodarske aktivnosti in visoka rast cen. Kljub vsemu lahko rečem, da je v sodobnem svetu vpliv naftnih šokov precej drugačen kot tisti v sedemdesetih letih dvajsetega stoletja. V razmerah visoke prilagodljivosti je elastičnost povpraševanja bistveno večja kot nekoč.

LITERATURA IN VIRI

1. Barsky, R. & Kilian, L. (2004). Oil and the macroeconomy since the 1970s. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), 115-134.
2. Cerar, M. (2006): *Povezava med ključnimi instrumenti denarne politike Banke Slovenije in obrestnimi merami na denarnem trgu ter obrestnimi merami poslovnih bank* (diplomsko delo). Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
3. Cologni A. & Manera M. (2006). The Asymmetric Effects of Oil Shocks on Output Growth: A Markov-Switching Analysis for the G-7 Countries. *International Energy Markets*. Najdeno 18. septembra 2008 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=885506.
4. *CPI inflation*. Bloomberg. Najdeno 20. maja 2008 na spletnem naslovu <http://bloomberg.com>.
5. Darby, M.R. (1982). The Price of Oil and World Inflation and Recession. *American Economic Review*, 72, 738-751.
6. Dekanić, I. (1988). *Nafta u energetskej politici Sjedinih američkih država*. Zagreb: Savez kemičara i tehnologa Hrvatske.
7. Enders W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: John Wiley & Sons.
8. *GDP and main components*. Eurostat. Najdeno 20. maja 2008 na spletnem naslovu http://nui.epp.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=namq_gdp_c&lang=en.
9. Goff, R. (1994). *The Twentieth Century. A Brief Global History*. London: McGraw Hill.
10. Gujarati, D.N. (2004). *Basic Econometrics*. (4th Edition) Boston: McGraw-Hill.
11. Hooker, M.A. (1996). What Happened to the Oil-Macroeconomy Relationship? *Journal of Monetary Economics*, 38, 195-213.
12. Kilfoil, N.M. (2006). The Effects of Oil Prices Shocks on U.S. Inflation. *Honors Baccalaureate of Science in Economics (Honors Associate)*.
13. Kilian, L. (2006). Exogenous Oil Supply Shocks: How Big Are They and How Much Do They Matter for the U.S. Economy? *Journal of Economic Perspectives*. Najdeno 18. septembra 2008 na spletnem naslovu http://www-personal.umich.edu/~lkilian/oil1jan01_06.pdf.
14. Kilian, L. (2007). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *Journal of Economic Perspectives*. Najdeno 18. septembra 2008 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/chapters/c0518.pdf>.

15. Kilian, L. (2008). A comparison of the effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation in the G7 countries. *Journal of the European Economic Association*, 6(1), 78-121.
16. Kronika 20. stoletja. 1980-1989 (2000). Ljubljana: Mladinska knjiga.
17. Matjažič, N. (2006). *Zgodovinski pregled globalnih makroekonomskih posledic naftnih šokov* (diplomsko delo). Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
18. Mrak, M. (2002). *Mednarodne finance*. Ljubljana: GV založba.
19. *Oil price*. Economic Research, Federal Reserve Bank of St. Luis. Najdeno 20. maja 2008 na spletnem naslovu <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/OILPRICE?cid=98>.
20. Pfajfar, L. (2000) *Ekonometrija na prosojnicah*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
21. Rogoff, K. (2005). Oil and the Global Economy. *International Energy Forum*. Najdeno 18. septembra 2008 na spletnem naslovu http://www.nes.ru/public-presentations/Papers/Oil%20and%20the%20Global%20Economy_Rogoff_v2.pdf.
22. Rotemberg, J.J. (2007). Comment on Blanchard-Gail: The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970's. Najdeno 18. septembra 2008 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/chapters/c0518.pdf>.
23. Roubini, N. (2004). The effects of the recent oil price shock on the U.S. and global economy. *Research Associate*. Najdeno 18. septembra 2008 na spletnem naslovu <http://pages.stern.nyu.edu/~nroubini/papers/OilShockRoubiniSetser.pdf>.
24. Samuelson, P.A. & Nordhaus, W.D. (1998). *Economics*. Boston: McGraw-Hill.
25. Sill, K. (2007). The Macroeconomics of Oil Shocks. *Business Review*, 07(Q1), 21-31. Najdeno 18. septembra 2008 na spletnem naslovu http://www.philadelphiafed.org/research-and-data/publications/business-review/2007/q1/br_q1-2007-3_oil-shocks.pdf.

PRILOGE

Kazalo prilog

Priloga 1: Rezultati VAR modela za Slovenijo.....	0
Priloga 2: Rezultati VAR modela za Slovaško	2
Priloga 3: Rezultati VAR modela za Poljsko	3
Priloga 4: Rezultati VAR modela za Dansko.....	4
Priloga 5: Rezultati VAR modela za Švico.....	6
Priloga 6: Test avtokorelacije za Slovenijo.....	7
Priloga 7: Test avtokorelacije za Slovaško.....	7
Priloga 8: Test avtokorelacije za Poljsko	8
Priloga 9: Test avtokorelacije za Dansko	8
Priloga 10: Test avtokorelacije za Švico	8
Priloga 11: Test heteroskedastičnosti za Slovenijo	9
Priloga 12: Test heteroskedastičnosti za Slovaško.....	9
Priloga 13: Test heteroskedastičnosti za Poljsko	9
Priloga 14: Test heteroskedastičnosti za Dansko	9
Priloga 15: Test heteroskedastičnosti za Švico	9
Priloga 16: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Slovenijo	9
Priloga 17: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Slovaško.....	10
Priloga 18: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Poljsko.....	10
Priloga 19: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Dansko	11
Priloga 20: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Švico	11

Priloga 1: Rezultati VAR modela za Slovenijo

	LOG(BDPSLO)	LOG(REERSLO)	DLOGCPIS LO	DLOGCENAN AFTE
LOG(BDPSLO(-1))	0.621499 (0.19414) [3.20123]	-0.138274 (0.12907) [-1.07127]	1.874242 (3.13741) [0.59738]	4.070265 (2.30693) [1.76436]
LOG(BDPSLO(-2))	0.401210 (0.19376) [2.07066]	0.169207 (0.12882) [1.31353]	-1.698133 (3.13120) [-0.54233]	-4.072993 (2.30237) [-1.76905]
LOG(REERSLO(-1))	0.175130 (0.25397) [0.68956]	0.871397 (0.16885) [5.16072]	-4.229051 (4.10428) [-1.03040]	-2.738826 (3.01787) [-0.90754]
LOG(REERSLO(-2))	-0.544463 (0.22557) [-2.41375]	-0.457923 (0.14997) [-3.05352]	3.134483 (3.64522) [0.85989]	3.650537 (2.68032) [1.36198]
DLOGCPISLO(-1)	0.025418 (0.01005) [2.53038]	0.013638 (0.00668) [2.04211]	0.155521 (0.16233) [0.95803]	-0.013236 (0.11936) [-0.11089]
DLOGCPISLO(-2)	0.001706 (0.01100) [0.15508]	0.004636 (0.00731) [0.63392]	0.009283 (0.17778) [0.05222]	-0.175503 (0.13072) [-1.34259]
DLOGCENANAFTE(-1)	-0.026131 (0.01393) [-1.87540]	-0.015250 (0.00926) [-1.64616]	0.265914 (0.22517) [1.18093]	0.355372 (0.16557) [2.14636]
DLOGCENANAFTE(-2)	-0.007150 (0.01356) [-0.52748]	-0.005785 (0.00901) [-0.64196]	-0.017416 (0.21906) [-0.07950]	0.069536 (0.16107) [0.43171]
C	1.532084 (0.56748) [2.69982]	2.442728 (0.37728) [6.47456]	3.485175 (9.17057) [0.38004]	-4.235641 (6.74310) [-0.62814]
R-squared	0.998495	0.853791	0.164110	0.202649
Adj. R-squared	0.998201	0.825263	0.001010	0.047069
Sum sq. resids	0.003996	0.001766	1.043669	0.564274
S.E. equation	0.009873	0.006564	0.159547	0.117315
F-statistic	3399.314	29.92765	1.006192	1.302536
Log likelihood	164.9128	185.3233	25.78509	41.15905
Akaike AIC	-6.236512	-7.052934	-0.671404	-1.286362
Schwarz SC	-5.892348	-6.708770	-0.327240	-0.942198
Mean dependent	8.663809	4.614332	-0.011279	0.031352
S.D. dependent	0.232762	0.015702	0.159628	0.120177

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

Determinant resid covariance (dof adj.)	7.38E-13		
Determinant resid covariance	3.33E-13		
Log likelihood	434.4440		
Akaike information criterion	-15.93776		
Schwarz criterion	-14.56110		

Priloga 2: Rezultati VAR modela za Slovaško

	LOG(BDPSK)	LOG(REERSK)	DLOGCPISK	DLOGCENAN AFTE
LOG(BDPSK(-1))	0.794708 (0.41139) [1.93178]	-0.758424 (0.41131) [-1.84390]	1.455125 (5.73566) [0.25370]	-1.758630 (2.29254) [-0.76711]
LOG(BDPSK(-2))	0.375501 (0.42936) [0.87455]	0.937329 (0.42929) [2.18345]	-1.603397 (5.98631) [-0.26784]	2.436376 (2.39273) [1.01824]
LOG(REERSK(-1))	0.319209 (0.37001) [0.86270]	1.836928 (0.36995) [4.96537]	-2.473534 (5.15882) [-0.47948]	1.290017 (2.06198) [0.62562]
LOG(REERSK(-2))	-0.659419 (0.38919) [-1.69435]	-1.217215 (0.38912) [-3.12812]	2.777447 (5.42617) [0.51186]	-2.780415 (2.16884) [-1.28198]
DLOGCPISK(-1)	0.019256 (0.01114) [1.72777]	0.013116 (0.01114) [1.17710]	0.218909 (0.15539) [1.40881]	-0.096589 (0.06211) [-1.55518]
DLOGCPISK(-2)	-0.005681 (0.01187) [-0.47875]	-0.003274 (0.01186) [-0.27599]	0.094639 (0.16544) [0.57204]	0.051333 (0.06613) [0.77629]
DLOGCENANAFTE(-1)	-0.036054 (0.02700) [-1.33544]	-0.028648 (0.02699) [-1.06132]	0.588458 (0.37641) [1.56335]	0.233277 (0.15045) [1.55052]
DLOGCENANAFTE(-2)	0.043120 (0.02712) [1.58981]	0.054932 (0.02712) [2.02566]	-0.016118 (0.37816) [-0.04262]	-0.107097 (0.15115) [-0.70855]
C	0.155219 (0.13418) [1.15677]	0.262080 (0.13416) [1.95349]	-0.180839 (1.87082) [-0.09666]	1.204255 (0.74777) [1.61047]
R-squared	0.997711	0.987160	0.134852	0.265263
Adj. R-squared	0.997264	0.984654	-0.033958	0.121900
Sum sq. resids	0.016743	0.016737	3.254648	0.519963

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

S.E. equation	0.020208	0.020205	0.281748	0.112614
F-statistic	2233.918	394.0134	0.798841	1.850288
Log likelihood	129.0978	129.1066	-2.648454	43.20361
Akaike AIC	-4.803913	-4.804264	0.465938	-1.368144
Schwarz SC	-4.459749	-4.460100	0.810102	-1.023980
Mean dependent	8.822732	4.780272	-0.017922	0.031352
S.D. dependent	0.386371	0.163102	0.277082	0.120177
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.67E-11		
Determinant resid covariance		7.57E-12		
Log likelihood		356.3973		
Akaike information criterion		-12.81589		
Schwarz criterion		-11.43924		

Priloga 3: Rezultati VAR modela za Poljsko

	LOG(BDPPOL)	LOG(REERP OL)	DLOGCPIPOL	DLOGCENAN AFTE
LOG(BDPPOL(-1))	-0.008190 (0.51088) [-0.01603]	-1.029701 (0.53088) [-1.93961]	-2.675156 (4.25271) [-0.62905]	0.784345 (2.00265) [0.39165]
LOG(BDPPOL(-2))	-0.288777 (0.50321) [-0.57387]	-0.333417 (0.52290) [-0.63763]	1.209844 (4.18881) [0.28883]	-1.781519 (1.97256) [-0.90315]
LOG(BDPPOL(-3))	0.743360 (0.44077) [1.68649]	0.785295 (0.45802) [1.71453]	0.549631 (3.66909) [0.14980]	2.012435 (1.72781) [1.16473]
LOG(BDPPOL(-4))	0.572448 (0.40631) [1.40889]	0.590827 (0.42221) [1.39936]	1.156446 (3.38221) [0.34192]	-1.013236 (1.59272) [-0.63617]
LOG(REERPOL(-1))	0.559349 (0.49185) [1.13723]	1.594767 (0.51110) [3.12025]	0.965541 (4.09427) [0.23583]	-0.796438 (1.92804) [-0.41308]
LOG(REERPOL(-2))	0.550340 (0.54665) [1.00676]	0.620580 (0.56804) [1.09249]	0.166130 (4.55040) [0.03651]	1.335281 (2.14283) [0.62314]
LOG(REERPOL(-3))	-0.687304 (0.48923) [-1.40487]	-0.685146 (0.50838) [-1.34771]	-0.780185 (4.07244) [-0.19158]	-1.690390 (1.91776) [-0.88144]
LOG(REERPOL(-4))	-0.551266 (0.38892) [-1.41743]	-0.641117 (0.40414) [-1.58637]	-1.418645 (3.23744) [-0.43820]	1.064869 (1.52455) [0.69848]

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

DLOGCPIPOL(-1)	0.026776	0.026291	0.460067	0.028412
	(0.01804)	(0.01875)	(0.15016)	(0.07071)
	[1.48428]	[1.40254]	[3.06375]	[0.40178]
DLOGCPIPOL(-2)	0.024521	0.030097	-0.057043	-0.085106
	(0.02074)	(0.02155)	(0.17266)	(0.08131)
	[1.18220]	[1.39637]	[-0.33037]	[-1.04671]
DLOGCPIPOL(-3)	0.029234	0.031258	0.375706	0.116917
	(0.02024)	(0.02103)	(0.16847)	(0.07933)
	[1.44448]	[1.48631]	[2.23010]	[1.47372]
DLOGCPIPOL(-4)	0.010030	0.019627	-0.618148	0.024304
	(0.02200)	(0.02286)	(0.18312)	(0.08623)
	[0.45592]	[0.85857]	[-3.37559]	[0.28183]
DLOGCENANAFTE(-1)	0.002937	-0.017998	0.400569	0.361753
	(0.04734)	(0.04919)	(0.39403)	(0.18555)
	[0.06204]	[-0.36591]	[1.01659]	[1.94959]
DLOGCENANAFTE(-2)	0.113190	0.116630	-0.466436	-0.141144
	(0.04490)	(0.04666)	(0.37378)	(0.17602)
	[2.52078]	[2.49956]	[-1.24789]	[-0.80188]
DLOGCENANAFTE(-3)	0.115465	0.127900	0.681366	0.196106
	(0.04753)	(0.04939)	(0.39564)	(0.18631)
	[2.42937]	[2.58964]	[1.72219]	[1.05257]
DLOGCENANAFTE(-4)	-0.012710	0.003898	-0.488631	-0.280601
	(0.04883)	(0.05074)	(0.40647)	(0.19141)
	[-0.26029]	[0.07682]	[-1.20214]	[-1.46597]
C	0.466125	0.430783	2.410256	0.396231
	(0.30235)	(0.31418)	(2.51683)	(1.18520)
	[1.54167]	[1.37112]	[0.95766]	[0.33432]
R-squared	0.991408	0.925740	0.563105	0.352179
Adj. R-squared	0.986974	0.887412	0.337610	0.017820
Sum sq. resids	0.029573	0.031933	2.049169	0.454419
S.E. equation	0.030886	0.032095	0.257104	0.121073
F-statistic	223.5671	24.15318	2.497200	1.053295
Log likelihood	109.3014	107.4585	7.581355	43.72945
Akaike AIC	-3.845893	-3.769106	0.392444	-1.113727
Schwarz SC	-3.183176	-3.106389	1.055161	-0.451010
Mean dependent	10.80746	4.642124	-0.033154	0.030137
S.D. dependent	0.270616	0.095652	0.315901	0.122166
Determinant resid covariance (dof adj.)		7.04E-11		

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

Determinant resid covariance	1.23E-11		
Log likelihood	330.5667		
Akaike information criterion	-10.94028		
Schwarz criterion	-8.289413		

Priloga 4: Rezultati VAR modela za Dansko

	LOG(BDPDK)	LOG(REERDK)	DLOGCPIDK	DLOGCENAN AFTE
LOG(BDPDK(-1))	0.542642 (0.13965) [3.88572]	-0.041662 (0.03106) [-1.34135]	0.874955 (2.34813) [0.37262]	-0.313753 (1.49219) [-0.21026]
LOG(BDPDK(-2))	0.445355 (0.13987) [3.18401]	0.070322 (0.03111) [2.26050]	-1.220782 (2.35187) [-0.51907]	-0.211016 (1.49456) [-0.14119]
LOG(REERDK(-1))	-0.256410 (0.52445) [-0.48891]	1.593542 (0.11664) [13.6617]	11.79936 (8.81832) [1.33805]	-10.41945 (5.60384) [-1.85934]
LOG(REERDK(-2))	0.307917 (0.52173) [0.59019]	-0.713308 (0.11604) [-6.14721]	-10.37565 (8.77253) [-1.18274]	12.77028 (5.57474) [2.29074]
DLOGCPIDK(-1)	-0.015108 (0.00946) [-1.59765]	-0.001274 (0.00210) [-0.60569]	0.036671 (0.15901) [0.23063]	0.112518 (0.10104) [1.11355]
DLOGCPIDK(-2)	0.004830 (0.01126) [0.42894]	0.000998 (0.00250) [0.39866]	-0.327327 (0.18934) [-1.72874]	-0.069998 (0.12032) [-0.58174]
DLOGCENANAFTE(-1)	0.031487 (0.01687) [1.86594]	0.000433 (0.00375) [0.11530]	0.283031 (0.28373) [0.99753]	0.092250 (0.18030) [0.51163]
DLOGCENANAFTE(-2)	-0.005918 (0.01566) [-0.37792]	-0.002680 (0.00348) [-0.76961]	0.537092 (0.26329) [2.03996]	-0.098616 (0.16731) [-0.58942]
C	-0.094098 (0.31290) [-0.30073]	0.246944 (0.06959) [3.54848]	-2.918650 (5.26115) [-0.55475]	-5.157125 (3.34334) [-1.54250]
R-squared	0.995705	0.996546	0.180329	0.249525
Adj. R-squared	0.994867	0.995872	0.020393	0.103091
Sum sq. resids	0.004652	0.000230	1.315153	0.531100
S.E. equation	0.010652	0.002369	0.179100	0.113814
F-statistic	1188.181	1478.814	1.127509	1.704009

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

Log likelihood	161.1165	236.2781	20.00482	42.67376
Akaike AIC	-6.084661	-9.091123	-0.440193	-1.346950
Schwarz SC	-5.740497	-8.746959	-0.096029	-1.002786
Mean dependent	10.71958	4.613716	0.009710	0.031352
S.D. dependent	0.148675	0.036874	0.180955	0.120177
Determinant resid covariance (dof adj.)	1.79E-13			
Determinant resid covariance	8.10E-14			
Log likelihood	469.8281			
Akaike information criterion	-17.35313			
Schwarz criterion	-15.97647			

Priloga 5: Rezultati VAR modela ta Švico

	LOG(BDPCH)	LOG(REERCH)	DLOGCPICH	DLOGCENANAFTE
LOG(BDPCH(-1))	1.064146	-0.541197	15.77228	6.494552
	(0.42912)	(0.40704)	(17.2079)	(2.35668)
	[2.47986]	[-1.32961]	[0.91657]	[2.75580]
LOG(BDPCH(-2))	-0.090931	0.518478	-14.80118	-6.538721
	(0.42729)	(0.40531)	(17.1348)	(2.34667)
	[-0.21281]	[1.27923]	[-0.86381]	[-2.78639]
LOG(REERCH(-1))	0.128869	1.813101	-15.93655	-6.230901
	(0.42864)	(0.40658)	(17.1887)	(2.35405)
	[0.30065]	[4.45938]	[-0.92715]	[-2.64688]
LOG(REERCH(-2))	-0.262726	-0.923579	14.46521	6.148061
	(0.44404)	(0.42119)	(17.8062)	(2.43862)
	[-0.59168]	[-2.19279]	[0.81237]	[2.52112]
DLOGCPICH(-1)	-0.000231	7.32E-05	-0.465585	0.007870
	(0.00470)	(0.00446)	(0.18865)	(0.02584)
	[-0.04913]	[0.01640]	[-2.46804]	[0.30462]
DLOGCPICH(-2)	0.003161	-0.001196	-0.130374	-0.012895
	(0.00490)	(0.00465)	(0.19652)	(0.02691)
	[0.64500]	[-0.25734]	[-0.66343]	[-0.47911]
DLOGCENANAFTE(-1)	-0.000874	0.010312	2.030030	0.032384
	(0.03118)	(0.02958)	(1.25044)	(0.17125)
	[-0.02802]	[0.34863]	[1.62345]	[0.18910]
DLOGCENANAFTE(-2)	-0.009201	0.005735	-0.017105	0.012142
	(0.02832)	(0.02686)	(1.13548)	(0.15551)
	[-0.32495]	[0.21352]	[-0.01506]	[0.07808]
C	0.925476	0.767576	-4.252068	0.848303

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

	(0.50915)	(0.48295)	(20.4173)	(2.79622)
	[1.81769]	[1.58935]	[-0.20826]	[0.30337]
R-squared	0.973672	0.918742	0.237751	0.274040
Adj. R-squared	0.967477	0.899623	0.058399	0.103226
Sum sq. resids	0.011061	0.009952	17.78759	0.333628
S.E. equation	0.018037	0.017109	0.723301	0.099059
F-statistic	157.1741	48.05274	1.325608	1.604317
Log likelihood	116.6939	118.9653	-42.03632	43.45260
Akaike AIC	-5.009017	-5.114665	2.373782	-1.602446
Schwarz SC	-4.640393	-4.746041	2.742406	-1.233823
Mean dependent	11.16013	4.624486	-0.016851	0.032813
S.D. dependent	0.100016	0.054002	0.745393	0.104605
Determinant resid covariance (dof adj.)		3.61E-11		
Determinant resid covariance		1.41E-11		
Log likelihood		293.1110		
Akaike information criterion		-11.95865		
Schwarz criterion		-10.48416		

Priloga 6: Test avtokorelacije za Slovenijo

Lags	LM-Stat	Prob
1	23.79509	0.0941
2	14.35191	0.5725
3	14.04351	0.5955
4	31.38301	0.0120
5	24.20127	0.0852
6	19.37904	0.2495
7	19.89159	0.2251
8	18.19092	0.3128
9	11.63639	0.7686
10	9.775153	0.8781
11	15.39638	0.4958
12	19.28893	0.2540

Priloga 7: Test avtokorelacije za Slovaško

Lags	LM-Stat	Prob
1	17.42424	0.3587
2	24.74767	0.0744
3	17.02833	0.3838
4	23.14861	0.1098
5	16.02388	0.4513
6	18.94156	0.2717
7	25.28853	0.0649
8	8.281884	0.9400
9	18.34538	0.3041
10	19.78780	0.2299
11	15.51539	0.4873
12	9.429766	0.8947

Priloga 8: Test avtokorelacije za Poljsko

Lags	LM-Stat	Prob
1	11.91276	0.7500
2	12.32275	0.7215
3	14.12504	0.5894
4	24.73202	0.0747
5	20.73389	0.1890
6	11.99871	0.7441
7	18.43961	0.2988
8	17.35274	0.3631
9	13.67498	0.6229
10	14.87956	0.5335
11	19.85632	0.2268
12	22.56534	0.1259

Priloga 9: Test avtokorelacije za Dansko

Lags	LM-Stat	Prob
1	16.90362	0.3919
2	17.45049	0.3570
3	31.68029	0.0110
4	19.25298	0.2558
5	13.96078	0.6016
6	15.62591	0.4794
7	10.36658	0.8468
8	28.78666	0.0254
9	10.33723	0.8484
10	19.75855	0.2313
11	16.02830	0.4510
12	30.08285	0.0176

Priloga 10: Test avtokorelacije za Švico

Lags	LM-Stat	Prob
1	14.84567	0.5360
2	16.17883	0.4406
3	18.04793	0.3211
4	26.29028	0.0501
5	9.204737	0.9047
6	25.59788	0.0600
7	17.10661	0.3787
8	12.77945	0.6888
9	14.53000	0.5593
10	20.62237	0.1935
11	16.90285	0.3919
12	23.45141	0.1022

Priloga 11: Test heteroskedastičnosti za Slovenijo**11.a. No Cross Terms.**

Chi-sq	df	Prob.
147.0998	160	0.7593

11.b. Cross Terms Included.

Chi-sq	df	Prob.
443.0339	430	0.3218

Priloga 12: Test heteroskedastičnosti za Slovaško**12.a. No Cross Terms.**

Chi-sq	df	Prob.
153.2425	160	0.6353

12.b. Cross Terms Included.

Chi-sq	df	Prob.
439.8779	430	0.3606

Priloga 13: Test heteroskedastičnosti za Poljsko**13.a. No Cross Terms.**

Chi-sq	df	Prob.
359.9547	320	0.0613

Za heteroskedastičnost »Cross Terms Included« je bilo za izračun na voljo premalo stopinj prostosti.

Priloga 14: Test heteroskedastičnosti za Dansko**14.a. No Cross Terms.**

Chi-sq	df	Prob.
170.1528	160	0.2766

14.b. Cross Terms Included.

Chi-sq	df	Prob.
423.0683	410	0.3175

Priloga 15: Test heteroskedastičnosti za Švico**15.a. No Cross Terms.**

Chi-sq	df	Prob.
137.8332	160	0.8968

Priloga 16: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Slovenijo

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.537798	2.410224	1	0.1205
2	0.067892	0.038411	1	0.8446
3	0.397826	1.318879	1	0.2508
4	0.039815	0.013210	1	0.9085
Joint		3.780725	4	0.4365

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.585265	0.358344	1	0.5494
2	2.836513	0.055684	1	0.8135
3	1.957216	2.265412	1	0.1323
4	2.934908	0.008827	1	0.9251
Joint		2.688267	4	0.6113

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.768568	2	0.2505
2	0.094095	2	0.9540
3	3.584291	2	0.1666
4	0.022037	2	0.9890
Joint	6.468992	8	0.5948

Priloga 17: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Slovaško

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.609064	3.091322	1	0.0787
2	0.163920	0.223914	1	0.6361
3	0.490171	2.002227	1	0.1571
4	-0.148535	0.183855	1	0.6681
Joint		5.501318	4	0.2396

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.335792	0.234910	1	0.6279
2	2.874152	0.032995	1	0.8559
3	4.765093	6.490740	1	0.0108
4	2.251291	1.167843	1	0.2798
Joint		7.926487	4	0.0943

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.326232	2	0.1895
2	0.256909	2	0.8795
3	8.492966	2	0.0143
4	1.351698	2	0.5087
Joint	13.42780	8	0.0980

Priloga 18: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Poljsko

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.126212	0.127435	1	0.7211
2	-0.148961	0.177514	1	0.6735
3	-0.086454	0.059794	1	0.8068
4	0.039722	0.012623	1	0.9105
Joint		0.377366	4	0.9843

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.000401	7.996792	1	0.0047

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

2	1.320909	5.638696	1	0.0176
3	1.154970	6.808269	1	0.0091
4	1.003540	7.971707	1	0.0048
Joint		28.41546	4	0.0000

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8.124228	2	0.0172
2	5.816210	2	0.0546
3	6.868064	2	0.0323
4	7.984330	2	0.0185
Joint	28.79283	8	0.0003

Priloga 19: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Dansko

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.004955	0.000205	1	0.9886
2	0.134074	0.149800	1	0.6987
3	0.011841	0.001169	1	0.9727
4	-0.116230	0.112579	1	0.7372
Joint		0.263751	4	0.9920

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	1.765118	3.176946	1	0.0747
2	2.828058	0.061592	1	0.8040
3	2.997950	8.75E-06	1	0.9976
4	2.873957	0.033098	1	0.8556
Joint		3.271645	4	0.5134

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.177151	2	0.2042
2	0.211392	2	0.8997
3	0.001177	2	0.9994
4	0.145676	2	0.9298
Joint	3.535396	8	0.5134

Priloga 20: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Švico

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.174831	0.219056	1	0.6398
2	0.398915	1.140454	1	0.2856
3	-0.513036	1.886307	1	0.1696
4	-0.192686	0.266085	1	0.6060
Joint		3.511900	4	0.4761

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.044594	1.635435	1	0.2010
2	1.759099	2.758870	1	0.0967
3	2.467675	0.507704	1	0.4761

»se nadaljuje«

»nadaljevanje«

4	1.745710	2.818728	1	0.0932
Joint		7.720737	4	0.1024

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.854491	2	0.3956
2	3.899324	2	0.1423
3	2.394010	2	0.3021
4	3.084813	2	0.2139
Joint	11.23264	8	0.1889