

2016

UNIVERZA NA PRIMORSKEM
FAKULTETA ZA MATEMATIKO, NARAVOSLOVJE IN
INFORMACIJSKE TEHNOLOGIJE

ZAKLJUČNA NALOGA

ZAKLJUČNA NALOGA
EMPIRIČNA ANALIZA FUNKCIJE POVPRAŠEVANJA
PO NAFTNIH DERIVATIH

PEJIĆ

MONIKA PEJIĆ

UNIVERZA NA PRIMORSKEM
FAKULTETA ZA MATEMATIKO, NARAVOSLOVJE IN
INFORMACIJSKE TEHNOLOGIJE

Zaključna naloga

Empirična analiza funkcije povpraševanja po naftnih derivatih

(Empirical analysis of demand function for petroleum derivatives)

Ime in priimek: Monika Pejić

Študijski program: Matematika v ekonomiji in financah

Mentor: doc. dr. Arjana Brezigar Masten

Koper, september 2016

Ključna dokumentacijska informacija

Ime in PRIIMEK: Monika PEJIĆ

Naslov zaključne naloge: Empirična analiza funkcije povpraševanja po naftnih derivatih

Kraj: Koper

Leto: 2016

Število listov: 47

Število slik: 6

Število tabel: 10

Število prilog:

Št. strani prilog:

Število referenc: 132

Mentor: doc. dr. Arjana Brezigar Masten

Ključne besede: cenovna elastičnost, naftni derivati, cene, povpraševanje, bencin, dizel, vektorska avtoregresija, regresija

Izvleček:

Zaključna naloga je empirična analiza funkcije povpraševanja po naftnih derivatih. Cilj analize je ugotoviti katere spremenljivke vplivajo na povpraševanje po naftnih derivatih v Sloveniji. Ocenjen je vpliv cene, neto plač, cen naftnih derivatov sosednjih držav Sovenije ter število prvič registriranih vozil v Sloveniji, ki s svojimi učinki vplivajo na spremembe v prodani količini posameznega naftnega derivata v Sloveniji. V začetku naloge je predstavljena cenovna elastičnost ter kratek povzetek literature v kateri so predstavljene dosedaj izračunane cenovne elastičnosti povpraševanja po naftnih derivatih drugod po svetu. Modeli so ocenjeni z navadno linearno regresijo ter z vektorsko avtoregresijo. Na podlagi statističnih podatkov ter rezultatov modelov ugotavljam, da na spremembo prodane količine naftnih derivatov pozitivno vplivajo plača ter cene naftnih derivatov sosednjih držav. Negativen vpliv na prodano količino ima cena naftnega derivata v Sloveniji.

Key words documentation

Name and SURNAME: Monika PEJIĆ

Title of the final project paper: Empirical analysis of demand function for petroleum derivatives

Place: Koper

Year: 2016

Number of pages: 47

Number of figures: 6

Number of tables: 10

Number of appendix:

Number of appendix pages:

Number of references: 132

Mentor: Assist. Prof. Arjana Brezigar Masten, PhD

Keywords: price elasticity, petroleum derivatives, prices, demand, gasoline, diesel, vector autoregression, regression.

Abstract:

Final project paper is empirical analysis of function demand for petroleum derivatives. The objective of analysis is finding out which variables influence on demand for petroleum derivatives in Slovenia. It is estimated the influence of price, net wages, prices of petroleum derivatives in neighbouring countries and number of first registration of vehicles on sold quantity of each petroleum derivative in Slovenia. In the beginning of project paper it is described price elasticity and summarized the price elasticities of demand for petroleum derivatives around the world. Statistical models used for estimating are linear regression and vector autoregression. Based on statistical data and results I established that net wages and prices of neighboring countries of Slovenia have positive influence on sold quantity of each petroleum derivative. On the other side, price of petroleum derivative in Slovenia has negative influence on sold quantity in Slovenia.

ZAHVALA

Iskreno se zahvaljujem mentorici dr. Arjani Brezigar Masten za vso pomoč, razumevanje ter strokovno vodenje pri izdelavi zaključne naloge. Zahvaljujem se tudi svoji družini ter partnerju, ki so mi stali ob strani skozi študij.

KAZALO VSEBINE

1	UVOD.....	1
2	CENOVNA ELASTIČNOST POVPRASEVANJA.....	2
2.1	Cena nafte.....	3
2.2	Določanje cen naftnih derivatov v Sloveniji	3
3	PREGLED LITERATURE.....	5
4	OPIS PODATKOV	8
5	METODOLOGIJA.....	13
5.1	Stacionarnost, trendi in premiki.....	13
5.2	Testi za koren enote	14
5.2.1	ADF test	15
5.2.2	KPSS test.....	15
5.2.3	UR test za strukturne premike	16
5.3	Vektorska avtoregresija (VAR)	17
5.3.1	Ocenjevanje neomejenega VAR modela	17
5.3.2	VAR z restrikcijami	18
5.4	Specifikacija modela.....	19
5.4.1	Določanje odlogov.....	19
5.5	Preverjanje modela	20
5.5.1	Portmanteau test za avtokorelacijo	20
5.5.2	Breusch-Godfrey test za avtokorelacijo	21
5.5.3	Testi za normalnost	22
5.6	Impulzni odzivi.....	23
6	REZULTATI	24
6.1	Neosvinčen 95-oktanski motorni bencin.....	24
6.2	Dizel.....	30
7	ZAKLJUČEK	37
8	LITERATURA IN VIRI.....	39

KAZALO PREGLEDNIC

Tabela 1: Cenovne elastičnosti skozi čas v analizah	5
Tabela 2: Opisna statistika cen in spremenljivk	9
Tabela 3: Testi za koren enote za NMB95	24
Tabela 4: Rezultati VAR modela z restrikcijami za NMB95	25
Tabela 5: Rezultati testov analize ostankov za NMB95	27
Tabela 6: Regresijske ocene za NMB95	29
Tabela 7: Testi za koren enote za dizel	30
Tabela 8: Rezultati VAR modela z restrikcijami za dizel	31
Tabela 9: Rezultati testov analize ostankov za dizel	33
Tabela 10: Regresijske ocene za NMB95	35

KAZALO SLIK IN GRAFIKONOV

Slika 1: Grafični prikaz spremenljivk: neto plače ter število prvič registriranih vozil v Sloveniji	10
Slika 2: Gibanje cen neosvinčenega 95-oktanskega motornega bencina za Italijo, Avstrijo, Madžarsko, Slovenijo in Hrvaško.....	10
Slika 3: Gibanje cen dizla za Italijo, Avstrijo, Madžarsko, Slovenijo in Hrvaško.....	11
Slika 4: Prodana količina naftnih derivatov v Sloveniji	12
Slika 5: Impulzni odzivi za NMB95	28
Slika 6: Impulzni odzivi za dizel	34

SEZNAM KRATIC

VAR vektorska avtoregresija

NMB95 neosvinčen 95-oktanski motorni bencin

1 UVOD

Nafta kot surovina je ena izmed glavnih virov energije za svetovno gospodarstvo. Je strateška surovina od katere je odvisno vsako gospodarstvo, saj je dokazano, da njen obstoj vpliva na gospodarstva. To dokazuje tudi dejstvo, da se povpraševanje po nafti z leti zvišuje. Iz nafte predelani proizvodi, kot neosvinčen 95-oktanski bencin in dizel so proizvodi s katerimi se posamezniki srečujemo vsak dan. Dejstvo o odvisnosti od teh proizvodov me je pritegnilo k oceni povpraševanja po naftnih derivatih. Z navadno regresijo bom poskusila oceniti vpliv različnih spremenljivk na prodano količino naftnega derivata.

Zaključna naloga je sestavljena iz 8 poglavij. Po uvodu sem v drugem poglavju predstavila pojem cenovne elastičnosti ter načine določanja cene nafte kot tudi naftnih derivatov v Sloveniji. V tretjem poglavju sledi opis literature. Opravila sem pregled več analiz ter rezultate predstavila v tabeli z namenom kasnejše primerjave svojih rezultatov z že dosedaj pridobljenimi. Četrto poglavje zajema opis podatkov. Moji podatki so časovne vrste, za obdobje od 2005Q1 do 2015Q4. Vključena je tabela z opisno statistiko ter grafi gibanja spremenljivk v tem obdobju. Naslednje poglavje vsebuje opis metodologije. Statistični model katerega bom za ocenjevanje uporabila je vektorska avtoregresija ter jo primerjala z rezultati linearne regresije. Po opisu metodologije sledi šesto poglavje v katerem so predstavljeni rezultati moje analize. Nato sem v zaključku povzela rezultate ter podala sklep. Zadnje poglavje moje naloge je seznam literature in virov.

2 CENOVNA ELASTIČNOST POVPRAŠEVANJA

Elastičnost v splošnem meri občutljivost ene spremenljivke na spremembo druge. Pove nam, do kolikšne odstotne spremembe pride v prvi spremenljivki zaradi odstotne spremembe v drugi spremenljivki. Ena izmed elastičnosti je cenovna elastičnost povpraševanja. Poznamo tudi koeficient cenovne elastičnosti povpraševanja kateri meri občutljivost povpraševanja po neki dobrini na spremembe v cenah te dobrine. Povpraševanje je cenovno elastično, če je odstotna sprememba v povpraševanju večja od odstotne spremembe v ceni. V kolikor je odstotna sprememba v povpraševanju manjša od odstone spremembe v ceni rečemo, da je povpraševanje cenovno neelastično. V splošnem velja, če je dobrina zamenljiva, bo povpraševanje cenovno elastično, ko pa dobrina ni zamenljiva pa je cenovno neelastično. [11]

Cenovno elastičnost določajo različni faktorji. Ti so: dostopnost oziroma obstoj substitutov, čas odzivnosti potrošnikov ter razpoložljiv dohodek, ki ga potrošniki namenijo potrošnji za dobrine. Današnja široka ponudba dobrin omogoča, da se potrošniki lahko odločamo med različnimi ponudbami po različnih cenah. V kolikor se cena določene dobrine spremeni in to za potrošnika ne predstavlja ugoden nakup se lahko odloči za nakup druge dobrine, ki bo enako zadovoljila njegove potrebe. V primerih, ko določena dobrina ima substituta rečemo, da je povpraševanje po tej dobrini cenovno elastično. Dobrine katere nimajo substituta so tiste za katere so potrošniki pripravljeni plačati tudi več, že iz razloga ker substituta ni. Povpraševanje po taki dobrini je cenovno neelastično. To pomeni, da se cena lahko spremeni vendar se povpraševanje ne bo veliko spremenilo v odgovor na spremembo cen. [11]

Cenovna elastičnost je odvisna tudi od časa v katerem se potrošniki odzovejo na cenovno spremembo. Govorimo o kratkoročni in dolgoročni elastičnosti. Kratkoročna elastičnost je običajno manjša od dolgoročne elastičnosti za večino dobrin. V povprečju je dolgoročno povpraševanje veliko bolj elastično kot kratkoročno. Vpliv dohodka na cenovno elastičnost povpraševanja je vidna na odločitvah potrošnika o nakupu določene dobrine. Potrošnik se za nakup neke dobrine ali storitve ne bo odločil, če cena predstavlja velik delež njegovega prihodka. Na primer, zlahka se bo odpovedal počitnicam ali dragim večerjam v restavracijah. Še vedno pa so storitve in dobrine katerim se potrošnik ne bo odpovedal, če je le-ta zanj bistvenega pomena, ne glede na njegov dohodek. Na primer plačilo zdravljenja. [11]

2.1 Cena nafte

Nafta kot surovina je ena izmed glavnih virov energije za svetovno gospodarstvo. To dokazuje tudi dejstvo, da se povpraševanje po nafti z leti zvišuje. Leta 2000 je povpraševanje po nafti znašalo 76 milijonov sodčkov na dan, konec leta 2015 pa je znašalo 95 milijonov sodčkov na dan. Samo v letu 2014 do 2015 je poraba zrasla za 1,9%. Enota za nafto je najpogosteje sodček, ki znaša 158,98 litra, v določenih literaturah zasledimo tudi enoto tona. Cena nafte se določa na svetovni borzi. Glavni ponudniki nafte se o njeni ceni odločijo predvsem na podlagi ponudbe in povpraševanja ter na trenutni ekonomski situaciji. Cena nafte se je skozi leta različno gibala. V zadnjih 20-ih letih je nafta dosegla svojo najnižjo ceno novembra 1998, ko je cena za sodček nafte bila 16,44\$. Vzrok za padec cene izhaja iz takratne azijske ekonomske krize. Zmanjšano povpraševanje po tekočih gorivih v Aziji je sovpadlo s povečano proizvodnjo nafte v Iraku. Sledili sta še dve neobičajno mili zimi kar sta zaloge nafte samo še povečali. Najvišjo dosedanjo ceno je sodček nafte dosegel junija leta 2008, ko je znašal 151,72\$. [9]

2.2 Določanje cen naftnih derivatov v Sloveniji

V Sloveniji se cena naftnih derivatov določa glede na Uredbo o oblikovanju cen naftnih derivatov, ki jo je določila Vlada Republike Slovenije. Opis določanja cen bom povzela po sami uredbi iz vira pod zaporedno številko 10.

Uredba določa na kakšen način oziroma s kakšnim mehanizmom se oblikuje cena posameznih naftnih derivatov. Poleg tega določa tudi sestavine, ki jih podjetja katera se ukvarjajo s prodajo naftnih derivatov morajo upoštevati. Naftni derivati za katere se določa cena po tej uredbi so 95-oktanski neosvinčeni motorni bencin in dizelsko gorivo. Cena se oblikuje kot povprečna 14-dnevna cena tekočega obdobja na enoto, ki znaša en liter. Cene za 98-oktanski neosvinčeni motorni bencin ter za ekstra lahko kurilno olje se od 16. aprila 2016 določa prosto s strani trgovcev z naftnimi derivati. [10]

Modelska cena (povprečna 14-dnevna prodajna cena tekočega obdobja brez dajatev) se za posamezno tekoče gorivo določi s spodnjim modelom:

$$P_t = \left[\left(\frac{\sum_{i=1}^n CIFMedH_i \cdot e_i}{n} \right) \cdot \frac{\rho}{100} \right] + r + M$$

Pri čemer je:

Pt = modelska cena naftnega deriva v eurih na liter,

ρ = gostota naftnega derivata (za motorna bencina znaša 0,755 kg/l, za dizel in ekstra lahko kuirilno olje pa 0,845 kg/l),

r = članarina zavodu Republike Slovenije za blagovne rezerve v eurih na liter, ki ga na podlagi 21b. člena zakona o blagovnih rezervah z uredbo določi Vlada Republike Slovenije ,

M = marža distributerjev,

i = dnevni dodatek, I=1,2,3,4,...n,

t = 14-dnevni interval tekočega obdobja,

n = vrednost parametra n je 14. Spremlja se 14 dnevno povprečje (dejansko je n enak 10, saj za soboto in nedeljo ni objave borznih kotacij,

e = 1 USD = x EUR (objavljeni dnevni tečaj Banke Slovenije ob 8. uri ter

CIF MedH = borzna kotacija derivata (najvišja dnevna vrednost v USD/tono po viru: Platt's European Marketscan). [10]

Maloprodajna cena naftnih derivatov se določi na podlagi modelske cene $P(t)$ kateri se dodajo vse davčne obremenitve. Končna maloprodajna cena je sestavljena iz prodajne cene brez dajatev, okoljske dajatve za onesnaževanje zraka z emisijo ogljikovega dioksida ali CO₂ takse, dodatka za energetsko učinkovitost (odatek URE), prispevka za zagotavljanje podpor proizvodnji električne energije v soproizvodnji z visokim izkoristkom in iz obnovljivih virov energije (prispevek OVE+SPTE), trošarine in davka na dodano vrednost (DDV). Mehanizem določanje cen poteka po ustaljenem postopku. Osnova za izračun najvišje prodajne cene brez dajatev, so PLATTS kotacije CIF MedH (CIF Mediteran – High).

Enota kotacij je ameriški dolar na tono. Modelska cena izražena v eurih na tono pa se izračuna na način, da se vsota produkta vsakodnevne borzne cene in tečaja ameriškega dolarja za isti dan deli s številom dni za katere so bili na voljo podatki. Pretvorba iz eure na tono v eure na liter pa se izračuna z uporabo gostote derivata in faktorja 1/1000. Prištejeta se ji še članarina Zavodu Republike Slovenije za blagovne rezerve ter bruto marža. Slednja lahko znaša, po trenutno veljavni uredbi, največ 0,08701 eura/liter za motorni bencin in 0,08158 eura/liter za dizel. Cene v Sloveniji se spreminjajo vsakih 14 dni. [10]

3 PREGLED LITERATURE

Literatura na temo cenovne elastičnosti povpraševanja po naftnih derivatih je zelo obširna. V večini so opravljene meta analize katere se na različnih modelih ob istih predpostavkah izkažejo za različne. V teh je cenovna elastičnost povpraševanja ocenjena na podlagi različnih ekonometričnih in statističnih modelov kateri podajo velike razlike v rezultatih. Vzrok razhajanj, ki jih avtorji navajajo, je v sami sestavi funkcije povpraševanja, predpostavk modelov, zgradba in ocenjevanje spremenljivk ter tehnike ekonometričnega ocenjevanja. Dosedanje analiziranje funkcije povpraševanja po naftnih derivatih kaže naraščajočo neelastičnost povpraševanja po naftnih derivatih v odnosih na ceno na dolgi in kratki rok. Nedavne študije kažejo tudi na to, da se je kratkoročna elastičnost cen zmanjšala kar kaže na zmanjšano odzivnost potrošnikov na cene naftnih derivatov. V tabeli 1 so kronološko prikazane študije, katere so ocenjevale cenovne elastičnosti ter njihovi rezultati.

Tabela 1: Cenovne elastičnosti skozi čas v analizah

AVTORJI ANALIZE	LETO	KRATKOROČNA CENOVNA ELASTIČNOST	DOLGOROČNA CENOVNA ELASTIČNOST
Drollas	1984	-0,26 do -0,44	-0,6 do -1,2
Sterner, Dahl	1991	-0,22 do -0,31	-0,8 do -1,01
Rouwendal	1996	/	/
Espey	1998	-0,26	-0,58
Hughes	1975-1980	-0,21 do -0,34	/
	2001-2006	-0,034 do -0,077	/

Drollas nam s svojo raziskavo iz leta 1980 priskrbi zelo natančen pregled karakteristik funkcije povpraševanja po naftnih derivatih. V raziskavo je vključil veliko različnih akademskih ter neakademskih raziskav ter nekaj svojih ocen, ki jih je opravil za evropske države. Drollas je v svoje ocenjevanje vključil širše obdobje podatkov, in sicer od 1950 do 1980, saj je želel oceniti tudi vpliv krize iz sredine sedemdesetih let. V model je vključil spremenljivke kot število avtomobilov, poraba glede na prihodek, realna cena naftnih derivatov, realna cena drugih transportnih storitev ter cena vozil. Po opravljeni analizi je prišel do zaključka, da je povpraševanje po naftnih derivatih cenovno neelastično na kratek rok, še bolj pa na dolgi rok. [8]

Dahl in Sterner leta 1991 opravita meta-analizo. Ta je bila opravljena na podlagi študije 97 predhodnih ocen cenovne elastičnosti tekočih goriv katera temelji na podatkih pred letom 1989. Pri analizi so se osredotočili na cene in elastičnost povpraševanja, saj podajo vse

potrebne informacije za napovedovanje in vrednotenje modela. Analizo razčlenita na 10 različnih modelov in ugotovita, da so ocene različnih modelov bolj enotne na manjših vzorcih. Kratkoročno cenovno elastičnost ocenita z -0,22 do -0,31, dolgoročno cenovno elastičnost pa na -0,8 do -1,01. [2]

Večina opravljenih analiz temelji na podatkih na ravni držav. Rounwendal pa leta 1996 poskusi neposredno oceniti kratkoročni vpliv obnašanja potrošnika ob spremembah cene. V analizi poskusi raziskati povezavo med porabo naftnih derivatov in ostalimi informacijami o vozilih ter njihovih uporabnikih na kratek rok. Avtor uporablja metodo najmanjših kvadratov za ocenjevanje. Rezultati pokažejo pomemben vpliv spremembe cen na potrošnikovo porabo naftnih derivatov. [8]

V zadnjih letih je prišlo do velikega zanimanja o vlogi učinkovitosti posameznega naftnega derivata na povpraševanje po le-teh. Širši pogled na to spremenljivko predstavi Molly Espey, leta 1998, ki prav tako opravi meta analizo vendar na več stotih predhodnih ocenah, na podlagi podatkov med leti 1929 in 1993. Med dejavniki, kateri so se izkazali da imajo velik vpliv na povpraševanje je bilo tudi lastništvo vozila. Po njenih ocenah je to zagotovo značilna spremenljivka za povpraševanje po gorivu in bi njena izključitev iz modela vplivala na rezultate. Kratkoročna cenovna elastičnost je ocenjena na 0 do -1,36 s sredino -0,26, dolgoročna pa v razponu med 0 in -2,72 in sredino -0,58. [3]

Več nedavnih študij nakazuje padajočo kratkoročno cenovno elastičnost povpraševanja skozi čas. Hughes (2008) analizira podatke iz dveh različnih časovnih obdobjij z namenom prikaza sprememb v kratkoročni elastičnosti skozi čas. Večina literature je precenila elastičnost povpraševanja po gorivih v preteklosti. V primerjalni študiji dveh različnih časovnih obdobjij prikažejo kako se je kratkoročna cenovna elastičnost spremenila iz -0,21 do -0,34 v letu 1970 na -0,034 do -0,077 v začetku leta 2000. Razlika, po njihovem mnenju, izvira iz strukturnih in vedenjskih sprememb, ki so se v ZDA zgodile po letu 1970. V te dogodke štejejo zagotovo tudi implementacijo programa CAFÉ (angl. Corporate Average Fuel Economy) s katerim se je uvedlo veliko sprememb kot povečanje javnega prevoza, povečanje prihodka v gospodinjstvu ipd. Hughes meni, da je zelo verjetno, da bo dolgoročna cenovna elastičnost padla skozi leta. V nasprotje mu gre Espey, ki pravi, da bo kratkoročna padla, dolgoročna pa se zvišala skozi leta. [4]

Lea Prince in Cythia Lin v svoji študiji ocenita kako volatilnost cen tekočih goriv vpliva na povpraševanje po le-teh. Njuna raziskava prinese tri pomembne zaključke. Prvi je ta, da se povpraševanje zmanjša, če je volatilnost cen večja na kratki rok. Drugi, da se potrošniki slabše odzivajo na spremembe v cenah goriv ko so le-te volatilne, kar kaže na to, da

volatilnost cen goriv vpliva na cenovno elastičnost povpraševanja. Ter zadnji zaključek, ki ga avtorici navedeta je, da je ob vključitvi variance v ekonometrični model, ocenjena cenovna elastičnost povpraševanja nekoliko nižja na dolgi rok in višja na kratki rok. Kar po njunem mnenju pomeni, da so študije, katere v svoje ocenjevanje niso upoštevale volatilnosti cen, lahko precenile cenovno elastičnost povpraševanja po naftnih derivatih na dolgi rok in podcenile na kratek rok. Študija ponuja močen dokaz, da volatilnost cen tekočih goriv ne bi smela biti izločena pri ocenjevanju cenovne elastičnosti. [4]

Če povzamemo vključene analize, ugotovimo, da obstajajo razlike med kratkim in dolgim rokom glede na cene. To pomeni, da lahko rečemo, da bo na kratki rok povpraševanje po gorivu enako tudi, če se cena spremeni. Na dolgi rok tega ne moremo reči, saj obstajajo statistično značilni podatki, ki dokazujejo, da bo sprememba cene povzročila spremembe v povpraševanju po naftnih derivatih.

4 OPIS PODATKOV

Sledi opis podatkov katere bom uporabila pri ekonometrični analizi. Moji podatki vključujejo maloprodajne cene dveh naftnih derivatov, in sicer neosvničenega 95-oktanskega motornega bencina in dizla za Slovenijo, Italijo, Avstrijo, Madžarsko in Hrvaško. Cene iz podatkov sem preračunala iz nominalnih v realne. V bazi podatkov je prikazana tudi prodana količina posameznega naftnega derivata v Sloveniji. Poleg cen sem v podatke vključila tudi makroekonomske spremenljivke katerih grafična analiza je prikazana v nadaljevanju. Vključila sem realne neto plače v Sloveniji ter število prvič registriranih vozil v Sloveniji. Razpolagala sem z bazo podatkov od januarja 2005 do decembra 2015, pridobljene podatke sem združila v četrтletne. Podatke o maloprodajnih cenah posameznih naftnih derivatov za Slovenijo, Italijo, Madžarsko ter Avstrijo sem pridobila na spletu iz poročila Oil Bulletin.

Zbiranje podatkov o cenah naftnih derivatov za Hrvaško je zahtevalo veliko več časa kot za ostale. Za obdobje pred julijem 2013 na uradnih spletnih straneh nisem pridobila podatkov o cenah, zato sem se iskanja lotila na način, da sem iz arhivov novic različnih spletnih časopisov in strani poiskala objavo o spremembah tekočih cen naftnih derivatov. Tako sem za vsak mesec posebej pridobila podatek o novi ceni posameznega derivata. Mesečne cene sem nato preračunala v četrтletne. Cene so bile zapisane v hrvaški kuni katere sem pretvorila v evre. Pretvorbo sem opravila tako, da sem izračunala povprečni menjalni tečaj kun v evre za opazovano obdobje.

Cene naftnih derivatov so odvisne od cene surove nafte, ki se oblikuje na trgu. Od leta 1999 do sredine 2008 je cena nafte naraščala. Razloge stalnega naraščanja pripisujejo povečanem povpraševanju po nafti v Indiji in na Kitajskem. Največji padec cen opazovanega obdobja je bil v letu 2008, ko so se začeli čutiti vplivi trenutne finančne krize. Iz 147,27\$ na sodček v juliju 2008 je cena padla na 30,28\$ decembra 2008. Ta padec je viden tudi na spodnjih slikah kjer v četrtem četrтletju 2008 opazimo padec maloprodajnih cen naftnih derivatov. Po tem padcu je cena začela znova naraščati. Ponovno padanje cen beležimo od sredine leta 2014, ko je cena začela padati zaradi povečanja proizvodnje nafte v ZDA in zmanjšanega povpraševanja v državah uvoznicah nafte.

Tabela 2: Opisna statistika cen in spremenljivk

DRŽAVE		Povprečje	Standarni odklon	Minimum	Maksimum
Slovenija	NMB95	1,205	0,201	0,844	1,531
	DIZEL	1,148	0,168	0,84	1,405
Avstrija	NMB95	1,22	0,149	0,927	1,47
	DIZEL	1,124	0,184	0,853	1,422
Italija	NMB95	1,464	0,209	1,132	1,81
	DIZEL	1,353	0,223	1,029	1,72
Madžarska	NMB95	1,208	0,165	0,836	1,491
	DIZEL	1,201	0,183	0,854	1,524
Hrvaška	NMB95	1,18	0,171	0,87	1,446
	DIZEL	1,11	0,165	0,833	1,348
KOLIČINA (ton)					
	NMB95	140282	23262,9	95581	184656
	DIZEL	313963	52350	178770	386580
SPREMENLJIVKE - SLO					
Neto plača v €		920,162	97,29	710,691	1042,76
Število prvič registriranih vozil	~	26416	5221,57	17246	41118

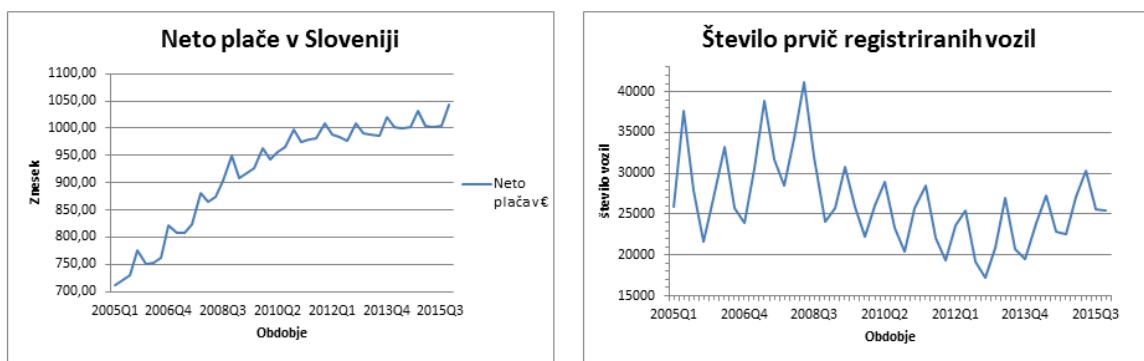
Opomba: Cene in plače so relane. Podatki so četrteletni za obdobje od leta 2005 do 2015.

Tabela 2 prikazuje opisno statistiko baze podatkov. Kot je iz nje razvidno ima Hrvaška najnižjo povprečno maloprodajno ceno NMB95, in sicer je ta znašala 1,18 € na liter s standardnim odklonom 0,171. Hrvaška je imela najnižjo povprečno ceno tudi za dizel, katera znaša 1,11€ na liter s standardnim odklonom 0,165. Med vsemi državami so najvišje maloprodajne cene imeli v Italiji, ki so v povprečju znašale 1,464€ na liter za NMB95 ter 1,353€ za dizel.

Najbolj pomembna spremenljivka v seriji podatkov je zagotovo količina, saj z njeno pomočjo ocenim vpliv ostalih spremenljivk nanjo. Največ se je v opazovanem obdobju prodalo dizla, zatem bencina. Večjo količino prodanega dizla lahko pripisemo temu, da so v podatke vključena vsa vozila, tako osebna kot tovorna. Povprečna količina prodanega dizla je bila 313963 ton goriva, največ v 2012Q2, ko se je prodalo 386580 ton dizla.

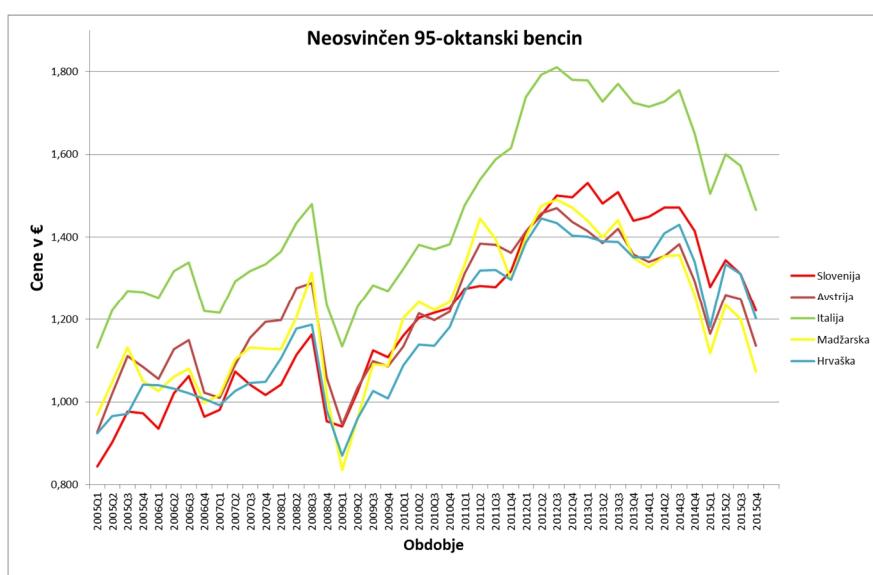
Naslednja spremenljivka, ki nastopa v podatkih so neto plače. Povprečna mesečna neto plača v Sloveniji je od 2005 do 2015 znašala 920,16 €. Najvišja v tem obdobju je narasla na 1042,76€ medtem, ko je najnižja znašala 710,69€.

Kot zadnja spremenljivka nastopa število prvič registriranih vozil v Sloveniji. Tu so vključena vsa vozila, ki so v tistem obdobju bila prvič registrirana. Povprečno število prvič registriranih vozil od 2005Q1 do 2015Q4 znaša 26416 vozil. Najmanj vozil je bilo prvič registriranih v četrtem četrtletju 2012 in je znašalo 17246 vozil, največ pa v drugem četrtletju leta 2008, ko je prvič registriranih bilo 41118 vozil.



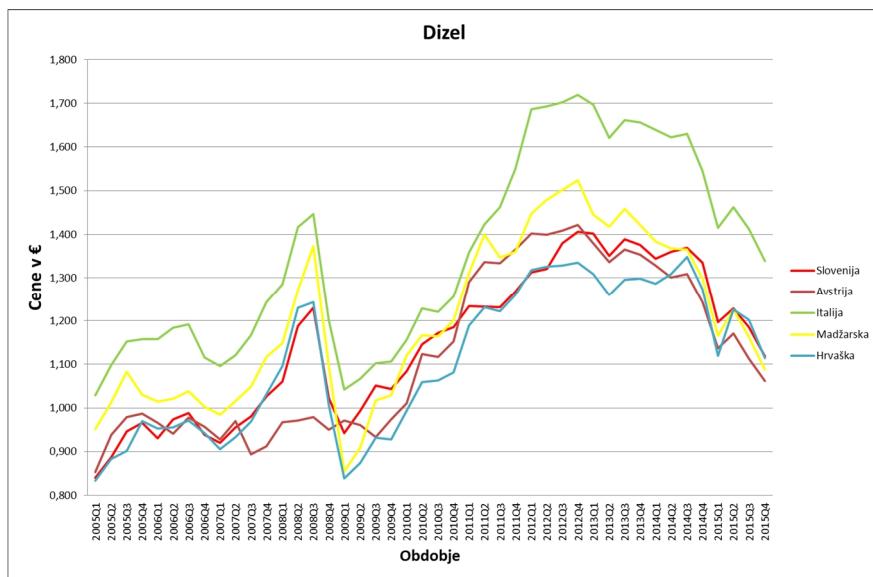
Slika 1: Grafični prikaz spremenljivk: neto plače ter število prvič registriranih vozil v Sloveniji

Slika 1 prikazuje grafični prikaz dveh makroekonomskih spremenljivk iz podatkov. Število prvič registriranih vozil se je precej spremajalo skozi čas. Najvišje doseženo število prvič registriranih vozil beležimo v 2008Q2. Po tem obdobju je sledilo upadanje prvič registracij. Nov vzpon je sledil leta 2013. V letu 2014 je po podatkih bilo prvič registriranih kar 9% več vozil kot v letu 2013. Neto plače v Sloveniji so se v obdobju od 2005Q1 do konca leta 2015 vzpenjale.



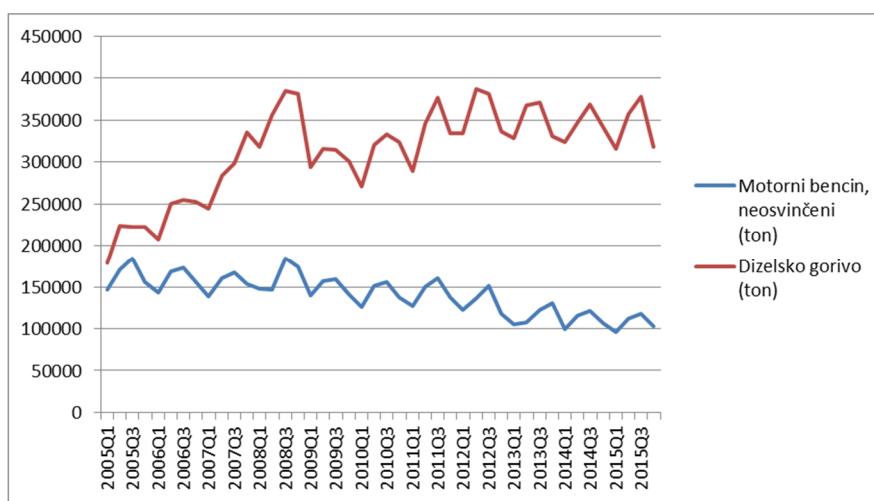
Slika 2: Gibanje cen neosvinčenega 95-oktanskega motornega bencina za Italijo, Avstrijo, Madžarsko, Slovenijo in Hrvaško.

Slika 2 prikazuje gibanje cen neosvinčenega 95-oktanskega motornega bencina. Kot je iz slike razvidno je Italija tista država katera ima to vrsto goriva najdražjo v primerjavi z ostalimi državami. Ostale države so vse do tretjega četrtletja 2012 imele ceno približno enako nato pa so v primerjavi s Slovenijo cene v drugih državah bile nižje. Iz grafa jasno razberemo padec cen v obdobju 2008Q4, ki so posledica finančne krize. Ponovni vzpon je videti že v 2009Q3, ki je trajal vse do 2013.



Slika 3: Gibanje cen dizla za Italijo, Avstrijo, Madžarsko, Slovenijo in Hrvaško. Vir: EIA, Statistični urad RS

Slika 3 prikazuje gibanje cen dizla. Dizel je med naftnimi derivati edini, katerega poraba je konstantno naraščala. Od tretjega četrtletja 2006 je prodana količina dizla v Sloveniji bila v povprečju za 100000 ton višja kot za bencin in kurilno olje. Cene dizla so v Sloveniji v primerjavi z ostalimi državami bile do drugega četrtletja 2007 nižje. Višje cene so skozi celotno opazovano obdobje imele le Italija in Mađarska. Cene dizla v Avstriji so v primerjavi s cenami v Sloveniji bile približno enake, z izjemami v letih 2007 do 2009, ko so cene v Avstriji bile zelo nižje ter v letih 2011 in 2012, ko so bile višje. Hrvaška je v primerjavi s Slovenijo v povprečju imela nekoliko nižje cene dizla v opazovanem obdobju. Glede na dosedanje podatke je opaziti, da cena dizla pada že od leta 2013, z večjim padcem na koncu leta 2014.



Slika 4: Prodana količina naftnih derivatov v Sloveniji

Slika 4 prikazuje prodano količino posameznega naftnega derivata v Sloveniji. Iz grafa lahko razberemo, da se je prodalo veliko več dizla kot NMB95. Kot je iz podatkov razvidno je na prodano količino vplivala prisotnost sezone na tak način, da se v sezona prodaja naftnih derivatov zvišala. Količina dizla se je skozi opazovano obdobje povečala, količina prodanega NMB95 pa znižala.

5 METODOLOGIJA

Z analizo funkcije povpraševanja po naftnih derivatih bom poskušala oceniti povezave med cenami in količino naftnih derivatov. Kljub temu, da so cene slovenskih naftnih derivatov določene z uredbo, se pravi ekosogeno, smo funkcijo povpraševanja ocenjevali na dva načina. Kot prvo smo z metodo najmanjših kvadratov ocenili navadno regresijo, kjer predpostavljam, da so vse neodvisne spremenljivke eksogene, drugi model pa je vektorska avtoregresija kjer smo število prvič registriranih vozil, slovenske cene ter količine obravnavali kot endogne.

V nadaljevanju podajam podrobni opis vektorske avtoregresije, in sicer pri opisu modela sledim knjigi: »Introduction to Econometrics« avtorjev Stock in Watson (vir [1]) ter knjigi: »Applied Time Series Econometrics« (vir [5]) avtorjev H. Lütkepohl in M. Krätzig. Prav tako se bom pri opisu držala tudi člankov z naslovi Initial analysis in jMulTi, in VAR analysis avtorjev H. Lütkepohl in M. Krätzig in D. Boreiko (viri [6 in 7]).

Podatki katere bom uporabila pri ocenjavnju modela so časovne serije. Definicija časovnih serij pravi, da je to zaporedje meritve določene spremenljivke skozi čas. Najpogosteje so meritve opravljene v enaki časovni enoti. Lastnost, ki definira pomen časovnih serij je zaporedje podatkov. To je pomembno predvsem zato, ker se tu pojavi odvisnost, zamenjava vrstnega reda določenega podatka pa bi pomenilo spremembo pomena podatkov. Pri časovnih serijah se je potrebno osredotočiti najprej na določitev ustreznega modela kateri bi opisal vzorec v časovni seriji. Take modele se nato lahko uporabi za opis pomembnih značilnosti serije, obrazložitev kako vrednosti iz preteklosti vplivajo na prihodnost kot tudi napovedovanje vrednosti opazovane spremenljivke v prihodnosti.

Predpostavka, da bo prihodnost podobna preteklosti je zelo pomembna pri regresiji časovnih serij. Imenujemo jo stacionarnost. Vendar se pri časovnih serijah lahko zgodi tudi to, da niso stacionarne v različnih pomenih, za časovne serije pa sta najbolj izpostavljeni dve. Prvič, naša časovna serija ima lahko stalno, dolgoročno gibanje, pravimo, da serija vsebuje trende. Drugič, regresija je lahko nestabilna skozi čas. Pravimo, da imamo v seriji premike. Prav tako pri analizi ne smemo zanemariti osamelcev. [1,5]

5.1 Stacionarnost, trendi in premiki

Po Lütkepohlu (vir [5]) lahko predvidevamo, da so časovne serije generirane s stohastičnim procesom. Definicija pravi, da je časovna serija y_1, y_2, \dots, y_T generirana s stohastičnim procesom $\{y_t\}_{t \in T}$, kjer je T indeksna množica, ki vsebuje podmnožico $\{1, \dots, T\}$, t pa predstavlja čas oz. časovno obdobje trenutnega opazovanja.

Stacionarnost stohastičnega procesa je določena, če ima proces časovno invariantne prve in druge momente oz. če velja:

$$1. E(y_t) = \mu_y \text{ za vse } t \in T \text{ in}$$

$$2. E[(y_t - \mu_y)(y_{t-h} - \mu_y)] = y_h \text{ za vse } t \in T \text{ in vse } h \text{ za katere velja } t - h \in T. [1,5]$$

Prvi pogoj pomeni, da se časovna serija generirana s stacionarnim stohastičnim procesom konstantno giba okoli povprečja in nima trendov. Z drugimi besedami, vsi členi procesa imajo konstantno povprečje. Drugi pogoj nam zagotavlja, da so tudi variance časovno invariantne, saj varianca $\sigma_y^2 = E[(y_t - \mu_y)^2] = y_0$ za $h = 0$ ni odvisna od t . Prav tako od t ni odvisna niti kovarianca. Iz tega sledi, da so povprečja, variance in kovariance končna števila. [1,5]

Časovna serija Y_t je stacionarna, če se njena verjetnostna porazdelitev skozi čas ne spreminja. To pomeni, da skupna porazdelitev $(Y_{s+1}, Y_{s+2}, \dots, Y_{s+T})$ ni odvisna od s . V nasprotnem primeru je časovna serija nestacionarna. Med najbolj pomembne tipe nestacionarnosti časovnih serij štejemo trende in premike. Trend je stalno dolgoročno gibanje spremenljivke skozi čas. Določena spremenljivka časovne serije niha okrog trenda. Poznamo deterministični in stohastični trend. Deterministični trend je nenaključna funkcija časa, medtem ko se stohastični trend v času spreminja. Drugi tip nestacionarnosti časovnih serij so premiki. Premiki se pojavijo, ko se regresijska funkcija populacije spremeni tekom opazovanja. V ekonomiji se to lahko zgodi iz različnih vzrokov. To so lahko spremembe v ekonomski politiki, strukture ekonomije, ekonomske krize idr. [1,5]

5.2 Testi za koren enote

S testi za koren enote ugotavljamo ali je časovna serija stacionarna ali ne. Pri analizi si pomagamo z redi integracije časovne serije. Ko govorimo o redih integriranosti uporabljamo naslednjo terminologijo: $I(0), I(1)$ ter $I(2)$. Terminologija $I(1)$ ter $I(2)$ pomenita kolikokrat je potrebno serijo diferencirati, da bo ta stacionarna. Če je časovna serija Y_t integrirana reda 1, to je $I(1)$, potem pravimo, da Y_t ima koren enote in je njena prva diferenca ΔY_t stacionarna. Če pa je reda $I(2)$ je druga diferenca $\Delta^2 Y_t$ stacionarna. Če je časovna serija Y_t reda $I(0)$ pravimo, da je stacionarna. V pomoč pri iskanju reda integriranosti serije so nam različni testi. Nekateri med njimi testirajo ničelno hipotezo, da obstaja koren enote, proti hipotezi, da je serija stacionarna, drugi pa obratno. V nadaljevanju bom opisala tri teste za koren enote. [5,6]

5.2.1 ADF test

ADF test (Augumented Dickey-Fuller) je razširjeni test za testiranje modelov z neznanim redom integriranosti. Osnovni autoregresijski proces reda p, AR(p) je določen z naslednjim zapisom:

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_p y_{t-p} + u_t$$

Proces je integriran, če je izpolnjen pogoj:

$$\alpha(1) = 1 - \alpha_1 - \cdots - \alpha_p = 0.$$

Če prvotni enačbi odštejemo y_{t-1} na obeh straneh dobimo spodnji model:

$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j^* \Delta y_{t-j} + u_t$$

kjer je $\phi = -\alpha(1)$ in $\alpha_j^* = -(\alpha_{j+1} + \cdots + \alpha_p)$. V tem modelu želimo testirati hipotezi:

$$H_0 : \phi = 0 \text{ (časovna serija ni stacionarna in jo moramo diferencirati)}$$

proti

$$H_1 : \phi < 0 \text{ (časovna serija je stacionarna, diferenciranje ni potrebno)}$$

Testna statistika tega modela temelji na t-statistiki koeficiente ϕ . Hipoteza H_0 bo zavrnjena, če bo t-statistika manjša od kritične vrednosti. Porazdelitev je nestandardna in omejena, zato je potrebno upoštevati deterministične izraze ter jih vključiti v model (npr. konstanta ali linearni trend) saj lahko povzročijo spremembe v porazdelitvi. Po drugi strani pa vključitev sezonskih slamenih spremenljivk na porazdelitev ne bi vplivala. [5,6]

5.2.2 KPSS test

Naslednji test s katerim lahko testiramo integracijo serije y_t je z uporabo t.i. KPSS testa (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin) pri katerem testiramo ničelno hipotezo H_0 , da je časovna serija stacionarna proti H_1 , da ni. [6]

Domnevajmo, da v časovni seriji ni trenda. Tedaj uporabimo model $y_t = x_t + z_t$, kjer je x_t slučajni sprehod, z_t pa stacionarni proces. Testiramo hipotezo:

$$H_0: y_t \sim I(0) \text{ (časovna serija je stacionarna)}$$

proti

$$H_1: y_t \sim I(1) \text{ (časovna serija ni stacionarna).}$$

Testna statistika KPPS testa je oblike:

$$KPPS = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\infty^2,$$

kjer je $S_t = \sum_{j=1}^t \hat{w}_j$ in $\hat{w}_t = y_t - \bar{y}$ ter $\hat{\sigma}_\infty^2$, ki je cenilka dolgoročne variance procesa z_t :

$$\sigma_\infty^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} T^{-1} \text{var}(\sum_{t=1}^T z_t).$$

Da bi se izognili parametrom, ki utegnejo vplivati na stacionarnost serije uporabimo neparametrično oceno σ_∞^2 z uporabo parametra $I_q = q(T/100)^{1/4}$, ki je:

$$\hat{\sigma}_\infty^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{w}_t^2 + 2 \sum_{j=1}^{t_q} \omega_j \left(\frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{w}_t \hat{w}_{t-j} \right),$$

$$\text{kjer je } \omega_j = 1 - \frac{j}{I_q + 1}.$$

Če je v časovni seriji prisoten linearни trend se model: $y_t = \mu_0 + \mu_1 t + w_t$ testira po istem postopku. [5,6]

5.2.3 UR test za strukturne premike

UR test za strukturne premike je test kateri temelji na ADF testu. Gre za popravljeno serijo podatkov katerim določimo premike v nivoju. V kolikor ima naša serija podatkov kakšne premike v nivoju jih moramo upoštevati pri testiranju korena enote. Upoštevati moramo funkcijo premika $f_t(\theta)' \gamma$, katero dodamo k μ_t . Pri testiranju uporabimo model

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + x_t,$$

kjer sta θ in γ neznana parametra, napake x_t pa so generirane z AR(p) procesom z možnimi koreni enote. [5,6]

Funkcija premika ima obliko

$$f_t^{(1)} = d_{1t} := \begin{cases} 0, & t < T_B \\ 1, & t \geq T_B \end{cases}.$$

Diferenciranje funkcije vodi v impulzivno slaminato spremenljivko. Vključi se lahko tudi sezonske slamine spremenljivke. Testiranje temelji na ocenjevanju z GLS metodo (angl. generalized least square) pod ničelno hipotezo za enoto korena in se je odšteje od originalne serije. Nato sledi uporaba testa ADF na popravljeni seriji. [5,6]

5.3 Vektorska avtoregresija (VAR)

Vektorska avtoregresija je ekonometrični model, ki ga uporabljam za ocenjevanje več spremenljivk z enim samim modelom. VAR je razširjena univariatna avtoregresija s p odlogi v vektor časovnih serij. V modelu se v večini primerov spremenljivke štejejo kot endogene. Vektorska avtoregresija (VAR) s k spremenljivkami časovne vrste je sestavljena iz k enačb, kjer vsaka enačba ustreza svoji spremenljivki. Če je število odlogov v vseh enačbah enako in ima vrednost p, imenujemo sistem VAR(p). Regresorji v enačbah so odložene vrednosti vseh spremenljivk. Koeficienti v VARu so ocenjeni z ocenjevanjem vsake enačbe z OLS metodo. [1,5]

Za množico K spremenljivk časovne vrste $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ VAR model zajema njihove dinamične interakcije. Osnovni model reda p (VAR(p)) je oblike

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t,$$

kjer so $A_i; (i = 1 \dots p)(K \times K)$ matrike koeficientov in je $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$ neopazovana napaka. Predvideva se da je to proces z ničelnim povprečjem in neodvisnim belim šumom s časovno invariatno ter pozitivno definirano kovariančno matriko $E(u_t u_t') = \Sigma_u$. Z drugimi besedami, u_t so neodvisni stohastični vektorji z $u_t \sim (0, \Sigma_u)$. [5,7]

5.3.1 Ocenjevanje neomejenega VAR modela

Predvidevamo, da je število odlogov znano. K enačb VAR modela je ocenjeno posamično z metodo OLS.

Naj bo $Y = [y_1, \dots, y_T]$, $A = [A_1 : \dots : A_p]$, $U = [u_1, \dots, u_T]$ in $Z = [Z_0, \dots, Z_{T-1}]$ ter

$$Z_{t-1} = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{bmatrix}$$

Potem lahko VAR model zapišemo kot $Y = AZ + U$, OLS cenilko pa z

$$\hat{A} = [\hat{A}_1 : \dots : \hat{A}_p] = YZ'(ZZ')^{-1}.$$

Pod standardnimi predpostavkami je zgornja OLS cenilka konsistentna in asimptotično normalno porazdeljena

$$\sqrt{T} \text{vec}(\hat{A} - A) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\hat{A}}), \quad (5.1)$$

kjer vec označuje operator kateri zloži stolpce matrike v vektor, \xrightarrow{d} pa pomeni konvergenco v porazdelitvi. Kovariančna matrika asimptotične porazdelitve je enaka $\Sigma_{\hat{A}} = \text{plim}(ZZ'/T)^{-1} \otimes \Sigma_u$. Iz tega sledi bolj intuitiven vendar nenatančen zapis (5.1)

$$\text{vec}(\hat{A}) \approx N(\text{vec}(A), (ZZ')^{-1} \otimes \Sigma_u).$$

OLS cenilka je identična cenilki največjega verjetja (ML) pogojno na začetno vrednost, za normalno porazdeljen (Gaussov) I(0) proces y_t . [5,7]

Kovariančna matrika je lahko ocenjena po običajnem postopku. Možni cenilki sta lahko

$$\hat{\Sigma}_u = \frac{1}{T - K_p} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$$

$$\tilde{\Sigma}_u = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$$

Obe cenilki sta konsistentni in asimptotično normalno porazdeljeni neodvisno od \hat{A} . Torej imata $\sqrt{T}(\hat{\Sigma}_u - \Sigma_u)$ in $\sqrt{T}(\tilde{\Sigma}_u - \Sigma_u)$ prav tako asimptotično normalno porazdelitev pod pogojem, da je uvedeno dovolj momentnih pogojev. [5,7]

5.3.2 VAR z restrikcijami

Pri ocenjevanju VAR modela lahko uporabimo tudi ocene z restrikcijami. Restrikcije za posamezne parametre ali skupine parametrov so določene na podlagi meril za izbiro modela. Postopek izbire primerrega modela temelji na metodi ocenjevanja ene enačbe ter algoritmu kateri zajame celoten sistem v proces eliminacije.

Uporabimo spodnjo enačbo za opis metode z eno enačbo

$$y_t = \theta_1 x_{1t} + \cdots + \theta_N x_{Nt} + u_t, \quad T = 1, \dots, T. \quad (5.2)$$

Zaradi poenostavitev so vsi desno stoječi parametri značeni z x_{kt} , vključno z vsemi eksogenimi, determinističnimi in odloženimi endogenimi spremenljivkami. Optimalni niz regresorjev je tedaj izbran z minimiziranjem kriterija za izbiro spremenljivk

$$CR(i_1, \dots, i_n) = \log(SSE(i_1, \dots, i_n)/T) + c_t n/T,$$

kjer je $SSE(i_1, \dots, i_n)$ vsota kvadratov napak dobljenih zaradi upoštevanja $x_{i_1 t}, \dots, x_{i_n t}$ v regresijskem modelu (5.2), c_t pa je količina, ki določa specifično merilo. Bolj natančno

$$c_t = \begin{cases} 2; & \text{za } AIC, \\ 2 \log \log T; & \text{za } HQ, \\ \log T; & \text{za } SC. \end{cases}$$

Uporabimo lahko različne strategije za eliminacijo regresorjev. Poznamo SER (Sequential Elimination of Regressors) katera eliminira tiste regresorje, ki vodijo k najvišji redukciji izbranega kriterija dokler ni možna nobena redukcija več. Poleg SER poznamo tudi Top-Down strategijo (TD), ki preverja zadnji regresor v enačbi in preverja ali bi njegova eliminacija izboljšala kriterij. Če da, ga izbriše, v nasprotnem primeru nadaljuje z naslednjim regresorjem. [7]

5.4 Specifikacija modela

Pri specifikaciji modela je potrebno najprej določiti število odlogov.

5.4.1 Določanje odlogov

Odloge določamo z minimiziranjem enega izmed spodnjih informacijskih kriterijev:

$$\begin{aligned} AIC(n) &= \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{2}{T} n K^2, \\ HQ(n) &= \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + 2 \frac{\log \log T}{T} n K^2, \\ SC(n) &= \log \det(\tilde{\Sigma}_u(n)) + \frac{\log T}{T} n K^2 \end{aligned}$$

kjer je $\tilde{\Sigma}_u(n)$ ocenjena z $T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$. AIC kriterij asimptotično precenjuje red z pozitivno verjetnostjo, medtem ko druga dva podcenjujeta. Rezultati veljajo za procese I(0) ter tudi I(1) z kointegriranimi spremenljivkami. [5,7]

5.5 Preverjanje modela

Obstaja veliko statističnih orodij s katerimi lahko preverimo ustreznost VAR modela. V nadaljevanju bodo opisani testi za avtokorelacijo ter testi za normalnost.

5.5.1 Portmanteau test za avtokorelacijo

Portmanteau test za preverjanje avtokorelacji v ostankih se lahko uporablja v VAR modelu v katerem so vključene samo endogene spremenljivke. Test preverja ničelno hipotezo

$$H_0: E(u_t u'_{t-1}) = 0, \quad i = 1, \dots, h,$$

proti alternativni hipotezi, da je vsaj ena avtokorelacija in avtokovarianca neničelna. [5,7]

Testna statistika ima sledečo obliko

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h \text{tr}(\hat{C}'_j \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}),$$

kjer je $C_i = T^{-1} \sum_{t=i+1}^T \hat{u}_t \hat{u}'_{t-i}$. Predpostavimo, da so \hat{u}_t ostanki v VAR procesu. Potem velja, da ima Q_h , pod ničelno hipotezo, $\chi^2(K^2(h-p))$ porazdelitev. Z drugimi besedami, število stopinj prostosti je določeno kot razlika med številom ocenjenih VAR koeficientov ter med vključenimi avtokorelacijami (K^2h). χ^2 porazdelitev je veljavna samo v primeru, če je $h \rightarrow \infty$ pri ustrezni stopnji in naraščajočo velikostjo vzorca. Uporabimo lahko tudi prilagojeno Portmanteau statistiko, katera ima lahko boljše vzorčne lastnosti:

$$Q_h^* = T^2 \sum_{j=1}^h \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{C}'_j \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}).$$

Previdni moramo biti predvsem pri izbiri vrednosti za h . Priporočljivo je preveriti rezultate za različne vrednosti. [5,7]

5.5.2 Breusch-Godfrey test za avtokorelacijo

Za h-ti red avtokorelacije ostanka Breusch-Godfrey-ev test preverja model

$$u_t = B_1 u_{t-1} + \cdots + B_h u_{t-h} + \text{napaka}$$

ter preverja ničelno hipotezo $H_0: B_1 = \cdots = B_h = 0$ proti alternativni hipotezi

$H_1: B_1 \neq 0 \text{ ali } \dots \text{ ali } B_h \neq 0$. [5,7]

Upoštevajmo naslednji pomožni model, ko niso prisotne eksogene spremenljivke in ni restrikcij za A_j in Γ_j

$$\hat{u}_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + C D_t + B_1 \hat{u}_{t-1} + \cdots + B_h \hat{u}_{t-h} + e_t.$$

Modela sta ocenjena z OLS metodo, tako da je u_t za $t \leq 0$ zamenjan z ničlo.

Naj bodo $\hat{e}_t (t = 1, \dots, T)$ ocjenjeni ostanki. Iz zgornjih modelov dobimo kovarinačno matriko ostankov

$$\tilde{\Sigma}_e = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t \tilde{e}_t.$$

Še več, če ponovno ocenimo pomožne modele brez odlogov v ostankih \hat{u}_{t-i} za $i = (1, \dots, h)$, to je z restrikcijami $B_1 = \cdots = B_h = 0$ ter označimo \hat{e}_t^R z dobljenimi ostanki, je cenilka kovariančne matrike enaka

$$\tilde{\Sigma}_R = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t^R \hat{e}_t^{R'}$$

Pripadajoča LM statistika je tedaj enaka

$$LM_h = T[K - \text{tr}(\tilde{\Sigma}_e \tilde{\Sigma}_R^{-1})],$$

katera ima asimptotično $\chi^2(hK^2)$ porazdelitev pod standardnimi predpostavkami. Test je lahko v majhnih vzrocih pristranski (Edgerton in Shukur, 1999), zato lahko pri testiranju uporabimo statistiko

$$FLM_h = \left[\left(\frac{|\tilde{\Sigma}_R|}{|\tilde{\Sigma}_e|} \right)^{1/s} - 1 \right] \cdot \frac{Ns-q}{Km},$$

kjer je $s = \left(\frac{K^2m^2-4}{K^2+m^2-5}\right)^{1/2}$, $q = \frac{1}{2}Km - 1$, $N = T - n - m - \frac{1}{2}(K - m + 1)$ ter n število regresorjev v vsaki enačbi originalnega sistema ter $m = Kh$ število dodatnih regresorjev v pomožnem modelu. P vrednosti statistike temeljijo na $F(hK^2, [Ns - q])$ porazdelitvi. [5,7]

Breusch-Godfrey LM test je bolje uporabiti za testiranje nižjih redov avtokorelacije ostankov (manjši h), medtem ko je Portmanteau test bolje uporabiti za večje h. [5,7]

5.5.3 Testi za normalnost

Pri testih za normalnost je glavna ideja transformacija vektorja ostankov, tako da njegove komponente postanejo neodvisne, nato pa se preveri ustreznost tretjega in četrtega momenta z momenti iz normalne porazdelitve. Kovariančna matrika ostankov je v prvem koraku ocenjena z

$$\tilde{\Sigma}_u = T^{-1} \sum_{t=1}^T (\tilde{u}_t \tilde{u}_t')'$$

poleg tega se izračuna še koren matrike $\tilde{\Sigma}_u^{1/2}$. Testi za normalnost lahko temljijo na asimetriji in sploščenosti standardiziranih ostankov. Proses standardiziranja ostankov lahko interpretiramo s pomočjo dveh kriterijev, in sicer, po Doorniku in Hansenu ali po Lütkepohlu. [5,7]

ARCH-LM test

Multivariatni ARCH-LM test temelji na univariatnem ARCH-LM testu. Naj bo multivariatni regresijski model enak

$$vech(\hat{u}_t \hat{u}_t') = \beta_0 + \beta_1 vech(\hat{u}_{t-1} \hat{u}'_{t-1}) + \dots + \beta_q vech(\hat{u}_{t-q} \hat{u}'_{t-q}) + napaka_t,$$

kjer je vech operator za stolpce, katere zlaga od glavne diagonale navzdol v simetričnih matrikah. β_0 je $\frac{1}{2}K(K+1)$ dimenzionalna matrika, B_j pa so $(\frac{1}{2}K(K+1) \times \frac{1}{2}K(K+1))$ koeficienti matrike ($j = 1, \dots, q$). V kolikor so vsi B_j enaki nič, potem v ostankih ni ARCH učinka. Z ARCH testom testiramo ničelno hipotezo

$$H_0: B_1 = \dots = B_q = 0 \quad \text{proti alternativni} \quad H_1: B_1 \neq 0 \text{ ali } \dots \text{ ali } B_q \neq 0.$$

Vrednosti preverimo z LM statistiko, ki je pri univariatnem testu enaka

$$ARCH_{LM}(q) = TR^2.$$

LM statistika univariatnega testa ima asimptotično $\chi^2(q)$ porazdelitev, v kolikor ničelna hipoteza, da ni pogojne heteroskedačnosti, drži. [5,7]

Pri multivariatnem testu je LM statistika enaka

$$MARCh_{LM}(q) = \frac{1}{2} TK(K+1) R_m^2,$$

kjer je

$$R_m^2 = 1 - \frac{2}{K(K+1)} \text{tr}(\hat{\Omega}\hat{\Omega}_0^{-1}),$$

$\hat{\Omega}$ je kovariančna matrika ostankov multivariatnega regresijskega modela dimenzijs $\frac{1}{2}K(K+1)$, Ω_0 pa je matrika z $q=0$. Omenjeno statistiko primerjamo s kritičnimi vrednostmi iz $\chi^2(qK^2(K+1)^2/4)$ porazdelitve. Uporabi se lahko tudi F-verzijo, katera temelji na $MARCh_{LM(q)}/[qK^2(K+1)^2/4]$. [5,7]

5.6 Impulzni odzivi

Analizo impulznih odzivov uporabljamo za analiziranje dinamičnih interkacij med endogenimi spremenljivkami v VAR procesu. Tu so eksogene in deterministične spremenljivke izpuščene iz sistema, saj so obravnavane kot fiksne. Označimo z y_t prilagojene endogene spremenljivke in naj bo proces y_t stacionaren. Potem se učinki šokov danega sistema najlažje vidi v predstavitvi drseče sredine

$$y_t = \phi_0 u_t + \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2} + \dots,$$

kjer je $\phi_k = I_k$ in je

$$\phi_s = \sum_{j=1}^s \phi_{s-j} A_j, \quad s = 1, 2, \dots$$

možno izračunati rekurzivno iz reducirane oblike koeficientov VAR modela, pri pogojih $A_j = 0$ za $j > p$. Koeficiente lahko interpretiramo kot odraz odzivov na impulze v sistemu. ϕ_s pa so elementi, kateri predstavljajo impulzne odzive komponent y_t glede na šoke. Upoštevati moramo dejstvo, da v kolikor izberemo različne rede spremenljivk v vektorju y_t , lahko to privede do različnih impulznih odzivov. Učinek posameznega šoka je torej lahko odvisen od načina razporeditve spremenljivk v vektorju. [5]

6 REZULTATI

V tem poglavju bom predstavila rezultate moje analize. Po uvozu podatkov v program, sem spremenljivke najprej logaritmira. Nato sem naredila še prve diference logaritmov vseh spremenljivk. *Pslob_log* je logaritmirana vrednost cen NMB95 v Sloveniji, *Paub_log* v Avstriji, *Phub_log* na Madžarskem, *Phrb_log* na Hrvaškem. *Nw_log* je logaritmirana vrednost neto plač v Sloveniji, *Qslob_log* količina prodanega bencina v Sloveniji ter *stavt_log* je število prvič registriranih vozil v Sloveniji. Podobno velja za ostale spremenljivke s končnico d v imenu, kar označuje naftni derivat dizel.

6.1 Neosvinčen 95-oktanski motorni bencin

Pred pričetkom definiranja modela sem najprej ugotovila stacionarnost spremenljivk. V ta namen sem opravila teste za koren enote za vse spremenljivke (cene posameznega naftnega derivata za Slovenijo, Avstrijo, Italijo, Madžarsko ter Hrvaško, neto plače in število prvič registriranih vozil v Sloveniji). Tabela 3 prikazuje rezultate testov za koren enote za neosvinčen 95-oktanski motorni bencin.

Tabela 3: Testi za koren enote za NMB95

UNIT ROOT TEST		ADF test CV 5% = -2,86 t-stat	KPSS test CV 5% = 0,463 t-stat	UR test s premiki CV 5% = -2,88 t-stat
Slovenija	Nivo	-1,242	1,046	-1,379
	1. dif	-3,580	0,321	-3,841
Avstria	Nivo	-1,688	0,710	-1,974
	1. dif	-2,922	0,235	-3,128
Italija	Nivo	-1,431	0,879	-1,593
	1. dif	-2,869	0,204	-3,017
Madžarska	Nivo	-1,594	0,702	-1,766
	1. dif	-3,394	0,185	-3,896
Hrvaška	Nivo	-1,130	0,950	-1,405
	1. dif	-3,629	0,147	-3,826
Količina	Nivo	0,094	1,076	0,070
	1. dif	-4,353	0,096	-4,711
Neto plače	Nivo	-0,787	0,292	-1,045
	1. dif	-3,930	0,057	-4,386
Število prvič reg. vozil	Nivo	-1,248	0,635	-1,405
	1. dif	-3,008	0,057	-3,238

Opomba: Število odlogov v nivoju je enako 3 za vse spremenljivke, v prvih diferencah je enako 2 prav tako za vse spremenljivke. Vse spremenljivke imajo datum preloma, in sicer 2009Q2.

V začetku analize sem najprej preverila ali so v mojih serijah pristoni koren enot. To sem preverila s tremi testi. ADF test mi za podatke o NMB95 pove, da na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti ničelno hipotezo za nobeno izmed spremenljivk sprejemem sklep, da so v mojih serijah prisotni koren enote pri treh odlogih. Glede na dobljene rezultate lahko sklepam, da so vse spremenljivke v nivoju nestacionarne. ADF test mi za prve diference pove, da lahko zavrnem ničelno hipotezo pri dveh odlogih in sprejemem sklep, da so vse spremenljivke integrirane reda I(1), torej je prva diferenca stacionarna.

KPSS test mi za vse spremenljivke pove, da na podlagi vzorčnih podatkov lahko zavrnem ničelno hipotezo pri 5 % stopnji tveganja ter sprejemem sklep, da proces pri treh odlogih ni integriran in so prisotni koren enote. Za prve diference mi KPSS test poda rezultate s katerimi ne morem zavrniti ničelne hipoteze pri dveh odlogih in sprejemem sklep, da ni prisotnih korenov enot ter so moje serije stacionarne reda 1, tj. I(1).

UR test s premiki testira na podoben način kot ADF, le da upošteva dodano še morebitne premike, ki so lahko prisotni v seriji. Glede na podatke se odločim za vključitev nove slavnate spremenljivke, ko je nastopila kriza in sicer za obdobje 2009Q2. Podobno kot pri ADF testu mi tudi UR test poda iste rezultate za vse spremenljivke. Pri treh odlogih ne zavrnem ničelne hipoteze in sprejemem sklep, da so v mojih serijah prisotni koren enote. Pri dveh odlogih pa lahko zavrnem ničelno hipotezo in sprejemem sklep, da so vse spremenljivke integrirane reda 1, tj. I(1), torej so moje serije stacionarne v prvih differencah.

Sledi ocenjevanje modela z VAR. Pri ocenjevanju sem se odločila za tri endogene spremenljivke in sicer, Pslob_log (logaritmirane cene NMB95 v Sloveniji), Qslob_log (logaritmirane količine prodanega NMB95 v Sloveniji) ter stavt_log (logaritmirano število prvih registriranih vozil v Sloveniji). Dobljeni rezultati VAR-a z restrikcijami so predstavljeni v tabeli 4.

Tabela 4: Rezultati VAR modela z restrikcijami za NMB95

ENDOGENE SREMENLJIVKE			
	Pslob_log	Qslob_log	stavt_log
Pslob_log(t-1)	0.083* (0.083)	-0.815 (0.199)	
Qslob_log(t-1)	-0.088** (0.039)	-0.216** (0.103)	
stavt_log(t-1)	-0.111 (0.025)		0.248 (0.072)
Pslob_log(t-2)	-0.438	1.175	-0.628

Qslob_log(t-2)	(0.108) -0.070*** (0.043)	(0.304) 0.389 (0.063)	(0.197) -0.417 (0.081)
EKSOGENE SPREMENLJIVKE			
nw_log (t)	0.542 (0.193)	0.610** (0.291)	2.416 (0.291)
Paub_log(t)		-1.328 (0.442)	0.766** (0.366)
Phrb_log(t)	0.336 (0.100)		
Phub_log(t)			-0.175*** (0.137)
Pitb_log(t)	0.360 (0.109)	1.665 (0.466)	-1.177 (0.433)
nw_log (t-1)			
Paub_log(t-1)	-0.203* (0.118)	0.563* (0.322)	-1.148 (0.367)
Phrb_log(t-1)	-0.307 (0.090)	0.506** (0.245)	1046 (0.203)
Phub_log(t-1)	0.179** (0.084)		-0.622 (0.187)
Pitb_log(t-1)			1.102 (0.360)
nw_log (t-2)	0.798 (0.164)		
Paub_log(t-2)	-0.505 (0.158)		-0.588** (0.248)
Phrb_log(t-2)	0.223** (0.091)	1.225 (0.249)	0.327* (0.188)
Phub_log(t-2)		-0.570 (0.189)	0.269* (0.156)
Pitb_log(t-2)	0.763 (0.160)	-2.018 (0.366)	
impulse (t)	-0.076 (0.014)	0.117 (0.041)	
shifterisis (t)	0.068 (0.016)	-0.159 (0.036)	0.348 (0.034)
CONST (t)	-3.782 (0.778)	6.968 (-1.972)	-3.751** (-1.649)

S1 (t)	-0.044 (0.009)		0.316 (0.015)
S2 (t)	-0.092 (0.011)	0.136 (0.022)	0.345 (0.017)
S3 (t)		0.173 (0.016)	0.047* (0.024)
TREND (t)	-0.006 (0.002)	-0.029 (0.003)	-0.010 (0.003)

Opomba: V oklepajih pod ocenami koeficientov so podane ocene standardnih napak. Posamezni koeficienti so statistično značilni pri **1%, *5% ali ***10% ravni.

V model sem kot eksogene spremenljivke vključila cene NMB95 v sosednjih državah, neto plačo, sezonsko slavnato spremenljivko ter impulzno slavnato spremenljivko za obdobje 2009Q2. Število odlogov je enako 2 za endogene kot tudi za eksogene spremenljivke. Upoštevala sem tudi trend.

V nadaljevanju podajam analizo ostankov. V ta namen sem uporabila Portmanteau test, prilagojeni Portmanteau test, Lütkepohlov test in Jarque-Bera test za testiranje normalnosti napak ter univariatni in multivariatni ARCH-LM test. Rezultati so predstavljeni v tabeli 5.

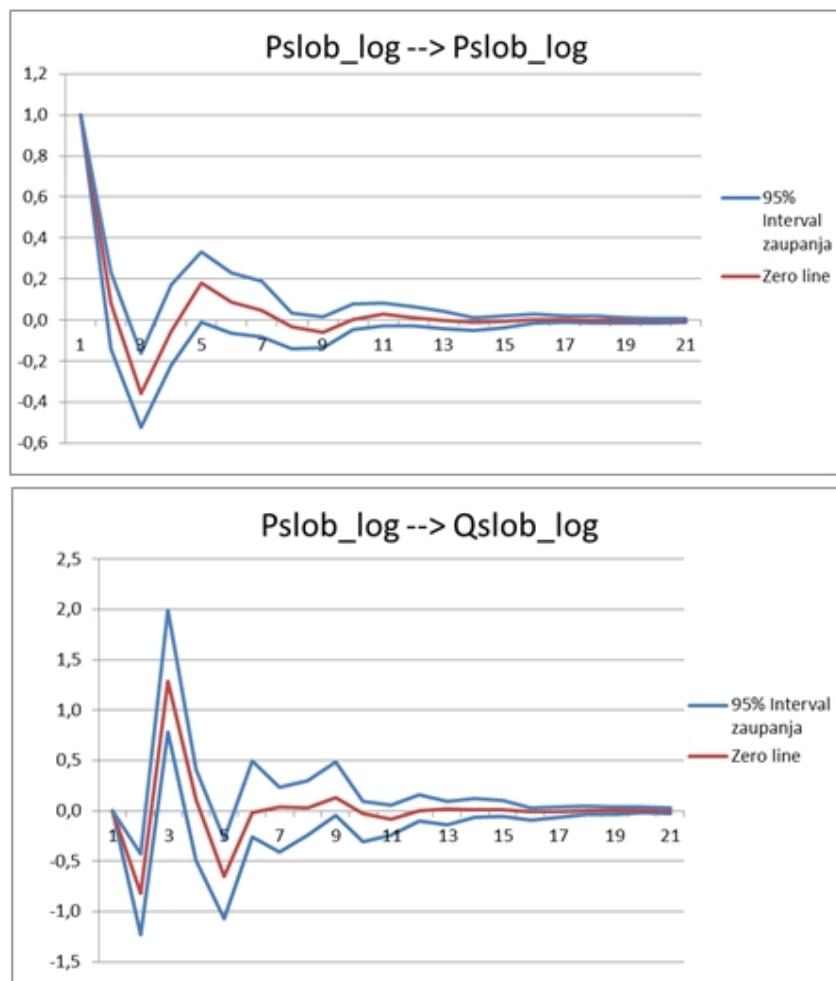
Tabela 5: Rezultati testov analize ostankov za NMB95

Test		testna statistika	p-vrednost
Portmanteau		26,0135	0,3002
Prilagojeni Portmanteau		27,59	0,2317
LM		16,3124	0,5708
Doornik & Hansen		8,1170	0,2297
Lütkepohl		3,5949	0,7313
Jarque-Bera	u1	1,8173	0,4031
	u2	1,5654	0,4572
	u3	0,8678	0,648
ARCH-LM	u1	4,5273	0,3393
	u2	0,1418	0,9976
	u3	4,8437	0,3037
Multivariatni ARCH-LM		79,9886	0,2427

S Portmanteau, prilagojenim Portmanteau ter LM testom sem preverila ali je v ostankih modela prisotna avtokorelacija. Testiram ničelno hipotezo, da avtokorelacija ni pristona proti alternativni, da je. Vsi trije testi mi pokažejo, da na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti ničelne hipoteze, saj je vrednost nad kritično vrednostjo in sprejemem sklep, da v modelu ni prisotne avtokorelacije ostankov. Poleg avtokorelacije sem preverila še eno lastnost ostankov modela, in sicer normalnost porazdelitve ostankov. Na podlagi rezultatov

sklenem, da so ostanki porazdeljeni normalno, saj ne morem zavrniti ničelne hipoteze pri 5% stopnji značilnosti. Z ARCH-LM testi sem preverila prisotnost pogojne heteroskedastičnosti, ter testiram ničelno hipotezo, da ni ARCH učinkov v ostankih modela oz. ni pogojne heteroskedastičnosti. Na podlagi dobljenih rezultatov obeh ARCH-LM testov ne morem zavrniti ničelne hipoteze, ter sprejemem sklep, da pogojna heteroskedastičnost ni prisotna.

Glede na to, da zgoraj opisani diagnostični testi potrjujejo specifikacijo modela, smo se v tem delu osredotočili na analizo impulznih odzivov. Slednja služi analizi dinamičnih učinkov šokov v gospodarstvu. Zanima nas kaj se zgodi s količino in ceno, če se cena NMB95 zniža. Slika 5 prikazuje kaj se zgodi s cenami in količino NMB95, če pride do šoka v cenah. Opazimo, da pride zaradi začetnega povišanja cen do padca količine kar je v skladu s teorijo. Vpliv je statistično značilen pri 5% samo v prvem obdobju, nato je statistično neznačilen.



Slika 5: Impulzni odzivi za NMB95

Za primerjavo z VAR modelom sem funkcijo povpraševanja ocenila še z navadno regresijo. Odvisna spremenljivka je količina prodanega bencina v Sloveniji, regresorji pa cene, neto plača in število prvič registriranih vozil. Vključila sem tudi trend in sezonske slamnate spremenljivke. Število vseh obzervacij je 44. RMSE označuje koren srednje kvadratne napake in meri velikost ostanka regresije v enotah odvisne spremenljivke. R² nam pove kolikšen delež odvisne spremenljivke je pojasnjeno z linearnim vplivom neodvisnih spremenljivk. Regresijska funkcija je oblike

$$\begin{aligned} \ln Qslob = & \text{kons.} + \beta_1 \ln Pslob + \beta_2 \ln Instavt + \beta_3 \ln nw + \beta_4 \ln Paub + \beta_5 \ln Pitb \\ & + \beta_6 \ln Phub + \beta_7 \ln Phrb + \beta_8 Trend + \beta_9 Dq1 + \beta_{10} Dq2 + \beta_{11} Dq3 \end{aligned}$$

Tabela 6: Regresijske ocene za NMB95

Odvisna spremenljivka $\ln Qslob$ - količina prodanega bencina v Sloveniji	
lnPslob	-1,032 (0,239)
lnInstavt	-0,115* 0,0799)
lnnw	1,167 0,211)
lnPaub	0,122* (0,424)
lnPitb	0,711* (0,381)
lnPhub	0,2497* (0,229)
lnPhrb	-0,3119* (0,299)
Trend	-0,01511 (0,003)
Dq1	-0,05177 (0,0222)
Dq2	0,11233 (0,031)
Dq3	0,169 (0,028)
konstanta	5,221 (1,857)
RMSE	0,0472

R²	0,9448
n	44

Opomba: V oklepajih pod ocenami koeficientov so podane ocene standardnih napak. Posamezni koeficienti so statistično značilni pri **1%, *5% ali ***10% ravni.

Na podlagi regresijskih ocen razberemo, da se bo prodana količina NMB95 v Sloveniji zmanjšala za 1,032%, če se cene v Sloveniji povečajo za 1%. Rezultat spremenljivke Pslob_log je negativen in tudi neznačilen. Neznačilen je prav tako tudi rezultat o neto plačah. Regresijska ocena pravi, da se bo prodana količina bencina v Sloveniji povečala za 1,167 %, če se neto plača poveča za 1%. Pri 5% stopnji tveganja je značilen koeficient pri spremenljivki o številu prvič registriranih vozil. Statistično značilne so tudi cene NMB95 v sosednjih državah.

Ocena koeficiente pred spremenljivko o prvič registriranih vozilih je statistično značilen vendar nesmiselen. Ob povečanju števila prvič registriranih avtomobilov za 1% se bo po napovedih ocnjene regresijske funkcije količina zmanjšala za 0,115%. Podobno, nesmiselen je tudi rezultat pred ceno na Hrvaškem. Ob 1% zvišanju cen na Hrvaškem se bo količina v Sloveniji zmanjšala za 0,312%. Dobljena rezultata tako ne opisujeta smiselne povezave med količino ter številom prvič registriranih vozil v Sloveniji in ceno NMB95 na Hrvaškem.

6.2 Dizel

Tabela 7 prikazuje rezultate testov za korene enote za dizel. ADF test mi za serije podatkov o dizlu za vse spremenljivke poda pričakovane rezultate. Za vse spremenljivke v nivoju ne morem zavrniti ničelne hipoteze in sprejemem sklep, da časovne serije pri različnih odlogih niso stacionarne in vsebujejo korene enot. Za prve diference pa mi ADF test pove, da lahko zavrnem ničelno hipotezo pri 5% stopnji tveganja in sprejemem sklep, da so serije stacionarne reda 1.

Tabela 7: Testi za koren enote za dizel

UNIT ROOT TEST	Odlogi	ADF test CV 5% = -2,86 t-stat	KPSS test CV 5% = 0,463 t-stat	UR test CV 5% = -2,88 t-stat
Slovenija	Nivo	3	-1,394	0,947
	1. dif	2	-3,293	0,278
Avstrija	Nivo	2	-0,992	1,118
	1. dif	1	-3,807	0,429
Italija	Nivo	4	-1,262	0,665
	1. dif	3	-3,371	0,159

Madžarska	Nivo	3	-1,735	0,723	-1,844
	1. dif	2	-3,199	0,164	-3,583
Hrvaška	Nivo	3	-1,527	0,887	-1,988
	1. dif	2	-3,413	0,129	-3,476
Količina	Nivo	2	-2,785	1,018	-2,914
	1. dif	1	-3,960	0,214	-4,597
Neto plače	Nivo	3	-0,787	0,292	-1,045
	1. dif	2	-3,930	0,057	-4,386
Inflacija	Nivo	3	-1,775	0,563	-1,877
	1. dif	2	-5,589	0,049	-6,224
Število prvič reg. vozil	Nivo	3	-1,248	0,635	-1,405
	1. dif	2	-3,008	0,057	-3,238

Opomba: Vse spremenljivke imajo datum preloma, in sicer 2009Q2.

S KPSS testom lahko za vse spremenljivke zavrnem ničelno hipotezo, ter sprejmem sklep, da so časovne serije nestacionarne v nivoju. Za prve diference mi KPSS poda statistično značilne rezultate, s katerimi lahko sprejmem ničelno hipotezo, ter sklenem, da so serije stacionarne reda 1.

Glede na rezultate UR testa s premiki, lahko podam iste zaključke kot pri ADF testu za vse spremenljivke razen za količino. Za količino sem dobila statistično neznačilne rezultate v prvi diferenci, vendar lahko na podlagi ADF in KPSS testa podam zaključek, da je tudi ta serija stacionarna reda I(1) pri enem odlogu.

Podobno kot pri NMB95 sem tudi za dizel pri VAR modelu uporabila tri endogene spremenljivke, podobno kot prej, količina in cena dizla v Sloveniji ter število prvič registriranih vozil v Sloveniji. Rezultati VAR modela z restrikcijami za dizel so predstavljeni v tabeli 8.

Tabela 8: Rezultati VAR modela z restrikcijami za dizel

ENDOGENE SREMEMNLJIVKE			
	Pslod_log	Qslod_log	stavt_log
Pslod_log(t-1)	0.513 (0.078)	-0.591 (0.200)	
Qslod_log(t-1)	-0.092** (0.047)		0.249 (0.066)
stavt_log(t-1)		0.158 (0.079)	0.521 (0.093)
Pslod_log(t-2)			0.326* (0.195)
Qslod_log(t-2)	-0.149		

stavt_log(t-2)	(0.045) -0.126 (0.031)		-0.190** (0.077)
EKSOGENE SPREMENLJIVKE			
nw_log (t)		2.510 (0.160)	
Paud_log(t)		-0.416 (0.140)	-0.270** (0.109)
Phrd_log(t)	0.366 (0.098)	0.481 (0.145)	
Phud_log(t)		-0.289* (0.154)	
Pitd_log(t)	0.359 (0.092)		
nw_log (t-1)			
Paud_log(t-1)		-0.486 (0.150)	
Phrd_log(t-1)	-0.479 (0.059)		0.594 (0.179)
Phud_log(t-1)		0.461** (0.199)	-0.564 (0.181)
Pitd_log(t-1)		0.615 (0.186)	
nw_log (t-2)	1.295 (0.206)		
Paud_log(t-2)	-0.333 (0.057)	0.619 (0.137)	
Phrd_log(t-2)		-0.158* (0.114)	
Phud_log(t-2)			
Pitd_log(t-2)	0.337 (0.067)		-0.502 (0.120)
 			
impulse (t)		0.082** (0.036)	
shiftcrisis(t)	0.058 (0.014)		0.203 (0.028)
CONST (t)	-4.434 (0.754)	-6.049 -1.354	3.576 (0.808)
S1 (t)	-0.041 (0.009)	0.038** (0.016)	0.213 (0.018)

S2 (t)	-0.108 (0.016)	0.130 (0.014)	0.261 (0.032)
S3 (t)	-0.036 (0.008)	0.133 (0.022)	-0.047*** (0.032)
TREND (t)	-0.005 (0.001)	-0.011 (0.002)	0.003 (0.001)

Opomba: V oklepajih pod ocenami koeficientov so podane ocene standardnih napak. Posamezni koeficienti so statistično značilni pri **1%, *5% ali ***10% ravni.

V model sem tudi tukaj kot eksogene spremenljivke vključila cene dizla v sosednjih državah, neto plačo, sezonsko slavnato spremenljivko ter impulzno slavnato spremenljivko. Število odlogov je enako 2 za endogene kot tudi za eksogene spremenljivke. Upoštevala sem tudi trend. Spremenljivka *Pslod_log* vpliva na prodano količino bencina negativno, kar pomeni, da se bo ob znižanju cene naftnega derivata količina povišala. Obratno na funkcijo količine vplivajo neto plače. In sicer, ob zvišanju plače se bo zvišala tudi prodana količina. Vpliv cen dizla sosednjih držav na prodano količino v Sloveniji poda za Avstrijo in Madžarsko negativen učinek, Hrvaško pozitiven, za Italijo pa statistično neznačilen.

Tabela 9 prikazuje rezultate testov za analizo ostankov modela. Uporabila sem iste teste kot za NMB95.

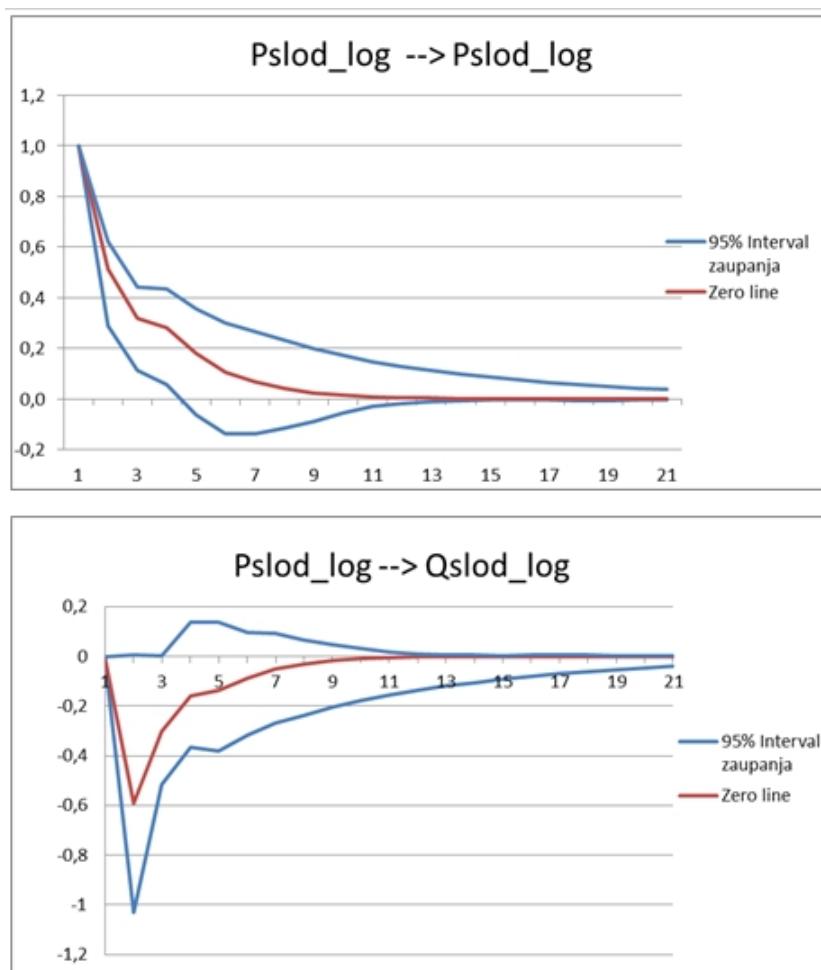
Tabela 9: Rezultati testov analize ostankov za dizel

Test		testna statistika	p-vrednost
Portmanteau		61,0871	0,0001
Prilagojeni Portmanteau		64,4959	0
LM		12,1195	0,841
Doornik & Hansen		2,2247	0,8979
Lütkepohl		1,281	0,9803
Jarque-Bera	u1	0,0569	0,9719
	u2	2,2815	0,3196
	u3	1,2573	0,5333
ARCH-LM	u1	6,333	0,1756
	u2	1,8989	0,7543
	u3	5,355	0,2528
Multivariatni ARCH-LM		72,9105	0,4479

S Portmanteau, prilagojenim Portmateau ter LM testom sem preverila ali je v ostankih modela pristona avtokorelacija. Testiram ničelno hipotezo, da avtokorelacija ni pristona

proti alternativni, da je. Oba Portmanteau testa pokažeta, da na podlagi vzorčnih podatkov moram zavrniti ničelno hipotezo, saj je p-vrednost pod kritično vrednostjo in sprejemem sklep, da je v modelu prisotne avtokorelacije ostankov. Zaradi nezanesljivosti teh dveh testov uporabim bolj zanesljiv LM test, kateri mi pokaže, da v modelu ni prisotne avtokorelacije ostankov.

Poleg avtokorelacije sem preverila še eno lastnost ostankov modela, in sicer normalnost porazdelitve ostankov. Na podlagi rezultatov sklenem, da so ostanki porazdeljeni normalno, saj ne morem zavrniti ničelne hipoteze pri 5% stopnji značilnosti. Z ARCH-LM testi sem preverila prisotnost pogojne heteroskedastičnosti, ter testiram ničelno hipotezo, da ni ARCH učinkov v ostankih modela oz. ni pogojne heteroskedastičnosti. Na podlagi dobljenih rezultatov obeh ARCH-LM testov ne morem zavrniti ničelne hipoteze, ter sprejemem sklep, da pogojna heteroskedastičnost ni prisotna.



Slika 6: Impulzni odzivi za dizel

Slika 6 prikazuje kaj se zgodi s cenami in količino dizla, če pride do šoka v cenah. Opazimo, da v pride zaradi začetnega povišanja cen do padca količine kar je v skladu s teorijo. Vpliv je statistično značilen za vpliv cen pri 5% samo v prvem obdobju, nato je statistično neznačilen.

Opravila sem še eno oceno linearne regresije, sedaj za dizel. Odvisna spremenljivka je količina prodanega dizla v Sloveniji, regresorji pa cene, neto plača in število prvič registriranih vozil. Vključila sem tudi trend in sezonske slammate spremenljivke.

Regresijska funkcija je oblike

$$\begin{aligned} \ln Q_{slod} = & \text{kons.} + \beta_1 \ln P_{slod} + \beta_2 \ln instavt + \beta_3 \ln nw + \beta_4 \ln Paud + \beta_5 \ln Pitd \\ & + \beta_6 \ln Phud + \beta_7 \ln Phrd + \beta_8 Trend + \beta_9 Dq1 + \beta_{10} Dq2 + \beta_{11} Dq3 \end{aligned}$$

Tabela 10: Regresijske ocene za NMB95

Odvisna spremenljivka $\ln Q_{slod}$ - količina prodanega dizla v Sloveniji	
lnPsld	-0,749** (0,330)
lnInstavt	0,157* (0,086)
lnnw	2,977 (0,2696)
lnPaud	-0,351** (0,1546)
lnPitd	1,586 (0,244)
lnPhud	0,456** (0,183)
lnPhrd	0,0061* (0,203)
Trend	-0,0137 (0,002)
Dq1	-0,0241 (0,0242)
Dq2	0,093 (0,0365)
Dq3	0,152 (0,022)
konstanta	-9,248 (1,826)

RMSE	0,03746
R ²	0,9695
n	44

Opomba: V oklepajih pod ocenami koeficientov so podane ocene standardnih napak. Posamezni koeficienti so statistično značilni pri **1%, *5% ali ***10% ravni.

Na podlagi regresijskih ocen razberemo, da se bo prodana količina dizla v Sloveniji zmanjšala za 0,749%, če se cene v Sloveniji povečajo za 1%. Rezultat je statistično značilen pri 1% stopnji tveganja. Ocenjen vpliv plač na prodano količino je statistično neznačilen vendar logičen. V kolikor se bo plača zvišala za 1%, se bo prodana količina dizla povečala za 2,977%. Neznačilen, vendar smiselen je prav tako tudi rezultat o vplivu spremembe cen v sosednji Italiji. Če se cene v Italiji povišajo za 1% se bo prodana količina v Sloveniji povečala za 1,586%.

Pri 5% stopnji tveganja je značilen koeficient pri spremenljivki o številu prvič registriranih vozil. Namreč, spremenljivka vpliva pozitivno na količino. Na podlagi vzorčnih podatkov se bo količina prodanega dizla povečala za 0,157%, če se število prvič registriranih vozil poveča za 1%. Statistično značilne so tudi cene dizla v sosednjih državah, in sicer v Avstriji ter na Madžarskem z 1% stopnjo tveganja, na Hrvaškem pa s 5% stopnjo tveganja. Povišanje cen v Avstriji ima negativen vpliv na količino v Sloveniji, kar je nesmiselno. Ob povečanju cen v Avstriji se količina v Sloveniji zniža. Cene na Madžarskem ter na Hrvaškem so smiselne, saj se ob povečanju cen NMB95 v teh državah poveča prodana količina istega derivata v Sloveniji.

7 ZAKLJUČEK

V zaključni projektni nalogi sem ocenjevala vpliv različnih spremenljivk na prodano količino posameznega naftnega derivata v Sloveniji. Ocenjevala sem s pomočjo dveh statističnih programov. V prvem sem uporabila vektorsko avtoregresijo v drugem pa navadno regresijo. Obe sem opravila za namen primerjave rezultatov.

Za ocenjevanje VAR modela sem uporabila tri endogene spremenljivke, ceno naftnega derivata v Sloveniji, prodano količino istega naftnega derivata v Sloveniji ter število prvič registriranih vozil v Sloveniji. Kot eksogene spremenljivke so bile določene cene naftnega derivata v sosednjih državah Slovenije ter neto plače. V model sem vključila tudi trend ter slamnate spremenljivke za krizo. Pri ocenjevanju navadne regresije je odvisna spremenljivka bila količina prodanega naftnega derivata, odvisne pa cene doma, v tujini ter neto plače in slamnate spremenljivke.

Na podlagi ocenjenih regresijskih koeficientov ugotavljam, da je prodana količina neosvinčenega 95-oktanskega bencina v Sloveniji odvisna od cen istega naftnega derivata, saj je ocenjeni regresijski koeficient ocenjen z -1,032, kar pomeni, da se bo količina prodanega naftnega derivata zmanjšala za 1,032%, če se cena poveča za 1%. Dobleni rezultat je statistično neznačilen, vendar je v skladu s teorijo. Iz regresijskih ocen za funkcijo povpraševanja po dizlu razberemo, da se bo prodana količina dizla v Sloveniji zmanjšala za 0,749%, če se cene v Sloveniji povečajo za 1%. Rezultat je statistično značilen pri 1% stopnji tveganja.

Vpliv plač na prodano količino obeh naftnih derivatov je statistično neznačilen, vendar v skladu s teorijo. Potrošniki bodo povečano povpraševali po naftnih derivatih, če se njihova neto plača poveča. Na podlagi regresijskih ocen ugotavljam, da število prvič registriranih vozil negativno vpliva na prodano količino bencina in je rezultat statistično značilen pri 5% stopnji tveganja. Ocena tega regresijskega koeficiente ni v skladu s teorijo. Model bi lahko popravili tako, da bi za oceno vpliva vključili, le vozila, ki uporabljajo ta naftni derivat, vendar bi to zahtevalo veliko več raziskovanja. Prav tako na podlagi ocen ugotavljam, da število prvič registriranih vozil pozitivno vpliva na prodano količino dizla in je rezultat statistično značilen pri 5% stopnji tveganja. Na podlagi vzorčnih podatkov se bo količina prodanega dizla povečala za 0,157%, če se število prvič registriranih vozil poveča za 1%.

Statistično značilne so tudi cene NMB95 v sosednjih državah, razen na Hrvaškem. Ob povečanju cen bencina v omenjenih državah se bo količina le-tega v Sloveniji povečala.

Prav tako so statistično značilne tudi cene dizla v sosednjih državah, in sicer v Avstriji ter na Madžarskem z 1% stopnjo tveganja, na Hrvaškem pa s 5% stopnjo tveganja. Povišanje cen v Avstriji ima negativen vpliv na količino v Sloveniji, medtem ko ima povišanje na Hrvaškem in Madžarskem pozitiven.

Dobljen rezultat cenovne elastičnosti za neosvinčen 95-oktanski motorni bencin je statistično neznačilen. Njegova vrednost nakazuje na cenovno elastičnost povpraševanja, kljub temu, da je motorni bencin dobrina, ki ni zamenljiva. Ker je v analizo bil vključen 95-oktanski motorni bencin je rezultat po mojem mnenju smiselen, saj se kupci lahko odločijo za drugačno vrsto motornega bencina, ki v analizo ni bil vključen, to pa je 98-oktanski motorni bencin. Cenovna elastičnost povpraševanja za dizel je statistično značilna in znaša -0,749. Glede na njeno vrednost lahko sklenem, da je cenovna elastičnost povpraševanja po dizlu neelastična. Dobljeni rezultati moje analize so primerljivi z rezultati iz preteklih analiz, ki so jih opravili Drollas, Sterner in Dahl.

Odločanje potrošnikov o nakupu naftnih derivatov je vsekakor odvisna od različnih spremenljivk. Ker nafta in njeni derivati veljajo kot starteško pomembne surovine ter svetovno največji viri energije lahko pričakujemo vsaj enako oz. povečano povpraševanje v prihodnosti.

8 LITERATURA IN VIRI

- [1] J. H. Stock in M. M. Watson, *Introduction to Econometrics Third Edition*, Pearson Education Limited, 2012. (*Citirano na strani 13.*)
- [2] C. Dahl in T. Sterner, *Analysing gasoline demand elasticities: a survey*, www.ecn.ulaval.ca/~sgor/babble/survey_gasoline_demand.pdf (Datum ogleda: 10.6.2016)
- [3] M. Espey, *Gasoline demand revisited: an internationalmeta-analysis of elasticities*, http://courses.washington.edu/pbafadv/examples/Espey_Gasoline_Demand_Meta-Analysis.pdf (Datum ogleda 15.6.2016)
- [4] C.-Y. C. Lin in L. Prince, *Gasoline price volatility and the elasticity of demand for gasoline*, www.des.ucdavis.edu/faculty/Lin/gas_price_volatility_paper.pdf (Datum ogleda: 16.6.2016)
- [5] M. Krätsig in H. Lütkepohl, *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, 2004. (*Citirano na strani 13.*)
- [6] D. Boreiko in M. Krätsig in H. Lütkepohl, *Initial analysis in jMulTi*, <http://www.jmulti.de/download/help/initanal.pdf>. (Datum ogleda: 17. 8. 2016.) (*Citirano na strani 13.*)
- [7] D. Boreiko in M. Krätsig in H. Lütkepohl, *VAR analysis in jMulTi*, <http://www.jmulti.de/download/help/var.pdf>. (Datum ogleda: 18. 8. 2016.) (*Citirano na strani 13.*)
- [8] Graham D. J. in Glaister S., *The Demand for Automobile Fuel: A Survey of Elasticities*, Journal of Transport Economics and Policy 36, no. 1, 2002, <http://www.jstor.org/stable/20053890> (Datum ogleda: 30.8.2016)
- [9] R. R. Chianelli in S.A. Holditch, *Factors That Will Influence Oil and Gas Supply and Demand in the 21st Century*, https://www.researchgate.net/publication/255202938_Factors_That_Will_Influence_Oil_and_Gas_Supply_and_Demand_in_the_21st_Century (Datum ogleda: 15.6.2016)
- [10] *Uredba o oblikovanju cen določenih naftnih derivatov*, Pravno informacijski sistem RS, <http://www.pisrs.si/Pis.web/pregledPredpisa?id=URED7300> (Datum ogleda 20.6.2016) (*Citirano na strani 3*)
- [11] Pindyck r., Rubinfeld D., *Microeconomics Seventh edition*, Pearson Education Limited, 2009 (*Citirano na strani 2*)
- [12] *Weekly Oil Bulletin*, European commission, <https://ec.europa.eu/energy/en/data-analysis/weekly-oil-bulletin>. (Datum ogleda: 20.5.2016)
- [13] *Indeksi cen življenskih potrebščin po COICOP/HICP po skupinah in podskupinah, Slovenija, mesečno*, Podatkovni portal SI-STAT, http://pxweb.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=0400601s&ti=&path=../Database/Ekonomska/04_cene/04006_ICZP/&lang=2. (Datum ogleda: 5.5.2016)

- [14] *Trdna, tekoča in plinasta goriva, Slovenija, mesečno*, Podatkovni portal SI-STAT, http://pxweb.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=1818001S&ti=&path=../Database/Okolje/18_energetika/04_18180_goriva/&lang=2. (Datum ogleda: 5.5.2016)
- [15] *Prve registracije cestnih vozil glede na vrsto vozila, Slovenija, mesečno*, Podatkovni portal SI-STAT, http://pxweb.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=2222100S&ti=&path=../Database/Ekonomska/22_transport/08_22221_reg_cestna_vozila/&lang=2 (Datum ogleda 5.5.2016)
- [16] *Povprečne mesečne plače in indeksi povprečnih mesečnih plač po dejavnostih (SKD 2008), Slovenija, mesečno*, Podatkovni portal SI-STAT, http://pxweb.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=0701011S&ti=&path=../Database/Dem_soc/07_trg_dela/10_place/01_07010_place/&lang=2. (Datum ogleda: 5.5.2016)
- [17] *Oil companies focus on production over exploration as low oil prices reduce value of new reserve*, U.S. Energy Information Administration, https://www.eia.gov/petroleum/weekly/archive/2016/160525/includes/analysis_print.cfm, (Datum ogleda 1.6.2016)
- [18] *Ina povečala cijene motornih benzina*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-povecala-cijene-motornih-benzina/257013.aspx> (Datum ogleda: 10.5.2016)
- [19] *INA nije promijenila cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-nije-promijenila-cijene-goriva/284741.aspx>. (Datum ogleda: 10.5.2016)
- [20] *Ina: Super plus 98 jeftiniji za 22 lipe*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-super-plus-98-jeftiniji-za-22-lipe/289018.aspx>. (Datum ogleda 10.5.2016)
- [21] *INA smanjila cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-smanjila-cijene-goriva/290928.aspx>. (Datum ogleda 10.5.2016)
- [22] *INA: Nove maloprodajne cijene*, Index.hr, <http://www.index.hr/auto/clanak/ina-nove-maloprodajne-cijene/297302.aspx>. (Datum ogleda: 10.5.2016)
- [23] *INA: Cijene naftnih derivata bez promjene*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-cijene-naftnih-derivata-bez-promjene/318581.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [24] *Od utorka skuplja Inina dizelska goriva i super plus 98*, Index.hr, <http://www.index.hr/auto/clanak/od-utorka-skuplja-inina-dizelska-goriva-i-super-plus-98/322959.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [25] *INA snizila cijenu Supera plus 98, ostali derivati bez promjene*, Index.hr, <http://www.index.hr/auto/clanak/ina-snizila-cijenu-supera-plus-98-ostali-derivati-bez-promjene/325081.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [26] *Poskupljuje benzin, jeftiniji dizel*, Index.hr, <http://www.index.hr/auto/clanak/poskupljuje-benzin-jeftiniji-dizel/335807.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)

- [27] *INA najavila novo poskupljenje goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-najavila-novo-poskupljenje-goriva/341117.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [28] *INA objavila nove cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/auto/clanak/ina-objavila-nove-cijene-goriva-/344351.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [29] *Danas poskupljenje benzina do 3,6 posto*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/danas-poskupljenje-benzina-do-36-posto/363320.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [30] *U ponoć poskupilo dizelsko gorivo*, Index.hr, <http://www.index.hr/auto/clanak/u-ponoc-poskupilo-dizelsko-gorivo/364758.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [31] *Izjednačena cijena Eurodizela i Eurospera 95*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/izjednacena-cijena-eurodizela-i-eurospera-95/366263.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [32] *Ponovno poskupjelo gorivo, litra Eurospera 95 8,09 kuna*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ponovno-poskupjelo-gorivo-litra-eurospera-95-809-kuna/369248.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [33] *Od ponoći ponovno rast cijena goriva*, Eurosper 95 čak 8,25 kuna, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/od-ponoci-ponovno-rast-cijena-goriva-eurosper-95-cak-825-kuna/370129.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [34] *Od ponoći niža cijena Super plus 98*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/od-ponoci-niza-cijena-super-plus-98/373245.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [35] *Ina povećala cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-povecala-cijene-goriva/375004.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [36] *Cijene goriva postavile novi presedan: Eurodizel skuplji od benzina*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/cijene-goriva-postavile-novi-presedan-eurodizel-skuplji-od-benzina/378691.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [37] *INA opet povisila cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-opet-povisila-cijene-goriva/384682.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [38] *Napunite koliko možete, benzin ide na deset kuna!*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/napunite-koliko-mozete-benzin-ide-na-deset-kuna/388350.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [39] *Od sutra jeftinije gorivo*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/od-sutra-jeftinije-gorivo/409223.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [40] *Ina opet podiže cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-opet-podize-cijene-goriva/437174.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [41] *Dizel jeftiniji 1,5 posto, benzin skuplji 2,5 posto*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/dizel-jeftiniji-15-posto-benzin-skuplji-25-posto/419793.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)

- [42] *Benzinima i eurodizelu cijene od ponoći idu gore*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/benzinima-i-eurodizelu-cijene-od-ponoci-idu-gore/435281.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [43] *Cijene benzina ponovno idu gore, dizelu ostaju iste*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/cijene-benzina-ponovno-idu-gore-dizelu-ostaju-iste/433361.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [44] *Cijene benzina od ponoći ponovno rastu, dizelu ostaju iste*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/cijene-benzina-od-ponoci-ponovno-rastu-dizelu-ostaju-iste/431468.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [45] *Ina povisuje cijene dizelskih goriva, cijene motornih benzina i eurodizela ostaju iste*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-povisuje-cijene-dizelskih-goriva-cijene-motornih-benzina-i-eurodizela-ostaju-iste/429544.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [46] *Nakon ponoći cijene benzina preko sedam kuna*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-povisuje-cijene-dizelskih-goriva-cijene-motornih-benzina-i-eurodizela-ostaju-iste/429544.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [47] *Od ponoći skuplja benzinska goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/od-ponoci-skuplja-benzinska-goriva-/425649.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [48] *Ina od ponoći smanjuje cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-od-ponoci-smanjuje-cijene-goriva/423624.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [49] *Poskupljuje benzin, cijene dizela ostaju iste*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/poskupljuje-benzin-cijene-dizela-ostaju-iste/421657.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [50] *Od ponoći ponovo poskupljuje gorivo*, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/od-ponoci-ponovo-poskupljuje-gorivo-/457051.aspx> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [51] *Od ponoći rastu cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=454912> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [52] *Benzin pojefinjuje za sedam lipa, dizel za tri lipe*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=453853> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [53] *Cijene goriva padaju od 7 do 12 lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=452618> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [54] *Cijene goriva padaju za dvije do 11 lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=451509> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [55] *Gorivo jeftinije za tri posto*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=450399>
- [56] *Od ponoći jeftiniji benzin, cijene dizela ostaju iste*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=448322> (Datum ogleda 10.5.2016)

- [57] *Hrvati od ponoći plaćaju jeftinije gorivo*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=442531> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [58] *Pojeftinio benzin, dizel po istoj cijeni*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=516145> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [59] *Novi udar na standard vozača: Eurosiper 95 se bliži cijeni od 8 i pol kuna*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=484633> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [60] *Gorivo poskupjelo od sedam do 12 lipa po litri*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=483515> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [61] *Nova čestitka iz Ine: Gorivo skuplje od 9 do 13 lipa po litri*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=482280> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [62] *Novo poskupljenje na benzinskim postajama: Cijene goriva skočile od 6 do 9 lipa*,
Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=479813> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [63] *Još jedan udar na standard: Od danas na benzinskim postajama više cijene goriva*,
Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=478497> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [64] *Čestitka iz Ine: Gorivo skuplje od 13 do 19 lipa po litri*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=468480> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [65] *Ina: Od ponoći rastu cijene benzina i dizela*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=467444> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [66] *Benzin poskupljuje, a dizel pojeftinjuje za lipu*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=461516> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [67] *Naftni derivati od ponoći jeftiniji za tri do pet lipa po litri*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=460346> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [68] *Od ponoći jeftiniji benzin, a skuplji dizel*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=536884> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [69] *Zašto su Petrol i OMV povisili cijene goriva, a Ina, iako je to najavljivano, nije?*,
Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=534749> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [70] *Opet narasle cijene goriva: Eurodizel probio psihološku granicu od 9 kuna!*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=539002> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [71] *Cijene goriva od ponoći padaju*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=543368> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [72] *Cijene benzina niže za nekoliko lipa, dizel ostao isti*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=521230> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [73] *Novi udar na standard: Hrvati od danas skuplje plaćaju naftu i benzin*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=523738> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [74] *Od ponoći vjerojatno pojeftinjuju goriva*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=551973> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [75] *Rastu cijene dizela, padaju cijene benzina*, Index.hr,
<http://www.index.hr/clanak.aspx?id=556543> (Datum ogleda 10.5.2016)

- [76] *Pojeftinila sva goriva na hrvatskim benzinskim crpkama*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=554322> (Datum ogleda 10.5.2016)
- [77] *Nenormalni rast cijena goriva: Benzin će ići i preko deset kuna!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=532476> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [78] *Opet poskupljenje: Najveće cijene ove godine, Eurosuper dvije lipa manje od devet kuna*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=528437> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [79] *Novo poskupljenje goriva: Benzin skuplji za od devet do 22 lipa, cijena eurodizela nepromijenjena*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=526085> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [80] *Sva goriva od ponoći jeftinija*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=554264> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [81] *Od ponoći skuplji benzin, a jeftiniji dizel*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=549826> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [82] *Cijene goriva otišle gore: Eurosuper 95 košta 9,97 kuna, eurosuper 98 10,28*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=547820> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [83] *Mijenjaju se cijene goriva: Dizeli jeftiniji, benzini skuplji*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=588099> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [84] *Benzin i eurodizel od ponoći skuplji za nekoliko lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=577844> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [85] *Od ponoći skuplji benzin i eurodizel*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=577773> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [86] *U ponoć rastu cijene svih goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=572614> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [87] *Cijene goriva u ponoć rastu: Eurosuper 98 ide preko 10 kuna!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=570168>
- [88] *Od ponoći više cijene dizelskih goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=565426> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [89] *Nove cijene goriva: Benzin poskupljuje, dizel jeftiniji*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=560740> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [90] *Od ponoći u Hrvatskoj pale cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=558484> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [91] *Cijene goriva su previsoke! Vlada će smanjiti trošarine, ali kada?*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=602702> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [92] *Index doznaje: INA nočas ipak neće dizati cijene goriva!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=601808> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [93] *Točite prije ponoći: Cijene goriva rastu i do 30 lipa po litri!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=592733> (Datum ogleda 11.5.2016)

- [94] *Skočile cijene goriva, sindikati se nadaju da neće biti lančanih poskupljenja*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=630076> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [95] *Benzin poskupio na gotovo 12 kuna po litri, dizel od sutra za 13 lipa jeftiniji*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=610061> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [96] *Poskupio benzin, pojeftinio dizel*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=624963> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [97] *Vlada odgodila povećanje trošarina za dva tjedna: Od ponoći benzin skuplji za pet lipa, dizel za dvije lipe jeftiniji*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=624845> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [98] *Vlada povećala trošarine: Gorivo ćemo opet plaćati 15 lipa više*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=624193> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [99] *Cijene goriva padaju, ali drugih pojeftinjenja neće biti*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=622018> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [100] *Opet padaju cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=619772> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [101] *Od ponoći gorivo jeftinije: Nova cijena eurodizela 9,79 kuna, eurosuper 98 po 10,78 kuna po litri*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=617501> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [102] *Gorivo od ponoći jeftinije: Za litru benzina 30-ak lipa manje, a za litru dizela 10-ak lipa manje!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=614980> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [103] *Motorna goriva jeftinija, ali rastu cijene loživog ulja i plavog dizela*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=637448> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [104] *Od utorka jeftinije gorivo?*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=637171> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [105] *Novi udar na standard: Od utorka ponovno rastu cijene goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=634713> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [106] *Od ponoći gorivo plaćamo 30-ak lipa po litri više, sindikati uvjereni da će doći do lančanih poskupljenja*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=632538> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [107] *Eurosuper 95 od ponoći 11,01 kunu po litri, Eurodizel 10,25 kuna po litri: Gorivo za kunu i pol skuplje nego lani!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=632409> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [108] *Od utorka opet rastu cijene goriva, Štern pomalo iznenađen: Najveći razlog za poskupljenje je jačanje dolara!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=632309> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [109] *Od ponoći skuplje gorivo: Rast trošarina na čekanju do daljnje!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=627301> (Datum ogleda 11.5.2016)

- [110] *Od ponoči skuplja benzinska, a jeftinija dizelska goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=653998> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [111] *Konačno jedna dobra vijest! Ministarstvo potvrdilo niže cijene goriva!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=646310> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [112] *Od ponoči manje cijene goriva: Benzin jeftiniji za oko 30 lipa, dizel za 11 lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=644049> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [113] *Od utorka eurosuper 95 za 30 lipa jeftiniji, dizel jeftiniji samo 9 lipa!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=643875> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [114] *Od ponoči skuplje gorivo, najviše poskupljuje eurodizel*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=641886> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [115] *Napokon: Cijene goriva padaju za maksimalan iznos!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=639490> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [116] *Od ponoči skuplja benzinska goriva*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=682569> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [117] *Od ponoči poskupljuje gorivo: Eurosüber 95 opet iznad 10 kuna!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=679990> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [118] *Cijene benzina ostaju iste, dizeli od ponoči rastu*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=677581> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [119] *Od ponoči sva goriva jeftinija za 24 do 31 lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=675236> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [120] *Napokon dobre vijesti za vozače: Od ponoči dizel jeftiniji za 16, a benzin i do 36 lipa po litri*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=668185> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [121] *Od ponoči niže cijene goriva: Benzini jeftiniji za 33 do 36 lipa po litri, a dizel za 16 lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=668137> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [122] *Gorivo od ponoči ipak nešto jeftinije: Cijena benzina pada za jednu, a cijena dizela za sedam lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=665669> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [123] *Gorivo opet poskupljuje: Eurosüber 98 raste na 11,18 kuna, nova cijena Eurodizela "okruglih" 10 kuna po litri!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=663199> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [124] *Ponovno rastu cijene goriva: Benzin za 18, a dizel za 16 lipa!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=663021> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [125] *Od ponoči opet skuplje gorivo*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=655905> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [126] *Benzinska goriva jeftinija, dizel skuplji za šest lipa*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=687713> (Datum ogleda 11.5.2016)
- [127] *Od ponoči jeftiniji benzini, dizel poskupljuje zbog novih troškarina!*, Index.hr, <http://www.index.hr/clanak.aspx?id=685139> (Datum ogleda 11.5.2016)

- [128] INA: *nove cijene goriva, jeftiniji eurodizel*, Poreština.info, <http://porestina.info/ina-nove-cijene-goriva-jeftiniji-eurodizel/> (Datum ogleda 14.8.2016)
- [129] Ina povećala cijene svih derivata, Croatiabiz, http://www.croatiabiz.com/info_lnews-article.php?ID=24929 (Datum ogleda 14.8.2016)
- [130] Ina bez promjena cijena i ovaj tijedan, Croatiabiz, http://www.croatiabiz.com/info_lnews-article.php?ID=24062 (Datum ogleda 1.6.2016)
- [131] INA: benzini poskupljuju 1,4 posto, dizeli prosječno 2 posto, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-benzini-poskupljuju-14-posto-dizeli-prosjecno-2-posto/244682.aspx> (datum ogleda: 10.8.2016) (Datum ogleda 1.6.2016)
- [132] Ina snizila cijene dizela, plavog dizela i loživog ulja, Index.hr, <http://www.index.hr/vijesti/clanak/ina-snizila-cijene-dizela-plavog-dizela-i-lozivog-ulja/262130.aspx>. (Datum ogleda 1.6.2016)